

Universidad de Deusto
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Programa de Gestión Avanzada

**“Rentabilidad y Riesgo
de las acciones en el
Mercado Continuo español”**

Tesis Doctoral presentada por Don José Antonio Madariaga Ibarra
Dirigida por el Doctor Don Fernando Gómez-Bezares Pascual

El Director

El Doctorando

Bilbao, Septiembre, 1994

A mis padres

AGRADECIMIENTOS

Es difícil recoger en un apartado tan breve a todas las personas e instituciones sin cuya colaboración hubiera sido imposible la realización de este trabajo. Por ello, espero que si alguien se siente olvidado sepa disculpar dicha desconsideración y acepte, desde mi olvido, mi más profundo agradecimiento por la ayuda y apoyo prestado.

Destaco en primer lugar, a mi amigo y compañero en tareas de docencia Javier Santibáñez Grüber, cuya ilimitada paciencia y capacidad de trabajo ha hecho posible mejorar muchos de los aspectos considerados a lo largo del trabajo. Su abnegada dedicación cada vez que requería su apoyo me hace sentir en deuda perpetua.

Tampoco hubiera sido posible avanzar sin la eficiente ayuda técnica prestada por, mi también amigo y compañero, Miguel Angel Larrínaga Ojanguren. Sólo espero que pueda aportar mi esfuerzo en la tarea que él ha comenzado, aunque no se si seré capaz de llegar a dar tanto como él.

Quisiera dedicar un apartado especial a mis maestros, a quienes debo mi afición por los temas tratados en este trabajo y cuyo fruto espero les complazca y sirva de homenaje a su valiosísima labor docente. Así, agradezco a Fernando Gómez-Bezares Pascual, director de mi tesis, sus enseñanzas en materia financiera y, a José Luis Narvaiza Solís y José Vicente Ugarte Susaeta, compañeros de departamento, su gran capacidad de comunicar los, en muchas ocasiones, complicados conceptos estadísticos. A todos ellos debo mi admiración y mi agradecimiento por su continuo aliento a lo largo de la realización del trabajo.

Gracias, también, a la Fundación Bernaola, sin cuya ayuda financiera y confianza en nuestro buen hacer, no sería posible la realización de éste y otros importantes proyectos de investigación en la Universidad.

No quisiera olvidarme de UNIREDA, y en especial de Jesús Arranz, sin cuyo apoyo en la ingrata tarea de construir la base de datos, no habiéramos podido alcanzar la fiabilidad deseada en el tratamiento y posterior contraste de los modelos financieros. También mi compañero Txema Errasti merece mención especial, por su aportación a la construcción de la base de datos, así como por sus valiosos consejos financieros.

No puedo finalizar este apartado sin destacar a otras personas que, sin haber colaborado directamente en la realización de este trabajo, me han servido de constante apoyo y aliento en todos aquellos difíciles momentos que, por la incontenible alegría de éste, han pasado al olvido. En primer lugar, quisiera agradecer a mis padres por deberles todo y haberme apoyado constantemente en la realización de todos los proyectos de mi vida. En particular, siento tristeza de que mi padre no pueda celebrar con nosotros la finalización de este trabajo, aunque tengo la esperanza de que, en la lejana eternidad, pueda recibir mi más sincera gratitud. También Agurtzane supo ayudarme implicándose constantemente en mejorar mi estilo con sus atinados consejos sin quejarse de la aridez del tema. Gracias, por supuesto, a Mae, quien espero me acompañe en otros importantes proyectos a lo largo de mi vida que, sin su concurso, perderían sentido. Para terminar, agradecer a mis amigos simplemente por su confianza y amistad, que no es poco.

INDICE

AGRADECIMIENTOS	iii
INDICE	v
INTRODUCCION	I
1. Marco general del trabajo	1
2. Justificación del trabajo	2
3. Estructura de la tesis	5
I - MARCO TEORICO FINANCIERO	9
1. Introducción	9

2. Conceptos financieros básicos	10
2.1 Cotización y rentabilidad de los títulos	10
2.2 La distribución de las rentabilidades	12
2.3 El comportamiento de los individuos	14
2.4 El premio por el riesgo	15
3. La diversificación	16
3.1 Una aproximación simplificada a la Teoría de Cartera	16
3.2 Generalización de la Teoría de Cartera	22
3.3 Distribución de las carteras de títulos	23
3.4 Media y varianza marginales	24
4. La relación entre rentabilidad y riesgo	26
4.1 Una aproximación simplificada a la relación rentabilidad-riesgo	26
4.2 Generalización de la relación rentabilidad-riesgo	33
5. El Modelo de Mercado	38
6. El C.A.P.M. (Capital Asset Pricing Model)	42
6.1 El mercado en equilibrio	42
6.2 El riesgo en el equilibrio	43
6.3 El CAPM: Desarrollo formal del modelo	47
7. El A.P.T. (Arbitrage Pricing Theory)	53
7.1 La crítica de Roll	53
7.2 Una aproximación intuitiva al APT	54

7.3 El Modelo Factorial	58
7.4 El APT: Desarrollo formal del modelo	60
7.5 La crítica de Shanken	63
 II - EL MODELO DE MERCADO	65
1. Introducción general y notación	65
2. El Modelo de Mercado. Introducción	67
3. Modelo de Mercado: Planteamiento uniecuacional	67
3.1 Características del Modelo de Mercado	68
3.2 Hipótesis básicas del modelo	70
3.3 Método de estimación del Modelo de Mercado y propiedades de los estimadores	72
3.4 Metodología empírica y contrastes clásicos	74
4. Modelo de Mercado: Planteamiento multiecuacional	76
4.1 Relación entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de diferentes títulos	76
4.2 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	78
4.3 Método de estimación del conjunto de ecuaciones	82
5. Modelo de Mercado ampliado	83
5.1 Características del Modelo de Mercado ampliado	84
5.2 Hipótesis básicas del Modelo de Mercado ampliado (uniecuacional y multiecuacional) y planteamiento matricial	86

5.3 Método de estimación: discusión	88
5.4 Método de estimación: planteamiento formal	89
5.4.1 Proceso de estimación conocida la matriz de varianzas y covarianzas	89
5.4.2 Proceso de estimación desconocida la matriz de varianzas y covarianzas	91
 III - EL CAPM. CONTRASTE DE SERIE TEMPORAL	93
1. Introducción	93
2. CAPM: El modelo a contrastar	94
2.1 CAPM: El modelo ex-ante	95
2.2 La hipótesis de "expectativas racionales"	96
2.3 El modelo ex-post	98
3. Contraste empírico del CAPM con una serie temporal	99
3.1 La hipótesis de expectativas de riesgo constantes	99
4. Modelo empírico de serie temporal reducido	100
4.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	101
4.2 Relación con el modelo ex-post	102
4.3 Contraste del modelo	103
4.4 Método de estimación del modelo empírico de serie temporal	105
4.5 Metodología empírica y contrastes clásicos	105

5. Modelo empírico de serie temporal ampliado	107
5.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	108
5.2 Relación con el modelo ex-post	109
5.3 La contrastación mediante el modelo de serie temporal ampliado.....	111
5.4 Método de estimación del modelo empírico	112
5.5 Interpretación del contraste del modelo de serie temporal ampliado	113
5.5.1 Variable explicativa independiente de la rentabilidad del mercado	114
5.5.2 Variable explicativa relacionada con la rentabilidad de mercado	115
 IV - EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS.....	119
1. Introducción	119
2. Modelo empírico reducido suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error	120
2.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	121
2.2 Relación con el modelo ex-post	124
2.3 Contraste del CAPM	127
2.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal	128
2.4.1 Método de estimación suponiendo conocida la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias	128
2.4.2 Método de estimación suponiendo desconocida la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias	129
2.5 Metodología empírica y contrastes clásicos	130

3. Modelo empírico reducido suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error	136
3.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	137
3.2 Relación con el modelo ex-post	140
3.3 Contraste del modelo	144
3.4 Método de estimación del modelo empírico	145
3.4.1 Existencia de heteroscedasticidad. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)	145
3.4.2 Existencia de heteroscedasticidad. Comentarios a la solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979) y propuesta de un nuevo estimador	151
3.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general	156
4. Modelo empírico ampliado suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error.....	158
4.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	158
4.2 Relación con el modelo ex-post	160
4.3 Contraste del modelo	163
4.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal	164
4.5 Metodología empírica y contrastes	165
5. Modelo empírico ampliado suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error	166
5.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	167
5.2 Relación con el modelo ex-post	170
5.3 Contraste del modelo	170

5.4 Método de estimación del modelo empírico	171
5.4.1 Existencia de heteroscedasticidad. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)	171
5.4.2 Existencia de heteroscedasticidad. Propuesta de un estimador suponiendo fija la variable " β_{it} " no observada y la variable " z_{it} "	174
5.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general	176
 V - EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS.....	177
1. Introducción	177
2. Modelo ex-post de corte transversal con medias	179
3. Modelo empírico reducido suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error	180
3.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	180
3.2 Relación con el modelo ex-post	183
3.3 Contraste del modelo	185
3.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal	186
3.5 Metodología empírica y contrastes clásicos	187
4. Modelo empírico reducido suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error	189
4.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	190
4.2 Relación con el modelo ex-post	192
4.3 Contraste del modelo	195

4.4 Método de estimación del modelo empírico	196
4.4.1 Existencia de heteroscedasticidad. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)	196
4.4.2 Existencia de heteroscedasticidad. Comentarios a la solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979) y propuesta de un nuevo estimador	199
4.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general	201
5. Modelo empírico ampliado suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error	202
5.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	202
5.2 Relación con el modelo ex-post	204
5.3 Contraste del modelo	206
5.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal	207
5.5 Metodología empírica	207
6. Modelo empírico ampliado suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error	208
6.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	209
6.2 Relación con el modelo ex-post	211
6.3 Contraste del modelo	211
6.4 Método de estimación del modelo empírico	212
6.4.1 Existencia de heteroscedasticidad. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)	212
6.4.2 Existencia de heteroscedasticidad. Propuesta de un estimador suponiendo fija la variable " β_i " no observada y la variable " z_i "	214

6.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general	215
VI - El APT	217
1. Introducción	217
2. APT: El modelo a contrastar	218
2.1 APT: El modelo ex-ante	219
2.2 La hipótesis de "expectativas de riesgo constantes"	221
3. Naturaleza estocástica de las rentabilidades: Modelo Factorial	222
3.1 Planteamiento del Modelo Factorial	223
3.2 Hipótesis de comportamiento y características del Modelo Factorial ...	223
3.3 Técnicas de obtención de los coeficientes de riesgo sistemático	225
4. La contrastación empírica del APT mediante corte transversal sin medias:	
Modelo ex-post y empírico	229
4.1 Modelo ex-post de corte transversal sin medias	230
4.2 Modelo empírico de corte transversal sin medias	231
4.3 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	231
4.4 Relación con el modelo ex-post	234
4.5 Contraste del APT	236
4.6 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal	236
4.7 Metodología empírica y contrastes clásicos	237

5. La contrastación empírica del APT mediante corte transversal con medias:	
Modelo ex-post y empírico	239
5.1 Modelo ex-post de corte transversal con medias	240
5.2 Modelo empírico de corte transversal con medias	241
5.3 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial	241
5.4 Relación con el modelo ex-post	243
5.5 Contraste del modelo	245
5.6 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal	245
5.7 Metodología empírica y contrastes clásicos	246
 VII - DESCRIPCION DE LA BASE DE DATOS	 249
1. Introducción	249
2. La Base de Datos	250
2.1 Los títulos seleccionados y el periodo analizado	250
2.1.1 Selección previa	250
2.1.2 Selección definitiva	256
2.2 El banco de las rentabilidades	260
2.2.1 Periodo básico de análisis	260
2.2.2 Los datos de partida: cotizaciones, derechos y dividendos	260
2.2.3 El cálculo de las rentabilidades	262
2.2.4 El cálculo de la rentabilidad de la cartera de mercado	264
2.2.5 Incidencias	265

2.3 El banco de las fundamentales	266
2.3.1 Los datos de partida: balances y cuentas de resultados	266
2.3.2 El cálculo de las fundamentales	271
2.3.3 Incidencias	274
2.4 El tipo de interés sin riesgo	276
2.5 Otros indicadores económicos	280
2.5.1 Los datos de partida: IPC, IPI y tipos de interés de los bonos a largo plazo (del Estado y de compañías eléctricas).....	280
2.5.2 El cálculo de las variables presumiblemente relacionadas con los factores del APT	282
3. Un breve apunte acerca de las herramientas informáticas empleadas	285
4. Una breve reseña histórica del periodo considerado (1.990-1.993)	286
5. Breve referencia al Mercado Continuo	289
 VIII - ANALISIS DE LAS DISTRIBUCIONES DE RENTABILIDAD	291
1. Resumen de algunas medidas de estadística descriptiva	291
2. Análisis de la normalidad de las distribuciones de rentabilidad	293
2.1 Metodología	293
2.2 Resultados obtenidos	296
2.2.1 Tests de asimetría, curtosis y rango estudentizado	296
2.2.2 Test de normalidad de Shapiro-Wilk	298
2.2.3 Discusión de los resultados	299

3. Visión gráfica	301
4. Una primera aproximación a la diversificación de riesgos en el Mercado Continuo español	302
IX - EL MODELO DE MERCADO	307
1. Definición del modelo	307
1.1 Formulación clásica: el modelo de Sharpe	307
1.2 Metodología	308
2. Resultados obtenidos en el Modelo de Mercado	313
2.1 Modelo de Mercado con rentabilidades semanales	313
2.1.1 Tablas resumen de los ajustes de cada título con el mercado y de significación de las betas obtenidas	313
2.1.2 Análisis de los resultados obtenidos	313
2.1.2.1 Comportamiento general por grupos	313
2.1.2.2 Comportamiento general por sectores	314
2.1.2.3 Análisis de la estabilidad de las betas	317
2.2 Modelo de Mercado con rentabilidades mensuales	319
2.2.1 Tablas resumen de los ajustes de cada título con el mercado y de significación de las betas obtenidas	319
2.2.2 Análisis de los resultados obtenidos	319
2.2.2.1 Comportamiento general por grupos	319
2.2.2.2 Comportamiento general por sectores	321
2.2.2.3 Análisis de la estabilidad de las betas	323

2.3 Comparación de las betas semanales y mensuales	323
3. Análisis comparativo del Modelo de Mercado sin excesos y con diferentes tipos de interés sin riesgo	325
X - EL CAPM. CONTRASTE DE SERIE TEMPORAL	329
1. Introducción	329
2. Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico reducido	330
2.1 Metodología	330
2.2 Resultados obtenidos	335
3. Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico ampliado	338
3.1 Introducción	338
3.2 Metodología	340
3.3 Resultados obtenidos	344
XI - EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS ...	351
1. Introducción	351
2. Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico reducido suponiendo conocidas las betas (o estimadas con pequeño error)	352
2.1 Metodología	352

2.2 Resultados obtenidos	357
3. Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico reducido suponiendo estimadas las betas con error	363
3.1 Metodología	363
3.2 Resultados obtenidos	366
4. Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico ampliado	372
4.1 Introducción y justificaciones previas	372
4.2 Metodología	373
4.3 Resultados obtenidos	378
XII - EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS ...	383
1. Introducción	383
2. Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico reducido, suponiendo conocidas las betas (o estimadas con pequeño error)	384
2.1 Metodología	384
2.2 Resultado obtenidos	387
3. Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico reducido suponiendo estimadas las betas con error	393
3.1 Metodología	393
3.2 Resultados obtenidos	395

4. Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico ampliado	401
4.1 Introducción y justificaciones previas	401
4.2 Metodología	402
4.3 Resultados obtenidos	404
5. Análisis comparativo de las conclusiones del contraste del CAPM partiendo de rentabilidades y de excesos sobre distintos tipos sin riesgo	413
6. Valoración de los títulos según la LMT teórica	415
 XIII - EL APT	 419
1. Introducción	419
2. Modelo Factorial	420
2.1 Metodología	420
2.2 Resultados obtenidos	422
3. APT: Contraste mediante corte transversal sin medias	424
3.1 Metodología	424
3.2 Resultados obtenidos	428
4. APT: Contraste mediante corte transversal con medias	432
4.1 Metodología	432
4.2 Resultados obtenidos	436

CONCLUSIONES	443
1. Distribuciones de rentabilidad	444
2. Una primera aproximación a la diversificación de riesgos en el Mercado Continuo español	445
3. Modelo de Mercado	446
4. El CAPM. Contraste de serie temporal	448
4.1 Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico reducido	448
4.2 Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico ampliado	450
5. El CAPM. Contraste de corte transversal sin medias	452
5.1 Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico reducido	452
5.2 Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico ampliado	454
6. El CAPM. Contraste de corte transversal con medias	456
6.1 Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico reducido	456
6.2 Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico ampliado	458
6.3 Análisis comparativo de las conclusiones del contraste del CAPM partiendo de rentabilidades y de excesos sobre distintos tipos sin riesgo	459
6.4 Valoración de los títulos según la LMT teórica	460

7. El APT	461
7.1 Modelo Factorial	461
7.2 APT: Contraste de corte transversal sin medias	462
7.3 APT: Contraste de corte transversal con medias	463
8. Limitaciones del trabajo, otras líneas de investigación futuras y breve reflexión	464
BIBLIOGRAFIA	469
APÉNDICES	483
Apéndice 1. Tablas	483
Capítulo VIII	485
Capítulo IX	511
Capítulo X	531
Capítulo XI	547
Capítulo XII	591
Capítulo XIII	603
Apéndice 2. Gráficos	663
Capítulo VIII	665
Apartado VIII-1. Visión gráfica de la evolución temporal de las rentabilidades semanales (VIII-90 a VIII-93)	665
Apartado VIII-2. Histogramas de las rentabilidades semanales (VIII-90 a VIII-93)	677

Apartado VIII-3. Visión gráfica de la evolución temporal de las rentabilidades mensuales (VIII-90 a VIII-93)	691
Apartado VIII-4. Histogramas de las rentabilidades mensuales (VIII-90 a VIII-93)	703
Apartado VIII-5. Visión gráfica de la relación Promedio-Riesgo. Rentabilidades semanales	715
Apartado VIII-6. Visión gráfica de la relación Promedio-Riesgo. Rentabilidades mensuales	717
Capítulo XII	719
Apartado XII-1. Visión gráfica de la relación Promedio-Beta. Rentabilidades semanales	719
Apartado XII-2. Visión gráfica de la relación Promedio-Beta. Rentabilidades mensuales	723
Apartado XII-3. Valoración de los títulos según la LMT teórica. Rentabilidades semanales	727
Apartado XII-4. Valoración de los títulos según la LMT teórica. Rentabilidades mensuales	729

INTRODUCCION

1. Marco general del trabajo

El trabajo que presentamos está centrado en el **estudio teórico y la contrastación empírica** de dos modelos de valoración de activos, el **CAPM** y el **APT**, que han acaparado la literatura financiera en las dos últimas décadas. El ámbito en el que vamos a analizarlos es el de la bolsa y, concretamente, en el de la valoración de títulos admitidos a cotización en el Mercado Continuo español.

También resulta importante delimitar el **campo de aplicación fundamental** de los modelos citados. Suelen distinguirse dos tipos de inversores en la bolsa: el que trata de detectar buenas oportunidades y aprovecharlas en el corto plazo, y aquél que pretende ser propietario de la compañía (o simplemente inversor a largo), cuyo horizonte se centra en el largo plazo.

El objetivo del inversor a corto plazo es aprovechar las diferencias de valoración que se prevén, y cumple con una doble misión: por un lado, da liquidez al mercado, y por otro, contribuye a la eficiencia en la formación del precio. El objetivo del inversor a largo (aunque su decisión inicial de inversión estuviere motivada por el aprovechamiento de alguna buena oportunidad), es el de ser propietario de la compañía y participar, tanto de los beneficios, como (aunque no necesariamente) de la gestión de la misma.

Realizada esta distinción, que no supone una perfecta dicotomía ya que en el mercado los partícipes pueden actuar en cada situación según convenga, los modelos de valoración que vamos a analizar se centran fundamentalmente en la inversión a largo.

2. Justificación del trabajo¹

Los modelos de tratamiento del riesgo en las decisiones de inversión tienen un punto de referencia importante en la Teoría de Cartera de Markowitz (1952, 1959, 1987). Precisamente ésta constituye el fundamento del CAPM (Capital Asset Pricing Model ó Modelo de Valoración de Activos de Capital), cuyo desarrollo se atribuye, entre otros, a Sharpe (1964), Lintner (1965) y Black (1972). La conclusión fundamental del CAPM es que, en el equilibrio, los títulos deben rendir linealmente en función de su riesgo sistemático, para cuya medida proponen la beta, siendo ésta, además, la única medida de riesgo relevante.

El desarrollo teórico de cualquier modelo hace surgir la natural necesidad de comprobar empíricamente si es capaz de explicar la realidad, y, por tanto, si puede servir de ayuda en la toma de decisiones. Así, a comienzos de la década de los 70² se sitúan los primeros contrastes empíricos del modelo con los trabajos de Black, Jensen y Scholes (1972), Blume y Friend (1973) y Fama y MacBeth (1973), entre otros. Ciertamente, en estos primeros estudios, se obtienen resultados coherentes con las predicciones fundamentales del modelo, con lo que el CAPM parece ser suficiente para describir el comportamiento de las rentabilidades esperadas de los títulos.

Otros modelos importantes están basados en la utilización de la beta de consumo como medida de riesgo, siendo la relación entre la expectativa de rentabilidad y la beta de consumo lineal y positiva (véase Breeden, 1979). En cualquier caso, hay que indicar que los resultados son, cuando menos, tan deficientes como los obtenidos a partir de la beta estimada como cociente entre la covarianza de la rentabilidad de un título con la del mercado y la varianza de éste.

¹ El presente apartado se basa en el trabajo de Fama (1991).

² El primer trabajo que se publica se atribuye a Douglas en 1968 que, además, recoge el estudio de Lintner (véase Miller y Scholes, 1972, págs. 47-52 y Jensen, 1972, pág. 8).

Desde el punto de vista teórico, Roll (1977), plantea el **primer ataque frontal a la contrastación del CAPM**, al señalar que la verdadera cartera de mercado, necesaria para realizar el contraste, es desconocida, lo que hace el modelo incontrastable.

Por otra parte, el final de la década de los 70 y a lo largo de los 80, marcan el inicio de una serie de **ataques empíricos al CAPM**, al aparecer estudios que llegan a conclusiones que contradicen las predicciones del modelo antes señaladas.

Es importante indicar que, en realidad, la **principal anomalía** descubierta en los últimos trabajos empíricos consiste no tanto en la detección de otras variables explicativas, como en el **escaso poder explicativo de las betas** en los test cross-seccionales, a diferencia de lo que sucedía en los trabajos clásicos de comienzos de los 70 (como los citados de Black, Jensen y Scholes, 1972 y Fama y MacBeth, 1973).

Por otro lado, Banz (1981) señala que el valor de mercado de la empresa completa la explicación de la beta respecto a los promedios de rentabilidad cross-seccionales; Basu (1983), muestra la influencia del PER en tests que incluyen el tamaño y la beta; y Bhandari (1988), concluye que el leverage influye, incluso junto con el tamaño y la beta. Finalmente, estudios más recientes, como los de Chan, Hamao y Lakonishok (1991) o el de Fama y French (1992), vienen a confirmar las tendencias apuntadas (concretamente, en el último se señala la capacidad explicativa de la relación entre valor en libros y valor de mercado, además del tamaño, PER y leverage).

Existen **diferentes argumentos que tratan de justificar las anomalías** detectadas en los estudios empíricos. Uno de ellos indica que éstas surgen porque las **estimaciones del riesgo sistemático de los títulos son obtenidas con error**, y las variables explicativas adicionales se encuentran relacionadas con la verdadera beta, lo que produce que aparezcan como significativas en los contrastes realizados. Otro argumento justifica las anomalías mediante los **modelos multifactoriales** de Merton (1973) y Ross (1976).

Además los trabajos señalan la existencia de relación entre las diferentes anomalías. Así, Reinganum (1981) y Basu (1983) señalan que el tamaño y el PER se encuentran relacionados. Chan, Hamao y Lakonishok (1991) y Fama y French (1991), encuentran relaciones entre el tamaño y el cociente entre valor en libros y valor de mercado. Y éstos últimos autores, descubren también relaciones entre el leverage y el cociente señalado. En cualquier caso, estas relaciones tampoco representan una sorpresa, debido a que en los ratios propuestos hay un factor que influye de manera decisiva: el precio del título.

Claro está que la pregunta que surge de inmediato es: **¿cuántas variables influyen en el promedio de rentabilidad de un título?**. Los trabajos de Chan, Hamao y Lakonishok (1991) y Fama y French (1992), llegan a un resultado común destacable ya que, en los mercados japonés y americano, el cociente entre valor en libros y valor de mercado resulta ser la variable más explicativa en los tests de corte transversal.

Los modelos multifactoriales descritos constituyen la principal fuente de trabajos en los últimos años y, como crítica fundamental a los mismos, podemos señalar la inexistencia de un modelo teórico que los respalde.

Una aproximación debida a Ross (1976), constituye el segundo modelo de valoración que vamos a analizar en el trabajo (el APT), que propone el Análisis Factorial como técnica para la detección de los factores comunes, así como de las sensibilidades de los títulos a éstos (las betas), para posteriormente analizar la capacidad explicativa de éstas últimas mediante modelos cross-seccionales. Es justo señalar, en cualquier caso, que este modelo **tampoco está exento de problemas** (como, por ejemplo, la elección del número de factores y su identificación), ni de críticas importantes (como la de Shanken, 1982b y 1985a).

También queremos señalar los contrastes más importantes realizados en el caso español³. Así, en primer lugar, destacamos el trabajo de Palacios (1973), que analiza datos entre 1961 y 1971; Bergés (1984), analiza el modelo para un periodo más largo 1955-81; Rubio (1986, 1988a y 1988b), estudia el periodo 1963-82 en el primero y tercero de sus trabajos, para ampliarlo en el segundo hasta 1987; Gómez-Bezares (1989 y 1990), analiza los años 1980-87; Gallego, Gómez y Marhuenda (1992), abarcan los años 1963 a 1989.

En cualquier caso, desde el punto de vista empírico se aprecia una evolución paralela a la de los contrastes realizados por los autores internacionales. Así, los primeros trabajos contrastan el funcionamiento del CAPM y, posteriormente, se comienzan a detectar anomalías. En esta última línea aparecen algunos estudios de interés que tratan de explicarlas como los de Rubio (1987), donde se analiza el comportamiento de los precios de los activos financieros ante ampliaciones de capital, y Santibáñez (1994), que analiza para el periodo 1959-88 el comportamiento del modelo utilizando ratios para explicar las anomalías.

³ Podemos destacar a Suárez (1987), como uno de los autores pioneros en la introducción en España de las finanzas en su concepción moderna.

Podemos concluir que de las vías de investigación empírica indicadas (modelo CAPM, multifactorial y APT)⁴, la evidencia se decanta en favor al modelo multifactorial. El problema radica, a diferencia de los otros dos, en la especificación de las variables explicativas⁵ y en la inexistencia de un sólido soporte teórico.

En cualquier caso, la evidencia empírica no destruye el CAPM, ni el modelo basado en las betas de consumo, ya que siempre puede justificarse su fracaso por la utilización de malas aproximaciones a los riesgos de los títulos⁶. Además, en los contrastes empíricos suele detectarse una relación adecuada entre la rentabilidad esperada y el riesgo.

3. Estructura de la tesis

El trabajo consta de trece capítulos (además de la introducción y las conclusiones) que podemos agrupar de la siguiente manera:

-En el **Capítulo I** se realiza un breve acercamiento al **marco teórico financiero** de los modelos que vamos a analizar. Así, se desarrollan, tanto la Teoría de Cartera, como el CAPM y el APT, con un esquema similar, ya que, en primer lugar, se realizan aproximaciones intuitivas, que se generalizan en un paso posterior.

-En los **Capítulos II al VI** presentamos el **marco teórico econométrico**, donde se discuten, desde el punto de vista teórico, los diferentes procedimientos de contrastación de los modelos indicados⁷. En ellos, se incide en los problemas de tipo econométrico, apuntando las soluciones a los mismos. Además, se presenta un breve resumen (que no pretende ser exhaustivo) de los principales contrastes

⁴ Es interesante señalar que las tres vías indicadas no son mutuamente excluyentes.

⁵ A pesar de las dificultades de identificación de los factores en el caso del APT ya señaladas con anterioridad.

⁶ En este sentido, es importante señalar que las estimaciones de las betas de consumo presentan más problemas que las obtenidas a partir del Modelo de Mercado.

⁷ Además del CAPM y APT, también incidimos en el problema de la estimación del riesgo sistemático de los títulos, dedicando el Capítulo II al Modelo de Mercado, y un apartado del Capítulo VI, correspondiente al APT, a la estimación del Modelo Factorial.

empíricos realizados en las dos últimas décadas, señalando claramente la metodología seguida.

-En los Capítulos VII al XIII, presentamos los resultados derivados de nuestra contrastación empírica aplicada al Mercado Continuo, comenzando con la descripción de la base de datos, y el estudio de las distribuciones de rentabilidad (Capítulos VI y VII), y continuando con la aplicación de cada una de las metodologías de contraste estudiadas en el apartado teórico. Para ello, en cada capítulo, se realiza una breve descripción de la metodología utilizada, así como de las hipótesis a comprobar, presentando a continuación los resultados y conclusiones acerca del funcionamiento del modelo.

-Para terminar, el capítulo de conclusiones resume todos los contrastes realizados así como los resultados fundamentales obtenidos a lo largo del estudio empírico.

Algunos aspectos metodológicos de interés, que consideramos importante destacar son:

-Presentamos los resultados distinguiendo dos niveles, con una metodología similar a la de Santibáñez (1994). En un primer nivel, tenemos las Tablas del Apéndice 1 (donde el lector dispone de una amplia información correspondiente a los diferentes contrastes realizados), así como los gráficos del Apéndice 2 (que complementan la anterior), todo lo cual puede considerarse como información semielaborada, con un alto grado de detalle. En un segundo nivel, tenemos los Cuadros, que aparecen repartidos a lo largo del texto, y cuya misión fundamental es la de recoger, a modo de resumen, los principales resultados.

-Además, en cada capítulo y para mayor claridad, numeramos de forma independiente las Tablas, Cuadros, Figuras y Fórmulas, debido a la gran cantidad de los mismos.

-La Bibliografía la separamos en obras citadas a lo largo del trabajo y otras complementarias, que, habiendo sido consultadas, pueden ofrecer al lector aspectos adicionales de interés en algún tema concreto.

-La forma en la que se presentan las referencias bibliográficas, es la que consideramos la más práctica de acuerdo con las últimas tendencias metodológicas. A lo largo del texto, únicamente aparecen las referencias citando al autor y, entre paréntesis, año de publicación, apareciendo la cita completa en el apartado de Bibliografía.

A lo largo de los capítulos posteriores, irán apareciendo otros aspectos metodológicos a tener en cuenta (herramientas informáticas, etc.), cuya inclusión en el presente apartado omitimos, por entender que constituyen temas específicos.

Capítulo I

MARCO TEORICO FINANCIERO

1. Introducción

En este primer capítulo vamos a recoger los principales conceptos financieros, así como los modelos de valoración que constituyen el objeto del presente trabajo, es decir, el CAPM (Capital Asset Pricing Model), y, en menor medida, el APT (Arbitrage Pricing Theory). Hay que destacar que el objetivo de los próximos capítulos consiste en, establecer el marco econométrico de contrastación de los modelos indicados, por un lado, y en realizar un estudio sobre la adecuación de los mismos al mercado continuo español, por otro.

A lo largo de los próximos apartados se pretende realizar una revisión del marco teórico financiero, la cual no constituye el objetivo fundamental del trabajo, por lo que el lector quizá la encuentre algo concisa. Por ello, consideramos importante que se tenga en cuenta que las páginas que siguen no pretenden ser otra cosa que un breve resumen de los conceptos financieros habitualmente utilizados, así como de los modelos de valoración comentados en el párrafo anterior.

También hay que destacar que el capítulo está concebido de manera que resulte lo más asequible posible, por lo que abundan acercamientos intuitivos a las diferentes teorías, así como sencillos ejemplos que ayudan a la mejor clarificación de las mismas.

2. Conceptos financieros básicos

2.1 Cotización y rentabilidad de los títulos

La cotización es el precio que alcanza un título en el mercado correspondiente. En definitiva, es el valor al que se ha producido una determinada transacción entre las fuerzas oferentes y demandantes que concurren en el mercado.

La evolución de la misma ha sido y es un aspecto considerado habitualmente como misterioso, y cuyo conocimiento aspiran a alcanzar todos los agentes que intervienen en el mercado. En principio, debe ser reflejo de la situación de la empresa y de las expectativas económicas, si bien un alza en el precio de las acciones no tiene forzosamente que estar relacionada con una situación de bonanza económica. En cualquier caso, la situación general de la economía y las perspectivas de beneficios de la empresa son elementos determinantes en la formación de las cotizaciones.

Por ello, la gran dificultad para los agentes que intervienen es tratar de predecir la evolución de dicho precio. En cualquier caso, no es el objetivo de este trabajo tratar de descifrar las causas que originan las alteraciones en la cotización de los títulos, sino analizar algunos de los modelos de valoración de activos más importantes, y más concretamente, realizar un estudio de los problemas econométricos que conlleva su contrastación empírica.

Desde el punto de vista del inversor, lo que interesa, no es tanto el análisis de la cotización por sí sola, sino la comparación de ésta entre los momentos de adquisición y venta, para poder así determinar su rentabilidad, lo que, en definitiva, mide el efecto de la inversión sobre la riqueza final. La rentabilidad es la remuneración del capital invertido, expresada normalmente en tanto por uno o en tanto por cien sobre dicha inversión inicial y podemos aproximarla (o calcularla)¹ de la siguiente manera:

$$r_{it} = \frac{C_{it} + D_{it} + d_{it} - C_{i,t-1}}{C_{i,t-1}} \quad [1.1]$$

¹ Puede verse Gómez-Bezares (1989).

donde:

r_{it} Rentabilidad del título "i" en el periodo "t", en tanto por uno.

C_{it} Cotización final del periodo expresada en pesetas.

D_{it} Dividendos netos cobrados durante el periodo.

d_{it} Valor de los derechos vendidos en el periodo.

$C_{i,t-1}$ Cotización inicial del periodo (final del anterior).

Como se puede apreciar, en la fórmula de cálculo propuesta se incluyen todos los flujos monetarios recibidos por el tenedor del título a lo largo del periodo considerado y, además, se supone que son cobrados el último día del mismo. Debemos indicar que, en ocasiones, pueden existir otras fuentes de rentabilidad distintas de las señaladas (primas de asistencia a Junta², etc.), que deberían, caso de producirse, ser consideradas en la fórmula propuesta.

Cabe también apuntar que existen otras formas de calcular las rentabilidades: de entre ellas, realizaremos un breve comentario sobre el método que se conoce con el nombre de "operación blanca", que supone la venta de los derechos de suscripción para acudir a la ampliación sin tener que aportar dinero adicional. Las diferencias entre éste y el sistema propuesto por nosotros pueden verse muy bien explicadas con ejemplos en Iruretagoyena (1991, págs. 146 y ss) y Santibáñez (1994, págs. 104 y ss). Así continuando con el último autor, éstas se resumen diciendo que "las rentabilidades calculadas por los dos caminos coinciden excepto en los meses en los que se producen ampliaciones de capital. Esto se debe al hecho de que las acciones después de la ampliación no tienen por qué caer todo lo que sería lógico, y la operación blanca supone la reinversión del importe obtenido en la venta de derechos en el propio valor. De esta forma, si la acción no cae todo lo que debiera, la rentabilidad calculada mediante la operación blanca será mayor que la calculada por nuestro método. Mientras que si ocurre lo contrario, la R^3 sería inferior a la nuestra. Todo esto, suponiendo que el valor del derecho coincida con el valor teórico, en caso contrario aparecería otro factor de distorsión". Al igual que Santibáñez (1994), nos inclinamos por la fórmula [1.1] para el cálculo de las rentabilidades, aun siendo conscientes de que cometemos un pequeño error, al no considerar las

² En nuestro análisis empírico no consideraremos las primas de asistencia a Junta ya que, en realidad, el efecto debido a la no utilización de las mismas en la fórmula es casi inapreciable (puede verse Santibáñez, 1994).

³ " R " es la rentabilidad del título que en nuestra nomenclatura coincide con " r_{it} ".

diferencias que se producen cuando los cobros se realizan en momentos distintos dentro del periodo "t".

En cualquier caso, puede resultar interesante recordar aquí también que Sharpe y Cooper (1972) muestran que incluso la omisión de los dividendos en el cociente [1.1] tiene poco efecto en el contraste de diferentes modelos financieros⁴, por lo que entendemos que nuestra fórmula es suficientemente válida para el objetivo de éste trabajo.

2.2 La distribución de las rentabilidades

El cálculo de la rentabilidad ex-post, es decir, una vez que la inversión ha sido hecha, es sencillo de realizar mediante [1.1], pero el valor de la rentabilidad ex-ante, o sea, antes de realizarla, es desconocido. Nosotros interpretamos el valor de " r_{it} " como la **rentabilidad ex-ante**, por lo que nos encontramos ante una variable aleatoria que viene caracterizada por sus correspondientes funciones de densidad y distribución. Para el cálculo de las probabilidades en cualquiera de las dos necesitamos conocer la forma de la distribución y los parámetros que la caracterizan.

El problema de la determinación de la distribución de las rentabilidades ha sido y es ampliamente debatido en la literatura financiera, destacando por su profundidad el trabajo de Fama (1976, págs. 17 y ss). También puede resultar de interés el trabajo de Santibáñez (1994, págs. 157 y ss), que realiza un estudio exhaustivo en el mercado bursátil español. Es importante indicar en cualquier caso que, el problema aparece recogido en infinidad de artículos, pero hemos destacado los trabajos mencionados, uno por ser pedagógicamente instructivo (Fama), y otro por aplicarse a nuestro mercado (Santibáñez). Ambos autores concluyen aceptando la **distribución normal** para las rentabilidades de los títulos pero vamos a extendernos en comentar las razones de su importancia y los resultados obtenidos.

La problemática es clara: el supuesto de normalidad está en la base de la teoría de cartera, donde como veremos después, se supone que los únicos parámetros necesarios para la toma de decisiones son dos, " μ " ó " $E(r_i)$ " y " σ " ó " $D(r_i)$ ", es decir, promedio y desviación típica, lo cual está justificado si realmente la función de distribución depende de dichos valores teóricos como en el caso de la distribución

⁴ Concretamente a la hora de calcular el riesgo de los títulos en las carteras, véanse apartados 3.4, 5 y 6.2.

normal; también con funciones de utilidad cuadráticas o de órdenes superiores siempre que se produzcan algunas coincidencias (Gómez-Bezares, 1991, tema I, apdo. 8).

El trabajo de Fama (1976, págs. 17 y ss) resulta especialmente interesante. A lo largo del primer capítulo, establece las bases teóricas de su posterior contrastación, demostrando que las tasas de interés continuo tienen una propiedad aditiva, con lo que, aplicando el **teorema central del límite**, supone que " $\ln(1+r_{it})$ " sigue **aproximadamente la distribución normal**. Así, la suma de las tasas de interés continuo de varios subperiodos (" $t = 1, 2, \dots, n$ "), da como resultado la del periodo completo, y suponiendo que los valores de rentabilidad de los subperiodos son independientes e idénticamente distribuidos, también lo son los logaritmos neperianos. Al final, se **puede entender, como aproximación, que las tasas simples siguen la normal**. Posteriormente, Fama (1976, págs. 21 y ss) expone el análisis empírico que realiza para datos diarios y mensuales, llegando a las siguientes conclusiones:

- Los datos de rentabilidades tienen un problema de apuntamiento, siendo normalmente distribuciones leptocúrticas. Lo comprueba analizando las frecuencias contenidas en diferentes intervalos, comparadas con las obtenidas de la función normal. La búsqueda de la explicación a este fenómeno ha llevado a pensar que la distribución que siguen las rentabilidades, más que normal, podría ser pareto-estable simétrica no normal⁵.
- Existen diferencias claras entre las rentabilidades diarias y mensuales, siendo las primeras más problemáticas de cara a la aceptación de la normalidad, mientras que las segundas se acercan más a dicha hipótesis. Como conclusión, Fama acepta la distribución normal para las rentabilidades mensuales.
- Este último apartado lo comprueba realizando el test del rango estudentizado que, por otra parte, resulta muy interesante para analizar la normalidad de variables con problemas de leptocurtosis⁶.

⁵ Puede verse Gómez-Bezares (1993, pág. 130).

⁶ Puede consultarse David L. Hartley y Pearson (1954, págs. 482-493).

De cualquier forma, la aceptación es planteada con reservas, siendo similares los resultados del trabajo de Santibáñez (1994). Pero, como señala Gómez-Bezares (1993, pág. 131), por un lado los modelos financieros se complican⁷, y por otro, las herramientas estadísticas para tratar las distribuciones pareto-estables no se encuentran muy desarrolladas, por todo lo cual aceptaremos la normalidad, dado el elevado el coste de rechazarla. De esta manera, podemos **caracterizar la distribución de las rentabilidades por dos parámetros, el promedio " μ_i " ó " $E(r_i)$ " y la desviación típica " σ_i " ó " $D(r_i)$ ".** A lo largo del trabajo vamos a utilizar la segunda de las notaciones propuestas para designar a los valores teóricos.

Además, dichos parámetros tienen una clara interpretación financiera: así, el promedio nos proporciona el valor esperado de rentabilidad, y la desviación típica es una medida del riesgo o variabilidad alrededor de dicho valor central (puede verse Copeland y Weston, 1988, págs. 147-153). En ocasiones hablaremos de la varianza, dadas las propiedades que presenta, aunque hay que indicar de cualquier modo que, la medida de riesgo que se usa es la desviación típica (raíz positiva de la varianza), cuya unidad de medida coincide con la de la rentabilidad.

2.3 El comportamiento de los individuos

Hemos introducido en el apartado anterior el concepto de variable aleatoria asociada a la rentabilidad ex-ante. Además, basándonos en estudios previos, hemos visto cómo podemos aceptar la normalidad para las rentabilidades de los títulos. Ello implica que el individuo se encuentra en un ambiente de riesgo, donde a pesar de que no sabe con certeza lo que va a suceder, sí conoce las probabilidades de que se produzcan diferentes situaciones. La decisión respecto de en qué título invertir va a depender en este caso de las distribuciones de probabilidad de las rentabilidades y de los gustos del individuo.

Es por tanto necesario definir cómo son las **preferencias del inversor**. Ello puede resultar una labor difícil, pero sí podemos realizar algunas generalizaciones. Es habitual establecer dos hipótesis básicas de comportamiento⁸:

-Los inversores **prefieren más riqueza a menos.**

-Los inversores **son enemigos del riesgo.**

⁷ Puede verse Fama (1976, pág. 26).

⁸ Véase, entre otros, Gómez-Bezares (1993).

De estos dos supuestos, el primero no parece problemático de aceptar, si bien el segundo requiere una mayor justificación. Hemos hablado ya del riesgo en el apartado anterior, y concretamente sabemos cómo medirlo, pero inmediatamente surge una cuestión: **¿son los individuos realmente enemigos del riesgo?**. O formulado de otra manera, ¿por qué preferirán desviaciones típicas menores?. Para responder a esta cuestión podemos acudir a la teoría económica, que nos aporta un argumento a favor de la aversión al riesgo, al considerar que **las utilidades marginales del dinero son decrecientes** (puede verse un ejemplo elemental en Gómez-Bezares, 1993).

Como criterio general, y suponiendo enemigos del riesgo, podemos decir que los individuos prefieren promedios altos frente a los bajos, manteniendo constante el resto de condiciones, así como desviaciones típicas más pequeñas, dado el mismo promedio de rentabilidad. Existen sin embargo autores, como Friedman y Savage (1948), que **ponen en duda esta hipótesis**, y, por otro lado, el comportamiento de algunos inversores en bolsa se corresponde con el de auténticos amigos del riesgo⁹.

Nosotros supondremos en adelante individuos enemigos del riesgo. Ello implica que si el riesgo asociado a un título es elevado, se va a exigir una alta remuneración para que éste sea aceptado por los individuos, y viceversa, un bajo promedio sólo será aceptado si lleva asociada una baja volatilidad.

La pregunta que surge inmediatamente es: **¿qué premio exigirá el individuo para asumir más riesgo?**.

2.4 El premio por el riesgo

Para responder a la cuestión propuesta supongamos la existencia de un **título sin riesgo**, cuya rentabilidad denotaremos como " r_0 ". La característica de dicho activo es la ausencia de riesgo, lo que llevado a los conceptos vistos en el subapartado anterior, implica que **la desviación típica de la rentabilidad de dicho título es cero**, o, lo que es lo mismo, que al no ser una variable aleatoria, **su rentabilidad es conocida con certeza ex-ante**.

Desde un punto de vista práctico, suele considerarse como tipo sin riesgo " r_0 " el ofrecido por las inversiones en renta fija del Estado. Desde una perspectiva teórica, la existencia del mismo es un tema debatido, ya que supone la imposibilidad de quiebra

⁹ Puede consultarse Gómez-Bezares (1993).

del Estado, además de la no consideración de la influencia de la inflación en la rentabilidad real que reciben los individuos, por lo que ésta no está exenta de riesgo.

Así, y partiendo de los conceptos anteriores, podemos definir el premio por el riesgo en el título "i" como el exceso de rentabilidad sobre el tipo "r₀", de la siguiente manera:

$$\text{Premio por riesgo "i"} = E(r_i) - r_0 \quad [1.2]$$

Hemos llegado así a una serie de conceptos previos que vamos a utilizar para nuestras decisiones de inversión pero: ¿en qué título invertiría usted?

3. La diversificación

3.1 Una aproximación simplificada a la Teoría de Cartera

Llega el momento de introducir la Teoría de Cartera, desarrollada por Harry Markowitz (1952, 1959, 1987), que, como ya hemos adelantado en el subapartado 2.3, se basa en que la decisión de inversión de los individuos se fundamenta en el análisis de los parámetros media y desviación típica. Para un estudio detallado de la misma puede acudir a Gómez-Bezares (1991, tema IV, apdo. 1 y ss), y Copeland y Weston (1988, cap. 6). En este apartado realizaremos una exposición simplificada, tratando de proporcionar las conclusiones fundamentales de la misma de una manera sencilla.

Para comenzar, supongamos que decidimos invertir no sólo en un título "i", sino en dos, "i" y "j", formando así una cartera de títulos que llamaremos "v", con las correspondientes proporciones de riqueza invertidas en cada uno de ellos. Por ejemplo, invertir en un único activo es un caso particular de la situación propuesta, ya que entonces, también tenemos una cartera, pero con pesos del 100% para el "i" y 0% para el "j", o viceversa.

Vamos a analizar la rentabilidad de dicha cartera de títulos "v" que, por lo comentado en el subapartado 2.2, y para un momento de tiempo "t", es una variable aleatoria, en este caso combinación lineal de otras dos (las rentabilidades de cada uno de los títulos). Podemos representar dicha variable aleatoria de la siguiente manera:

$$r_{vt} = w_i r_{it} + w_j r_{jt} \quad [1.3]$$

donde:

- r_{vt} Rentabilidad de la cartera "v" en el momento "t", en tanto por uno.
- r_{it} Rentabilidad del título "i" en el momento "t", en tanto por uno.
- r_{jt} Rentabilidad del título "j" en el momento "t", en tanto por uno.
- w_i Proporción de la riqueza total invertida en el título "i", en tanto por uno.
- w_j Proporción de la riqueza total invertida en el título "j", en tanto por uno.

donde expresamos como condición que la suma de proporciones invertidas en cada título constituye la riqueza total del individuo. Por lo tanto:

$$w_i + w_j = 1 \quad [1.4]$$

El valor esperado de rentabilidad de la cartera viene definido como combinación lineal de los promedios¹⁰, es decir:

$$E(r_v) = w_i E(r_i) + w_j E(r_j) \quad [1.5]$$

donde:

- $E(r_v)$ Rentabilidad esperada de la cartera "v", en tanto por uno.
- $E(r_i)$ Rentabilidad esperada del título "i", en tanto por uno.
- $E(r_j)$ Rentabilidad esperada del título "j", en tanto por uno.

¹⁰ Puede verse Peña Sánchez de Rivera (1992).

Por otro lado, el cálculo de la **varianza de la cartera** es sencillo, teniendo en cuenta que, al ser combinación lineal de variables aleatorias, es a su vez combinación lineal de las varianzas, más un término que recoge la covarianza o relación entre los títulos individuales¹¹. La expresión matemática es:

$$\begin{aligned} V(r_v) &= w_i^2 V(r_i) + w_j^2 V(r_j) + 2 w_i w_j \text{Cov}(r_i, r_j) \\ &= w_i^2 V(r_i) + w_j^2 V(r_j) + 2 w_i w_j \text{Corr}(r_i, r_j) D(r_i) D(r_j) \end{aligned} \quad [1.6]$$

donde:

- $V(r_v)$ Varianza de la rentabilidad de la cartera "v".
- $V(r_i)$ Varianza de la rentabilidad del título "i".
- $V(r_j)$ Varianza de la rentabilidad del título "j".
- $\text{Cov}(r_i, r_j)$ Covarianza entre la rentabilidad del título "i" y el "j".
- $\text{Corr}(r_i, r_j)$ Correlación entre la rentabilidad del título "i" y el "j". Es una medida de relación lineal adimensional a diferencia de la covarianza.
- $D(r_i)$ Desviación típica (raíz positiva de la varianza) de la rentabilidad del título "i", en tanto por uno.
- $D(r_j)$ Desviación típica (raíz positiva de la varianza) de la rentabilidad del título "j", en tanto por uno.

Tratemos de ver cómo la **diversificación reduce el riesgo**, para ello debemos fijarnos en la expresión de la varianza de la cartera "v" (véase fórmula [1.6]). Aparecen en ella tres términos, los dos primeros relacionados con las variabilidades de los títulos individuales, y el último derivado de la relación entre los títulos, que se puede expresar alternativamente de dos maneras, teniendo en cuenta el nexo que se puede establecer entre la covarianza y el coeficiente de correlación:

¹¹ Puede consultarse Morrison (1976, pág. 83).

$$\text{Cov}(r_i, r_j) = \text{Corr}(r_i, r_j) D(r_i) D(r_j) \quad [1.7]$$

¿Qué sucede cuando invertimos en dos títulos? Se puede esperar que la **varianza de la rentabilidad sea suma ponderada de los riesgos individuales al cuadrado**, que es en definitiva el resultado que tenemos si el **coeficiente de correlación resulta ser uno**, es decir:

$$V(r_v) = [w_i D(r_{it}) + w_j D(r_{jt})]^2 \quad [1.8]$$

Pero es precisamente la correlación, cuando es diferente de uno, la que hace que la **varianza de la cartera no sea una suma ponderada de riesgos individuales al cuadrado**, y se manifiesten las ventajas de la diversificación. Para aclarar más el tema vamos a considerar diferentes situaciones:

- Vamos a comenzar de nuevo suponiendo que la correlación entre los títulos individuales es perfecta y positiva, es decir " $\text{Corr}(r_i, r_j) = 1$ ". En este caso, de la relación expresada en [1.7] se desprende que la covarianza se iguala al producto de las desviaciones típicas, es decir:

$$\text{Cov}(r_i, r_j) = D(r_i) D(r_j) \quad [1.9]$$

Este es el máximo valor que puede tomar la covarianza, y, analizando la expresión [1.6], se observa claramente cómo ésta es la peor situación en la que nos podemos encontrar, ya que la varianza total de la cartera no es sólo la suma ponderada de las individuales, sino que además aparece un término de covarianza, que en el caso que nos ocupa toma el valor máximo, lo que hace que el riesgo al cuadrado (varianza) sea también máximo. Como vemos, se corresponde con el valor de la fórmula [1.8], es decir, con la suma ponderada de las desviaciones típicas elevadas al cuadrado.

- Podemos ahora imaginar qué sucede si existe relación positiva entre ambos títulos, pero no perfecta, es decir " $0 < \text{Corr}(r_i, r_j) < 1$ ". En este caso, donde los activos covarían juntos, el efecto del último sumando va disminuyendo a medida que nos vamos acercando a la situación donde no existe relación entre ambos, es

decir " $\text{Corr}(r_i, r_j) = 0$ ". Como vemos, no se corresponde ya con la expresión de la fórmula [1.8] (valor máximo), sino que es menor.

-Por tanto, queda patente que, cuando la relación entre ambos títulos es negativa, es decir " $\text{Corr}(r_i, r_j) < 0$ ", el último sumando se restará a las sumas ponderadas de varianzas. De nuevo no se corresponde con el valor de la fórmula [1.8], es decir con la suma de riesgos por sus respectivos pesos elevados al cuadrado o valor máximo.

Esta es la ventaja de la diversificación, ya que si somos capaces de encontrar dos títulos cuyos rendimientos estén lineal y negativamente relacionados, la rentabilidad por debajo del promedio en uno de ellos se verá compensada, en parte, por la correspondiente por encima en el otro, teniendo como resultado un promedio razonable (siempre atendiendo a las proporciones de cada título en la cartera), y viendo cómo el riesgo total de la cartera se ve disminuido.

Para ilustrar este concepto de forma más clara, proponemos el siguiente ejemplo. Para simplificar, supondremos que la cartera está formada por dos títulos, "i" y "j", donde ambos tienen la misma rentabilidad promedio 12%, así como el mismo riesgo 2% (ello lo podemos apreciar observando las columnas 2, 5 y 6 del cuadro I-1). Vamos a considerar diferentes situaciones, atendiendo a los posibles valores que puede tomar el coeficiente de correlación, así como las distintas proporciones de riqueza invertidas en los títulos. Concretamente, vamos a establecer como posibles valores del coeficiente de Pearson los siguientes: 1; 0,5; 0; -0,5; -1 (tal y como podemos observar en la columna 7 del cuadro). Por otro lado, para cada valor de correlación vamos a suponer diferentes pesos de los títulos, " w_i " y " w_j ", que vienen a formar las carteras, y que vienen dados por las columnas 3 y 4. Con todo ello, se han calculado las tres últimas columnas, en las que se recogen el promedio, varianza y riesgo de "v", así como las covarianzas, necesarias para el cálculo de lo anterior.

Los datos de partida suponen que los promedios de rentabilidad de ambos títulos son idénticos, ello hace que el de la cartera "v" coincida con dicho valor (recordemos la fórmula [1.5], donde hemos visto que el valor esperado de la rentabilidad de la cartera es una media de las individuales, ponderadas por el peso de cada activo). Por tanto, en este caso, a igualdad de rendimientos, tanto de los títulos como de las carteras, el criterio que van a utilizar los individuos, recordando que son enemigos del riesgo, es seleccionar en base a la desviación típica. Podemos deducir observando la última columna que el riesgo al formar carteras no se incrementa en relación a los riesgos individuales, que en este caso son iguales para ambos títulos. Además, hay varias situaciones indiferentes en cuanto al riesgo, es decir

combinaciones cuyo resultado da la misma desviación típica: así, cuando los títulos están perfectamente correlacionados, es indiferente invertir en la cartera o en los títulos individuales.

	$E(r_i)=E(r_j)$	w_i	w_j	$D(r_i)$	$D(r_j)$	$\text{Corr}(r_i, r_j)$	$\text{Cov}(r_i, r_j)$	$E(r_v)$	$V(r_v)$	$D(r_v)$
1	12%	1	0	2	2	1	4	0,12	4	2
2	12%	0,75	0,25	2	2	1	4	0,12	4	2
3	12%	0,5	0,5	2	2	1	4	0,12	4	2
4	12%	0,25	0,75	2	2	1	4	0,12	4	2
5	12%	0	1	2	2	1	4	0,12	4	2
6	12%	1	0	2	2	0,5	2	0,12	4	2
7	12%	0,75	0,25	2	2	0,5	2	0,12	3,25	1,8
8	12%	0,5	0,5	2	2	0,5	2	0,12	3	1,73
9	12%	0,25	0,75	2	2	0,5	2	0,12	3,25	1,8
10	12%	0	1	2	2	0,5	2	0,12	4	2
11	12%	1	0	2	2	0	0	0,12	4	2
12	12%	0,75	0,25	2	2	0	0	0,12	2,5	1,58
13	12%	0,5	0,5	2	2	0	0	0,12	2	1,41
14	12%	0,25	0,75	2	2	0	0	0,12	2,5	1,58
15	12%	0	1	2	2	0	0	0,12	4	2
16	12%	1	0	2	2	-0,5	-2	0,12	4	2
17	12%	0,75	0,25	2	2	-0,5	-2	0,12	1,75	1,32
18	12%	0,5	0,5	2	2	-0,5	-2	0,12	1	1
19	12%	0,25	0,75	2	2	-0,5	-2	0,12	1,75	1,32
20	12%	0	1	2	2	-0,5	-2	0,12	4	2
21	12%	1	0	2	2	-1	-4	0,12	4	2
22	12%	0,75	0,25	2	2	-1	-4	0,12	1	1
23	12%	0,5	0,5	2	2	-1	-4	0,12	0	0
24	12%	0,25	0,75	2	2	-1	-4	0,12	1	1
25	12%	0	1	2	2	-1	-4	0,12	4	2

Cuadro I-1

Por otro lado vemos cómo, efectivamente, a medida que la relación entre los activos va pasando de ser positiva a negativa, el hecho de formar carteras con ellos hace que el riesgo de éstas disminuya frente a los individuales de los títulos, o, mejor, frente a la raíz positiva de la suma ponderada de riesgos elevados al cuadrado. Una situación extrema y muy interesante para el inversor, remarcada en negrita, la tenemos en la fila 23 del cuadro I-1, donde podemos

apreciar cómo una combinación al 50% de ambos títulos, cuando la correlación entre ellos es perfecta y negativa, consigue eliminar todo el riesgo.

3.2 Generalización de la Teoría de Cartera

Al igual que en el subapartado anterior, nos remitimos para un desarrollo más exhaustivo del tema, a las obras citadas, indicando además la de Fama (1976, cap. 2, págs. 41 y ss).

Tratemos ahora de generalizar los resultados para una cartera "p" formada por "g" títulos. Del mismo modo que en el caso anterior, la rentabilidad de "p" es una variable aleatoria, obtenida en este caso como combinación lineal de "g" variables aleatorias, de forma que podemos expresarla:

$$r_{pt} = w_1 r_{1t} + \dots + w_j r_{jt} + \dots + w_g r_{gt} = \sum_{i=1}^g w_i r_{it} \quad [1.10]$$

donde:

r_{pt} Rentabilidad de la cartera "p" en el momento "t", en tanto por uno.

Además, expresamos como condición que la suma de proporciones invertidas en cada título es el 100% de la riqueza total. Por tanto:

$$w_1 + \dots + w_j + \dots + w_g = \sum_{i=1}^g w_i = 1 \quad [1.11]$$

El valor esperado de rentabilidad de la cartera viene definido como combinación lineal de los promedios:

$$E(r_p) = w_1 E(r_1) + \dots + w_j E(r_j) + \dots + w_g E(r_g) \quad [1.12]$$

siendo:

$E(r_p)$ Rentabilidad esperada de la cartera "p", en tanto por uno.

Por otro lado, al calcular la **varianza de la rentabilidad de la cartera "p"** que contiene "g" títulos, nos encontramos, como en el caso anterior, que ésta depende no sólo de las varianzas individuales, sino de las covarianzas entre los diferentes pares de títulos. Concretamente, la expresión de la varianza de la cartera es:

$$V(r_p) = \sum_{i=1}^g w_i^2 V(r_i) + 2 \sum_{i < j} w_i w_j \text{Cov}(r_i r_j) = \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^g w_i w_j \text{Cov}(r_i r_j) \quad [1.13]$$

donde:

$V(r_p)$ Varianza de la rentabilidad de la cartera "p".

Es interesante observar la fórmula [1.13], en la que vemos que en la varianza total de la cartera "p" intervienen "g" términos relacionados con las de los títulos individuales, y otros "g*(g-1)" sumandos de covarianzas, donde la mitad son diferentes, lo que nos da una idea de la gran importancia de los mismos en la variabilidad de "p" a medida que "g" aumenta.

Aún así, no sólo hay que fijarse en el número de sumandos de covarianza y concretamente en los valores absolutos, para concluir que éstos dominan a los de varianza en la expresión [1.13]. De todas formas, Fama (1976, cap. 2, pág. 59), indica que, en el mercado americano, formando carteras con 20 títulos, la varianza de las mismas está fundamentalmente determinada por los pares de covarianzas entre los activos, suponiendo que están bien diversificadas (es decir, que todos los activos tengan un peso " w_i " aproximadamente igual).

3.3 Distribución de las carteras de títulos

Hasta el momento nos hemos estado refiriendo a la cartera como una variable aleatoria, que resulta de la combinación lineal de una serie de variables individuales. Además, hemos analizado cómo se calculan los parámetros promedio y varianza (o desviación típica en su caso). La pregunta surge inmediatamente: ¿es suficiente con el cálculo de ambos valores teóricos para caracterizar la función distribución?. O de otra manera, ¿qué distribución sigue la rentabilidad

de una cartera?. Para responder a esta cuestión, tenemos que recordar que en el subapartado 2.2 aceptamos la normalidad, no sin ciertas reservas, para las rentabilidades de los títulos individuales. Siguiendo a Fama (1976, pág. 64), suele suponerse que las rentabilidades de los títulos siguen la distribución normal multivariante, cuyas propiedades son muy importantes. Destacamos dos:

- Una combinación lineal de variables que siguen una distribución normal multivariante, sigue la normal univariante.
- Si cualquier combinación lineal de variables es normal, su distribución conjunta ha de ser normal multivariante.

Por lo tanto, si las rentabilidades de los títulos siguen la distribución normal multivariante, ello garantiza que la de cualquier cartera es también normal univariante. Fama (1976, págs. 33-35), indica que, para carteras construídas a partir de datos mensuales, se acepta la normalidad, aunque hay una precisión a realizar, y es que hemos aceptado que las rentabilidades de los títulos siguen una distribución normal univariante (véase subapartado 2.2), pero ésto no es condición para que las conjuntas de los títulos sean normales multivariantes¹². Puede encontrarse una concisa descripción acerca de la distribuciones comentadas y sus propiedades en Morrison (1976, págs. 84 y ss).

3.4 Media y varianza marginales

Vamos a ver en este apartado otros aspectos relacionados con la teoría de cartera que vamos a utilizar posteriormente en los diferentes modelos de valoración.

Supongamos que en uno de los "g" títulos de la cartera "p", concretamente en el "k", la proporción de riqueza total invertida es cero:

$$w_k = 0 \quad [1.14]$$

¹² Puede consultarse Fama (1976).

¿Qué sucede si decidimos invertir en "k"? Vamos a analizar el efecto que tal decisión tiene en el promedio y varianza de "p", es decir, las consecuencias sobre las funciones expresadas en las fórmulas [1.12] y [1.13]. Para ello, calcularemos las derivadas de [1.12] y [1.13] respecto de la proporción " w_k " de dicho título, lo que nos indica el efecto de un incremento infinitesimal de " w_k " sobre el promedio y varianza de la cartera "p", permaneciendo constante el resto.

Sin entrar en detalles matemáticos, que escapan al objetivo del trabajo, es sencillo observar que el resultado de ambas derivadas coincide con:

$$\frac{\partial r_p}{\partial w_k} = r_k \quad \text{y} \quad \frac{\partial V(r_p)}{\partial w_k} = 2 \sum_{i=1}^g w_i \text{Cov}(r_i r_k) \quad [1.15]$$

Siendo absolutamente evidente que el resultado sobre el promedio de un incremento " w_k " es " r_k ", tiene sin embargo gran interés evaluar la expresión del efecto en la varianza de "p". Para ello, hemos de tener en cuenta que la suma ponderada de covarianzas del resto de títulos con el activo "k", es la covarianza del mismo con la cartera (véase demostración en Fama, 1976, págs. 60-61), es decir:

$$2 \sum_{i=1}^g w_i \text{Cov}(r_i r_k) = 2 \text{Cov}(r_k r_p) \quad [1.16]$$

Por lo que, fijándonos en la expresión [1.16] llegamos a la conclusión de que el cambio en la varianza de la cartera por un incremento infinitesimal en " w_k " o, de otra manera, la aportación del título a la varianza total de la cartera depende de dos términos:

- La covarianza de dicho título "k" con los "g-1" títulos restantes de la cartera considerada.
- La varianza del propio activo.

Lo habitual es que, en una cartera bien diversificada, el riesgo que aporta un título a la misma venga determinado fundamentalmente por los mencionados términos de covarianza.

Estos resultados tienen el problema de que dependen de la unidad de medida, siendo poco habitual el uso de valores absolutos para cuantificar la cantidad de riesgo que un activo aporta a una cartera. Para evitarlo, existe una medida relativa adimensional, conocida como la beta (" β ") del título, cuyo valor es:

$$\beta_k = \frac{\text{Cov}(r_k r_p)}{\text{Var}(r_p)} \quad [1.17]$$

En definitiva, podemos ver en la expresión [1.17] que lo que se hace es relativizar el riesgo que un título aporta a una cartera respecto del total de la misma.

Como podemos apreciar, existe una relación entre el resultado de la derivada de la varianza respecto a " w_k " y el cociente expresado en [1.17], que es:

$$2 \text{Cov}(r_k r_p) = 2 \text{Var}(r_p) \beta_k \quad [1.18]$$

Dada esta relación, podemos concluir este apartado indicando que se considera óptima una cartera si todos los títulos con igual beta tienen el mismo promedio de rentabilidad, ya que, en caso contrario, siempre se pueden construir carteras con mayor valor esperado de rentabilidad.

Hemos creído interesante incluir aquí estos conceptos, aunque posteriormente tendremos oportunidad de volver sobre ellos, así como de profundizar en algunos de los aspectos tratados en este apartado.

4. La relación entre rentabilidad y riesgo

4.1 Una aproximación simplificada a la relación rentabilidad-riesgo

Hasta el momento, hemos hablado de la rentabilidad y del riesgo de manera separada, llegando a dos expresiones, [1.12] y [1.13], que nos informan acerca del promedio de rentabilidad esperado de una cartera y su varianza; también hemos analizado las alteraciones que

se producen en ambos parámetros por el hecho de incrementar infinitesimalmente la proporción invertida en un título¹³.

La cuestión que se plantea ahora es: **¿no podemos llegar a un resultado que nos relacione ambos conceptos?**. Este es precisamente, el objetivo de este punto: analizar la relación entre rentabilidad esperada y riesgo, que aproximaremos de manera simplificada¹⁴.

Supongamos que un inversor tiene una cartera "v" que está formada por combinación lineal de dos títulos, "i" y "j", en unas determinadas proporciones. Así, "v" tiene su promedio y varianza de rentabilidad, que pueden obtenerse de manera análoga a las consideradas en las expresiones del apartado anterior (concretamente, las fórmulas [1.5] y [1.6] definen, respectivamente, dichos parámetros para una cartera formada por dos activos). Supongamos además, que existe un título sin riesgo, tal como lo hemos introducido en el subapartado 2.4, al que los individuos pueden prestar y pedir prestado ilimitadamente.

Vamos a representar la situación de estas dos posibles inversiones en un mapa promedio-desviación típica, tal como aparece en la figura I-1:

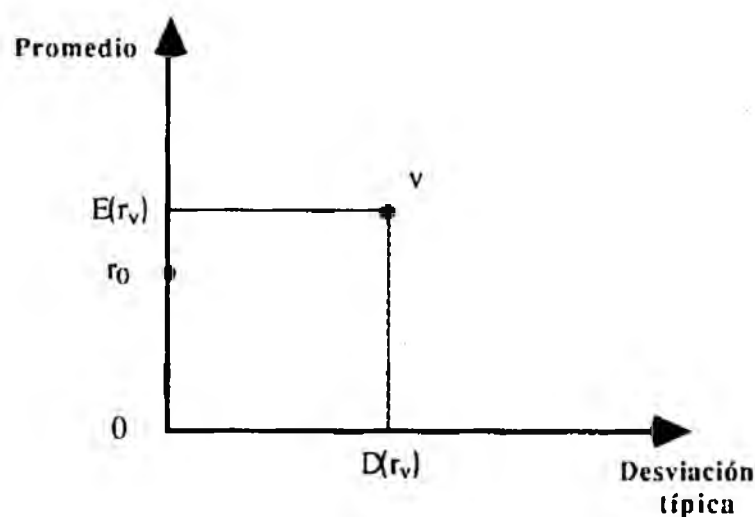


Figura I-1

¹³ Véase fórmula [1.15].

¹⁴ Puede acudir a Gómez-Bezares (1991, tema IV), así como Fama (1976, cap. 7), para ver un desarrollo más detallado y matemático del tema.

En el gráfico se han representado dos puntos, que indican la posición del título sin riesgo y de la cartera "v" en el mapa promedio-desviación típica. Como podemos apreciar, el primero se caracteriza por carecer de riesgo, por ello el valor que toma en abcisas es cero. Por otro lado, la cartera "v" formada por dos títulos tiene mayor promedio de rentabilidad que el tipo "r₀" (lo cual es lógico, ya que si suponemos individuos enemigos del riesgo, nadie invertiría en "v" si su promedio fuere inferior a "r₀") y el riesgo viene medido por su valor en abcisas "D(r_v)".

Pero el inversor dispone de la posibilidad de combinar su cartera "v" con el título sin riesgo en una nueva cartera "q". Otra vez nos encontramos ante una variable aleatoria, formada como combinación lineal:

$$r_{qt} = (1-w_v) r_{0t} + w_v r_{vt} \quad [1.19]$$

donde:

r_{qt} Rentabilidad de la cartera "q" en el momento "t", en tanto por uno.

w_v Proporción de la riqueza total invertida en la cartera "v", en tanto por uno.

donde debe cumplirse la condición de que la suma de proporciones invertidas es el 100%, es decir la riqueza total.

El valor esperado de la rentabilidad de la cartera viene definido como combinación lineal de los promedios:

$$E(r_q) = (1-w_v) r_0 + w_v E(r_v) \quad [1.20]$$

donde:

$E(r_q)$ Rentabilidad esperada de la cartera "q", en tanto por uno.

Por otro lado, la expresión de la varianza de la cartera es:

$$V(r_q) = w_v^2 V(r_v) + (1-w_v)^2 V(r_0) + 2 w_v (1-w_v) \text{Cov}(r_v, r_0) \quad [1.21]$$

donde:

$V(r_q)$ Varianza de la rentabilidad de la cartera "q".

$Cov(r_v, r_0)$ Covarianza entre la rentabilidad del título sin riesgo y la cartera "v".

La expresión [1.21] se puede simplificar teniendo en cuenta que el tipo sin riesgo tiene varianza cero y que la covarianza del mismo con la cartera "v" también es cero, por lo que resulta:

$$V(r_q) = w_v^2 V(r_v) \quad [1.22]$$

con lo que la desviación típica da como resultado:

$$D(r_q) = w_v D(r_v) \quad [1.23]$$

En esta última ecuación podemos despejar la proporción de riqueza invertida en la cartera "v" y considerando la limitación de presupuesto, llegar a las siguientes expresiones:

$$w_v = \frac{D(r_q)}{D(r_v)} \quad \text{y} \quad (1 - w_v) = 1 - \frac{D(r_q)}{D(r_v)} \quad [1.24]$$

Sustituyendo en [1.20] y agrupando términos llegamos a:

$$E(r_q) = r_0 + \left[\frac{E(r_v) - r_0}{D(r_v)} \right] D(r_q) \quad [1.25]$$

Expresión que nos pone en relación el promedio de rentabilidad de la cartera "q" con el riesgo de la misma, siendo además ésta lineal. Vemos en [1.25] que el valor esperado de la rentabilidad de "q" es la suma de dos términos: el tipo " r_0 ", y otro que recoge el producto del premio por unidad de riesgo (expresado en el cociente) multiplicado por el riesgo total de la cartera " $D(r_q)$ ". La pendiente de la recta trazada desde el punto " r_0 " al "v" en la figura 1-2 coincide con el mencionado premio por riesgo. Además, cada punto de la recta indica las diferentes posibilidades de combinar el título sin riesgo y la cartera "v", según los pesos que se asignen a cada uno de ellos. Podemos distinguir

dos zonas en la citada recta, una primera, donde el individuo invierte su riqueza en diferentes proporciones en el título sin riesgo y la cartera "v" (que en la figura I-2 hemos denominado "A"), y otra segunda, donde se endeuda al tipo " r_0 " para invertir en "v" (que en la figura I-2 hemos denominado "B").

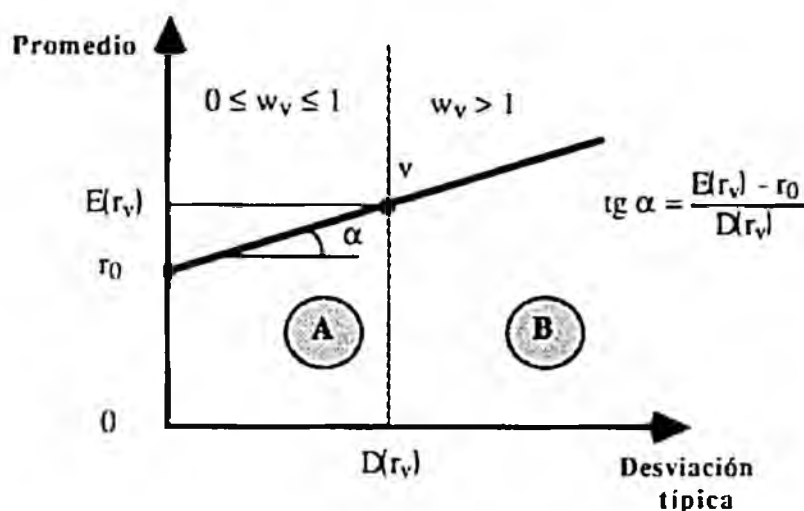


Figura I-2

Resulta interesante conocer ahora cómo queda la relación rentabilidad-riesgo para otros inversores, que tienen en cuenta alternativas diferentes de las consideradas en el presente caso, título sin riesgo y cartera "v". Para analizarlo, vamos a imaginar la existencia de dos títulos con los cuales podemos realizar combinaciones, situación que ya ha sido previamente estudiada (véanse fórmulas [1.3] a [1.6]. Precisamente la cartera "v" ha sido obtenida de dicha manera). Supongamos además la existencia de relación entre ambos, y que ésta no es perfecta. Como hemos analizado previamente, la rentabilidad esperada de las carteras que se pueden formar con dichos títulos es una combinación lineal de los promedios, pero el riesgo de las mismas, debido a la diversificación, es menor que la suma ponderada de las desviaciones típicas, es decir:

$$\begin{aligned}
 [w_i D(r_i) + w_j D(r_j)] &\geq [w_i^2 V(r_i) + w_j^2 V(r_j) + 2 w_i w_j \operatorname{Cov}(r_i, r_j)]^{1/2} \\
 &= [w_i^2 V(r_i) + w_j^2 V(r_j) + 2 w_i w_j \operatorname{Corr}(r_i, r_j) D(r_i) D(r_j)]^{1/2}
 \end{aligned}
 \tag{1.26}$$

Así, en la figura I-3 tenemos la representación gráfica de las posibles combinaciones de los activos en diferentes carteras, suponiendo una determinada correlación entre ellos, y que no se permite la emisión de títulos.

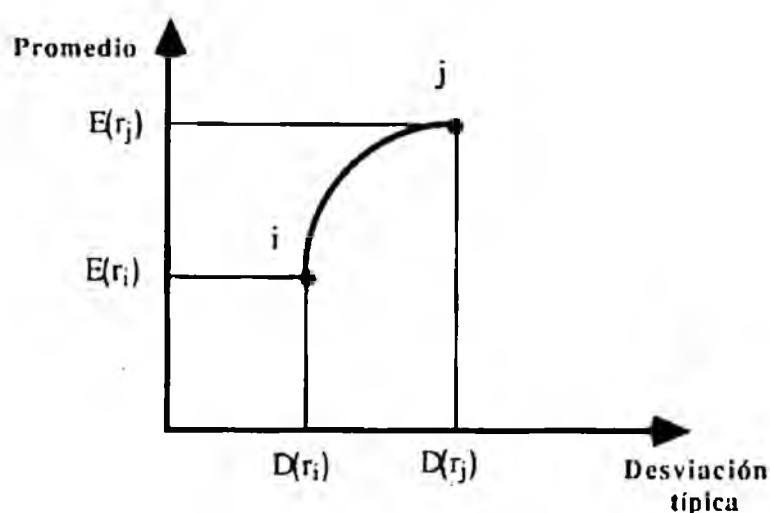


Figura I-3

Como puede verse, tenemos en dicho gráfico la posición de los dos activos en el plano promedio-desviación típica¹⁵. El título "i" tiene menos riesgo y menos rentabilidad esperada que el "j". La curva representa las combinaciones de ambos, desde el punto "i", en el que se invierte el 100% del presupuesto en dicho título, hasta el "j", que supone dedicar toda la riqueza a este valor, pasando por los intermedios, que representan las diferentes proporciones invertidas en los dos títulos, todas ellas accesibles por el individuo. Se puede observar que las diferentes combinaciones quedan representadas mediante arcos que serán convexos mirados desde el eje de ordenadas. El "abombamiento" de estos arcos dependerá de la mayor o menor relación existente entre los dos títulos considerados.

Supongamos ahora que añadimos a nuestro problema el tipo sin riesgo: ¿qué hace nuestro inversor?. La solución es bastante sencilla. Vamos a verlo mediante un nuevo gráfico representado en la figura I-4.

¹⁵ Véase Gómez-Bezares (1991, tema IV, apdo. 3).

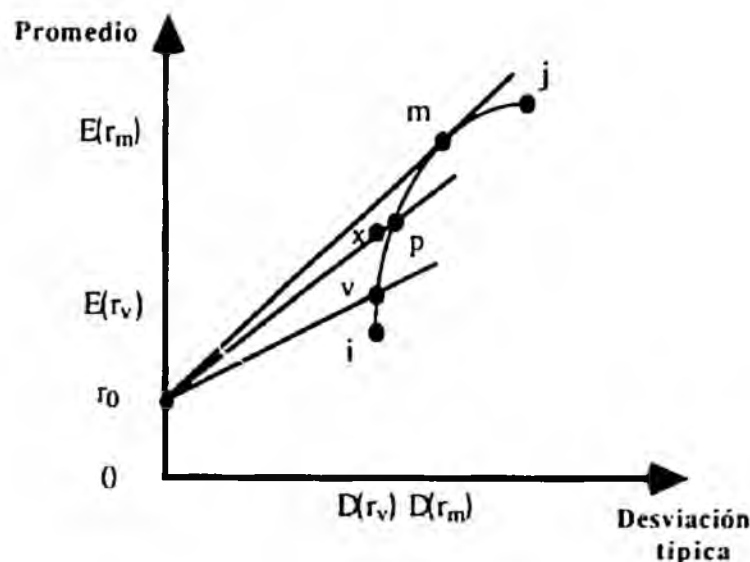


Figura I-4

Una de las posibilidades de nuestro inversor consiste en combinar los títulos "i" y "j" formando "v", como contemplamos en la figura I-1, y posteriormente hacer carteras con "v" y el título sin riesgo, situación ésta que queda representada mediante la recta que une los puntos "r₀" y "v" en el gráfico. La figura I-4 aporta dos posibles combinaciones de activos más, los puntos "p" y "m". Con ambas y el título sin riesgo se pueden realizar de nuevo infinitas carteras más, que en el gráfico quedan reflejadas mediante las rectas que van desde el punto "r₀" a unirse con "p" y "m", respectivamente.

Vamos a comparar la situación que resulta de las combinaciones de las carteras "v" y "p" con el título sin riesgo. Si el inversor ha elegido previamente "v", ahora con el título sin riesgo puede situarse en cualquiera de los puntos de la recta cuya pendiente es el premio por riesgo. Supongamos que se sitúa en "v", que es una de las infinitas combinaciones a su disposición, en ese caso tiene una rentabilidad promedio y un riesgo.

El problema es que, al surgir la otra posibilidad comentada (cartera "p"), y verla simultáneamente en la figura, salta a la vista que en el punto "x" (una combinación de "p" y el tipo sin riesgo), el inversor recibe más valor esperado de rendimiento soportando el mismo riesgo, con lo cual la opción de combinar los títulos de la forma hecha en "v" es automáticamente desechada, siendo preferible hacerlo como en la cartera "p". Es interesante observar que la recta que une el tipo sin riesgo con el punto "p" tiene mayor pendiente que la anterior.

También es evidente que, siguiendo el razonamiento realizado, el individuo no se va a conformar con la segunda alternativa (cartera "p"), ya que puede seguir incrementando la pendiente, y acceder a posibilidades con las que obtiene valores superiores de promedio de rentabilidad soportando el mismo riesgo. Todo ello hasta un límite (cartera "m"), que viene marcado por la recta tangente a la curva que representa las diferentes combinaciones entre los dos títulos con riesgo. Obsérvese que es la que tiene mayor premio por riesgo, y que no es posible llegar a rectas que ofrezcan pendientes superiores, ya que no son viables.

De todo lo anterior deducimos una consecuencia clara: **todos los individuos que inviertan en los títulos con riesgo, lo harán en las proporciones definidas por la cartera "m", independientemente de sus preferencias. Estas únicamente jugarán en la decisión respecto de la proporción de su riqueza que dedicarán al título sin riesgo y a la cartera "m"**¹⁶.

4.2 Generalización de la relación rentabilidad-riesgo

Es sencillo generalizar lo visto en el punto anterior a situaciones más realistas, donde el número de activos es elevado.

Como primer paso imaginemos que no existe el título sin riesgo, y que tampoco se permite la venta en corto¹⁷. Supongamos que, de todos los activos del mercado, conocemos los valores esperados y riesgos (en definitiva, en la figura I-3 contamos con dos de todos los posibles, representados en el mapa promedio-desviación típica, luego imaginemos la generalización a todos los títulos). Además, pensemos que también conocemos la misma información relativa a todas las posibles carteras que podemos formar a partir de dichos activos. De esta manera, puede demostrarse matemáticamente que las combinaciones posibles se sitúan en arcos que unen cada par de títulos o carteras¹⁸, cuyo abombamiento depende de la relación entre ambos, y que son convexos mirados desde el eje de ordenadas (en realidad, puede demostrarse que son pedazos de hipérbolas con vértice en dicho eje¹⁹).

¹⁶ Esto tiene relación con el teorema de la separación de Tobin (1958) que introduciremos posteriormente.

¹⁷ Vender en corto un título implica endeudarse en él. También puede hablarse de emitir o vender en descubierto.

¹⁸ Véase Gómez-Bezares (1991, págs. 123 y ss).

¹⁹ Véase Gómez-Bezares (1991, apdo. IV-D-).

En este caso todos los individuos se situaran en algún punto del arco superior del mapa, al cual denominamos frontera eficiente, y cuya forma la tenemos representada en la figura I-5.

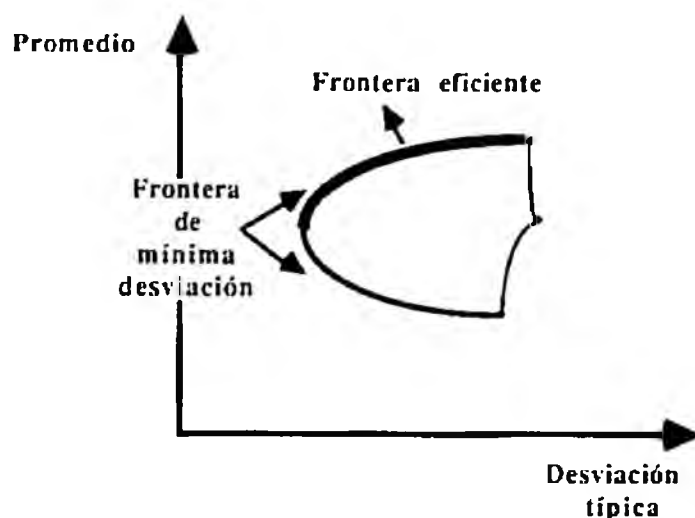


Figura I-5

En la mencionada figura aparece representado el "mapa de oportunidades posibles" (que es el área encerrada en el curvilátero dibujado), y en cuya frontera vista desde el eje de ordenadas, podemos distinguir dos conceptos:

-Frontera de mínima desviación típica.

-Frontera eficiente, que es una parte de la de mínima desviación típica, y recoge aquellas carteras que tienen, simultáneamente, menor riesgo para un promedio dado, y máximo valor esperado para una desviación típica. Podemos observar que el resto de frontera de mínima desviación no cumple esta condición.

Para que exista un único mapa de oportunidades para todos los individuos, es necesario que éstos valoren la información de la misma forma: a esta hipótesis se le suele denominar de concordancia o de expectativas homogéneas²⁰.

²⁰ Véase Gómez-Bezares (1991, pág. 129).

Si tenemos en cuenta el título sin riesgo, aceptando la posibilidad de prestar o pedir prestado al tipo " r_0 ", la nueva frontera eficiente es la línea representada en negrita en la figura I-6.

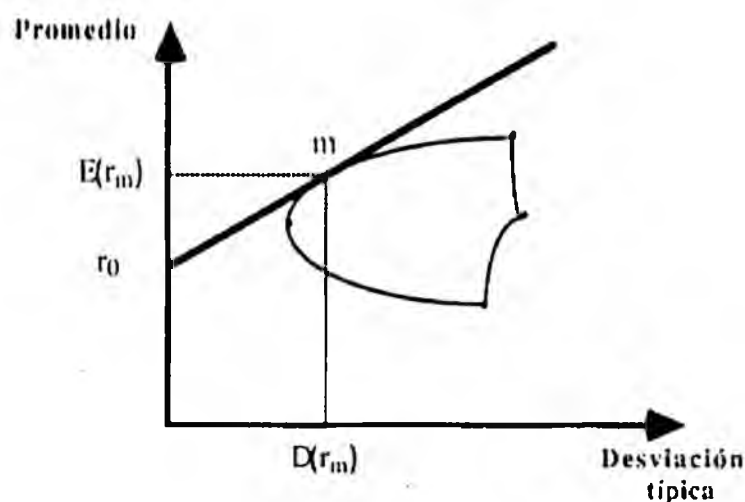


Figura I-6

Es fácil ver que, en la nueva situación, y partiendo de la hipótesis de concordancia, todos los individuos invertirán una parte de su riqueza en el título sin riesgo, y otra en la cartera con riesgo " m ".

Creemos necesario explicar este aspecto, es decir: ¿por qué los inversores se sitúan justamente en la frontera eficiente?. En el subapartado 2.3, hemos establecido las que suponemos pautas de comportamiento de la mayoría de los individuos. Precisamente allí indicamos que los individuos prefieren más riqueza a menos y que son enemigos del riesgo.

Recordemos que las curvas de indiferencia recogen el lugar geométrico de los puntos (en nuestro caso promedio-riesgo) que reportan al individuo la misma utilidad. Teniendo en cuenta las hipótesis de comportamiento que hemos establecido, podemos representar dichas curvas tal como aparecen en la figura I-7.

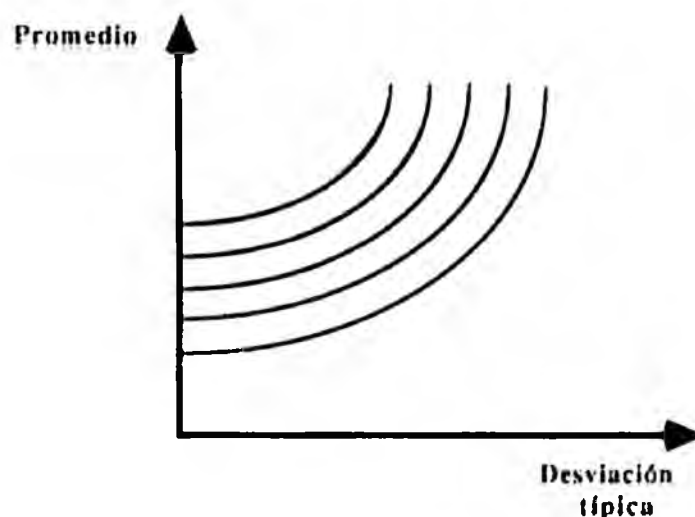


Figura I-7

Puede demostrarse con todo rigor que, en las condiciones definidas (individuos enemigos del riesgo, que prefieren tener más a menos, y con distribuciones normales de rentabilidad), las curvas de indiferencia serán convexas vistas desde abajo²¹, tal como aparecen en la mencionada figura I-7.

Como podemos apreciar, las curvas de indiferencia son crecientes (exigencia de mayor rentabilidad promedio para aceptar aumentos de desviación típica), ya que hemos establecido que los individuos son enemigos del riesgo. Por otro lado, las más alejadas del origen de coordenadas representan mayores niveles de utilidad, para lo que sólo es necesario que el inversor prefiera tener más a menos.

Los individuos, al tratar de maximizar la utilidad, se situarán en las curvas de indiferencia más alejadas del origen de coordenadas, lo que implica que sobre la figura I-6, se posicionen en el punto de tangencia de dicha curva con la recta que va desde la rentabilidad del título sin riesgo hasta "m".

Es también evidente que, si no existe el título sin riesgo, los individuos se situarán a lo largo de la frontera eficiente, dando lugar a diferentes soluciones o combinaciones en el equilibrio de activos con riesgo para cada inversor. Sin embargo, la existencia del tipo sin riesgo

²¹ Véase Gómez-Bezares (1991, págs. 113-117)

hace que todos los que dediquen una parte de su presupuesto a invertir con riesgo, suponiendo concordancia, lo harán en una única cartera "m".

La pregunta surge de inmediato: ¿cuál es esa cartera?. Se le denomina **cartera de mercado**, y es la combinación óptima de títulos con riesgo, que contiene a todos los existentes en el mercado, y con el peso que cada uno tiene en el mismo²². Todos los individuos tienden, por tanto, a invertir su riqueza en los activos con riesgo en dichas proporciones.

Tobin (1958) enuncia además su teorema de separación, que dice que los individuos compran más o menos cartera con riesgo, pero las proporciones de los títulos que componen ésta última son siempre las mismas, con independencia de sus preferencias.

Las **carteras eficientes** existentes en el mercado se **ajustan a una recta** que se denomina **Línea del Mercado de Capitales (LMC)**, cuya expresión es la siguiente:

$$E(r_p) = r_0 + \left[\frac{E(r_m) - r_0}{D(r_m)} \right] \cdot D(r_p) \quad [1.27]$$

Por otro lado, la representación gráfica de dicha Línea de Mercado de Capitales la tenemos en la figura I-8.

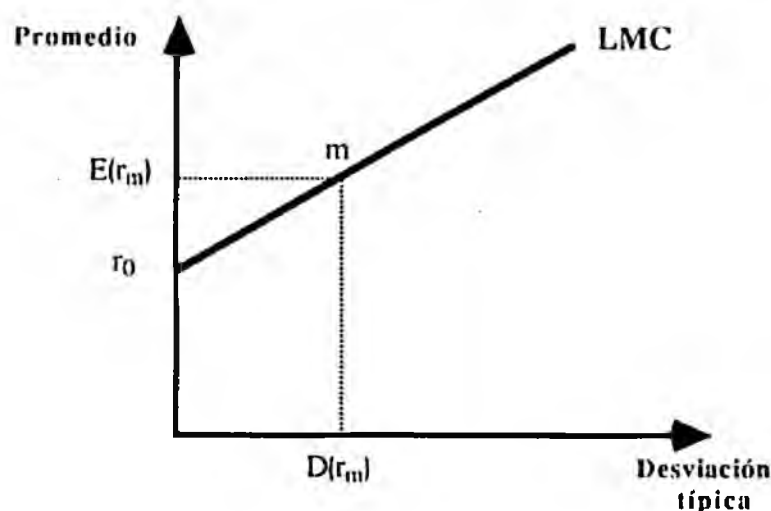


Figura I-8

²² Puede verse Gómez-Bezares (1991, pág. 129).

Como hemos indicado con anterioridad, la rentabilidad esperada de una cartera eficiente, tiene dos componentes: el tipo de interés sin riesgo, más un premio por unidad de riesgo en función de la desviación típica " $D(r_p)$ ".

El cálculo de los puntos de la frontera eficiente escapa a los objetivos del trabajo (puede consultarse en Gómez-Bezares, 1991, págs. 123-133). Únicamente indicaremos que se trata de un problema de optimización matemática.

5. El Modelo de Mercado

El modelo de Harry Markowitz, expuesto en los apartados 3 y 4, es interesante por su sencillez y claridad, pero a la hora de llevarlo a la práctica presenta algunos problemas. Destacamos uno clásico: para su utilización debemos conocer las varianzas y covarianzas entre todos los títulos, ya que no olvidemos que para el cálculo del riesgo de la cartera de mercado " m ", que es combinación lineal de todos los títulos, es necesario disponer de dicha información. Por otro lado, el riesgo es necesario para poder, mediante la fórmula [1.27], calcular el promedio de rentabilidad de una cartera eficiente.

Un discípulo de Markowitz, William F. Sharpe, propone, en su trabajo de 1963, el denominado Modelo de Mercado, al objeto de resolver el problema señalado en el párrafo anterior, y hacerlo más aplicable. A este modelo se le conoce también en la literatura financiera como modelo diagonal o de índice simple (véase Gómez-Bezares, 1991). La importancia del mismo radica en que es el antecedente del Modelo de Valoración de Activos de Capital, más conocido como CAPM, y que va a ser objeto de nuestro análisis en el apartado siguiente. De cara a conseguir una forma más operativa del modelo, Sharpe propone dos hipótesis simplificadoras (véase Gómez-Bezares, 1991):

- La relación entre los títulos se debe exclusivamente a la que éstos tienen con un índice de mercado, pudiendo ser éste la rentabilidad de la cartera de mercado. Si existen otras relaciones, constituyen los denominados efectos sectoriales, que introduciremos en el capítulo II.
- La relación entre la rentabilidad de cada título y el índice de mercado es lineal.

Es sencillo comprobar cómo, mediante la consideración de estas dos hipótesis, se resuelve el problema del cálculo de las varianzas y covarianzas entre los diferentes títulos. Así, para calcular cualquier covarianza entre dos activos, basta con conocer la que ambos tienen con el índice, que a partir de ahora llamaremos rentabilidad de mercado²³. Por tanto, suponiendo el caso general de que en el mercado existen "g" títulos con riesgo, para poder aplicar el Modelo de Markowitz tenemos que estimar "g" promedios de rentabilidad, "g" varianzas y los correspondientes pares de covarianzas, que puede demostrarse que son " $1/2 * g * (g-1)$ ", es decir, un total de " $1/2 * g * (g+3)$ " estimaciones. Mientras que si tenemos en cuenta las hipótesis simplificadoras de Sharpe, pasamos a tener que calcular: "g" promedios, "g" varianzas y "g" covarianzas entre cada título y la rentabilidad mercado, además del promedio y varianza de ésta última, un total de " $(3 * g) + 2$ " estimaciones.

Además, hemos indicado que Sharpe supone la existencia de relación lineal entre la rentabilidad de los títulos y la del mercado. Habitualmente, ello da lugar al planteamiento de un modelo lineal causal, denominado **Modelo de Mercado**, que expresa la relación para los diferentes momentos de tiempo considerados:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad [1.28]$$

donde:

- r_{it} Rentabilidad del título "i" en el periodo "t".
- α_i Ordenada en el origen del título "i".
- β_i Pendiente de la recta poblacional del título "i".
- r_{mt} Rentabilidad de la cartera de mercado en el periodo "t".
- ε_{it} Perturbación aleatoria del título "i" en el periodo "t".

Para la correcta especificación del Modelo de Mercado es necesario establecer las hipótesis de comportamiento de todos los elementos que aparecen en el mismo. En cualquier caso, éste va a ser objeto de un profundo análisis en la segunda parte de este trabajo, por lo que nos

²³ Puede verse la demostración de lo expuesto en Gómez-Bezares (1991, pág. 166).

remitimos allí para la especificación de las que vamos a denominar hipótesis estructurales y de las perturbaciones aleatorias, así como de los problemas derivados del proceso de estimación del mismo. Aquí nos limitamos a señalar tres aspectos interesantes de cara a nuestra exposición teórico-financiera:

- Hemos indicado ya con anterioridad que el riesgo de un título incluido en una cartera no se mide por su desviación típica (riesgo total), sino por el que aporta a dicha cartera, y, establecimos la expresión [1.17], donde, si suponemos la cartera de mercado, podemos indicar que el riesgo que aporta el título "i" a la misma es:

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{\text{Var}(r_m)} \quad [1.29]$$

Sin entrar en grandes detalles econométricos, en un modelo de regresión simple como el expresado en la ecuación [1.28], el estimador del coeficiente angular "b_i", es precisamente el cociente [1.29] de estimaciones. Es decir:

$$b_i = \frac{\sum_{t=1}^n (r_{it} - \bar{r}_i)(r_{mt} - \bar{r}_m)}{\sum_{t=1}^n (r_{mt} - \bar{r}_m)^2} = \frac{S_{im}}{S_m^2} \quad [1.30]$$

En definitiva, la estimación de la expectativa de riesgo del título "i" equivale a la del coeficiente angular de [1.28]. Este resultado plantea un nexo entre la Teoría de Cartera y Modelo de Mercado, y, posteriormente, también con el CAPM.

- Otro aspecto fundamental derivado de [1.28] es la distinción entre riesgo sistemático y diversificable. Para verlo claro, analicemos la varianza del título "i" a partir de la ecuación anterior. El resultado es el siguiente:

$$V(r_{it}) = \beta_i^2 V(r_{mt}) + V(\epsilon_{it}) \quad [1.31]$$

donde tenemos que el riesgo total del título "i" puede descomponerse como suma de dos términos, el primero de ellos es el sistemático, y el segundo, el diversificable. Este último es propio del título, y no tiene relación con el mercado, lo que implica que puede eliminarse simplemente diversificando y formando carteras. Para poder realizar esta distinción, es necesario que no haya relación entre las perturbaciones aleatorias del título "i" y la rentabilidad de mercado para los diferentes momentos de tiempo:

$$\text{Cov}(\epsilon_{it}, r_{mt}) = 0 \quad [1.32]$$

Podemos, por tanto, llegar a una conclusión fundamental, recogida en Gómez-Bezares (1991, pág. 174), y es que "la empresa sólo debe hacer aquello que el accionista no puede hacer individualmente", por lo que el riesgo a considerar es el sistemático, y además, es el único a retribuir. Por ello el gestor no se debe preocupar por el riesgo diversificable, debido a que será eliminado por el inversor mediante una adecuada diversificación. La condición más difícil de aceptar es la inexistencia de efectos sectoriales (véase Capítulo II), aunque las consecuencias no son graves para las conclusiones fundamentales del modelo.

- Un último aspecto fundamental es que, **al formar carteras, el riesgo de cualquiera de ellas viene dado por la combinación lineal de las betas de los títulos individuales.** Puede verse la demostración en Copeland y Weston (1988, págs. 200-201).

El Modelo de Mercado expresado gráficamente (véase figura I-9), da lugar a la denominada **Línea Característica del Título (LCT)**, donde podemos apreciar las características de la recta poblacional.

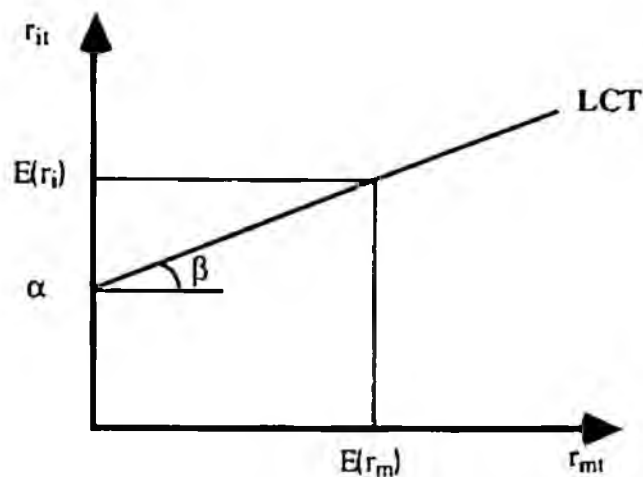


Figura 1-9

6. El C.A.P.M. (Capital Asset Pricing Model)

6.1 El mercado en equilibrio

Es importante reseñar que el resultado que hemos obtenido en el apartado 4, y más concretamente, el reflejado en la fórmula [1.27], hace referencia a **un mercado en equilibrio**. Vamos a señalar las implicaciones del mismo:

- No debe haber excesos de oferta o demanda de títulos.
- El precio de equilibrio del riesgo es la pendiente de la Línea de Mercado de Capitales, lo que quiere decir que todos los inversores están de acuerdo con el mismo, aunque sus preferencias en cuanto al riesgo sean diferentes.

Además, la fórmula [1.27] nos plantea la relación promedio-desviación típica, es decir rentabilidad-riesgo. Ello puede servirnos para valorar únicamente carteras eficientes, es decir, aquellas que se encuentran en la frontera eficiente.

Nuestra intención ahora es extender la valoración en el equilibrio a todo tipo de carteras y títulos, no sólo aquellos que se encuentran en la frontera eficiente.

6.2 El riesgo en el equilibrio

Vamos a tratar de profundizar en cómo se puede medir el riesgo en el caso de un título (lógicamente, lo expuesto en las siguientes líneas es extensible de la misma manera a las carteras que no se encuentran en la frontera eficiente), para tratar de llegar a una relación rentabilidad-riesgo que nos sirva para valorar. Hemos criticado la desviación típica como medida del riesgo individual de un activo, concluyendo que lo relevante, es lo que aporta el título al riesgo de la cartera en forma de covarianza, pero relativizada por la varianza total de la cartera. Tratemos con ello de cerrar la discusión comenzada en el subapartado 3.4 y retomada en el apartado 5.

Imaginemos la situación gráfica planteada en la figura I-10.

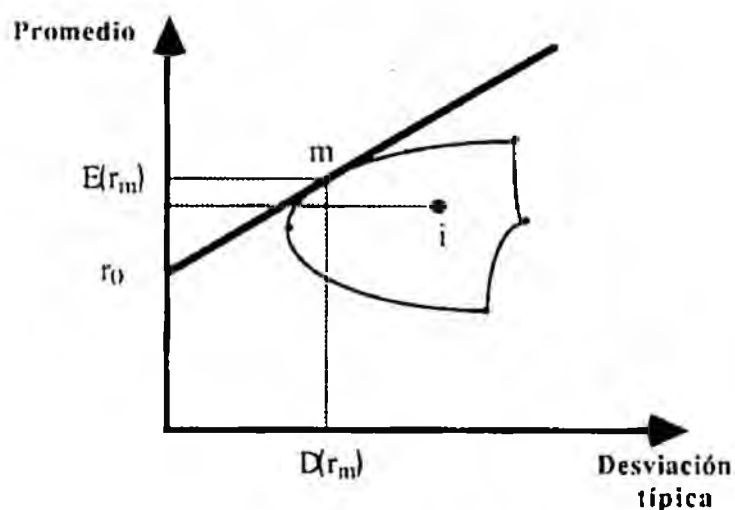


Figura I-10

Estamos observando un título "i" en el plano rentabilidad-riesgo; es obvio que no se encuentra en la frontera eficiente, por lo que, aunque conozcamos exactamente el valor de su promedio y desviación típica, desconoceremos la valoración del mismo en el equilibrio.

Además, en el gráfico se ha trazado una recta horizontal a partir del punto "i", que nos está indicando otras alternativas de obtener idéntico promedio de rentabilidad con menor riesgo. Ello no tiene sentido, ya que, en equilibrio, si existen diferentes posibilidades con el mismo promedio, han de tener el mismo riesgo.

El uso de la desviación típica es interesante para tratar de medir el riesgo de carteras eficientes, pero no es útil para evaluar el de un título que no se encuentra en la frontera eficiente. En el subapartado 3.4 hemos hablado de la contribución de un activo al riesgo de una cartera bien diversificada, llegando a la conclusión, expresada en [1.29], de que se puede medir de la siguiente manera:

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{\text{Var}(r_m)}$$

Esta forma de calcular el riesgo de un título a partir de su covarianza con el mercado, sirve también para medir el riesgo de las carteras.

Además, en el subapartado 3.4 hemos visto el desarrollo que nos ha permitido llegar a la expresión anterior. Veamos de otra manera qué sucede con la varianza de la cartera a medida que diversificamos. Para ello recordamos la fórmula [1.13], utilizada en el apartado 3:

$$V(r_p) = \sum_{i=1}^g w_i^2 V(r_i) + 2 \sum_{i < j} w_i w_j \text{Cov}(r_i, r_j) = \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^g w_i w_j \text{Cov}(r_i, r_j)$$

En dicha expresión vemos que en la varianza total de la cartera "p" intervienen "g" términos relacionados con las de los títulos individuales, y otros "g*(g-1)" de covarianzas, donde la mitad son diferentes. Esto nos está indicando la gran importancia de éstos últimos en la varianza de la cartera a medida que "g" aumenta.

Para verlo más claro, y siguiendo a Copeland y Weston (1988, págs. 184-185), imaginemos que en nuestra cartera todos los activos tienen el mismo peso, lo que implica que:

$$w_i = w_j = \frac{1}{g} \quad \forall i, j \quad [1.33]$$

La expresión de la varianza de la cartera queda en este caso:

$$V(r_p) = \frac{1}{g^2} \sum_{i=1}^g V(r_i) + 2 \frac{1}{g^2} \sum_{i < j}^g \text{Cov}(r_i r_j) \quad [1.34]$$

Supongamos que la varianza máxima individual es "V". En este caso, de los "g" sumandos correspondientes a cada uno de los títulos, ninguno es mayor que:

$$\frac{1}{g^2} \sum_{i=1}^g V = \frac{g V}{g^2} = \frac{V}{g} \quad [1.35]$$

y a medida que la cartera está mejor diversificada, es decir, cuantos más títulos tengamos en la misma, el mayor de los "g" sumandos tiende a cero:

$$\lim_{g \rightarrow \infty} \frac{V}{g} = 0 \quad [1.36]$$

Examinemos qué sucede con los términos de covarianza, fijándonos en la expresión [1.34]. Vemos que hay "(g²-g)" sumandos. Supongamos que todos son idénticos al promedio de covarianza:

$$\frac{1}{g^2} (g^2 - g) \overline{\text{Cov}(r_i r_j)} = \frac{g^2}{g^2} \overline{\text{Cov}(r_i r_j)} - \frac{g}{g^2} \overline{\text{Cov}(r_i r_j)} \quad [1.37]$$

donde:

$\overline{\text{Cov}(r_i r_j)}$ Es la covarianza promedio

y, en el límite, es decir, cuando la cartera está bien diversificada, tenemos que:

$$\lim_{g \rightarrow \infty} \left[\frac{g^2}{g^2} \overline{\text{Cov}(r_i r_j)} - \frac{g}{g^2} \overline{\text{Cov}(r_i r_j)} \right] = \overline{\text{Cov}(r_i r_j)} \quad [1.38]$$

Por lo que queda demostrado cómo, a medida que incrementamos el número de activos en la cartera, la influencia de los términos de covarianza entre los títulos cobra gran importancia en el riesgo de la misma.

Fama (1976, págs. 253-254), ilustra lo analizado mediante un ejemplo, seleccionando activos aleatoriamente, y llegando a la conclusión de que con 20 títulos se puede conseguir una cartera bien diversificada.

Profundicemos en la medida de riesgo propuesta en el subapartado 3.4, y expresada anteriormente en la fórmula [1.29], denominada habitualmente beta. Vemos que el numerador de la misma está recogiendo precisamente aquello que aporta al riesgo de una cartera bien diversificada (como es la de mercado, donde están todos los activos con el peso que tienen en el mismo) un título individual "i". Por otro lado, el denominador recoge la varianza total de la cartera, que sirve para relativizar la covarianza.

En una cartera como la de mercado (donde se encuentran todos los títulos, en la proporción en la que están en el mercado, tratándose, por tanto, de una cartera suficientemente diversificada), el riesgo de un activo en la misma es derivado de los términos de covarianza, es decir de la relación del título con el mercado, o su riesgo sistemático. Eso es precisamente lo que recoge la beta, mide el riesgo sistemático de un título, relativizado en función del riesgo total de la cartera de mercado. Téngase en cuenta que el riesgo total de la cartera de mercado no es más que la suma de las aportaciones de riesgo de cada uno de los títulos a dicha cartera; por ello, de ese cociente pueden obtenerse los siguientes resultados básicos:

- Valores de $0 < \beta < 1$: Títulos denominados defensivos, cuya aportación al riesgo de la cartera no es elevada en relación a la varianza de la misma.
- Valores de $\beta > 1$: Títulos denominados agresivos, cuya aportación al riesgo de la cartera es elevada en relación a la varianza de la misma.
- Valores de $\beta = 0$: Títulos sin riesgo sistemático, cuya aportación al riesgo de la cartera es nula en relación a la varianza de la misma.
- Valores de $\beta < 0$: Títulos denominados superdefensivos, cuya aportación al riesgo de la cartera es negativa en relación a la varianza de la misma. Ello quiere decir que reducen el riesgo sistemático. Son muy interesantes, ya que con su concurso

se puede llegar a eliminar el riesgo de la cartera. Lógicamente serán, caso de existir, escasos y de baja rentabilidad.

Dada esta relación, podemos concluir este apartado indicando **una nueva condición de equilibrio, que considera óptima una cartera si todos los títulos con igual beta tienen el mismo valor esperado de rentabilidad**, ya que, si no, siempre se pueden construir carteras con mayor promedio de rendimiento.

6.3 El CAPM: Desarrollo formal del modelo

Vamos a iniciar este subapartado con un breve resumen de las **hipótesis básicas en las que se apoya el CAPM**, extraído de Gómez-Bezares (1993):

- El objetivo de los inversores es maximizar la utilidad de la riqueza final, actuando como enemigos del riesgo.
- Los inversores tienen un horizonte temporal idéntico.
- La información es pública y disponible de forma simultánea por parte de los inversores, que la interpretan de igual manera, lo que da lugar a expectativas homogéneas de riesgos y rendimientos.
- Los inversores toman sus decisiones en base al riesgo y al rendimiento medio. Dada una cartera, el rendimiento medio se mide con el valor esperado de la rentabilidad de la cartera, y el riesgo, con la desviación típica.
- Existe un activo sin riesgo, los inversores pueden prestar y pedir prestado de forma ilimitada a la tasa libre de riesgo.
- Los mercados son competitivos: Así, hay sustitutos perfectos para cada bien o valor; infinidad de compradores y vendedores que acceden al mercado en idénticas condiciones; y ningún agente es suficientemente grande para influir en el mercado.

- No existen impuestos, costes de transacción, restricciones para vender en posición corta u otras imperfecciones de mercado.
- La cantidad total de activos es fija; con todos los activos se puede comerciar y son divisibles.

Como el propio autor indica, no es tan importante el realismo de estas hipótesis, cuanto si los resultados del modelo se ajustan a la realidad. Es evidente, por otro lado, que muchas de estas asunciones están lejos de la realidad, pero son simplificaciones y nos permiten llegar al CAPM, modelo financiero caracterizado por su sencillez a la hora de valorar los activos.

Veamos cómo se puede demostrar el modelo. Un punto importante a tener en cuenta en la demostración es que la **cartera de mercado ha de ser eficiente** (debe estar en la frontera eficiente), para lo cual podemos apoyarnos en la antes mencionada hipótesis de expectativas homogéneas. Pero como indican Copeland y Weston (1988), la eficiencia de la cartera de mercado y el CAPM son inseparables, por ello no es posible testar la validez del último sin la primera.

Para la demostración del modelo seguimos a los autores citados en el párrafo anterior. **Imaginemos un mercado en equilibrio**, es decir, donde los activos se encuentran valorados de manera que no existen excesos ni de demanda ni de oferta. Así la cartera de mercado contiene a todos los activos y en la proporción correspondiente. Por lo que, el peso de un título "j" en el mercado ("w_j") será:

$$w_j = \frac{\text{Valor de mercado del título "j"}}{\text{Suma del valor de mercado de todos los títulos}} \quad [1.39]$$

Gráficamente tenemos una situación ya conocida por nosotros, reflejada en la figura 1-6. Supongamos ahora que un individuo construye una cartera, que consiste en invertir una proporción de su riqueza en el título "i", denominada "w_i", y otra en la cartera de mercado "m", denominada "(1-w_i)". Siguiendo la nomenclatura desarrollada en el apartado 3 del trabajo, tenemos que la expresión matemática del promedio y varianza de la nueva cartera (análoga a [1.5] y [1.6]) es la siguiente:

Promedio de rentabilidad

$$E(r_v) = w_i E(r_i) + (1 - w_i) E(r_m) \quad [1.40]$$

Varianza de la rentabilidad

$$V(r_v) = w_i^2 V(r_i) + (1 - w_i)^2 V(r_m) + 2 w_i (1 - w_i) \text{Cov}(r_i, r_m) \quad [1.41]$$

y el riesgo de la misma es la raíz positiva de la varianza. Es importante destacar que la cartera "m" contiene también al título "i" de acuerdo a su peso en el mercado (véase fórmula [1.39]).

¿Qué sucede con el promedio y la rentabilidad de la cartera cuando se invierte esa cantidad "w_i" en el título "i"? Para responder a esta cuestión, debemos **analizar de nuevo los conceptos de rentabilidad y varianza marginal** recogidos en el subapartado 3.4 (véase fórmula [1.15]), es decir, las derivadas del promedio y varianza (o desviación típica si queremos saber cómo modifica el riesgo de la cartera) respecto a "w_i". Los resultados son:

$$\frac{\partial E(r_v)}{\partial w_i} = E(r_i) - E(r_m) \quad [1.42]$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial D(r_v)}{\partial w_i} &= \frac{1}{2} \left[w_i^2 V(r_i) + (1 - w_i)^2 V(r_m) + 2 w_i (1 - w_i) \text{Cov}(r_i, r_m) \right] \cdot \frac{1}{2} * \\ &* [2 w_i V(r_i) - 2 V(r_m) + 2 w_i V(r_m) + 2 \text{Cov}(r_i, r_m) - 4 w_i \text{Cov}(r_i, r_m)] \end{aligned} \quad [1.43]^{24}$$

Ya hemos indicado que la cartera de mercado incluye al título "i", teniendo en cuenta su peso correspondiente. Ello significa que al construir "v", la proporción de riqueza invertida en el activo "i", es decir "w_i", está recogiendo el **exceso de demanda para un título individual**, algo que en el equilibrio sabemos que **debe ser cero** por definición, ya que los precios se ajustan hasta que se igualan la oferta y la demanda. Por lo tanto, las ecuaciones [1.42] y [1.43] han de ser evaluadas para un exceso de demanda igual a cero, con lo que

²⁴ Obsérvese que en este caso hemos derivado la desviación típica.

podemos determinar el precio del riesgo en equilibrio (pendiente de la frontera eficiente en el punto "m"). Así, tenemos que:

$$\left. \frac{\partial E(r_v)}{\partial w_i} \right|_{w_i=0} = E(r_i) - E(r_m) \quad [1.44]$$

$$\left. \frac{\partial D(r_v)}{\partial w_i} \right|_{w_i=0} = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m) - V(r_m)}{D(r_m)} \quad [1.45]$$

La pendiente de la frontera eficiente²⁵ definida como cociente entre ambas derivadas en el punto de equilibrio "m", es decir, allí donde no hay excesos de demanda de títulos, es:

$$\frac{\left. \frac{\partial E(r_v)}{\partial w_i} \right|_{w_i=0}}{\left. \frac{\partial D(r_v)}{\partial w_i} \right|_{w_i=0}} = \frac{E(r_i) - E(r_m)}{\frac{\text{Cov}(r_i, r_m) - V(r_m)}{D(r_m)}} \quad [1.46]$$

Y debe ser igual a la pendiente de la Línea de Mercado de Capitales, que como hemos estudiado en el apartado 4, es:

$$\left[\frac{E(r_m) - r_0}{D(r_m)} \right] \quad [1.47]$$

Igualando ambas expresiones y reordenando llegamos a:

$$E(r_i) = r_0 + [E(r_m) - r_0] \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{V(r_m)} \quad \text{y donde} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{V(r_m)} \quad [1.48]$$

que es la ecuación de valoración fundamental del CAPM.

La expresión del CAPM da lugar a una nueva recta que llamamos Línea del Mercado de Títulos (LMT)²⁶, donde en el eje de abscisas se plantea la posibilidad de usar betas o bien

²⁵ Véase justificación en Sharpe (1976).

²⁶ Puede verse Gómez-Bezares (1991, págs. 170 y ss).

covarianzas mediante un cambio de escala. Teniendo en cuenta que la cartera de mercado tiene una beta igual a la unidad, la LMT puede representarse tal y como aparece en la figura I-11.

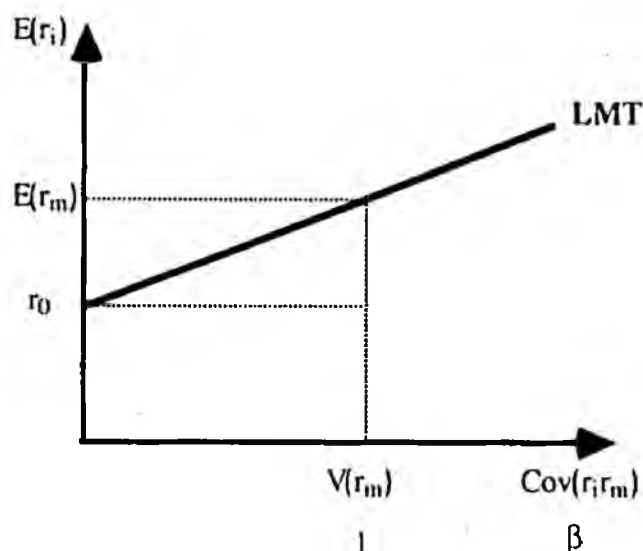


Figura I-11

El modelo implica que todos los títulos y carteras deben cumplir la expresión [1.48], y por tanto, se sitúan en la citada recta. La ecuación nos indica que **el promedio de rentabilidad de un activo o cartera se puede expresar como suma de dos términos**, a saber:

- El tipo sin riesgo o valor del dinero en el tiempo " r_0 ".
- El premio por riesgo, que depende de la cantidad de riesgo del título y del precio del mismo, y donde:

$$\text{Precio del riesgo: } [E(r_m) - r_0] \quad \text{y el riesgo es: } \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{V(r_m)} \quad [1.49]$$

Vamos a analizar diferentes situaciones para ver las conclusiones a las que llegamos mediante el modelo propuesto:

- El título sin riesgo cumple la ecuación.
- La cartera de mercado cumple la ecuación.
- Supongamos un título infravalorado, es decir, cuya rentabilidad esperada es grande en relación al riesgo sistemático que tiene. Este título se encuentra encima de la Línea de Mercado de Títulos, y da lugar a que los inversores lo compren haciendo subir el precio hasta lograr disminuir su rentabilidad.
- Si sucede lo contrario, los inversores no lo compran a su precio (ya que está sobrevalorado), por lo que éste bajará hasta que su rentabilidad lo sitúe sobre la recta.
- En estas dos últimas situaciones se consigue, según el modelo, que ambos títulos, el infravalorado y el sobrevalorado, se sitúen finalmente sobre la LMT.

Es importante analizar la relación existente entre la Línea de Mercado de Capitales y la Línea de Mercado de Títulos. Lo cierto es que es sencillo darse cuenta de las similitudes y diferencias entre ambas si nos fijamos en el orden de la exposición. A la Línea de Mercado de Capitales hemos llegado al determinar la combinación única de activos con riesgo de la frontera de mínima varianza, teniendo en cuenta la existencia de " r_0 ", y viendo además la relación que se establece entre rentabilidad y riesgo, pero sólo entre las posibles carteras eficientes. Ahora, el CAPM, a partir de la situación de equilibrio del mercado, nos provee de una ecuación que sirve para valorar todos los activos y carteras, y no sólo las eficientes. Además, la valoración del CAPM es de equilibrio, por eso el concepto de eficiencia y el CAPM van unidos.

Posteriormente vamos a realizar una descripción muy detallada y profunda de la forma de realizar contrastaciones empíricas del CAPM, por lo que de momento abandonamos el modelo. Sí resulta interesante realizar previamente una serie de reflexiones relacionadas con todas las críticas que recibe el mismo. Así, uno de los temas más debatidos en la literatura financiera es la relajación de las hipótesis de partida del mismo. Recordemos que al inicio del apartado propusimos unos supuestos iniciales más o menos realistas, pero ello no es lo fundamental. No debemos olvidar que todo modelo matemático no pretende ser más que una simplificación de la realidad, y, en este caso, nos encontramos con uno que nos proporciona una manera sencilla y comprensible de valorar los títulos.

7. El A.P.T. (Arbitrage Pricing Theory)

7.1 La crítica de Roll

Richard Roll formula en su trabajo de 1977 **una de las críticas más importantes al CAPM**. Ofrecemos un resumen de sus consideraciones al modelo, basándonos en el realizado por Copeland y Weston (1988, págs. 219 y ss):

- La única forma de realizar el test del CAPM es comprobar si la cartera de mercado es eficiente.
- Si se utiliza una cartera de mercado eficiente ex-post, todos los títulos se situarán por fuerza sobre la Línea de Mercado de Títulos.
- Si se utiliza una cartera de mercado ineficiente ex-post, las valoraciones cambian según el índice ineficiente que se utilice.

Tengamos en cuenta que cuando se habla de cartera de mercado en la crítica anterior, hay que reseñar que no sólo nos estamos refiriendo a una cartera que recoja todos los activos que se encuentran en la bolsa, sino también otros como la tierra, capital humano, etc.. Es evidente que en las contrastaciones empíricas nunca se utiliza la verdadera cartera de mercado, por lo tanto los contrastes del modelo han de ser tomados con cierta precaución. Es más, resulta imposible realizar el test del CAPM, ya que no podemos acceder a la cartera de mercado compuesta por todos los activos, por no ser observable. En cualquier caso, estudios como el de Stambaugh (1982), muestran la poca sensibilidad de los tests del CAPM respecto a la aproximación a la cartera de mercado utilizada. Ello relaja la importancia teórica de utilizar la verdadera cartera de mercado.

Llamamos la atención sobre el hecho de que en ningún momento se cuestiona la **teoría de cartera** (modelo media-desviación típica), ni la **validez del CAPM**; aun

considerando que éste sea indiscutible, la forma de realizar las contrastaciones ex-post, hace que las conclusiones deban ser tomadas con cautela.

7.2 Una aproximación intuitiva al APT

La Teoría de Valoración por Arbitraje, formulada por Ross (1976), trata de un modelo más general, que supera algunas de las críticas realizadas al CAPM. Vamos a acercarnos al mismo inicialmente de forma intuitiva, comenzando por establecer una de las diferencias básicas con el CAPM. En el apartado 6 del trabajo hemos hecho hincapié en uno de los modelos de valoración de activos, el CAPM, que expresa cómo en el promedio de rentabilidad de un título influye el riesgo sistemático. Ello está basado en que la única relación entre los títulos se debe a la que tienen con el éste, recogida en la beta del título.

El APT propugna la existencia de diferentes elementos de riesgo sistemático que influyen en la rentabilidad promedio de los títulos. Además, también intervienen una serie de elementos específicos, propios de cada activo, cuya influencia llega a anularse mediante el adecuado proceso de diversificación. Por ello, las carteras bien diversificadas únicamente tienen riesgo sistemático, relacionado con los mencionados factores comunes a todos los títulos. En cualquier caso, no todas las carteras son iguales, varía su sensibilidad a los diferentes factores sistemáticos.

Roll y Ross (1984) indican la existencia de diversos elementos que influyen en la rentabilidad de los títulos, unos, cuya característica principal es la de que son anticipables, y otros que no lo son. Lo fundamental es que los primeros, en un mercado eficiente, son incorporados por los individuos a los precios, pero los segundos no. De cualquier modo, es importante señalar que estamos diciendo que el inversor conoce los factores de riesgo sistemático, y la sensibilidad de los diferentes títulos a los mismos, pero no la dirección futura de los mencionados factores (Roll y Ross, 1984, pág. 15).

Pero, ¿cuántos factores de riesgo sistemático hay?. Concretamente, los factores que basándose en la experiencia empírica, señalan dichos autores, son:

- Cambios no anticipados en la inflación.
- Cambios no anticipados en la producción industrial.

- Cambios no anticipados en el diferencial de tasas entre bonos de alta y baja calidad.
- Cambios no anticipados en la diferencia de tasa de rendimiento de los bonos a corto y a largo plazo.

En definitiva, la Teoría de Valoración por Arbitraje llega a una ecuación parecida a la del CAPM, pero englobando no sólo un único elemento de riesgo, sino "k", de la siguiente manera²⁷:

$$E(r_i) = r_0 + [E_1 - r_0] \beta_{i1} + [E_2 - r_0] \beta_{i2} + \dots + [E_k - r_0] \beta_{ik} \quad [1.50]$$

donde tenemos que el promedio de rentabilidad de un título "i" se puede descomponer en la suma de una serie de términos:

- El tipo sin riesgo o valor del dinero en el tiempo.
- Una serie de términos similares que miden premios por riesgo sistemático en los diversos factores, y que están compuestos por el producto de dos elementos, a saber:

$[E_j - r_0]$: Premio por unidad de riesgo en el factor sistemático "j", medido en excesos sobre el tipo sin riesgo.

β_{ij} : Sensitividad del título "i" al factor "j", que no es más que una medida de la cantidad de riesgo de dicho activo.

El APT además, no necesita de la condición de eficiencia de la cartera de mercado, usando un argumento de arbitraje. Tomando un ejemplo del trabajo de Roll y Ross (1984, págs. 16 y ss), supongamos una situación en la que tenemos dos títulos en cuya rentabilidad promedio influye únicamente la cantidad de riesgo en el tercer factor, es decir, sus sensibilidades con el resto de factores son cero.

²⁷ Posteriormente veremos cómo se llega a la expresión [1.50].

Podemos reflejar esta situación en el plano promedio de rentabilidad-sensitividad al tercer factor, tal y como aparece en la figura I-12.

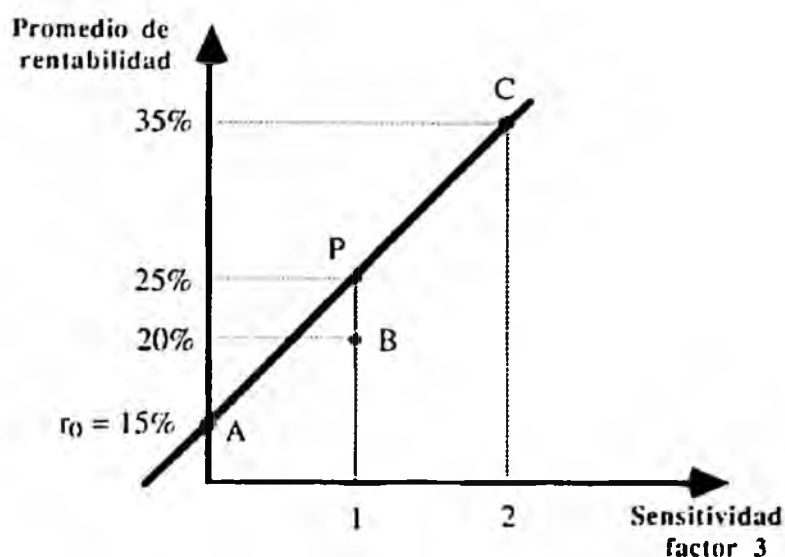


Figura I-12

En dicho gráfico destacamos inicialmente tres puntos, a saber:

- El punto "A", que coincide con el rendimiento del título sin riesgo (una inversión cuyo rendimiento en el periodo considerado es el 15%), es decir, es un título cuya sensibilidad con todos los factores es cero, por lo que carece de riesgo sistemático.
- El punto "B" y el "C" coinciden con dos títulos que difieren en cuanto a su rentabilidad promedio y su sensibilidad al factor 3. Así, el "B" tiene un promedio del 20%, y el "C" del 35%, mientras que la sensibilidad a variaciones en el factor 3 es mucho mayor para el título "C" (concretamente 2), que para el "B" (que es 1), lo cual en principio no es necesariamente bueno ni malo.

Supongamos ahora que construimos una cartera "p" compuesta por el título sin riesgo y "C". El rendimiento de dicha cartera "p" es combinación lineal de las rentabilidades, y suponiendo pesos del 50%, tenemos que:

$$E(r_p) = 0,5 * 15\% + 0,5 * 35\% = 25\% \quad [1.51]$$

La beta de esta cartera en el factor tercero es también combinación lineal de las sensibilidades, de manera que queda:

$$\beta_{p3} = 0,5 * 0 + 0,5 * 2 = 1 \quad [1.52]$$

La situación resultante la tenemos en el gráfico representada por el punto "P". Podemos observar que tanto la cartera como "B" tienen exactamente la misma sensibilidad al factor 3, es decir, el mismo riesgo sistemático (no olvidemos que la sensibilidad de dichos títulos con el resto de los factores es cero), pero difieren en el valor esperado de rentabilidad. Es evidente que no se cumple una de las condiciones de equilibrio, que indica que, si dos activos (o carteras) tienen idéntico riesgo, deben coincidir en el promedio de rentabilidad.

¿Qué sucederá?. Independientemente del valor que tome el factor 3, la rentabilidad de la cartera domina a la del activo, ya que resulta ser un 5% mayor. Nos encontramos en una típica situación de arbitraje, similar a las que se dan en el mercado de capitales aprovechando las diferencias de cotización de divisas, en las que suponiendo que el mercado funciona bien, los agentes (arbitrajistas) aprovechan la ocasión obteniendo beneficios hasta que se llega de nuevo al equilibrio y se eliminan los "gaps". Estas situaciones en las que se pueden aprovechar las diferencias existen sólo momentáneamente, con lo que son imperceptibles para muchos inversores.

Por lo tanto, y haciendo referencia a nuestro ejemplo, los agentes tienden a vender el título "B" e invertir en la cartera "P", con lo que consiguen que caiga el precio de "B" y se incremente el de "C", hasta que se igualen las rentabilidades. Las oportunidades de obtener beneficios se anulan cuando los tres títulos se encuentran sobre la recta, y en cualquier otro caso, independientemente de los valores que toman los factores, existen posibilidades de arbitraje.

El premio por el riesgo viene dado por la pendiente de dicha recta, y, como hemos visto, el promedio de rentabilidad de un activo está directamente relacionado con la sensibilidad del mismo a los distintos factores.

7.3 El Modelo Factorial

Veamos ahora una aproximación más detenida al APT. La exposición puede encontrarse de manera más detallada en Gómez-Bezares (1991, págs. 177 y ss) y en Copeland y Weston (1988, págs. 219-228). Nosotros vamos a seguir ésta última.

Comenzaremos con el denominado **Modelo Factorial**, que expresa la naturaleza estocástica de la rentabilidad del título explicada, como combinación lineal de una serie de factores comunes a todos los títulos y uno específico propio de cada activo, de la siguiente manera:

$$r_{it} = E(r_i) + \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it} \quad [1.53]$$

donde:

- β_{ij} Sensitividad de la rentabilidad del título "i" al factor "j".
- F_{jt} Valor del factor sistemático "j" en el momento "t", común a las rentabilidades de todos los títulos considerados.
- ε_{it} Perturbación aleatoria propia del título "i" en el momento "t".

Es interesante observar las **similitudes del Modelo Factorial [1.53], con el Modelo de Mercado** analizado en el apartado 5. La expresión [1.53] pretende explicar la naturaleza estocástica de las rentabilidades, introduciendo varias variables. De manera análoga a la [1.28], para la correcta especificación del Modelo Factorial, es necesario establecer las hipótesis de comportamiento de todos los elementos que aparecen en el mismo.

En cualquier caso, este modelo va a ser objeto de análisis econométrico en el capítulo VI del trabajo, por lo que nos remitimos a aquél para la especificación de todas las hipótesis. Nos limitamos, por ahora, a señalar **dos aspectos interesantes** del mismo de cara a nuestra exposición teórico-financiera:

- Si suponemos que las variables explicativas del modelo, es decir, los factores, son tipificados e independientes entre sí y de la perturbación aleatoria, se cumple que

las sensibilidades al riesgo sistemático, de manera análoga al Modelo de Mercado, son:

$$\beta_{ij} = \frac{\text{Cov}(r_i F_j)}{\text{Var}(F_j)} \quad [1.54]$$

Sin entrar en detalles econométricos, el estimador del coeficiente angular, "b_{ij}", es precisamente el cociente [1.54] de estimaciones.

-El segundo aspecto fundamental derivado del modelo [1.53] es la distinción entre riesgo sistemático y diversificable. Suponiendo que los factores son independientes de la perturbación aleatoria para los diferentes momentos de tiempo, es decir:

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, F_{jt}) = 0 \quad \forall j, t \quad [1.55]$$

si ahora calculamos la varianza del título "i" a partir de la ecuación [1.53], suponiendo factores tipificados e independientes, el resultado es:

$$V(r_{it}) = \beta_{i1}^2 + \dots + \beta_{ik}^2 + V(\varepsilon_{it}) \quad [1.56]$$

donde tenemos que el riesgo total del título "i" puede descomponerse en la suma de "k+1" términos, los "k" primeros son los sistemáticos asociados a los "k" factores comunes, y el último el diversificable.

Observe las diferencias que plantea el Modelo Factorial en relación al APT, y que se resumen en que éste trata de explicar el promedio de rentabilidad de un título y aquél la rentabilidad del mismo, por lo tanto son absolutamente diferentes. En cualquier caso, veremos posteriormente cómo el Modelo Factorial es necesario de cara a la contrastación del APT.

7.4 El APT: Desarrollo formal del modelo

Siendo el proceso generador de las rentabilidades el expuesto en la ecuación [1.53], el APT necesita de menos hipótesis de partida que el CAPM (véase el subapartado 6.3).

En el equilibrio, todas las carteras que pueden seleccionarse a partir de una de partida y que satisfagan las siguientes condiciones:

-Que supongan inversión cero.

-Que no tengan riesgo.

deben dar una rentabilidad cero, y se denominan **carteras de arbitraje**. Tratemos de construir una a partir de la situación de equilibrio. Supongamos que tenemos una cartera compuesta como combinación lineal de "g" títulos.

Si tenemos en cuenta las dos condiciones anteriores, fijándonos ahora en la primera, y llamando " Δ_i " al cambio en la proporción de riqueza invertida en el título "i", debe cumplirse, para que no haya inversión, que:

$$\sum_{i=1}^g \Delta_i = 0 \quad [1.57]$$

es decir, que se vendan algunos activos y se compren otros. Así, la **ganancia adicional en rentabilidad** es combinación lineal de los cambios en la proporción de riqueza, de la siguiente manera:

$$r_p = \sum_{i=1}^g \Delta_i r_i \quad [1.58]$$

y sustituyendo en la expresión anterior el valor de la rentabilidad del título "i" por el Modelo Factorial (expresión [1.53]), tenemos que:

$$r_p = \sum_{i=1}^g \Delta_i E(r_i) + \sum_{i=1}^g \Delta_i \beta_{i1} F_{1t} + \sum_{i=1}^g \Delta_i \beta_{i2} F_{2t} + \dots + \sum_{i=1}^g \Delta_i \beta_{ik} F_{kt} + \sum_{i=1}^g \Delta_i \varepsilon_{it} \quad [1.59]$$

La segunda condición para que la cartera sea de arbitraje era que no tenga riesgo. Supongamos que la hemos construido de la siguiente manera:

-Con un número "g" de títulos suficientemente grande:

g elevado

-Con inversiones pequeñas en cada título:

$$\Delta_i = \frac{1}{g}$$

-De forma que la suma de los coeficientes de cada factor de riesgo sistemático ponderada por los cambios de proporción, sea cero para el total de la cartera:

$$\sum_{i=1}^g \Delta_i \beta_{ij} = 0 \quad \forall j$$

Suponiendo todo ello, anulamos de la expresión [1.59] todos los términos excepto el primer sumando, es decir, se elimina el riesgo diversificable y el sistemático. Por tanto, la rentabilidad de la cartera de arbitraje deja de ser una variable aleatoria, para tomar el valor:

$$r_p = \sum_{i=1}^g \Delta_i E(r_i) \quad [1.60]$$

Recordando de nuevo las condiciones de falta de riesgo e inversión nula, si el rendimiento es distinto de cero, resulta factible obtener rentabilidad infinita sin requerimientos de capital ni

riesgo. Ello es algo imposible en el equilibrio, por lo que la última expresión debe dar como resultado:

$$r_p = \sum_{i=1}^g \Delta_i E(r_i) = 0 \quad [1.61]$$

Enumerando las condiciones que hemos ido imponiendo:

$$\sum_{i=1}^g \Delta_i = 0 ; \sum_{i=1}^g \Delta_i \beta_{ij} = 0 ; \sum_{i=1}^g \Delta_i E(r_i) = 0 \quad [1.62]$$

Tenemos que, si se cumplen las dos primeras, ha de cumplirse la tercera, luego por álgebra, la tercera ha de ser combinación lineal de las anteriores con lo que llegamos a la siguiente expresión:

$$E(r_i) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{i1} + \lambda_2 \beta_{i2} + \dots + \lambda_k \beta_{ik} \quad [1.63]$$

que, en definitiva, es la expresión de la **ecuación fundamental de valoración del APT**, donde si denominamos sensibilidades a las " β_{ij} ", y suponemos un activo cuyas betas con todos los factores son cero, tenemos:

$$E(r_0) = \lambda_0 \quad [1.64]$$

que coincide con el título sin riesgo, y los valores de " λ_j " recogen el precio unitario del riesgo sistemático en cada factor. Podemos expresar la ecuación de manera alternativa como:

$$E(r_i) = r_0 + [E_1 - r_0] \beta_{i1} + [E_2 - r_0] \beta_{i2} + \dots + [E_k - r_0] \beta_{ik} \quad [1.65]$$

Queda patente ahora cómo el CAPM puede ser considerado como un caso particular del APT, donde existe un único tipo de riesgo, en cuyo caso la ecuación queda:

$$E(r_i) = r_0 + [E_m - r_0] \beta_{im} \quad [1.66]$$

y podemos apreciar la similitud con la ecuación fundamental del CAPM [1.48]:

$$E(r_i) = r_0 + [E(r_m) - r_0] \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{V(r_m)} \quad \text{y donde} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{V(r_m)}$$

La única diferencia es que en el segundo caso, el elemento de riesgo está determinado y se denomina de mercado, mientras que en el primero tenemos que tratar de identificarlo.

Desde un punto de vista comparativo, Copeland y Weston (1988) se inclinan por el APT, destacando que es un modelo más robusto, al no necesitar tantas hipótesis de partida como en el CAPM. A destacar:

- Menor exigencia en cuanto a las curvas de utilidad.
- No tiene necesidad de medir la cartera de mercado, mientras que el CAPM exige que ésta sea eficiente.
- Permite la influencia de varios factores.

7.5 La crítica de Shanken

La demostración anterior es producto de una simplificación apuntada por Shanken (1982, pág. 1132), y que afecta al paso posterior a la expresión [1.59], donde se supone que se elimina completamente la parte diversificable del riesgo. Estrictamente hablando, no es una igualdad, lo que hace que la ecuación fundamental de valoración del APT (véase [1.63] ó [1.65]), se cumpla también de manera aproximada. Es evidente, por aplicación de la ley de los grandes números, que a medida que se incrementa el número de títulos, la aproximación se va tomando en igualdad.

En cualquier caso, el análisis realizado por Shanken (1982, pág. 1134) revela más problemas, ya que dos grupos de activos que dan lugar a carteras con idénticos rendimientos, pueden dar lugar a Modelos Factoriales diferentes, lo que pone en duda el modelo y su aplicabilidad práctica ya que se desconoce cuál es el relevante.

Capítulo II

EL MODELO DE MERCADO

1. Introducción general y notación

A lo largo de los próximos cinco capítulos, vamos a realizar un análisis detallado de los modelos de valoración propuestos en el marco teórico, desde un punto de vista econométrico. El objetivo es, poder realizar una contrastación empírica con datos referidos al Mercado Continuo, por ello nos vemos obligados previamente a analizar las posibilidades de contraste de los diferentes modelos presentados, así como los problemas que surgen en su tratamiento.

Siguiendo el esquema propuesto en el Capítulo I, comenzamos analizando el denominado Modelo de Mercado, para continuar posteriormente con los modelos CAPM y APT¹.

Vamos a destacar una serie de aspectos metodológicos de interés, que consideramos que servirán para ayudar a un mejor seguimiento de los próximos capítulos:

- La mayoría de los **modelos empíricos** que vamos a analizar, **pueden plantearse bien en rentabilidades, o bien, en excesos sobre el tipo sin riesgo.** Creemos que puede resultar interesante utilizar **ambas aproximaciones en**

¹ Pueden revisarse los apartados 5, 6 y 7 del Capítulo I, relativos al Modelo de Mercado, CAPM y APT respectivamente.

los capítulos teóricos², lo que nos va a obligar a numerar las fórmulas de manera especial, desglosándolas en dos tipos. Así, vamos a añadir después de la numeración una letra "a", si se corresponde al planteamiento en rentabilidades y "b", si se corresponde con el realizado en excesos. De todas maneras, y de cara a una mayor claridad, cuando a lo largo del texto hagamos referencia a ambos planteamientos, únicamente señalaremos el número genérico de la fórmula (evitando indicar la letra "a" y "b")³.

- La notación empleada, es algebraica en la medida de lo posible y cuando ésta no sea aplicable, utilizaremos la nomenclatura matricial. Las matrices están señaladas a lo largo del trabajo en negrita, distinguiéndolas de los vectores mediante el uso de letra **negrita mayúscula y minúscula respectivamente**. Por otro lado, los vectores están definidos como columna, representando a los vectores fila como traspuestos de los anteriores.
- Las características de los modelos empíricos que vamos a analizar, nos van a obligar a utilizar diferentes métodos de estimación a lo largo del trabajo. Creemos innecesario realizar las demostraciones a partir de las cuales se llega a las expresiones de los estimadores, por lo que nos limitaremos, únicamente, a señalar las fórmulas correspondientes, así como las propiedades estadísticas de los mismos. De todas maneras, trataremos en cada caso de guiar, mediante citas apropiadas, al lector interesado en ahondar en los aspectos teóricos de los métodos de estimación propuestos.
- Las expresiones de los diferentes estimadores y sus matrices de varianzas y covarianzas, van a ser presentadas en forma matricial. Ello nos va a obligar a reducir a notación matricial convencional los modelos empíricos, si bien y con el único objetivo de resumir, únicamente lo vamos a realizar sobre los

² Posteriormente, en la parte empírica, vamos a decantarnos por plantear todos los modelos en excesos sobre el tipo sin riesgo. Aunque dejaremos para más adelante la justificación, sí adelantamos que, siendo los dos posibles, el planteamiento en excesos cuenta en ocasiones con determinadas ventajas econométricas, y en otras, es el único viable de cara a las contrastaciones de los modelos en la práctica.

³ Así, como vamos a ver, [2.1.a] se corresponde con el planteamiento del Modelo de Mercado en rentabilidades y [2.1.b], en excesos sobre el tipo sin riesgo. Por otro lado, cuando a lo largo del texto señalemos al Modelo de Mercado en general, haremos referencia a la fórmula [2.1] que abarca ambos planteamientos.

modelos planteados en rentabilidades, ya que la extensión a los datos en excesos es inmediata.

- A lo largo del estudio teórico, vamos a **señalar los test estadísticos a realizar** para contrastar los diferentes modelos, dejando para la parte empírica las indicaciones necesarias para su aplicación práctica.
- Para una mejor comprensión del material econométrico, vamos a **llevar a cabo breves descripciones de los contrastes más destacados** realizados en los últimos veinte años, pudiéndose analizar la evolución de los mismos y dejando para capítulos posteriores los resultados derivados de nuestro análisis empírico, así como la necesaria mención a otros trabajos de importantes autores financieros.

2. El Modelo de Mercado. Introducción

En el apartado 5 del Capítulo I presentamos el Modelo de Mercado, **propuesto por Sharpe (1963)**, como un antecedente del Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM) y vimos que guardaba una **estrecha relación con el problema de la estimación del riesgo** de cada acción, recogido en la fórmula [1.17].

Vamos a realizar el análisis del Modelo de Mercado en **dos versiones**, ecuación [1.28] y modelo ampliado, y desde **dos puntos de vista**: por un lado, un planteamiento uniecuacional y, por otro, un tratamiento multiecuacional a los mismos. La distinción entre los modelos mencionados, se basa únicamente en el número de variables explicativas. Así, denominamos Modelo de Mercado, a aquél en el que la rentabilidad del título se explica en función de la rentabilidad del mercado y modelo ampliado, al que contiene, al menos, una variable explicativa más.

3. Modelo de Mercado: Planteamiento uniecuacional

El **planteamiento uniecuacional** analiza el Modelo de Mercado desde el punto de vista econométrico, considerando de **manera independiente a cada uno de los títulos**.

Los trabajos financieros clásicos⁴ realizan un tratamiento análogo al especificado en este apartado, mientras que en la actualidad es más habitual el planteamiento multiecuacional que analizaremos en el apartado 4.

3.1 Características del Modelo de Mercado

Mediante el Modelo de Mercado se analiza la **relación lineal** que existe **entre la rentabilidad de cada título y la del conjunto del mercado** (o sus excesos) en los diferentes periodos de tiempo, como queda reflejado en las siguientes ecuaciones:

En rentabilidades

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.1.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.1.b]$$

donde:

r_{it}	Rentabilidad del título "i" en el periodo "t".
r_{0t}	Rentabilidad del título sin riesgo "0" en el periodo "t".
$r_{it} - r_{0t}$	Exceso de rentabilidad del título "i" en el periodo "t".
α_i	Ordenada en el origen del título "i".
β_i	Pendiente de la recta poblacional del título "i".
r_{mt}	Rentabilidad de la cartera de mercado en el periodo "t".

⁴ Puede verse Black, Jensen y Scholes (1972) o Fama (1976).

$r_{mt} - r_{0t}$ Exceso de rentabilidad de la cartera de mercado en el periodo "t".

ϵ_{it} Perturbación aleatoria del título "i" en el periodo "t".

Los términos de error " ϵ_{it} ", representan el efecto que tiene en la rentabilidad del activo "i" (o su exceso), otras variables que no han sido incluidas en el modelo.

Fama (1976, cap. 3), asumiendo que las rentabilidades son independientes, estacionarias⁵ y con distribución normal multivariante⁶, justifica la expresión [2.1] en términos condicionales, por lo que nos encontramos ante una relación más estadística que derivada de la teoría financiera.

Tomando esperanzas matemáticas en el Modelo de Mercado, se demuestran con facilidad las siguientes relaciones:

En rentabilidades

$$\text{Si } E(\epsilon_{it}) = 0 \quad \text{entonces} \quad \alpha_i = E(r_{it}) - \beta_i E(r_{mt}) \quad [2.2.a]$$

$$\text{Si } \text{Cov}(\epsilon_{it}, r_{mt}) = 0 \quad \text{entonces} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} \quad [2.3.a]$$

$$\text{Si } \text{Cov}(\epsilon_{it}, r_{mt}) = 0 \quad \text{entonces} \quad V(r_{it}) = \beta_i^2 V(r_{mt}) + V(\epsilon_{it}) \quad [2.4.a]$$

En excesos

$$\text{Si } E(\epsilon_{it}) = 0 \quad \text{entonces} \quad \alpha_i = E(r_{it} - r_{0t}) - \beta_i E(r_{mt} - r_{0t}) \quad [2.2.b]$$

⁵ La condición de estacionariedad hace referencia a promedio y varianza constante a lo largo del tiempo (aunque también suele incluirse la independencia muestral que, en ocasiones, mencionaremos aparte).

⁶ Ya hemos indicado en el subapartado 2.2 del Capítulo 1, cómo Fama, acepta empíricamente la aproximación normal con rentabilidades mensuales, tanto para títulos como carteras. A idénticas conclusiones llega Santibáñez (1994) mediante un exhaustivo análisis del mercado de bonos español (sin utilizar carteras). Una precisión importante a realizar, es que, aunque las distribuciones de los títulos sean normales, ello no garantiza que la conjunta sea normal multivariante.

$$\text{Si } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt}-r_{0t}) = 0 \quad \text{entonces} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}-r_{0t}, r_{mt}-r_{0t})}{V(r_{mt}-r_{0t})} \quad [2.3.b]$$

$$\text{Si } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt}-r_{0t}) = 0 \quad \text{entonces} \quad V(r_{it}-r_{0t}) = \beta_i^2 V(r_{mt}-r_{0t}) + V(\varepsilon_{it}) \quad [2.4.b]$$

con lo que, entre otras cosas, se obtiene que, cuando la covarianza indicada es nula⁷, el coeficiente " β_i " del Modelo de Mercado, coincide con la expectativa de riesgo del título "i" que vimos en la fórmula [1.29], y que indica, el riesgo del título en la cartera de mercado relativizado respecto de la varianza de ésta.

Además, suponemos que la expectativa de riesgo permanece constante a lo largo del tiempo. Ello se puede apreciar en cualquiera de las fórmulas presentadas, observando cómo a la beta, únicamente se le asigna el subíndice correspondiente al título y, en definitiva, la estimación del riesgo sistemático del título "i", equivale a la estimación del coeficiente angular del Modelo de Mercado correspondiente a dicho activo.

De la misma manera, si la covarianza indicada es nula⁸, podemos ver la distinción entre riesgo sistemático y diversificable (expresada en la fórmula [1.31]), en los que se descompone la varianza total de un título.

3.2 Hipótesis básicas del modelo

El planteamiento econométrico del Modelo de Mercado, comienza con la proposición de las ecuaciones del mismo para cada título "i" en los diferentes periodos de tiempo, lo que da lugar a [2.1].

Pero, de cara a la correcta especificación estadística del modelo, es necesario además, establecer las hipótesis de comportamiento de los diferentes elementos que aparecen en el mismo. Vamos a distinguir dos grandes grupos de hipótesis que las ecuaciones llevan implícitas (puede consultarse Johnston, 1984, págs. 12-16).

⁷ Puede verse la expresión [2.3].

⁸ Puede verse la expresión [2.4].

-Hipótesis estructurales:

Linealidad: La relación entre la variable explicada (rentabilidad del activo) y la explicativa (rentabilidad del mercado), es de tipo lineal.

Estructura única: Los coeficientes de la ecuación son constantes para todos los periodos de tiempo, lo que tiene relación directa con la hipótesis de expectativas de riesgo constantes que utilizaremos posteriormente.

-Hipótesis sobre el comportamiento de las perturbaciones aleatorias:

$$\text{Promedio cero:} \quad E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad \forall t \quad [2.5]$$

$$\text{Homoscedasticidad:} \quad V(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad \forall t \quad [2.6]$$

$$\text{No autocorrelación:} \quad \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it'}) = 0 \quad \forall t \neq t' \quad [2.7]$$

$$\text{Normalidad:} \quad \varepsilon_{it} \rightarrow \text{Distribución Normal} \quad [2.8]$$

En este modelo (puede verse Johnston, 1984, págs. 281-285), dado que la variable explicativa " r_{mt} " (o su exceso), es evidentemente estocástica, las hipótesis anteriores⁹ deben ser entendidas en términos condicionales. Además, se debe añadir una nueva hipótesis de independencia entre las perturbaciones y la rentabilidad del mercado (o sus excesos):

$$\text{Independencia con exógena} \quad \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt}) = 0 \quad \text{ó} \quad \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt} - r_{ft}) = 0 \quad \forall t \quad [2.9]$$

Esta, se entiende para todos los periodos de tiempo (es decir, desde " $t=1, 2, \dots, n$ "), por lo que estamos suponiendo que las perturbaciones aleatorias son independientes de los valores pasados, presentes y futuros de la rentabilidad del mercado.

El análisis del Modelo de Mercado es sencillo de realizar, ya que equivale a plantear un modelo de regresión simple, donde la variable a explicar es la rentabilidad

⁹ Pueden verse las expresiones [2.5] a [2.8].

del activo y la explicativa es la rentabilidad del mercado (o sus excesos). Por tanto, a diferencia de otros modelos analizados a lo largo del trabajo, vamos a omitir, por el momento, su planteamiento matricial, continuando con el análisis del mismo en forma algebraica.

3.3 Método de estimación del Modelo de Mercado y propiedades de los estimadores

El estimador que se suele utilizar habitualmente para el coeficiente angular del modelo, es el **Mínimo Cuadrático Ordinario**¹⁰. La expresión algebraica del mismo para cada título "i" tomando "n" observaciones, es:

En rentabilidades

$$b_i = \frac{\sum_{t=1}^n (r_{it} - \bar{r}_i)(r_{mt} - \bar{r}_m)}{\sum_{t=1}^n (r_{mt} - \bar{r}_m)^2} = \frac{S_{im}}{S_m^2} \quad [2.10.a]$$

En excesos

$$b_i = \frac{\sum_{t=1}^n [(r_{it} - r_{0t}) - (\bar{r}_i - \bar{r}_0)][(r_{mt} - r_{0t}) - (\bar{r}_m - \bar{r}_0)]}{\sum_{t=1}^n [(r_{mt} - r_{0t}) - (\bar{r}_m - \bar{r}_0)]^2} = \frac{S_{im}}{S_m^2} \quad [2.10.b]$$

donde:

$\bar{r}_i$ Promedio de rentabilidad del activo "i" durante los "n" periodos considerados.

¹⁰ El lector interesado en profundizar en el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios, puede acudir a Maddala (1985), Pulido (1983), o cualquier texto de econometría básica. Nosotros, como ya hemos indicado en el apartado 1, vamos a limitarnos a trasladar los resultados derivados de la aplicación del método al modelo que nos ocupa.

- $\bar{r}_0$ Promedio de rentabilidad del riesgo "0" durante los "n" periodos considerados.
- $\bar{r}_m$ Promedio de la rentabilidad del mercado "m" durante los "n" periodos considerados.
- S_{im} Covarianza muestral entre la rentabilidad del activo "i" y del mercado "m" (o sus excesos).
- S_m^2 Varianza muestral de la rentabilidad del mercado (o de su exceso).

En cuanto a las **propiedades para muestras finitas** suponiendo fijos los valores de " r_{mt} " (o sus excesos), es decir, hablando en **términos condicionales**, este estimador " b_i " tiene las siguientes características:

En rentabilidades

$$b_i = \beta_i + \frac{\sum_{t=1}^n (r_{mt} - \bar{r}_m) \varepsilon_{it}}{\sum_{t=1}^n (r_{mt} - \bar{r}_m)^2} = \beta_i + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{(r_{mt} - \bar{r}_m) \varepsilon_{it}}{S_m^2} \quad [2.11.a]$$

$$b_i \rightarrow DN \left(E(b_i) = \beta_i ; V(b_i) = \frac{\sigma_{\varepsilon i}^2}{n} \frac{1}{S_m^2} \right) \quad [2.12.a]$$

En excesos

$$b_i = \beta_i + \frac{\sum_{t=1}^n [(r_{mt} - r_{0t}) - (\bar{r}_m - \bar{r}_0)] \varepsilon_{it}}{\sum_{t=1}^n [(r_{mt} - r_{0t}) - (\bar{r}_m - \bar{r}_0)]^2} = \beta_i + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{[(r_{mt} - r_{0t}) - (\bar{r}_m - \bar{r}_0)] \varepsilon_{it}}{S_m^2} \quad [2.11.b]$$

$$b_i \rightarrow DN \left(E(b_i) = \beta_i ; V(b_i) = \frac{\sigma_{\varepsilon i}^2}{n} \frac{1}{S_m^2} \right) \quad [2.12.b]$$

La expresión [2.11], muestra al estimador como combinación de las perturbaciones aleatorias¹¹. En cualquier caso, no se puede definir esa función como lineal en sentido estricto, ya que los pesos de la misma cambian, aunque lógicamente, en **términos condicionales son lineales**, además de **insesgados**¹² y **eficientes**, véase Kmenta (1977, págs. 356 y ss).

Por otra parte, teniendo en cuenta únicamente la hipótesis propuesta sobre independencia entre las perturbaciones y la variable exógena¹³, y hablando en **términos incondicionales**, se puede demostrar que los estimadores son **insesgados y eficientes**.

En cuanto a las **propiedades asintóticas o de muestra grande**, bajo el supuesto de la hipótesis mencionada en la expresión [2.9], se puede demostrar que, si la distribución de " r_{mt} " no depende de los parámetros " α_i ", " β_i " o " $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ ", los estimadores Mínimo Cuadrático Ordinarios coinciden con los Máximo Verosímiles, por lo que se cumplen las propiedades de consistencia, eficiencia y normalidad asintótica.

También podemos indicar que los **procedimientos clásicos de inferencia estadística** siguen siendo válidos. Un desarrollo más detallado de estas conclusiones puede verse en Johnston (1984).

3.4 Metodología empírica y contrastes clásicos

La metodología empírica habitual, consiste en tomar series temporales de las rentabilidades del título sin riesgo y los activos, para construir a partir de éstas últimas, bien como media aritmética ponderada o bien sin ponderar, la serie de rentabilidad del mercado. Posteriormente, se aplica el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios al modelo [2.1], con lo que se obtienen los valores de los estimadores, tanto del término independiente, como de la beta de los diferentes títulos.

El Modelo de Mercado ha sido ampliamente tratado en la literatura financiera y vamos a destacar dos trabajos especialmente, el de Fama (1976, cap. 3) y Santibáñez (1994, cap. IV); el primero, por ser pedagógicamente interesante y el segundo, por tratarse de un exhaustivo análisis del mercado bursátil español, en un periodo que va desde 1959 a 1988.

¹¹ Puede observarse como los pesos de dicha combinación, son función de la variable explicativa (rentabilidad de mercado).

¹² Puede verse en [2.12] cómo " $E(b_i) = \beta_i$ ".

¹³ Puede verse la expresión [2.9].

Fama (1976, pág. 101), con un valor de la NYSE (concretamente IBM), plantea el modelo [2.1.a] con rentabilidades mensuales y una cartera de mercado igualmente ponderada para el periodo 1963-68. Realizada la regresión, analiza si se puede aceptar la normalidad tanto de la rentabilidad de IBM, como de la cartera de mercado y de las perturbaciones aleatorias (ésta última mediante los residuos), siendo aceptada no sin ciertas dificultades y comprobando posteriormente, el cumplimiento de las hipótesis habituales del modelo de regresión.

El análisis continúa con la extensión del modelo a más títulos, concretamente analiza para el lustro indicado 1963-68 y también con rentabilidades mensuales, a los 30 valores más importantes de la NYSE¹⁴, realizando un análisis similar al caso de IBM.

Una de las ideas más interesantes apuntada por Fama, es la estabilidad de las betas en periodos que oscilan entre cinco y siete años en el caso de rentabilidades mensuales¹⁵.

El trabajo de Santibáñez (1994) está centrado en el mercado español de corros (1959-88). En el capítulo correspondiente al Modelo de Mercado, Santibáñez plantea para los cuarenta y dos valores que selecciona, una doble posibilidad en cuanto a la construcción de la cartera de mercado. La primera, ponderada por el valor de capitalización bursátil y la segunda, sin ponderar. Las rentabilidades que utiliza son mensuales y divide el periodo total en subperiodos de cinco años, con lo que plantea Modelos de Mercado para cada uno de los títulos en cada subperiodo.

Las conclusiones más relevantes del trabajo son, por un lado, la aceptación de la significación de las betas prácticamente en la mayoría de los títulos (en cada uno de los subperiodos y para ambas carteras de mercado), destacando los mejores ajustes para la cartera igualmente ponderada¹⁶. Por otro, también es interesante destacar la aceptación de estacionariedad de las betas durante los subperiodos de cinco años considerados por el autor, aunque ésta la haga con bastantes reparos.

¹⁴ El criterio que utiliza para la selección de los títulos es el valor de mercado.

¹⁵ Véase Fama (1976, pág. 132).

¹⁶ Aunque más adelante volveremos sobre el tema, creemos interesante destacar que, en la literatura empírica, suele considerarse que existe bastante evidencia a favor de la eficiencia de los índices de mercado obtenidos como media aritmética. Lo contrario podemos indicar sobre el índice ponderado, aunque también es necesario destacar que, los resultados suelen depender de los periodos considerados.

La utilidad habitual del Modelo de Mercado, es su uso de cara a la obtención de una estimación de la medida de riesgo de los títulos, es decir, la beta. A lo largo del próximo capítulo, vamos a ver cómo se puede utilizar el Modelo de Mercado para la contrastación del CAPM.

4. Modelo de Mercado: Planteamiento multiecuacional

El planteamiento multiecuacional del Modelo de Mercado, pretende realizar un tratamiento conjunto a todas las ecuaciones de los títulos individuales. Sin lugar a dudas, nos encontramos ante el modo más habitual de considerar al Modelo de Mercado en los trabajos financieros más recientes¹⁷.

4.1 Relación entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de diferentes títulos

En el apartado anterior hemos analizado el Modelo de Mercado, que explica la rentabilidad de los títulos utilizando como variable exógena la rentabilidad del mercado. En la relación que hemos establecido para el título "i" (ecuación [2.1]), se han especificado, además, una serie de hipótesis sobre cuyo cumplimiento descansan las propiedades del estimador.

En la literatura financiera es conocido el problema denominado efectos sectoriales (Blume, 1971), que consiste en la relación entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de los diferentes títulos. Teniendo en cuenta la hipótesis de normalidad [2.8], podemos expresarlo de la siguiente manera:

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) \neq 0 \quad \forall i \neq j \quad [2.13]$$

Es importante tener presente que únicamente consideramos la covarianza entre perturbaciones contemporáneas y, por lo tanto, suponemos que no se producen relaciones para diferentes retardos temporales. La aparición del mencionado

¹⁷ Puede verse, por ejemplo, Chan, Hamao y Lakonishok (1991) y Santibáñez (1994).

problema, pone de manifiesto la necesidad de un tratamiento multiecuacional de cara a la estimación del Modelo de Mercado, ya que la consideración separada de cada ecuación [2.1], hace caso omiso a los efectos sectoriales, lo que **afecta a la propiedad de eficiencia de los estimadores Mínimo Cuadrático Ordinarios** analizados en el subapartado 3.3.

Por ello, vamos a replantear el Modelo de Mercado y expresarlo para el conjunto de "g" títulos como sistema de ecuaciones, tanto en rentabilidades, como en excesos:

En rentabilidades

$$r_{1t} = \alpha_1 + \beta_1 r_{mt} + \varepsilon_{1t}$$

.....

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it}$$

.....

$$r_{gt} = \alpha_g + \beta_g r_{mt} + \varepsilon_{gt} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.14.a]$$

En excesos

$$(r_{1t} - r_{0t}) = \alpha_1 + \beta_1 (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{1t}$$

.....

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it}$$

.....

$$(r_{gt} - r_{0t}) = \alpha_g + \beta_g (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{gt} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.14.b]$$

En definitiva, el sistema de "g" ecuaciones, recoge cada uno de los Modelos de Mercado individuales.

4.2 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Al conjunto de ecuaciones [2.14] se le suele denominar en la literatura econométrica **regresiones aparentemente no relacionadas**, puede verse Novales (1993, págs. 273 y ss).

De manera análoga al planteamiento uniecuacional, es necesario establecer, tanto las **hipótesis estructurales**, como las de comportamiento de las perturbaciones aleatorias englobadas en el sistema. Respecto a las primeras, coinciden con las establecidas en el subapartado 3.2 (linealidad y estructura única).

Sobre las perturbaciones aleatorias distinguimos dos aspectos:

- Por un lado, en cada ecuación se cumplen las hipótesis básicas del modelo expuestas en el subapartado 3.2, pueden verse las expresiones [2.5] a [2.9].
- Por otro, las perturbaciones contemporáneas de los diferentes modelos se encuentran relacionadas (lo que se traduce en que $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij}$, siendo $i \neq j$, para $t = 1, 2, \dots, n$). Esta hipótesis constituye el nexo entre las ecuaciones del sistema [2.14].

Vamos a comenzar el análisis, con el planteamiento en forma matricial del modelo multiecuacional, para lo que es necesario utilizar la nomenclatura propuesta en el apartado 1 del capítulo.

Así, vamos a plantear inicialmente, la expresión algebraica del Modelo de Mercado para el título "i" (ecuación [2.1]) utilizando nomenclatura matricial, de la siguiente manera:

En rentabilidades

$$r_i = \alpha_i \mathbf{1}_n + \beta_i r_m + \varepsilon_i \quad [2.15.a]$$

En excesos

$$(r_i - r_0) = \alpha_i \mathbf{1}_n + \beta_i (r_m - r_0) + \varepsilon_i \quad [2.15.b]$$

donde:

- r_i Vector columna que contiene las rentabilidades del título "i", desde "t = 1, 2, ..., n".
- r_0 Vector columna que contiene los valores del tipo sin riesgo, desde "t = 1, 2, ..., n".
- $(r_i - r_0)$ Vector columna, diferencia de los dos anteriores, que contiene los excesos de rentabilidad del título "i".
- 1_n Vector columna que contiene "n" unos.
- r_m Vector columna que contiene las rentabilidades de la cartera de mercado, desde "t = 1, 2, ..., n".
- $(r_m - r_0)$ Vector columna que contiene los excesos de rentabilidad del mercado.
- ε_i Vector que contiene los valores que toman las perturbaciones aleatorias del título "i" en cada uno de los periodos de tiempo, desde "t = 1, 2, ..., n".

Del mismo modo, podemos reescribir el sistema de ecuaciones que conforman el planteamiento multiecuacional del Modelo de Mercado expresado en [2.14]:

En rentabilidades

$$r_1 = \alpha_1 1_n + \beta_1 r_m + \varepsilon_1$$

.....

$$r_i = \alpha_i 1_n + \beta_i r_m + \varepsilon_i$$

.....

$$r_g = \alpha_g 1_n + \beta_g r_m + \varepsilon_g$$

[2.16.a]

En excesos

$$(r_1 - r_0) = \alpha_1 I_n + \beta_1 (r_m - r_0) + \varepsilon_1$$

.....

$$(r_i - r_0) = \alpha_i I_n + \beta_i (r_m - r_0) + \varepsilon_i$$

.....

$$(r_g - r_0) = \alpha_g I_n + \beta_g (r_m - r_0) + \varepsilon_g \quad [2.16.b]$$

Vamos a agrupar en forma matricial todo el sistema de la siguiente manera:

En rentabilidades

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \dots \\ r_g \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I_n & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & I_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \dots \\ \alpha_g \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} r_m & 0 & \dots & 0 \\ 0 & r_m & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & r_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_g \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_g \end{bmatrix} \quad [2.17.a]$$

En excesos

$$\begin{bmatrix} r_1 - r_0 \\ r_2 - r_0 \\ \dots \\ r_g - r_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I_n & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & I_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \dots \\ \alpha_g \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} r_m - r_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & r_m - r_0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & r_m - r_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_g \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_g \end{bmatrix} \quad [2.17.b]$$

o, de forma más resumida:

En rentabilidades

$$r = [I_g \otimes I_n] \alpha + [I_g \otimes r_m] \beta + \varepsilon \quad [2.18.a]$$

En excesos

$$(r - I_g \otimes r_0) = [I_g \otimes I_n] \alpha + [I_g \otimes (r_m - r_0)] \beta + \varepsilon \quad [2.18.b]$$

donde:

- r Vector columna que contiene las "g*n" rentabilidades de los "g" títulos.
- $(r - I_g \otimes r_0)$ Vector columna que contiene los "g*n" excesos de rentabilidad de los "g" títulos.
- I_g Matriz unidad de orden "g".
- α Vector que contiene los valores de los términos independientes correspondientes a cada título.
- β Vector que contiene los valores de los coeficientes angulares correspondientes a cada título.
- ε Vector que contiene los "g*n" valores que toman las perturbaciones aleatorias de los títulos.
- $\otimes$ Operador del producto directo o de Kronecker, véase Johnston (1984, págs. 136 y ss).

De cara al resto de análisis, vamos a considerar exclusivamente al conjunto de ecuaciones planteado en rentabilidades (expresión [2.18.a]), ya que la extensión al modelo en excesos es inmediata. Si agrupamos en forma matricial convencional todo el sistema, podemos expresarlo de la siguiente manera:

$$r = X\beta + \varepsilon \quad [2.19]$$

donde:

- X Matriz que contiene las variables explicativas, es decir, se corresponde con $([I_g \otimes I_n] ; [I_g \otimes r_m])$.

β Vector que contiene "2*g" parámetros, tanto a los términos independientes, como a los coeficientes angulares asociados a la rentabilidad del mercado.

La expresión matricial de las hipótesis de comportamiento del vector de perturbaciones aleatorias (" ϵ ") es:

$$\text{Vector de promedios: } E(\epsilon) = 0_{ng} \quad [2.20]$$

$$\text{Matriz de varianzas y covarianzas: } E(\epsilon \epsilon') = \Sigma_{\epsilon\epsilon} \otimes I_n \quad [2.21]$$

donde los elementos de dicha matriz se corresponden con:

$$E(\epsilon_i \epsilon_i') = \sigma_{\epsilon_i}^2 I_n \quad \forall i$$

$$E(\epsilon_i \epsilon_j') = \sigma_{ij} I_n \quad \forall i \neq j$$

$$\text{Normalidad: } \epsilon \rightarrow DN_{ng} \quad [2.22]$$

que podemos resumir:

$$\epsilon \rightarrow DN_{ng}(0_{ng}; \Sigma_{\epsilon\epsilon} \otimes I_n) \quad [2.23]$$

donde:

$\Sigma_{\epsilon\epsilon}$ La matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es " σ_{ij} ". Es cuadrada, simétrica y definida positiva.

4.3 Método de estimación del conjunto de ecuaciones

El sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas planteado, tiene una peculiaridad que hace innecesaria la búsqueda de un método de estimación alternativo a Mínimos

Cuadrados Ordinarios. Concretamente observamos que las "g" ecuaciones en las que se trata de explicar la rentabilidad de los títulos, recogen la influencia de la misma variable explicativa: la rentabilidad del mercado. Se puede demostrar que, en este caso particular, el estimador analizado en el subapartado 3.3, cumple con todas las propiedades allí mencionadas¹⁸.

La expresión en forma matricial de los estimadores **Mínimo Cuadrático Ordinarios** del modelo [2.19], es la siguiente:

$$b = (X'X)^{-1} X'r \quad [2.24]$$

donde:

- b** Es el vector que contiene a los estimadores de los términos independientes y coeficientes angulares asociados a la rentabilidad del mercado. Tiene por lo tanto, "2*g" elementos.

La matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores es:

$$\Sigma_{bb} = (X' \Sigma_{\epsilon\epsilon}^{-1} X)^{-1} \quad [2.25]$$

Las propiedades del estimador coinciden con las indicadas en el subapartado 3.3 referidas a la expresión algebraica del mismo.

5. Modelo de Mercado ampliado

En este apartado vamos a analizar el **Modelo de Mercado ampliado** que, en nuestra terminología, implica un modelo con varias variables explicativas. Es importante señalar que constituye una de las líneas de investigación más importantes de los últimos años y destaca

¹⁸ Puede verse Kmenta (1977, págs. 625 y ss).

la gran abundancia de trabajos empíricos realizados. De todas maneras, no vamos a presentar en este capítulo ninguno de los que consideramos más importantes; dejándolos para el siguiente, en el que veremos como se puede utilizar el modelo ampliado de cara a la contrastación del CAPM.

5.1 Características del Modelo de Mercado ampliado

En el Modelo de Mercado ampliado, analizamos la relación lineal existente entre la rentabilidad del título "i" y, por lo menos, dos variables explicativas, donde una de ellas es la rentabilidad de mercado y supondremos de cara a nuestra exposición, que la segunda es una variable propia del activo "i", denominada "z_i". Dejamos para más adelante las implicaciones financieras, pero sí cabe resaltar las diferentes características que tienen ambas variables exógenas. Por una parte, la rentabilidad de mercado, es común a todos los títulos y por otra, "z_i", es propia del activo "i", como puede observarse en el subíndice correspondiente que le ha sido asignado.

Así, podemos expresar la ecuación del Modelo de Mercado ampliado para el título "i" a lo largo de los diferentes periodos de tiempo considerados:

En rentabilidades

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \phi_i z_{it} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.26.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \phi_i z_{it} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.26.b]$$

En definitiva, nos encontramos ante una generalización del Modelo de Mercado, donde hemos incluido una variable explicativa más por cada título.

Es posible llegar a resultados similares a los recogidos en las expresiones [2.2] a [2.4], bien se trate, en el modelo en rentabilidades, o bien, en excesos, y que podemos plantear de la siguiente manera:

En rentabilidades

$$\text{Si } E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad \text{entonces} \quad \alpha_i = E(r_{it}) - \beta_i E(r_{mt}) - \phi_i E(z_{it}) \quad [2.27.a]$$

$$\begin{aligned} \text{Si } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt}) = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, z_{it}) = \text{Cov}(r_{mt}, z_{it}) = 0 \\ \text{entonces } \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} ; \phi_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}, z_{it})}{V(z_{it})} \end{aligned} \quad [2.28.a]$$

$$\begin{aligned} \text{Si } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt}) = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, z_{it}) = \text{Cov}(r_{mt}, z_{it}) = 0 \\ \text{entonces } V(r_{it}) = \beta_i^2 V(r_{mt}) + \phi_i^2 V(z_{it}) + V(\varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad [2.29.a]$$

En excesos

$$\text{Si } E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad \text{entonces} \quad \alpha_i = E(r_{it} - r_{0t}) - \beta_i E(r_{mt} - r_{0t}) - \phi_i E(z_{it}) \quad [2.27.b]$$

$$\begin{aligned} \text{Si } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt} - r_{0t}) = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, z_{it}) = \text{Cov}(r_{mt} - r_{0t}, z_{it}) = 0 \\ \text{entonces } \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})} ; \phi_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, z_{it})}{V(z_{it})} \end{aligned} \quad [2.28.b]$$

$$\begin{aligned} \text{Si } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt} - r_{0t}) = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, z_{it}) = \text{Cov}(r_{mt} - r_{0t}, z_{it}) = 0 \\ \text{entonces } V(r_{it} - r_{0t}) = \beta_i^2 V(r_{mt} - r_{0t}) + \phi_i^2 V(z_{it}) + V(\varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad [2.29.b]$$

Como vemos, las expresiones son análogas a las que hemos obtenido para el Modelo de Mercado, pero en el caso que nos ocupa, tenemos dos factores de riesgo cuyas expectativas se definen como cocientes entre covarianza y varianza, y donde el riesgo total del título, puede descomponerse como suma de tres términos.

5.2 Hipótesis básicas del Modelo de Mercado ampliado (uniecualacional y multiecualacional) y planteamiento matricial

Al igual que en el Modelo de Mercado, debemos plantear las hipótesis estructurales habituales, linealidad y estructura única, junto con las de las de las perturbaciones aleatorias:

$$\text{Promedio cero:} \quad E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad \forall t \quad [2.30]$$

$$\text{Homoscedasticidad:} \quad V(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon i}^2 \quad \forall t \quad [2.31]$$

$$\text{No autocorrelación:} \quad \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it'}) = 0 \quad \forall t \neq t' \quad [2.32]$$

$$\text{Normalidad:} \quad \varepsilon_{it} \rightarrow \text{Distribución Normal} \quad [2.33]$$

$$\text{Independencia con exógenas:} \quad \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt}) = 0 \quad \text{o} \quad \text{Cov}(\varepsilon_{it}, r_{mt} - r_{0t}) = 0 \quad [2.34]$$

Todas ellas, no difieren de las indicadas en el subapartado 3.2 y, únicamente, debemos añadir algunas derivadas del hecho de introducir la nueva variable explicativa "z_i". Las hipótesis a las que estamos haciendo referencia, son las siguientes:

$$\text{Independencia con exógenas:} \quad \text{Cov}(\varepsilon_{it}, z_{it}) = 0 \quad \forall t \quad [2.35]$$

$$\text{Independencia entre exógenas:} \quad \text{Cov}(r_{mt}, z_{it}) = 0 \quad \text{o} \quad \text{Cov}(r_{mt} - r_{0t}, z_{it}) = 0 \quad \forall t \quad [2.36]$$

Vamos a añadir una hipótesis más, que hace referencia a la relación que existe entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de los diferentes títulos. Obsérvese que, en realidad, ésta liga a las "g" ecuaciones correspondientes a otros tantos títulos. Dicha hipótesis, la hemos tenido en cuenta al referimos al Modelo de Mercado en el subapartado 4.1 y aunque allí carece

de consecuencias de cara a la estimación, pronto vamos a ver cómo en este caso, es de una importancia crucial.

$$\text{Cross-correlación: } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \quad \forall i \neq j \quad [2.37]$$

Del mismo modo que al analizar el Modelo de Mercado, cabe la posibilidad de realizar un planteamiento multiecuacional al modelo ampliado, donde se recogen las ecuaciones correspondientes a los "g" títulos.

Vamos a plantear, siguiendo la nomenclatura propuesta en el subapartado 4.2, el sistema de ecuaciones que agrupa a los "g" títulos considerados en forma matricial:

En rentabilidades

$$r = [I_g \otimes I_n] \alpha + [I_g \otimes r_m] \beta + [Z] \phi + \varepsilon \quad [2.38.a]$$

En excesos

$$(r - I_g \otimes r_0) = [I_g \otimes I_n] \alpha + [I_g \otimes (r_m - r_0)] \beta + [Z] \phi + \varepsilon \quad [2.38.b]$$

donde:

- Z** Matriz diagonal en bloques, que contiene las "g" variables explicativas propias de cada título que consideramos en el modelo ampliado. Es decir " $Z = \text{Diag}(z_1, \dots, z_i, \dots, z_g)$ ", donde cada uno de los elementos indicados son los correspondientes vectores columna que contienen los "n" valores de cada uno de los títulos en cada una de las variables específicas.
- ϕ Vector que contiene los valores de los coeficientes angulares asociados a la variable " z_i " correspondientes a cada título.

Podemos llevar a **notación convencional** el sistema de ecuaciones expresado en rentabilidades (ecuación [2.38.a]), de la siguiente manera:

$$r = X\beta + \varepsilon \quad [2.39]$$

donde:

- X** Es la matriz que contiene las variables explicativas, es decir, se corresponde con $([I_g \otimes I_n] : [I_g \otimes r_m] : [Z])$.
- β** Es el vector que contiene a los parámetros, tanto los términos independientes, como los coeficientes angulares asociados a las variables explicativas de los títulos. Tiene por lo tanto " $3 \cdot g$ " elementos.

Además, podemos establecer en forma matricial, el **comportamiento de las perturbaciones aleatorias del modelo**:

$$\varepsilon \rightarrow DN_{ng}(0_{ng}; \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes I_n) \quad [2.40]$$

5.3 Método de estimación: discusión

De cara a la estimación, la primera posibilidad que se plantea, es aplicar **Mínimos Cuadrados Ordinarios** a cada ecuación (del tipo [2.26]) por separado. En este caso, se puede demostrar que los estimadores son insesgados y consistentes, véase Kmenta (1977, págs. 621 y ss). De todas formas, se **pierde la propiedad de eficiencia**, debido a que no se utiliza en el proceso la información relativa a la relación entre las perturbaciones contemporáneas de las diferentes ecuaciones¹⁹.

Surge por ello, la necesidad de estimar el sistema de manera conjunta (es decir, a partir de [2.39]), y considerar al total de ecuaciones como un modelo generalizado de regresión. Dicho procedimiento se conoce como **método SUR** (Seemingly Unrelated Regression), o regresión aparentemente no relacionada. Para ello, es **necesaria una estimación consistente de la**

¹⁹ Puede verse la expresión [2.37].

matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones del modelo (normalmente no conocida), entendiendo por éste último, al que engloba a todas las ecuaciones. Siguiendo a Zellner (1962), dicha estimación se puede obtener mediante los residuos calculados por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, aplicado a cada ecuación por separado. Posteriormente, podemos tratar al sistema conjunto (expresado en [2.39]), como un modelo generalizado de regresión, lo que equivale a la necesidad de aplicar el método de Mínimos Cuadrados Generalizados.

El estimador así obtenido, es eficiente y asintóticamente normal. Además, en el caso de muestras pequeñas, es insesgado y eficiente en relación al Mínimo Cuadrático Ordinario.

5.4 Método de estimación: planteamiento formal

Vamos a ver de manera resumida, cómo se realiza el proceso de estimación del sistema [2.39], que engloba a los "g" modelos ampliados correspondientes a otros tantos activos. Hemos indicado en el subapartado anterior que, considerar el modelo ampliado de manera separada para cada título mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, nos lleva a la pérdida de la propiedad de eficiencia de los estimadores por no tener en cuenta la relación entre las "g" ecuaciones. Es por ello necesario, utilizar toda la información acerca del sistema y de las variables que aparecen en él, concretamente la relación entre las perturbaciones contemporáneas de las diferentes ecuaciones consideradas.

Vamos a analizar sucintamente dos situaciones diferentes en el proceso de estimación.

5.4.1 Proceso de estimación conocida la matriz de varianzas y covarianzas

El modelo [2.39], que contiene de manera compacta las "g" ecuaciones individuales de los títulos considerados en el análisis, y donde, el comportamiento de las perturbaciones aleatorias coincide con el expresado en la fórmula [2.40], podemos asemejarlo a un caso particular del modelo lineal generalizado, véase Johnston (1984, cap. 8). En primer lugar, vamos a suponer conocida la matriz de varianzas y covarianzas de orden " $g \times g$ ", cuyos elementos generales en la diagonal principal y fuera de ella son los establecidos en [2.21].

El estimador lineal (en términos condicionales), insesgado y óptimo viene dado por:

$$b = (X' \Sigma_{ee}^{-1} X)^{-1} (X' \Sigma_{ee}^{-1} r) \quad [2.41]$$

donde:

- b** Es el vector que contiene a los estimadores de los términos independientes y coeficientes angulares asociados a las variables explicativas de los "g" títulos. Tiene por lo tanto "3*g" elementos.

La matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores es:

$$\Sigma_{bb} = (X' \Sigma_{ee}^{-1} X)^{-1} \quad [2.42]$$

Se puede demostrar, bajo los mismos supuestos expresados en el subapartado 3.3, que el estimador obtenido por Mínimos Cuadrados Generalizados, coincide con el Máximo Verosímil²⁰.

Analizando la expresión [2.41], se deduce que los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados llevan a diferentes resultados, ya que en el primer caso, la matriz de ponderación " Σ_{ee} " se supone que es la matriz unidad (o múltiplo de la misma). Resulta interesante señalar, en que casos coinciden ambos estimadores y las correspondientes varianzas y covarianzas. Siguiendo a Kmenta (1977, pág. 625), ésto sucede en cualquiera de las siguientes situaciones:

- Cuando no hay relación entre las perturbaciones contemporáneas de las ecuaciones.
- Cuando todas las ecuaciones aparentemente no relacionadas incluyen las mismas variables explicativas²¹.

²⁰ Puede verse Kmenta (1977).

²¹ Tal y como se indicó en el subapartado 4.3, en el caso del Modelo de Mercado, al ser la variable explicativa (rentabilidad de mercado) idéntica para todos los títulos, se puede demostrar que, el estimador obtenido

Por otro lado, hemos indicado que el estimador obtenido por Mínimos Cuadrados Generalizados es eficiente, pero de todas maneras puede resultar interesante saber que, comparando ambos métodos, el aumento de eficiencia debido al uso de éste último en lugar del Mínimo Cuadrático Ordinario es máximo, cuando las perturbaciones de las ecuaciones están muy correlacionadas y las variables explicativas no lo están al mismo tiempo²².

5.4.2 Proceso de estimación desconocida la matriz de varianzas y covarianzas

Si, como es habitual, se desconoce la matriz de varianzas y covarianzas, ésta se debe sustituir por su estimación; de esta manera, el estimador posee las mismas propiedades asintóticas que el de Aitken (eficiente y normal). Si además, la estimación de dicha matriz es consistente, también lo es la de los parámetros, véase Kmenta (1977, págs. 630-634).

El problema, es obtener un estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias. Zellner, propone para obtenerla, el uso directo de los residuos de las regresiones Mínimo Cuadrático Ordinarias individuales. Para ello, se calculan término a término los elementos a partir de los residuos dividiendo entre los grados de libertad, aunque esto último no es necesario para obtener un estimador consistente (basta con dividir entre el número de datos).

Así, el estimador en este caso es:

$$b = (X' S_{ee}^{-1} X)^{-1} (X' S_{ee}^{-1} r) \quad [2.43]$$

donde:

S_{ee} Estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias calculada a través de los residuos de las regresiones Mínimo Cuadrático Ordinarias.

mediante la metodología SUR, coincide con el Mínimo Cuadrático Ordinario, véase demostración en Kmenta (1977, págs. 626 y ss).

²² Puede verse Kmenta (1977).

La matriz de varianzas y covarianzas asintótica de los estimadores es:

$$S_{bb} = (X' S_{\epsilon\epsilon}^{-1} X)^{-1} \quad [2.44]$$

Se le denomina estimador bietápico de Aitken, ya que el proceso se realiza en dos pasos:

- Se aplica el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios a cada ecuación, utilizando los residuos resultantes para estimar las varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias.
- Se calculan los estimadores indicados en [2.43].

El estimador [2.43], es asintóticamente equivalente al Mínimo Cuadrático Generalizado de Aitken y, por tanto, al Máximo Verosímil, siendo evidentes las propiedades para muestras grandes, es decir, las de eficiencia y normalidad asintótica. En cuanto a las muestras pequeñas, los resultados experimentales indican que es insesgado y eficiente en relación al Mínimo Cuadrático Ordinario²³.

Se pueden obtener, no exentos de complicación analítica, los estimadores Máximo Verosímiles que poseen las mismas propiedades asintóticas que el de Aitken en dos etapas y con propiedades similares en el caso de muestras pequeñas.

²³ Pueden verse Zellner (1963), Kakwani (1967) y Kmenta y Gilbert (1968).

Capítulo III

EL CAPM. CONTRASTE DE SERIE TEMPORAL

1. Introducción

En el apartado 6 del Capítulo I, hemos expuesto la base teórica de uno de los modelos de valoración más importantes, el CAPM, cuyo origen se remonta a principios de los 60 y es desarrollado por varios autores como Sharpe (1964), Lintner (1965), Black (1972), etc.

A lo largo de las próximas páginas, abordaremos el CAPM desde una perspectiva empírica, por lo que vamos a comenzar destacando algunos aspectos metodológicos a tener en cuenta:

- Es importante considerar, los puntos señalados en la introducción general al marco teórico econométrico presentada en el Capítulo II, en cuanto a: modelos, notación, métodos de estimación, etc.
- En primer lugar, presentaremos el CAPM mediante un breve resumen de sus postulados principales y realizaremos la transformación del

planteamiento ex-ante del modelo al ex-post, mediante la aplicación de la hipótesis de expectativas racionales.

-A partir del modelo ex-post, vamos a plantear las diferentes posibilidades de contrastación del CAPM, que podemos dividir en dos grandes grupos:

- Contrastes de serie temporal.
- Contrastes de corte transversal, que a su vez pueden subdividirse en dos:

-Sin medias

-Con medias

-Debido a la gran extensión de los contrastes propuestos, vamos a presentarlos a lo largo de tres capítulos, comenzando en éste con el contraste de serie temporal y continuando en los dos próximos con los de corte transversal ("con" y "sin" medias)¹.

-Los modelos indicados van a ser analizados desde una perspectiva econométrica, tratando de señalar y solventar los problemas característicos de cada uno de ellos.

-Vamos a diferenciar a lo largo de la exposición, entre modelos reducidos, que son aquellos que contienen una única variable explicativa, y ampliados, que contienen dos o más variables exógenas.

2. CAPM: El modelo a contrastar

Cuando durante un periodo de tiempo se analiza la rentabilidad que produce un activo cualquiera "i" y se compara con la del título sin riesgo "0" y la de todo el mercado "m", la teoría desarrollada por el CAPM preconiza que, el valor esperado de la rentabilidad que

¹ Es importante tener en cuenta, que el apartado 2 del presente capítulo es común a los dos próximos. Con ello esperamos no perder claridad expositiva ya que, como acabamos de indicar, la consideración de todos los contrastes en un único capítulo, resulta prácticamente inabordable.

produce el activo "i", debe ser igual a la del activo sin riesgo, más una prima por riesgo, que se calcula realizando el producto entre la cantidad de riesgo que soporta el activo y el premio por riesgo en el mercado.

El premio por riesgo, es la diferencia entre el valor esperado de la rentabilidad del mercado y la del activo sin riesgo, es decir " $[E(r_m) - r_0]$ "². La cantidad de riesgo que soporta el título, se mide como cociente entre la covarianza del activo con el mercado y la varianza del mercado, lo que suele denominarse la beta del activo " β_i "³.

Este modelo puede formalizarse en la ecuación [1.48] vista con anterioridad:

$$E(r_i) = r_0 + [E(r_m) - r_0] \beta_i \quad \text{y donde} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{V(r_m)} \quad [3.1.a]$$

o, si se desea expresar las rentabilidades del activo y del mercado en excesos sobre la del activo sin riesgo (reordenando [1.48]), con la ecuación alternativa:

$$E(r_i - r_0) = [E(r_m) - r_0] \beta_i \quad \text{y donde} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i - r_0, r_m - r_0)}{V(r_m - r_0)} \quad [3.1.b]$$

2.1 CAPM: El modelo ex-ante

El modelo expresado en [3.1] está formulado en su versión monoperiodo, aunque puede extenderse a una multiperiodo, donde los inversores pueden tener horizontes heterogéneos y las transacciones de títulos se dan de manera continua en el tiempo.

Teniendo en cuenta que se pueden observar "g" activos diferentes durante "n" periodos de tiempo, se puede introducir el carácter temporal a la formulación inicial del modelo:

² Puede verse Capítulo I, apartado 2.

³ Puede consultarse Capítulo I, subapartado 6.2.

En rentabilidades

$$E(r_{it}) = r_{0t} + [E(r_{mt}) - r_{0t}] \beta_{it} \quad \text{y donde} \quad \beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} \quad [3.2.a]$$

En excesos

$$E(r_{it} - r_{0t}) = [E(r_{mt}) - r_{0t}] \beta_{it} \quad \text{y donde} \quad \beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})} \quad [3.2.b]$$

ambas expresiones para todos los títulos en los periodos de tiempo considerados, es decir:

$$i = 1, 2, \dots, g \quad t = 1, 2, \dots, n$$

Donde " r_{it} ", " r_{0t} " y " r_{mt} " son, respectivamente, las rentabilidades del activo " i ", del título sin riesgo " 0 " y del mercado " m " en el periodo de tiempo " t ", que hace referencia a un intervalo arbitrario respecto a su longitud, así como las fechas consideradas de inicio y fin.

La dificultad para verificar este modelo, se encuentra en su formulación original [3.2], ya que está expresada en términos de expectativas (tanto de las rentabilidades como del riesgo) y no son directamente observables.

2.2 La hipótesis de "expectativas racionales"

Para efectuar su contrastación empírica, es necesario transformar el modelo de tal forma que aparezcan realizaciones efectivas, en lugar de las expectativas. Esto se consigue acudiendo a la hipótesis de expectativas racionales, según la cual, las expectativas y las efectivas realizaciones de las rentabilidades coinciden como promedio, es decir, no son sistemáticamente superiores ni inferiores unas de otras⁴.

La formulación matemática de esta hipótesis, requiere la consideración de las diferencias entre las realizaciones efectivas y sus esperanzas matemáticas, tanto para las rentabilidades de los títulos, como para la del mercado. Así, tenemos que:

⁴ Puede verse Copeland y Weston (1988, págs. 212 y ss), donde a dicha hipótesis se la denomina "fair game".

En rentabilidades

$$v_{it} = r_{it} - E(r_{it}) \quad [3.3.a]$$

$$v_{mt} = r_{mt} - E(r_{mt}) \quad [3.4.a]$$

En excesos

$$v_{it} = (r_{it} - r_{0t}) - E(r_{it} - r_{0t}) \quad [3.3.b]$$

$$v_{mt} = (r_{mt} - r_{0t}) - E(r_{mt} - r_{0t}) \quad [3.4.b]$$

ambas expresiones para todos los títulos en los periodos de tiempo considerados, es decir:

$$i = 1, 2, \dots, g \quad t = 1, 2, \dots, n$$

La hipótesis de expectativas racionales establece que las diferencias tienen promedio cero:

En rentabilidades

$$E(v_{it}) = 0 \quad [3.5.a]$$

$$E(v_{mt}) = 0 \quad [3.6.a]$$

En excesos

$$E(v_{it}) = 0 \quad [3.5.b]$$

$$E(v_{mt}) = 0 \quad [3.6.b]$$

2.3 El modelo ex-post

Para obtener el modelo en realizaciones efectivas, basta con sustituir la hipótesis de expectativas racionales (expresiones [3.3] y [3.4], tanto en rentabilidades, como en excesos), en las ecuaciones ex-ante [3.2]:

En rentabilidades

$$r_{it} = r_{0t} (1 - \beta_{it}) + r_{mt} \beta_{it} + (v_{it} - v_{mt} \beta_{it})$$

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} \quad E(v_{it}) = 0 \quad E(v_{mt}) = 0 \quad [3.7.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = (r_{mt} - r_{0t}) \beta_{it} + (v_{it} - v_{mt} \beta_{it})$$

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})} \quad E(v_{it}) = 0 \quad E(v_{mt}) = 0 \quad [3.7.b]$$

Para simplificar más la expresión, podemos denominar:

$$\xi_{it} = (v_{it} - v_{mt} \beta_{it}) \quad \text{donde} \quad E(\xi_{it}) = E(v_{it}) - E(v_{mt}) \beta_{it} = 0 \quad [3.8]$$

y así, obtener la formulación ex-post del modelo CAPM:

En rentabilidades

$$r_{it} = r_{0t} (1 - \beta_{it}) + r_{mt} \beta_{it} + \xi_{it} \quad \beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})}$$

$$E(\xi_{it}) = 0 \quad i = 1, 2, \dots, g \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.9.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = (r_{mt} - r_{0t}) \beta_{it} + \xi_{it} \quad \beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}-r_{0t}, r_{mt}-r_{0t})}{V(r_{mt}-r_{0t})}$$

$$E(\xi_{it}) = 0 \quad i = 1, 2, \dots, g \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.9.b]$$

donde ahora, sí aparecen realizaciones efectivas de las rentabilidades en vez de expectativas. Sin embargo, este modelo ex-post presenta una dificultad adicional para su contrastación empírica, ya que la medida del riesgo de cada acción en cada periodo de tiempo (" β_{it} "), no es directamente observable.

3. Contraste empírico del CAPM con una serie temporal

La contrastación empírica del CAPM con una serie temporal, consiste en considerar cada activo "i" por separado y estudiar su evolución a lo largo del tiempo, mediante el modelo ex-post [3.9]. Para la realización del mismo, es imprescindible la introducción de una nueva hipótesis que constituye una restricción fundamental para el contraste que nos ocupa; ésta se refiere a la consideración de las expectativas de riesgo constantes.

3.1 La hipótesis de expectativas de riesgo constantes

Una importante simplificación del modelo ex-post [3.9], se obtiene estableciendo la hipótesis de expectativas de riesgo constantes, es decir, si suponemos que el riesgo sistemático de cada acción permanece inalterable a lo largo del periodo de tiempo considerado:

$$\text{Expectativas de riesgo constantes: } \beta_{it} = \beta_i \quad \forall t$$

Al introducir esta hipótesis, la formulación ex-post del CAPM queda reducida a:

En rentabilidades

$$r_{it} = r_{0t} (1 - \beta_i) + r_{mt} \beta_i + \xi_{it} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})}$$

$$E(\xi_{it}) = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, g \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.10.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = (r_{mt} - r_{0t}) \beta_i + \xi_{it} \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})}$$

$$E(\xi_{it}) = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, g \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.10.b]$$

donde siguen apareciendo las expectativas de riesgo que no son observables, pero sólo una por cada título.

Esta última hipótesis, está relacionada con la estabilidad de las betas⁵. Según Fama (1976) y Santibáñez (1994), entre otros autores, para datos mensuales se acepta la estabilidad de las medidas de riesgo de cada título, en periodos que oscilan entre cinco y siete años.

4. Modelo empírico de serie temporal reducido

El modelo empírico que se plantea para el activo "i" adopta la forma:

En rentabilidades

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.11.a]$$

⁵ Puede verse el subapartado 3.4 correspondiente al Modelo de Mercado.

En excesos

$$(r_{it}-r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt}-r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.11.b]$$

Como puede observarse, estas ecuaciones son las del **Modelo de Mercado** analizado en el apartado 3 del Capítulo II.

4.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Para completar la definición estadística del modelo empírico, hay que establecer unas **hipótesis básicas** sobre el comportamiento de los diferentes elementos que aparecen en el mismo. Ante la coincidencia de ambos, empírico y Modelo de Mercado, las hipótesis a las que hacemos referencia son las establecidas en el **Capítulo II**⁶, tanto las **estructurales**, como las de las **perturbaciones aleatorias** (contenidas en las expresiones [2.5] a [2.9]).

Podemos plantear en forma **matricial**, el modelo empírico de serie temporal para el título "i", de la siguiente manera:

En rentabilidades

$$r_i = \alpha_i \mathbf{1}_n + \beta_i r_m + \varepsilon_i \quad [3.12.a]$$

En excesos

$$(r_i - r_0) = \alpha_i \mathbf{1}_n + \beta_i (r_m - r_0) + \varepsilon_i \quad [3.12.b]$$

Por otro lado, de cara a la realización de los posteriores contrastes, **resulta interesante considerar un planteamiento conjunto** a los modelos empíricos correspondientes a los "g" títulos. Ello ya lo hemos realizado en el apartado 4 del capítulo anterior⁷ y la expresión

⁶ Puede verse el subapartado 3.2.

⁷ Puede verse la expresión [2.19].

matricial que recoge al sistema de ecuaciones en rentabilidades (la extensión al modelo en excesos es inmediata), es:

$$r = X\beta + \varepsilon \quad [3.13]$$

También podemos recoger las hipótesis de comportamiento de las perturbaciones aleatorias del sistema [3.13], en la siguiente expresión:

$$\varepsilon \rightarrow DN_{ng}(0_{ng}; \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes I_n) \quad [3.14]$$

4.2 Relación con el modelo ex-post

Si comparamos el modelo empírico de serie temporal [3.11], con el ex-post [3.10] (que supone expectativas de riesgo constantes), podemos deducir la relación entre ambos. De esta manera, el coeficiente angular del modelo empírico debe ser:

En rentabilidades

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} \quad [3.15.a]$$

En excesos

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt})} \quad [3.15.b]$$

y con el resto de términos, tiene que cumplirse la siguiente igualdad:

En rentabilidades

$$\xi_{it} + r_{0t}(1 - \beta_i) = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [3.16.a]$$

En excesos

$$\xi_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [3.16.b]$$

Si el CAPM es cierto, en el modelo empírico de serie temporal debe cumplirse que:

En rentabilidades

$$r_{0t} (1 - \beta_i) = \alpha_i + E(\varepsilon_{it}) \quad [3.17.a]$$

En excesos

$$0 = \alpha_i + E(\varepsilon_{it}) \quad [3.17.b]$$

y, teniendo en cuenta la hipótesis sobre promedio cero de las perturbaciones, sucede lo siguiente:

En rentabilidades

$$r_{0t} (1 - \beta_i) = \alpha_i \quad [3.18.a]$$

En excesos

$$0 = \alpha_i \quad [3.18.b]$$

4.3 Contraste del modelo

La contrastación con una serie temporal, consiste en plantear el modelo empírico [3.11] y, con las estimaciones del término independiente y del coeficiente angular que se obtienen en un modelo econométrico, comprobar que se cumplen las relaciones planteadas en el subapartado anterior.

Es decir, se trata de realizar las siguientes pruebas de hipótesis:

En rentabilidades

$$\alpha_i = r_{0t} (1 - \beta_i) \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} \quad [3.19.a]$$

En excesos

$$\alpha_i = 0 \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})} \quad [3.19.b]$$

En el modelo en rentabilidades, la prueba consiste en **comprobar** la relación expresada en [3.19.a], lo que resulta difícil si, como habitualmente sucede, el tipo sin riesgo cambia en cada momento de tiempo, o por lo menos, durante el periodo analizado para el contraste empírico. Además, ello **contradice** uno de los supuestos establecidos entre las hipótesis estructurales, concretamente el que hace referencia a que los **coeficientes de la ecuación son constantes a lo largo del tiempo**, ya que en nuestro modelo empírico, el término independiente cambia periodo a periodo si el tipo sin riesgo lo hace. La conclusión, es que el contraste en rentabilidades únicamente puede realizarse, si a lo largo de los diferentes momentos de tiempo el tipo sin riesgo permanece constante.

Sin embargo, en el modelo en excesos la contrastación es más sencilla, porque basta con realizar una prueba de hipótesis sobre la nulidad del término independiente.

No existen problemas en cuanto a la igualdad exigida para el **coeficiente angular** (tanto en rentabilidades, como en excesos), ya que la estimación del mismo coincide precisamente, con el cociente de estimaciones indicado⁸.

⁸ Puede verse la expresión [2.10], donde se recoge el resultado del estimador Mínimo Cuadrático Ordinario de la beta.

4.4 Método de estimación del modelo empírico de serie temporal

Hemos analizado en los subapartados 3.3 y 4.3 correspondientes al capítulo anterior, los estimadores Mínimo Cuadrático Ordinarios que tienen las propiedades estadísticas deseables. Ello sucede, aun teniendo en cuenta la posible existencia de efectos sectoriales (lo que nos lleva a la relación entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de los títulos recogida en la matriz [3.14]), debido a que, en el modelo empírico, la variable explicativa es idéntica para todos los títulos. Por ello, nos remitimos a los mencionados subapartados para analizar el estimador y sus propiedades.

4.5 Metodología empírica y contrastes clásicos

La metodología empírica suele consistir en tomar series temporales de las rentabilidades del activo y del mercado⁹ (o sus excesos), aplicando posteriormente el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios al modelo [3.11], con lo que se obtienen los valores de los estimadores, tanto del término independiente, como de la beta de los diferentes títulos. Posteriormente, se trata de contrastar si se cumplen las hipótesis sugeridas en [3.19]. Debido a los problemas que tiene el contraste en rentabilidades, lo habitual suele consistir en realizar todo el proceso en excesos.

Dentro de los contrastes más importantes, destacamos el que realizan en su trabajo Black, Jensen y Scholes (1972), estimando el modelo empírico en excesos (ecuación [3.11.b]) y comprobando si la ordenada en el origen de cada título individual puede aceptarse que es cero. Un problema clásico que se señala a este método es que, si se toman pocos periodos para que la hipótesis de expectativas de riesgo constantes sea razonable, los estimadores del término independiente tienen poca precisión, por lo que se acepta la nulidad con gran facilidad. Así, los autores mencionados señalan que, al realizar la prueba para cada título individual se desprecia mucha información y proponen hacer

⁹ Recordemos, que la serie de rentabilidad del mercado, se suele obtener a partir de las rentabilidades de los títulos, bien como media aritmética ponderada, o bien, sin ponderar. Puede verse la discusión sobre la conveniencia de utilizar una u otra aproximación, en la nota 16 del Capítulo II.

el test teniendo en cuenta varios títulos simultáneamente. Para ello toman carteras evitando el sesgo de selección¹⁰ y, estimando el modelo empírico [3.11.b] para cada una de las 10 carteras que forman, realizan la prueba de hipótesis señalada. Los resultados a los que llegan estos autores no son muy fiables en su opinión, debido al incumplimiento de la hipótesis de normalidad que invalida los test realizados¹¹.

Otro planteamiento alternativo a la metodología de los autores mencionados, consiste en abordar el modelo, no como una regresión uniecuacional, sino **multiecuacional**, teniendo en cuenta a todos los títulos a la vez. De esta manera, la estimación conjunta de todas las ecuaciones¹² se realiza mediante la metodología SUR obteniendo, como comentamos en el apartado referido al Modelo de Mercado, los mismos resultados que por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, ya que en este caso la variable explicativa es la misma para todos los títulos.

En el modelo en rentabilidades la contrastación no es posible, salvo el caso en que el tipo sin riesgo permanezca constante a lo largo del tiempo, ya que si no es así, el término independiente del modelo empírico varía de un periodo a otro. Si se supone invariable la rentabilidad del activo sin riesgo, la hipótesis multivariante a comprobar es:

En rentabilidades

$$H_0: \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \dots \\ \alpha_i \\ \dots \\ \alpha_g \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_0 (1 - \beta_1) \\ \dots \\ r_0 (1 - \beta_i) \\ \dots \\ r_0 (1 - \beta_g) \end{bmatrix} \quad [3.20.a]$$

Suponiendo $r_{0t} = r_0 \quad \forall t$

¹⁰ Puede verse Black, Jensen y Scholes (1972, pág. 86).

¹¹ El test individual propuesto, se apoya en un estadístico que sigue la "t" de Student siempre y cuando las perturbaciones aleatorias sigan la distribución normal.

¹² Puede verse la expresión en rentabilidades en la ecuación [3.13].

Como vemos, el test multivariante que hay que comprobar para analizar si el CAPM es cierto, añade a la dificultad de su realización, la enorme limitación que supone la hipótesis sobre el tipo sin riesgo.

En el modelo en excesos la contrastación es más sencilla, porque basta con realizar una prueba de hipótesis sobre la nulidad conjunta del término independiente de las ecuaciones:

En excesos

$$H_0: \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \dots \\ \alpha_j \\ \dots \\ \alpha_g \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \dots \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \quad [3.20.b]$$

Esta es la metodología utilizada en su trabajo por Santibáñez (1994)¹³, en el que se realizan los test univariantes individuales y el multivariante propuesto en [3.20.b] para contrastar el CAPM. Los resultados a los que se llega son coherentes con el funcionamiento del modelo, sobre todo en los últimos periodos considerados.

5. Modelo empírico de serie temporal ampliado

Denominamos modelo empírico de serie temporal ampliado, al que contiene además de la rentabilidad de mercado, otra(s) variable(s) explicativa(s). En definitiva, pone de manifiesto problemas de especificación del modelo analizado en el subapartado anterior, por omisión de variable(s) relevante(s).

¹³ El trabajo de Santibáñez (1994), ha sido presentado en el subapartado 3.4 del Capítulo II. Nosotros también reproduciremos esta metodología en nuestra aplicación al Mercado Continuo, ya que, al no utilizar un elevado número de títulos, la construcción de carteras pierde sentido.

Vamos a realizar un planteamiento de forma general, añadiendo una única variable explicativa. El modelo empírico para el activo "i", adopta la forma:

En rentabilidades

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \phi_i z_{it} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.21.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \phi_i z_{it} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.21.b]$$

donde " z_{it} ", representa cualquier otra variable distinta de la rentabilidad del mercado que puede influir en la del título "i". Una condición muy restrictiva que vamos a suponer a lo largo del apartado, es la de independencia entre las variables exógenas del modelo [3.21]. Por ello es importante recordar, que todas las conclusiones se basan en dicho supuesto y únicamente al final (subapartado 5.5), vamos a comentar brevemente qué sucede si dicha condición no se cumple.

Como puede observarse, estas ecuaciones son las del **Modelo de Mercado ampliado** analizado en el apartado 5 del capítulo anterior y representan una generalización al Modelo de Mercado mediante la consideración de una nueva variable explicativa para cada título.

5.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Las hipótesis de comportamiento de los elementos que aparecen en el mismo (estructurales y de las perturbaciones aleatorias), pueden verse en el **Capítulo II**, subapartado 5.2.

Recordemos que, al haber relación entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de los diferentes títulos y al ser las variables explicativas diferentes para cada uno, se requiere el procedimiento de estimación SUR. Por ello en esta ocasión, resulta necesario realizar un planteamiento conjunto a todas las

ecuaciones empíricas de los títulos considerados. Podemos expresar en forma matricial el sistema que contiene las "g" ecuaciones correspondientes a otros tantos títulos (véase [2.38]), de la siguiente manera:

En rentabilidades

$$r = [I_g \otimes I_n] \alpha + [I_g \otimes r_m] \beta + [Z] \phi + \varepsilon \quad [3.22.a]$$

En excesos

$$(r - I_g \otimes r_0) = [I_g \otimes I_n] \alpha + [I_g \otimes (r_m - r_0)] \beta + [Z] \phi + \varepsilon \quad [3.22.b]$$

Podemos llevar a notación convencional el sistema de ecuaciones en rentabilidades definido en [3.22.a] (siendo inmediata la extensión al modelo en excesos), expresándolo como:

$$r = X\beta + \varepsilon \quad [3.23]$$

El comportamiento de las perturbaciones aleatorias del modelo indicado en forma matricial, es:

$$\varepsilon \rightarrow DN_{ng}(0_{ng}; \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes I_n) \quad [3.24]$$

5.2 Relación con el modelo ex-post

Si comparamos el modelo empírico de serie temporal ampliado [3.21], con el ex-post [3.10] (que supone expectativas de riesgo constantes), podemos deducir la relación entre ambos:

El coeficiente angular del modelo empírico, debe ser:

En rentabilidades

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} \quad [3.25.a]$$

En excesos

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt})} \quad [3.25.b]$$

Con el resto de los elementos que aparecen en la ecuación, se debe cumplir la igualdad siguiente:

En rentabilidades

$$\xi_{it} + r_{0t} (1 - \beta_i) = \alpha_i + \phi_i z_{it} + \varepsilon_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [3.26.a]$$

En excesos

$$\xi_{it} = (\alpha_i + \phi_i z_{it} + \varepsilon_{it}) \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [3.26.b]$$

Si el CAPM es cierto, en el modelo empírico de serie temporal debe cumplirse que:

En rentabilidades

$$r_{0t} (1 - \beta_i) = \alpha_i + \phi_i E(z_{it}) + E(\varepsilon_{it}) \quad [3.27.a]$$

En excesos

$$0 = \alpha_i + \phi_i E(z_{it}) + E(\varepsilon_{it}) \quad [3.27.b]$$

y, teniendo en cuenta la hipótesis sobre promedio cero de las perturbaciones, lo que debe suceder es que:

En rentabilidades

$$r_{0i} (1 - \beta_i) = \alpha_i + \phi_i E(z_{it}) \quad [3.28.a]$$

En excesos

$$0 = \alpha_i + \phi_i E(z_{it}) \quad [3.28.b]$$

5.3 La contrastación mediante el modelo de serie temporal ampliado

La contrastación con una serie temporal, consiste en estimar el sistema de ecuaciones que recoge los modelos empíricos correspondientes a cada título, bien en rentabilidades (véase ecuación [3.23]), o bien en excesos. Posteriormente, con las estimaciones correspondientes al término independiente y coeficiente(s) angular(es), se trata de comprobar que se cumplen las relaciones anteriores (véase [3.28]), mediante tests multivariantes de la misma forma que en el subapartado 4.5.

De todas maneras, la contrastación mediante el modelo empírico ampliado, introduce **un problema adicional** al analizado en el apartado anterior, ya que (además de la necesidad de que el tipo sin riesgo permanezca constante a lo largo del periodo de tiempo analizado), **aparecen las esperanzas matemáticas** o promedios de las otras variables exógenas introducidas ("E(z_{it})"). Concretamente, vamos a suponer que "z_{it}" tiene un promedio constante a lo largo del periodo analizado.

Teniendo en cuenta la hipótesis de estacionariedad en la nueva variable explicativa, los test multivariantes a aplicar en cada caso son:

En rentabilidades

$$H_0: \begin{bmatrix} \alpha_1 + \phi_1 E(z_1) \\ \dots \\ \alpha_i + \phi_i E(z_i) \\ \dots \\ \alpha_g + \phi_g E(z_g) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_0(1 - \beta_1) \\ \dots \\ r_0(1 - \beta_i) \\ \dots \\ r_0(1 - \beta_g) \end{bmatrix} \quad [3.29.a]$$

En excesos

$$H_0: \begin{bmatrix} \alpha_1 + \phi_1 E(z_1) \\ \dots \\ \alpha_i + \phi_i E(z_i) \\ \dots \\ \alpha_g + \phi_g E(z_g) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \dots \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \quad [3.29.b]$$

Dadas las limitaciones de la prueba de hipótesis en rentabilidades, la forma habitual de realizar el contraste es en excesos, tratando de aceptar de manera conjunta que el término independiente más el efecto promedio de la variable " z_{it} " es igual a cero.

5.4 Método de estimación del modelo empírico¹⁴

La estimación del modelo empírico de serie temporal ampliado, debe realizarse mediante la metodología SUR descrita en el subapartado 5.4 del Capítulo II, ya que las estimaciones Mínimo Cuadrático Ordinarias de cada ecuación por separado, pierden la propiedad de eficiencia si existen efectos sectoriales. Ello es debido a que dicha información no es utilizada en el proceso de estimación y, además, las variables explicativas cambian de título a título (no olvidemos que las variables " z_{it} " son específicas de cada activo).

¹⁴ Puede verse el subapartado 5.4 del Capítulo II para un desarrollo más detallado del método de estimación, así como para la enumeración de las propiedades de los estimadores.

Así, la expresión de los estimadores **Mínimo Cuadrático Generalizados**, suponiendo estimada la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias, es:

$$b = (X'S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1}X)^{-1}(X'S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1}r) \quad [3.30]$$

La matriz de varianzas y covarianzas asintótica de los estimadores es:

$$S_{bb} = (X'S_{\varepsilon\varepsilon}^{-1}X)^{-1} \quad [3.31]$$

5.5 Interpretación del contraste del modelo de serie temporal ampliado

Vamos a resaltar una serie de ideas que se desprenden del contraste del modelo ampliado de serie temporal visto en el subapartado anterior.

Inicialmente, hemos considerado la posibilidad de introducir una **variable explicativa ("z_{it}")** propia de cada título, lo que puede parecer que va en contra de la filosofía general del modelo a contrastar, ya que recuérdese que el CAPM únicamente considera la posibilidad de premiar el riesgo sistemático (o del mercado), que configura un factor común a todos los títulos. El hecho de introducir un factor específico va en contra de la teoría del CAPM, por ello al ampliar el modelo, hemos considerado la posibilidad de introducir variables propias de cada título, que nos sirve en su caso, para aceptar o rechazar el CAPM mediante las pruebas de hipótesis expuestas en el subapartado anterior. Otra posibilidad a considerar, es la **introducción de una(s) variable(s) que influya en todos los títulos a la vez**. El traslado del análisis a esta posibilidad es sencillo, consiste básicamente en eliminar el subíndice "i" propio de cada activo en la exposición del apartado 5. De todas maneras, es interesante tener cuenta que **el sentido financiero es completamente diferente** en el caso de rechazar las pruebas, ya que en dicha situación lo haríamos, no porque el mercado premia a factores específicos sino, por la existencia de otros elementos comunes de riesgo sistemático. En realidad, no hemos abordado la problemática desde esta última óptica, debido a que **posteriormente vamos a analizar el APT**, cuya filosofía va en este sentido como ya adelantamos en el apartado 7 del Capítulo I.

Precisamente, en los últimos tiempos han surgido una serie de trabajos que suponen un importante ataque al CAPM, al mostrar la influencia de variables explicativas diferentes de la

rentabilidad del mercado, y que, básicamente son ratios (elementos de análisis fundamental) como: PER, Leverage, etc. Es interesante destacar el trabajo de Chan, Hamao y Lakonishok (1991) para el mercado japonés. Sí queremos precisar en relación a este último que, en el análisis de serie temporal realizado, únicamente considera la hipótesis de la influencia de dichas variables explicativas en la rentabilidad del título (consideradas comunes a todos ellos), lo que tampoco rechaza el CAPM.

Aclarada la razón por la que hemos ampliado el modelo con factores específicos, resulta interesante destacar dos posibilidades en cuanto a la elección empírica de la variable explicativa, de cara a las consecuencias que de ello se derivan en la contrastación posterior. Nos estamos refiriendo concretamente, a que la nueva variable explicativa puede encontrarse relacionada o no, con la rentabilidad del mercado.

5.5.1 Variable explicativa independiente de la rentabilidad del mercado

Vamos a tomar como punto de partida el modelo empírico reducido:

En rentabilidades

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.32.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [3.32.b]$$

Supongamos que la variable " z_{it} " es estacionaria e independiente de la rentabilidad del mercado a lo largo de los periodos considerados, lo que implica que en el modelo anterior (expresión [3.32]), el efecto promedio de dicha variable (al igual que el de cualquier otra que sea a su vez independiente de la rentabilidad de mercado) se encuentra en el término independiente y el efecto desviación respecto al promedio en la perturbación aleatoria.

De esta manera podemos reescribir la ecuación del modelo empírico reducido para los "n" periodos de tiempo, expresándola como:

En rentabilidades

$$r_{it} = [\tau_i + \phi_i E(z_i)] + \beta_i r_{mt} + [\epsilon_{it} + \phi_i (z_{it} - E(z_i))] \quad [3.33.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = [\tau_i + \phi_i E(z_i)] + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + [\epsilon_{it} + \phi_i (z_{it} - E(z_i))] \quad [3.33.b]$$

A partir de estas expresiones podemos llegar al modelo ampliado de forma inmediata, simplemente deshaciendo los paréntesis y simplificando. En definitiva, cuando realizamos la prueba multivariante en el modelo reducido (recordemos; conjuntamente " $\alpha_i = 0$ ") estamos contrastando " $\tau_i + \phi_i E(z_i) = 0$ " para cada título, por lo que si se acepta el CAPM en el reducido, no es necesario plantear el modelo ampliado, ya que el test multivariante que hacemos en éste ha sido realizado al contrastar aquél.

Puede suceder sin embargo que, a pesar de aceptar el modelo reducido, existan variables que influyan en la rentabilidad de un título y que, por lo tanto, detectemos su influencia en el ampliado mediante los contrastes de significación. Ello no rechaza el CAPM, ya que la influencia en la rentabilidad no implica idéntico efecto en el promedio. La conclusión es que, aceptado el reducido, las pruebas de contraste del CAPM propuestas para el modelo ampliado [3.29], deben aceptarse.

5.5.2 Variable explicativa relacionada con la rentabilidad de mercado

De manera análoga al subapartado anterior tomamos como punto de partida el modelo empírico reducido expresado en [3.32].

Supongamos que la variable explicativa " z_{it} " es estacionaria y está relacionada con la rentabilidad del mercado, lo que implica que en el modelo anterior, el efecto de la variable no considerada se encuentra repartido entre el término independiente,

coeficiente angular y perturbación aleatoria. No es algo tan sencillo como el caso anterior, pero sí se puede llegar a desarrollar.

Suponiendo relación lineal con término independiente entre las variables explicativas para todos los periodos de tiempo, se puede plantear el modelo empírico reducido de la siguiente manera:

En rentabilidades

$$r_{it} = (\gamma_i + \tau_i \omega_0) + (\delta_i + \tau_i \omega_1) r_{mt} + (\epsilon_{it} + \tau_i u_{it}) \quad [3.34.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = (\gamma_i + \tau_i \omega_0) + (\delta_i + \tau_i \omega_1) (r_{mt} - r_{0t}) + (\epsilon_{it} + \tau_i u_{it}) \quad [3.34.b]$$

Supuesto de relación entre variables explicativas:

$$z_{it} = \omega_0 + \omega_1 r_{mt} + u_{it} \quad [3.35]$$

Como vemos en el modelo empírico reducido, la influencia de la variable " z_{it} " se reparte entre todos los términos de la ecuación. Es importante darse cuenta de que, aunque no está incluida en el modelo, su influencia se transmite a través del coeficiente angular " β_i " (señalado en **negrita**). Por lo tanto, para que se cumpla el CAPM, debe aceptarse la prueba multivariante sugerida en [3.19], lo que en definitiva implica:

En rentabilidades

$$\alpha_i = (\gamma_i + \tau_i \omega_0) = 0 \quad [3.36.a]$$

$$\beta_i = (\delta_i + \tau_i \omega_1) = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})} \quad [3.37.a]$$

En excesos

$$\alpha_i = (\gamma_i + \tau_i \omega_0) = 0 \quad [3.36.b]$$

$$\beta_i = (\delta_i + \tau_i \omega_1) = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})} \quad [3.37.b]$$

Hay que recordar nuevamente, que si aceptamos el CAPM en el modelo reducido, también tienen que cumplirse esas relaciones en el ampliado, por lo que **resulta innecesario en principio contrastarlo y, además, no tiene sentido** realizar las pruebas sugeridas para el ampliado en [3.29], ya que ni siquiera el modelo empírico ampliado es el señalado en [3.21].

Concretamente, el modelo empírico ampliado en este caso, es:

En rentabilidades

$$r_{it} = \gamma_i + \delta_i r_{mt} + \tau_i z_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3.38.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_i + \delta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \tau_i z_{it} + (\varepsilon_{it} + \tau_i u_{it}) \quad [3.38.b]$$

Es importante señalar que si la variable está relacionada con la rentabilidad de mercado, no parece interesante tratar de introducirla en el modelo, ya que, por un lado, como hemos visto su influencia está recogida en el reducido y, por otro, estamos provocando la aparición de un **problema de multicolinealidad** (tanto más grave cuanto mayor sea la relación), con las consecuencias que ello acarrea, véase Novales (1993, cap. 10).

Capítulo IV

EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS

1. Introducción

La contrastación empírica del CAPM con un corte transversal consiste en considerar cada periodo "t" por separado y estudiar los diferentes títulos con el modelo ex-post [3.9].

Es importante señalar que, a diferencia de la metodología de serie temporal analizada en el capítulo anterior, **no es necesaria la introducción de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes**, al menos, **en primera instancia**. En definitiva, el contraste de corte transversal no impone desde el inicio la restricción que el tratamiento de serie temporal requiere. En cualquier caso, a lo largo del capítulo y en un paso posterior, vamos a utilizar la mencionada hipótesis.

Destaquemos una serie de **aspectos metodológicos** cuya consideración es imprescindible:

- Es importante tener en cuenta, los puntos señalados en las introducciones a los Capítulos II y III¹.
- El análisis econométrico del contraste de corte transversal (sin medias) lo vamos a realizar sobre dos modelos; por un lado, el modelo reducido y, por otro, el ampliado. La distinción entre ambos se encuentra, como ya hemos indicado en otras ocasiones, en el número de variables explicativas que contienen.
- Comenzaremos con el modelo reducido realizando un análisis minucioso y detallado de la problemática econométrica que encierra su contraste. Distinguiremos dos posibilidades: en la primera abordaremos el modelo suponiendo, o bien, conocida la expectativa de riesgo de los títulos, o bien, que es observada con un pequeño error y, en la segunda, estudiaremos el problema del error de medición en la beta de los títulos. Posteriormente, analizaremos el modelo ampliado extendiendo los resultados del reducido bajo la misma perspectiva de análisis.

2. Modelo empírico reducido suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error

El modelo empírico de corte transversal que se plantea para el periodo "t", suponiendo conocida la expectativa de riesgo, adopta la forma:

En rentabilidades

$$r_{it} = \gamma_t + \delta_t \beta_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.1.a]$$

¹ Recordemos que, en la introducción al Capítulo II, podemos encontrar aspectos relacionados con los modelos, notación, métodos de estimación, etc. y en la del Capítulo III, algunos puntos más específicos referidos al contraste del CAPM.

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_t + \delta_t \beta_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.1.b]$$

A la vista de las ecuaciones del modelo, bien sea en su versión en rentabilidades [4.1.a], o bien en excesos [4.1.b], podemos observar la característica mencionada en la introducción al presente capítulo y que consiste en la **asignación de un subíndice temporal a la expectativa de riesgo de los títulos**, indicando la posibilidad de que la beta pueda cambiar de un periodo a otro.

2.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

El correcto planteamiento estadístico del modelo [4.1] requiere, además de la especificación de las ecuaciones donde se establece la relación entre la rentabilidad de los activos y la expectativa de riesgo de los mismos, las **hipótesis**, tanto **estructurales**, como de las perturbaciones aleatorias.

Las estructurales habituales, que ya han sido utilizadas en los capítulos previos, son las que indican: por un lado, **relación lineal entre la variable explicada y la explicativa (denominada hipótesis de linealidad)**, y, por otro, que los **coeficientes de la ecuación son constantes para todos los títulos (hipótesis de estructura única)**. Como se puede ver, son idénticas a las establecidas para los modelos de serie temporal y la diferencia estriba, únicamente, en el carácter de corte transversal del modelo.

Las hipótesis sobre las perturbaciones aleatorias en este modelo, son las siguientes:

Promedio cero:	$E(u_{it}) = 0 \quad \forall i$	[4.2]

Heteroscedasticidad:	$V(u_{it}) = \sigma_{u_i}^2 \neq \sigma_{u_j}^2 \quad \forall i \neq j$	[4.3]

Autocorrelación:	$Cov(u_{it}, u_{jt}) \neq 0 \quad \forall i \neq j$	[4.4]

Normalidad:	$u_{it} \rightarrow \text{Distribución Normal}$	[4.5]

Llama la atención de entre todas ellas la existencia de heteroscedasticidad y autocorrelación y, conviene por tanto, justificar la causa de su aparición:

-La heteroscedasticidad es un problema clásico en las regresiones de corte transversal y, en este caso, es debida a que los riesgos específicos de los títulos son diferentes, por lo que es un problema inevitable en el contraste que nos ocupa².

-Sin embargo, la autocorrelación aparece si aceptamos la existencia de efectos sectoriales³, es decir, la relación entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de los diferentes títulos. A diferencia de la heteroscedasticidad, este problema es evitable, ya que puede no darse en el caso que nos ocupa si dichos efectos no existen.

Vamos a proceder a plantear el modelo [4.1] en forma matricial, para la realización de los análisis posteriores:

En rentabilidades

$$r_t = \gamma_t 1_g + \delta_t \beta_t + u_t \quad [4.6.a]$$

En excesos

$$(r_t - r_0) = \gamma_t 1_g + \delta_t \beta_t + u_t \quad [4.6.b]$$

donde:

r_t Vector columna que contiene las rentabilidades de los "g" títulos en el momento de tiempo "t".

² Más adelante realizaremos una justificación formal para el problema de la heteroscedasticidad.

³ Puede verse el subapartado 4.1 del Capítulo II.

- r_0 Vector columna múltiplo del vector que contiene "g" unos, es decir, $r_0 = r_{0t} \mathbf{1}_g$, donde " r_{0t} " es el tipo sin riesgo en el momento "t".
- $r_t - r_0$ Vector columna que contiene los excesos de rentabilidad de los "g" títulos en el momento de tiempo "t".
- γ_t Término independiente de la relación establecida en el modelo empírico.
- δ_t Pendiente de la relación establecida en el modelo empírico.
- $\mathbf{1}_g$ Vector columna que contiene "g" unos.
- β_t Vector columna que contiene las expectativas de los riesgos sistemáticos de los "g" títulos en el momento de tiempo "t" y que suponemos conocidas o estimadas con pequeño error.
- u_t Vector que contiene los valores que toman las perturbaciones aleatorias de los "g" títulos en el momento de tiempo "t".

De cara al desarrollo posterior vamos a hacer referencia exclusivamente al modelo [4.6.a] (es decir, a la expresión en rentabilidades), entendiendo que el tratamiento para ambos es idéntico, por lo que la extensión de los resultados es inmediata al modelo en excesos.

Podemos simplificar más la expresión del modelo en rentabilidades establecida en [4.6.a] y llevarla a notación convencional:

$$r_t = X \gamma_t + u_t \quad [4.7]$$

donde:

- X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna " $\mathbf{1}_g; \beta_t$ ".
- γ_t Vector columna que contiene los parámetros " γ_t " y " δ_t ".

El comportamiento de las perturbaciones aleatorias queda resumido de la siguiente manera:

$$u_t \rightarrow DN_g(0_g; \Sigma_{uu}) \quad [4.8]$$

donde:

- Σ_{uu} La matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es " σ_{ij} ". Es cuadrada, simétrica y definida positiva.
- 0_g Vector columna que contiene los promedios de las perturbaciones aleatorias, en este caso, "g" ceros.

Demostraremos más adelante que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias de los títulos es:

$$\Sigma_{uu} = \Sigma_{\epsilon\epsilon} \quad [4.9]$$

Es decir, coincide con la analizada en el Capítulo II y utilizada como matriz de ponderación en la metodología de serie temporal, véase apartado 4 del Capítulo III.

2.2 Relación con el modelo ex-post

Mediante la comparación del modelo ex-post (ecuación [3.9]) y el modelo empírico de corte transversal visto con anterioridad (fórmula [4.1]), podemos establecer con facilidad la relación entre ambos.

Por un lado, en el contraste que nos ocupa tenemos que " β_{it} " es:

En rentabilidades

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})}$$

En excesos

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}-r_{0t}, r_{mt}-r_{0t})}{V(r_{mt}-r_{0t})}$$

Téngase en cuenta que, en el contraste de serie temporal ésta constituye una de las condiciones que debe cumplirse⁴, mientras que en el que nos ocupa, al ser la beta variable explicativa del modelo empírico la igualdad se produce necesariamente. Por ello, el coeficiente angular asociado a la variable exógena, tanto en rentabilidades como en excesos, debe ser igual a:

$$\delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.10]$$

Y por otro, con el resto de términos debe suceder que:

En rentabilidades

$$\xi_{it} + r_{0t} = \gamma_t + u_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [4.11.a]$$

En excesos

$$\xi_{it} = \gamma_t + u_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [4.11.b]$$

Teniendo en cuenta esta relación, si el CAPM es cierto, en el modelo empírico de corte transversal debe cumplirse:

⁴ Puede verse la expresión [3.15].

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_t + E(u_{it}) \quad [4.12.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_t + E(u_{it}) \quad [4.12.b]$$

y, recordando la hipótesis de promedio cero de las perturbaciones aleatorias, debe suceder:

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_t \quad [4.13.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_t \quad [4.13.b]$$

También resulta interesante, en el modelo que nos ocupa, el cálculo de la varianza a partir de la expresión [4.11] y cuyo resultado, tanto en rentabilidades como en excesos, es:

$$V(\xi_{it}) = V(u_{it}) \quad [4.14]$$

Igualdad que, comparada con la se puede obtener a partir del contraste de serie temporal (véase [3.16]), se puede completar de la siguiente manera:

$$V(\xi_{it}) = V(u_{it}) = V(\epsilon_{it}) \quad [4.15]$$

Este resultado es fundamental para justificar la heteroscedasticidad de las perturbaciones aleatorias del modelo empírico [4.1]⁵, ya que como vemos, la varianza de los términos de error del modelo empírico coincide con el riesgo específico de los títulos. Por ello, realizar el planteamiento en forma de corte transversal, hace que inevitablemente aparezca dicho problema.

2.3 Contraste del CAPM

La contrastación del CAPM mediante la metodología de corte transversal sin medias, consiste en plantear el modelo empírico [4.1] y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas en el subapartado anterior, es decir, si los coeficientes son:

En rentabilidades

$$\gamma_t = r_{0t} \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.16.a]$$

En excesos

$$\gamma_t = 0 \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.16.b]$$

En el planteamiento en rentabilidades, la contrastación consiste en comprobar que el término independiente es igual al tipo sin riesgo y que el coeficiente angular coincide con el premio por riesgo del mercado en el periodo "t".

En el caso del modelo en excesos, la contrastación consiste en comprobar que el término independiente es cero y el coeficiente angular coincide con el premio por riesgo del periodo "t".

⁵ La hipótesis de heteroscedasticidad la hemos establecido en [4.3] y expresado matricialmente en [4.8] y [4.9].

2.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal

Dadas las características del modelo empírico señaladas en las hipótesis sobre las perturbaciones aleatorias⁶, podemos indicar que, la utilización del método de **Mínimos Cuadrados Ordinarios** como procedimiento de obtención de los estimadores, hace que estos pierdan la propiedad de eficiencia, véase Gujarati (1990, cap. 9 y 10).

Es importante darse cuenta de que, en el modelo que nos ocupa, los estimadores **Mínimo Cuadrático Ordinarios** **siempre serán ineficientes**, ya que, como hemos indicado al enumerar las hipótesis, aunque no existan efectos sectoriales seguimos teniendo heteroscedasticidad debido al diferente riesgo específico de los títulos.

La existencia de ambos problemas (o únicamente heteroscedasticidad), hace que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones no sea múltiplo de la matriz unidad, sino cuadrada (o diagonal) y simétrica⁷.

La forma de abordar ambos problemas consiste en **utilizar el método de estimación de Mínimos Cuadrados Generalizados**, con el que obtenemos estimadores **eficientes** asintóticamente. Vamos a ver los resultados básicos en dos posibilidades diferentes⁸.

2.4.1 Método de estimación suponiendo conocida la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias

El método consiste básicamente en realizar una transformación del modelo original (ecuación [4.7]), y la expresión de los estimadores (sobre las variables iniciales del modelo señalado) denominados habitualmente como **Mínimo Cuadráticos Generalizados** o de Aitken⁹, es:

$$g_t = (X' \Sigma_u^{-1} X)^{-1} (X' \Sigma_u^{-1} r_t) \quad [4.17]$$

⁶ Pueden verse las expresiones [4.2] a [4.5], donde destacan los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación, aunque este último está supeditado a la aceptación de la existencia de efectos sectoriales.

⁷ Pueden verse las expresiones [4.8] y [4.9].

⁸ Puede consultarse a Johnston (1984, cap. 8) de cara a seguir el desarrollo formal del método propuesto.

⁹ Puede consultarse Aitken (1934-1935).

Por otro lado, la **matriz de varianzas y covarianzas** es:

$$\Sigma_{gg} = (X' \Sigma_{uu}^{-1} X)^{-1} \quad [4.18]$$

Bajo el supuesto de normalidad de las perturbaciones aleatorias, el estimador Mínimo Cuadrático Generalizado coincide con el Máximo Verosímil. Puede demostrarse que posee, en condiciones muy generales, las **propiedades de consistencia**, además de **eficiencia y normalidad asintótica**.

2.4.2 Método de estimación suponiendo desconocida la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias

En este caso, no se puede aplicar el procedimiento de Mínimos Cuadrados Generalizados o de Aitken. El método consiste en realizar una transformación del modelo original (expresión [4.7]), a partir de una estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias. Sustituyéndola en la fórmula [4.17], la expresión de los **estimadores** sobre las variables iniciales del modelo resulta ser:

$$g_t = (X' S_{uu}^{-1} X)^{-1} (X' S_{uu}^{-1} r_t) \quad [4.19]$$

donde:

S_{uu} La estimación de la matriz " $g \cdot g$ " de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, siendo el elemento general de la misma " s_{ij} ". Es cuadrada, simétrica y definida positiva.

Por otro lado, la **matriz de varianzas y covarianzas asintótica de los estimadores** es:

$$S_{gg} = (X' S_{uu}^{-1} X)^{-1} \quad [4.20]$$

Puede demostrarse, en condiciones muy generales, que dicho estimador posee las mismas propiedades asintóticas que el de Aitken, es decir, la de consistencia, eficiencia y normalidad asintótica.

Queda patente que cuando nos planteamos realizar un contraste empírico, la situación habitual de las dos analizadas en los subapartados 2.4.1 y 2.4.2 es ésta última, es decir, normalmente desconocemos la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias. Se necesita, por lo tanto, obtener una estimación consistente de la misma.

2.5 Metodología empírica y contrastes clásicos

La estimación del modelo empírico [4.1] requiere los valores de las expectativas de riesgo de los títulos en el periodo "t", es decir, que los valores de la variable explicativa sean observables. En este apartado suponemos que dichos valores son conocidos, o bien desconocidos, pero estimados con un error pequeño.

Normalmente el conocimiento exacto de las betas de los títulos es algo difícil, si no imposible, por lo que la contrastación empírica del CAPM suele llevarse a cabo en dos etapas. En la primera, se plantea la necesidad de obtener unas estimaciones precisas del riesgo sistemático de los "g" títulos. Pueden existir diferentes posibilidades para ello, pero la más habitual consiste en ir tomando las series temporales de las rentabilidades de cada activo y del mercado (previas al momento "t" de contraste del modelo de corte transversal reducido), y estimar mediante el Modelo de Mercado¹⁰ el coeficiente " β_{it} " que caracteriza a cada activo "i".

En la segunda, a partir de los valores de " b_{it} " obtenidos en la primera etapa, se plantea un corte transversal con los "g" activos mediante el modelo empírico (ecuación [4.1]) para el periodo "t".

Es importante tener en cuenta las consecuencias derivadas de la utilización de la metodología bietápica anterior. Recordemos que, en la introducción del capítulo, indicamos que el modelo de corte transversal permite la posibilidad de que los coeficientes de riesgo de los títulos cambien a lo largo del tiempo. Ahora bien, la estimación de " β_{it} " mediante el

¹⁰ Puede verse la ecuación [2.1].

Modelo de Mercado sugerida en la primera etapa, hace necesaria la introducción de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes¹¹.

Con los riesgos sistemáticos de los activos se estima el modelo empírico [4.1], utilizando el método de **Mínimos Cuadrados Generalizados**. Como ya ha sido indicado en el subapartado 2.4.2, habitualmente se desconoce la **matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias**, por lo que es necesaria una estimación consistente de la misma. Ello puede conseguirse a partir de la información que se deriva de la primera etapa del procedimiento señalado, es decir, al obtener las estimaciones de los riesgos sistemáticos de cada uno de los títulos. Si realizamos un planteamiento multiecuacional para el Modelo de Mercado mediante la metodología SUR, tenemos una estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias (es lo mismo obtener dicha matriz mediante los residuos de las regresiones Mínimo Cuadrático Ordinarias), que podemos utilizar en la segunda fase para transformar el modelo original y obtener los estimadores Mínimo Cuadrático Generalizados.

Este procedimiento, clásico en la literatura financiera, es tratado en profundidad por Fama (1976, cap. 9) y se basa en el trabajo de Fama y MacBeth (1973).

Vamos a comentar de manera sucinta el **trabajo de Fama** y las consideraciones que tiene en cuenta de cara a la realización del contraste del CAPM para datos mensuales. En primer lugar, aborda el problema de la **búsqueda de la cartera de mercado**, ya que ésta debe tener en cuenta todas las inversiones y en la proporción que se encuentran en el mercado¹². Aunque la dificultad parece insalvable, estudios como el de Stambaugh (1982), muestran que los contrastes del CAPM son poco sensibles a la aproximación que utilicemos a la cartera de mercado. Fama utiliza una **cartera donde las acciones tienen el mismo peso** y se puede justificar indicando que, de esta manera, al estar bien diversificada es de mínima varianza, lo cual es suficiente para que se cumpla la condición establecida por el CAPM (ecuación [3.1]). Lo único que si estamos en esta situación, **no tienen porqué cumplirse las igualdades establecidas en [4.16]** (modelo de Sharpe-Lintner) en relación al término independiente y el coeficiente angular del modelo empírico. En realidad, **basta con aceptar**

¹¹ Puede consultarse el subapartado 3.1 del Capítulo III.

¹² Puede verse el subapartado 4.2 del Capítulo I.

cualquier valor para la ordenada en el origen y que la pendiente sea significativa (Cero Beta CAPM).

Como ya hemos indicado con anterioridad, el proceso de contraste considera dos fases. En cuanto a la primera, Fama obtiene la estimación de las betas mediante el Modelo de Mercado, lo que no garantiza uno de los supuestos que estamos teniendo en cuenta en el presente apartado, que consiste en que coincidan con la verdadera beta, o que sean muy precisas. El hecho de que se cumpla una de las condiciones, hace que la metodología expuesta en el subapartado 2.4 sea óptima. Pero si, como muchas veces sucede, las estimaciones de las betas **no son muy precisas**, el procedimiento no garantiza las propiedades de los estimadores del modelo empírico (establecido en [4.1]) por la no consideración estadística del problema de los errores de medición, que puede ser abordado desde diferentes ópticas. En el siguiente apartado vamos a dar forma estadística al tratamiento del problema, contentándonos por el momento con la descripción del método propuesto por Fama. Concretamente en su trabajo, señala **dos posibilidades para abordar el problema** y obtener estimaciones más precisas de las betas; por un lado, la **utilización de series temporales más amplias** de cara a la estimación del Modelo de Mercado y por otro, el uso de **carteras** en vez títulos individuales, realizando posteriormente el contraste del CAPM para las mismas.

De ambas, **la primera es rápidamente desechada**, ya que como hemos indicado en el subapartado 3.4 del Capítulo II, la estabilidad de las betas oscila para periodos comprendidos entre cinco y siete años. Esto implica que en principio no deben utilizarse series temporales más amplias para la estimación del Modelo de Mercado, **porque se incumple una de las hipótesis estructurales** (concretamente la que hemos denominado **estructura única**).

La **segunda**, que es la utilizada en su contraste empírico, está basada en el tercero de los aspectos fundamentales referidos al Modelo de Mercado (señalados en el apartado 5 del Capítulo I), que indica que, el riesgo sistemático de cualquier cartera puede calcularse como combinación lineal de los riesgos de los títulos que la forman. Ello **hace que**, aunque las betas de los títulos individuales se estimen con errores, al ser unos positivos y otros negativos, al formar carteras éstos se compensen, y **la estimación del riesgo sistemático de las mismas sea más precisa**.

Vamos a introducir un sencillo ejemplo para ilustrar la idea que estamos comentando. Supongamos que formamos una cartera "v" a partir de dos activos, en cuyo caso la beta es combinación lineal de las de los títulos individuales¹³:

$$b_{vt} = w_i b_{it} + w_j b_{jt} \quad [4.21]$$

donde:

- b_{it} La estimación del riesgo sistemático del título "i" obtenida mediante el Modelo de Mercado.
- b_{jt} La estimación del riesgo sistemático del título "j" obtenida mediante el Modelo de Mercado.
- w_i Proporción de la riqueza total invertida en el título "i", en tanto por uno.
- w_j Proporción de la riqueza total invertida en el título "j", en tanto por uno.
- b_{vt} La estimación del riesgo sistemático de la cartera "v".

Como podemos apreciar, estamos haciendo referencia a las estimaciones de riesgo sistemático, ya que no olvidemos que nos encontramos ante un proceso de inferencia estadística.

Por otro lado, la varianza de la estimación de la beta de la cartera, es una combinación lineal de las varianzas individuales, además de un término que depende de la relación entre las mismas:

$$\begin{aligned} V(b_v) &= w_i^2 V(b_i) + w_j^2 V(b_j) + 2 w_i w_j \text{Cov}(b_i, b_j) \\ &= w_i^2 V(b_i) + w_j^2 V(b_j) + 2 w_i w_j \text{Corr}(b_i, b_j) D(b_i) D(b_j) \end{aligned} \quad [4.22]$$

¹³ Una demostración de dicha propiedad puede encontrarse en Copeland y Weston (1988, págs. 200-201).

donde:

- $V(b_i)$ La varianza de la estimación del riesgo sistemático del título "i".
- $V(b_j)$ La varianza de la estimación del riesgo sistemático del título "j".
- $Cov(b_i, b_j)$ Covarianza entre las estimaciones del riesgo sistemático del título "i" y "j".
- $Corr(b_i, b_j)$ Correlación entre las estimaciones del riesgo sistemático del título "i" y "j".
- $D(b_i)$ Desviación típica de la estimación del riesgo sistemático del título "i".
- $D(b_j)$ Desviación típica de la estimación del riesgo sistemático del título "j".
- $V(b_v)$ La varianza de la estimación del riesgo sistemático de la cartera "v".

De esta manera, el error en la beta de la cartera (raíz cuadrada de la varianza) coincide con la suma ponderada de los errores individuales si la relación entre las estimaciones de ambos títulos es exacta y positiva, siendo inferior en cualquier otro caso. Además, debe tenerse en cuenta que, si no existen efectos sectoriales dicha relación ha de ser necesariamente cero, por lo que el último término desaparece, véase Litzenberger y Ramaswamy (1979, pág. 178).

El procedimiento de formación de carteras¹⁴ es bastante farragoso y puede consultarse en Fama y MacBeth (1973, pág. 615 y ss). Una vez calculado el riesgo sistemático de las carteras, Fama estima el modelo empírico [4.1.a] mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Además de dicha regresión, realiza otras donde incluye más variables explicativas. Así, introduce los estimadores del riesgo sistemático al cuadrado y el diversificable, medidos respectivamente por la beta al cuadrado y la varianza residual obtenidas del Modelo de Mercado. En definitiva, utilizando como periodo de contraste el mes, llega a las siguientes conclusiones:

- Las estimaciones, tanto del término independiente como del coeficiente angular del modelo empírico, varían mucho de un mes a otro. Por ello, se plantea repetir el procedimiento para sucesivos periodos de tiempo y comprobar la

¹⁴ Es necesario indicar que la utilización de carteras es muy frecuente en los contrastes empíricos realizados, aunque también hay autores, como Lo y MacKinlay (1990), que muestran desconfianza ante su uso.

significación de la media aritmética de los valores puntuales así obtenidos para el número de meses que configuran el denominado periodo total de contraste.

-Rechaza la influencia del riesgo sistemático al cuadrado y del diversificable, en el promedio de rentabilidad mensual de los títulos. Por lo tanto, se acepta la **linealidad y la beta como única medida de riesgo.**

-Constata que el término independiente es positivo.

Como se puede ver, Fama, de cara a la estimación del modelo empírico de corte transversal utiliza el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, lo que dadas las características de las perturbaciones aleatorias del mismo (analizadas en el subapartado 2.1), hace que las estimaciones obtenidas mediante dicho procedimiento sean ineficientes y, por tanto, las conclusiones derivadas de las pruebas de hipótesis realizadas deban ser tomadas, cuando menos, con cierta cautela.

Por otra parte, Fama no se plantea realizar las pruebas sugeridas en [4.16], sino que únicamente contrasta la significación del término independiente (Cero Beta CAPM). Ello es debido a que no tienen porque cumplirse las igualdades indicadas, ya que no utilizamos la verdadera cartera de mercado, sino una aproximación a la misma. Lo que sí parece, dadas las conclusiones obtenidas, es que la cartera utilizada es de mínima varianza, o mejor, eficiente.

Además, como ya hemos indicado anteriormente, Fama **construye un estimador conjunto como media aritmética** a partir de los valores puntuales obtenidos mediante el modelo empírico para diferentes periodos mensuales, debido a que, los correspondientes a un único periodo de contraste son poco precisos. Para el cálculo de la estimación conjunta, Fama comprueba la aleatoriedad de la serie de estimaciones mensuales mediante valores de autocorrelación para diferentes retardos de la misma, aceptando ruido blanco. De todas maneras, cabe indicar que, si bien dicha condición es necesaria para que no existan problemas de autocorrelación, las estimaciones de los diferentes periodos tienen distinta variabilidad, por lo que se produce un problema de heteroscedasticidad. Por ello, el estimador conjunto no se **debe obtener como media aritmética** donde todos los sumandos tienen el mismo peso, sino **como media ponderada** de los valores mensuales, donde los pesos sean inversamente proporcionales a las varianzas de las estimaciones como indican Litzenberger y Ramaswamy (1979, pág. 175).

Otros trabajos más modernos recogen estas líneas de mejora estadística de cara a la estimación del modelo empírico [4.1]. De entre ellos cabe mencionar los de Litzenberger y Ramaswamy (1979) y Santibáñez (1994). En cualquier caso, hay que indicar como diferencia que, éstos últimos realizan el contraste a partir de títulos individuales (no carteras), lo que además les obliga a completar los resultados obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados, con un tratamiento específico del problema de los errores de estimación en las betas.

3. Modelo empírico reducido suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error¹⁵

El modelo analizado en el subapartado anterior, no es contrastable excepto en el caso en el que conozcamos los valores que toman los "g" títulos en la variable explicativa, es decir, el riesgo sistemático de los mismos.

Por ello, el modelo empírico de corte transversal que se plantea para el periodo "t", suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error, adopta la siguiente forma:

En rentabilidades

$$r_{it} = \gamma_t + \delta_t b_{it} + w_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.23.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_t + \delta_t b_{it} + w_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.23.b]$$

¹⁵ Al considerar los errores de estimación en la variable explicativa, vamos a suprimir el subapartado de "Metodología empírica y contrastes clásicos" (análogo al 2.5). Las razones que nos llevan a ello son que, por un lado, la metodología bietápica es idéntica y, por otro, vamos a comentar algunos trabajos importantes al hablar de los diferentes procedimientos de estimación.

Obsérvese la diferencia de los modelos propuestos con los analizados en el apartado anterior. Aparentemente la única, estriba en la sustitución de " β_{it} " por su estimación " b_{it} ", ya que habitualmente la expectativa de riesgo es desconocida. Recordemos que, en el apartado 2, la suponemos conocida o estimada con pequeño error, lo que hace que Mínimos Cuadrados Generalizados garantice las propiedades de los estimadores y sea el método óptimo para el modelo empírico allí propuesto (ecuación [4.1]). En el que nos ocupa (ecuación [4.23]), suponemos que el riesgo sistemático es observado, en general, con error, lo que hace que sean necesarios nuevos procedimientos de estimación.

De nuevo cabe resaltar que dicha sustitución sigue garantizando, por el momento, el carácter cambiante de las betas de los títulos. De todas maneras, la estimación del riesgo sistemático de los activos está basada normalmente en información de una serie de periodos anteriores. Ello suele realizarse habitualmente mediante el Modelo de Mercado (ecuación [2.1]), lo que nos obliga a introducir la hipótesis de expectativas de riesgo constantes¹⁶.

3.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Comenzamos con el planteamiento de las hipótesis básicas del modelo expresado en [4.23]. Distinguimos las estructurales, que son las habituales de linealidad (relación lineal entre variable explicada y explicativa) y estructura única (coeficientes constantes para todos los títulos).

En cuanto a las perturbaciones aleatorias, tenemos que:

$$\text{Promedio cero:} \quad E(w_{it}) = 0 \quad \forall i \quad [4.24]$$

$$\text{Heteroscedasticidad:} \quad V(w_{it}) = \sigma_{w_i}^2 \neq \sigma_{w_j}^2 \quad \forall i \neq j \quad [4.25]$$

$$\text{Autocorrelación:} \quad \text{Cov}(w_{it}, w_{jt}) \neq 0 \quad \forall i \neq j \quad [4.26]$$

$$\text{Normalidad:} \quad w_{it} \rightarrow \text{Distribución Normal} \quad [4.27]$$

¹⁶ Puede verse el subapartado 3.1 del Capítulo III.

Por otra parte, los errores en las variables son además causa de que en el modelo empírico estemos en presencia de regresores estocásticos. El problema que plantea la existencia de los mismos, se ve agravado por el hecho de que se encuentran relacionadas las perturbaciones aleatorias del modelo [4.23], con la variable explicativa observada. Por lo tanto, es necesario **añadir una nueva hipótesis** que se encuentra a caballo entre las estructurales y las de las perturbaciones aleatorias, y que hace referencia a la relación entre " b_{it} " y " w_{it} ".

$$\text{Relación con exógena: } \text{Cov}(b_{it}, w_{it}) \neq 0 \quad \forall i \quad [4.28]$$

Como podemos apreciar, las perturbaciones del modelo [4.23] tienen exactamente los mismos problemas que las del analizado en el apartado anterior (heteroscedasticidad y autocorrelación) y por idénticas razones, es decir, diferente riesgo específico de los títulos y la posible existencia de efectos sectoriales. Además, en el modelo empírico la variable exógena se encuentra relacionada con las perturbaciones aleatorias.

En el siguiente subapartado justificaremos matemáticamente la aparición de dichos incumplimientos, ya que todavía no hemos establecido completamente las diferencias entre el modelo [4.1] y [4.23], así como la relación de éste último con el modelo ex-post [3.9].

La expresión matricial del modelo empírico es:

En rentabilidades

$$r_t = \gamma_t I_g + \delta_t b_t + w_t \quad [4.29.a]$$

En excesos

$$(r_t - r_0) = \gamma_t I_g + \delta_t b_t + w_t \quad [4.29.b]$$

donde:

b_t Vector columna que contiene las estimaciones de las expectativas de los riesgos sistemáticos de los "g" títulos en el periodo "t".

w_t Vector que contiene las perturbaciones aleatorias de los "g" títulos en el momento "t".

En adelante, vamos a hacer referencia exclusivamente a la relación en rentabilidades definida en [4.29.a], debido a que la extensión de los resultados al modelo en excesos es inmediata. De esta manera, podemos simplificar más la ecuación anterior y llevarla a notación convencional, expresando el modelo:

$$r_t = X \gamma_t + w_t \quad [4.30]$$

donde:

X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna " $I_g; b_t$ ".

Se puede establecer el comportamiento de las perturbaciones aleatorias de la siguiente manera:

$$w_t \rightarrow DN_g [0_g, \Sigma_{ww}] \quad [4.31]$$

donde:

Σ_{ww} La matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es " σ_{ij} ". Es cuadrada, simétrica y definida positiva.

En cuanto a la relación entre la variable explicativa del modelo empírico y las perturbaciones aleatorias, tenemos que:

$$\Sigma_{bw} \neq 0 \quad [4.32]$$

donde:

Σ_{bw} La matriz "g*g" de covarianzas contemporáneas entre las variables explicativas y las perturbaciones aleatorias.

0 Matriz de ceros de orden " $g \times g$ ".

Más adelante demostraremos que las matrices contenidas en [4.31] y [4.32], son iguales a:

$$\Sigma_{ww} = \Sigma_{uu} + \delta_l^2 \Sigma_{bb} \quad [4.33]$$

$$\Sigma_{bw} = -\delta_l \Sigma_{bb} \quad [4.34]$$

3.2 Relación con el modelo ex-post

Se puede establecer la relación entre el modelo ex-post definido en [3.9] y el modelo empírico de corte transversal expresado en [4.23], mediante la comparación de ambos. El resultado al que llegamos, es idéntico al obtenido en el subapartado 2.2, es decir, si el CAPM es cierto debe suceder que:

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_t \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.35.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_t \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.35.b]$$

La única diferencia entre el modelo en el que suponemos concida la expectativa de riesgo de los títulos y el analizado en el presente apartado, estriba en la aparición de un nuevo término aleatorio: los errores de estimación. Vamos a establecer las hipótesis de comportamiento de los mismos.

Si se denomina " v_{it} " a la diferencia entre el valor estimado " b_{it} " y la verdadera " β_{it} ", es decir, al error de medición en la beta del activo " i " en el periodo " t ", tenemos que la variable explicativa del modelo empírico es en nuestro caso:

$$b_{it} = \beta_{it} + v_{it} \quad \forall i \quad [4.36]$$

De esta manera, podemos continuar el análisis estableciendo la relación completa entre el modelo en el que se considera conocida la expectativa de riesgo y aquél en el que estimamos la beta. Así, en cuanto a las perturbaciones aleatorias, es importante tener en cuenta que las del modelo [4.1] no son idénticas a las del [4.23]. En realidad, éstas últimas engloban a aquéllas más un término que depende del error de medición en la beta. Sustituyendo en [4.1] el verdadero valor del riesgo sistemático del título " i " despejado de la relación [4.36], tenemos que:

$$w_{it} = \{u_{it} - \delta_t v_{it}\} \quad [4.37]$$

Hay que señalar además que los errores son independientes de las perturbaciones aleatorias del modelo [4.1] (" u_{it} "), ya que para la estimación de los coeficientes " b_{it} ", se suelen utilizar datos previos al momento de contraste (" t ") del modelo de corte transversal reducido.

Vamos a proceder a justificar las hipótesis establecidas en las matrices [4.33] y [4.34], tomando como punto de partida la relación [4.37] y calculando el promedio, varianza y covarianza con " b_{it} ", de las perturbaciones aleatorias " w_{it} ". Los resultados a los que llegamos son:

$$\text{Promedio}^{17}: \quad E(w_{it}) = -\delta_t E(v_{it}) \quad \forall i \quad [4.38]$$

$$\text{Varianza}^{18}: \quad V(w_{it}) = V(u_{it}) + \delta_t^2 V(v_{it}) \neq \sigma_{w_j}^2 \quad \forall i \neq j \quad [4.39]$$

¹⁷ Para el cálculo de la esperanza matemática tenemos en cuenta la hipótesis [4.2].

¹⁸ Para el cálculo de la varianza hemos tenido en cuenta la independencia entre " u_{it} " y " b_{it} " señalada con anterioridad y justificable suponiendo que la estimación de la beta se obtiene con datos previos al momento " t " de contraste del modelo.

$$\text{Relación con exógena}^{19}: \quad \text{Cov}(b_{it}, w_{it}) = -\delta_i V(v_{it}) \quad \forall i \quad [4.40]$$

Si suponemos que el estimador del riesgo sistemático que utilizamos, es el obtenido mediante el Modelo de Mercado²⁰ a partir de datos anteriores al momento de contraste del CAPM, el error de medición en la beta ("v_{it}"), es una variable aleatoria caracterizada de la siguiente manera:

En rentabilidades

$$v_{it} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{(r_{mt} - \bar{r}_m) \varepsilon_{it}}{S_m^2} \quad \forall i \quad [4.41.a]$$

$$v_{it} \rightarrow \text{DN} \left(E(v_{it}) = 0 ; V(v_{it}) = \frac{\sigma_{\varepsilon i}^2}{n} \frac{1}{S_m^2} \right) \quad \forall i \quad [4.42.a]$$

En excesos

$$v_{it} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{[(r_{mt} - r_{0t}) - (\bar{r}_m - \bar{r}_0)] \varepsilon_{it}}{S_m^2} \quad \forall i \quad [4.41.b]$$

$$v_{it} \rightarrow \text{DN} \left(E(v_{it}) = 0 ; V(v_{it}) = \frac{\sigma_{\varepsilon i}^2}{n} \frac{1}{S_m^2} \right) \quad \forall i \quad [4.42.b]$$

Los resultados particulares a los que se llega para las expresiones [4.38] a [4.40] cuando se estima la beta mediante el Modelo de Mercado son:

$$\text{Promedio}^{21}: \quad E(w_{it}) = 0 \quad \forall i \quad [4.43]$$

¹⁹ Véase nota anterior.

²⁰ Pueden revisarse los resultados fundamentales establecidos en el subapartado 3.3 del Capítulo II.

²¹ Para ello nos apoyamos en que el estimador es insesgado.

Varianza²²:
$$V(w_{it}) = \sigma_{\epsilon i}^2 \left[1 + \frac{\delta_i^2}{n S_m^2} \right] \neq \sigma_{w_j}^2 \quad \forall i \neq j \quad [4.44]$$

Relación con exógena²³:
$$\text{Cov}(b_{it}, w_{it}) = - \frac{\sigma_{\epsilon i}^2}{n} \frac{\delta_i}{S_m^2} \quad \forall i \quad [4.45]$$

Unicamente nos queda realizar un comentario sobre la autocorrelación en el modelo empírico (hipótesis establecida en [4.26]). Aunque no vamos a realizar demostración alguna, es sencillo observar a partir de [4.37] que, si existen efectos sectoriales, la covarianza contemporánea entre diferentes pares de perturbaciones será distinta de cero.

Realicemos un último apunte acerca de los errores de medición. En la expresión [4.36] se establece la relación entre la verdadera beta y la estimada mediante " v_{it} ", pero, en realidad, en el modelo [4.23] los errores de medición constituyen un vector de " g " variables aleatorias, una por cada título, siendo interesante reflejar el comportamiento de los mismos en forma matricial. Concretamente tenemos que:

Vector de promedios:
$$E(v_t) = E(b_t) - \beta_t \quad [4.46]$$

Matriz de varianzas y covarianzas:
$$\Sigma_{vv} = \Sigma_{bb} \quad [4.47]$$

donde:

v_t Vector que contiene los errores de medición en el riesgo sistemático de los " g " títulos en el momento de tiempo " t ".

Este resultado se clarifica si suponemos que las estimaciones de los riesgos sistemáticos las obtenemos a partir del Modelo de Mercado²⁴, ya que podemos

²² Para ello nos apoyamos en que $V(u_{it}) = \sigma_{\epsilon i}^2$, tal y como demostramos en la expresión [4.15] y $V(v_{it})$ es la indicada en [4.42].

²³ Para ello nos apoyamos en que $V(v_{it})$ es la indicada en [4.42].

²⁴ Pueden observarse las expresiones [4.41] a [4.42], donde se establece el comportamiento del error de medición en el título " i " en forma algebraica, tanto en rentabilidades, como en excesos. Unicamente faltaría por

resumir diciendo que siguen la distribución normal multivariante, con un vector de ceros por promedio y con matriz de varianzas y covarianzas igual a la de los estimadores:

$$v_t \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{bb}] \quad [4.48]$$

3.3 Contraste del modelo²⁵

La contrastación mediante corte transversal, consiste en estimar el modelo empírico [4.23] y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas en el subapartado anterior suponiendo que el CAPM es cierto, es decir, si los coeficientes son:

En rentabilidades

$$\gamma_t = r_{0t} \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.49.a]$$

En excesos

$$\gamma_t = 0 \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.49.b]$$

En el modelo planteado en rentabilidades, la contrastación consiste en comprobar si el término independiente coincide con el tipo sin riesgo y el coeficiente angular es igual al premio por riesgo del mercado en el periodo "t".

analizar la relación entre los diferentes errores contemporáneos, lo cual es sencillo de obtener a partir de [4.41], aunque no lo demostraremos. Podemos concluir que, en el modelo empírico los errores son heteroscedásticos (debido al diferente riesgo específico de los títulos) y están autocorrelacionados (si existen efectos sectoriales).

²⁵ En este subapartado establecemos las condiciones que deben cumplirse si el CAPM es cierto (modelo de Sharpe-Lintner) que, en cualquier caso, debido a que no se conoce la verdadera cartera de mercado, suelen sustituirse por otras condiciones alternativas (Cero Beta CAPM) que indican que, el término independiente puede tomar cualquier valor, mientras que el coeficiente angular debe ser significativo.

En el caso del modelo en excesos, la contrastación consiste en comprobar que el término independiente es cero y el coeficiente angular es igual al premio por riesgo del periodo.

3.4 Método de estimación del modelo empírico

El modelo empírico [4.23], con las hipótesis establecidas en el subapartado 3.1, no está exento de bastantes problemas de cara a su estimación.

En primer lugar, vamos a comentar la validez de los métodos discutidos en el apartado anterior. Ambos, tanto **Mínimos Cuadrados Ordinarios** como **Generalizados**, se muestran insuficientes ante un modelo cuya variable explicativa es estocástica por la existencia de errores de observación y que, además, se encuentra relacionada con las perturbaciones aleatorias del mismo.

Los estimadores obtenidos pierden las propiedades habituales siendo **sesgados e inconsistentes**, incluso en el caso de regresión múltiple donde haya algunas variables medidas sin error. Se necesita, por tanto, la **búsqueda de otros métodos de estimación**.

Vamos a describir, inicialmente, dos posibilidades que dan solución a un caso particular del modelo descrito (véanse las ecuaciones [4.30] a [4.32] y [4.48]), para completar con la metodología que aborda el caso general.

El desarrollo formal de los métodos lo realizaremos para el modelo expresado en rentabilidades, pudiéndose extender inmediatamente todos los resultados para el planteado en excesos.

3.4.1 Existencia de heteroscedasticidad²⁶. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)

Estos autores proponen una solución a los problemas del modelo comentados con anterioridad, es decir, a la existencia de matrices no escalares en las perturbaciones aleatorias²⁷

²⁶ En este subapartado únicamente consideraremos la existencia de heteroscedasticidad (además, lógicamente, de la existencia de errores en las variables) suponiendo que no hay efectos sectoriales.

²⁷ Puede verse la fórmula [4.31].

y el vector de errores²⁸, así como el problema de utilizar una variable explicativa estocástica relacionada con las perturbaciones del modelo empírico²⁹. De todas maneras, consideran la solución a un caso particular; concretamente, el modelo que analizan Litzenberger y Ramaswamy se puede expresar en rentabilidades (aunque en su artículo original lo realizan en excesos) en los siguientes términos:

$$r_t = \gamma_l \mathbf{1}_g + \delta_l \mathbf{b}_t + \mathbf{w}_t \quad [4.50]$$

donde el comportamiento supuesto para el vector de perturbaciones es:

$$\mathbf{w}_t \rightarrow \text{DN}_g[0_g, \text{Diag}(\sigma_{w_i}^2)] \quad [4.51]$$

y para el vector de los errores en las variables:

$$\mathbf{v}_t \rightarrow \text{DN}_g[0_g, \text{Diag}(\sigma_{v_i}^2)] \quad [4.52]$$

Es decir, Litzenberger y Ramaswamy tienen en cuenta el caso en que se supone únicamente la existencia de heteroscedasticidad, tanto en las perturbaciones aleatorias del modelo, como en los errores de observación en la variable explicativa.

La justificación de la forma de ambas matrices de varianzas y covarianzas³⁰ es directa si suponemos la inexistencia de efectos sectoriales, lo que hace que sean diagonales³¹.

Podemos en este caso, dividiendo [4.23], plantear la siguiente transformación:

$$\frac{r_{it}}{\sigma_{b_i}} = \gamma_l \frac{1}{\sigma_{b_i}} + \delta_l \frac{b_{it}}{\sigma_{b_i}} + \frac{w_{it}}{\sigma_{b_i}} \quad [4.53]$$

²⁸ Puede verse la expresión [4.48].

²⁹ Véase la fórmula [4.32].

³⁰ Pueden revisarse las expresiones algebraicas (para el título "i") de los valores concretos de las varianzas, tanto de las perturbaciones, como de los errores de medición, en [4.42] y [4.44].

³¹ Puede verse Litzenberger y Ramaswamy (1979, pág. 178).

Las consecuencias derivadas de la transformación propuesta son dos:

- Por un lado, conseguimos que las variables contenidas en el vector de errores de medición transformado, se comporten ahora de la siguiente manera:

$$\frac{v_i}{\sigma_{b_i}} \rightarrow DN[0, 1] \quad [4.54]$$

- Por otro, al ser la varianza del coeficiente angular del título "i" igual a:

$$\sigma_{b_i} = \frac{\sigma_{\epsilon i}^2}{n} \frac{1}{S_m^2} \quad [4.55]$$

es decir, proporcional al riesgo específico de dicho título, conseguimos solventar el problema de heteroscedasticidad del modelo empírico.

En definitiva, el problema se reduce ahora a estimar el modelo [4.53], que puede expresarse en forma matricial de la siguiente manera:

$$r_t^* = \gamma_t \sigma^* + \delta_t b_t^* + w_t^* \quad [4.56]$$

donde, los términos con asterisco se corresponden con las variables de la expresión [4.53], es decir, las variables transformadas. Podemos simplificar más la ecuación anterior si la llevamos a notación convencional:

$$r_t^* = X^* \gamma_t + w_t^* \quad [4.57]$$

donde:

- r_t^* Vector columna que contiene el cociente entre las rentabilidades de los "g" títulos en el momento de tiempo "t" y las desviaciones típicas de los estimadores.

X^* Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna " $[\sigma^*; b_t^*]$ ".

w_t^* Vector columna que contiene las perturbaciones aleatorias del modelo transformado.

Siendo el comportamiento de las perturbaciones aleatorias:

$$w_t^* \rightarrow DN_g[0_g, \sigma_w^2 \cdot I_g] \quad [4.58]$$

y del vector de errores en la variable explicativa:

$$v_t^* \rightarrow DN_g[0_g, I_g] \quad [4.59]$$

El estimador propuesto por Litzenberger y Ramaswamy (1979, págs. 180 y 181), está obtenido para un modelo de regresión con una variable explicativa más que el expresado en la ecuación [4.57] y bajo el supuesto de normalidad independiente de las perturbaciones y del error de medida, se demuestra en el apéndice "B", de dicho artículo, que es el Máximo Verosímil. La expresión del estimador ajustada al modelo [4.57] es:

$$g_t = \left[\frac{X^{*'} X^*}{g} \cdot \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right]^{-1} \frac{X^{*'} r_t^*}{g} \quad [4.60]$$

El estimador [4.60] está analizado en Fuller (1987, págs. 106 y ss), donde, además, proporciona la correspondiente matriz de varianzas y covarianzas de la distribución aproximada de los estimadores para el caso en el que la varianza del error sea estimada, siendo:

$$S_{gg} = \tilde{M}_{x^* x^*}^{-1} \cdot [g^{-1} (M_{X^* X^*} s_{zz} + \tilde{S}_{v^* z} \tilde{S}_{zv^*}) + 2 \tilde{R}_{v^* v^*}] \tilde{M}_{x^* x^*}^{-1} \cdot \quad [4.61]$$

donde:

$M_{X^*X^*}$ Matriz que contiene los momentos cruzados y de segundo orden respecto al origen de las variables explicativas del modelo [4.57], es decir, " $[\sigma^*; b_1^*]$ ".

y las diferentes matrices (o escalares) que aparecen, pueden calcularse de la siguiente manera:

$$s_{zz} = \frac{\sum_{i=1}^g (r_i^* - X^{*'} g_i)^2}{(g - 2)}$$

$$\widetilde{M}_{X^*X^*} = M_{X^*X^*} - \widetilde{S}_{V^*V^*}; \quad \widetilde{S}_{V^*Z} = -\widetilde{S}_{V^*V^*} g_1,$$

$$\widetilde{R}_{VV} = \text{diag} \{0, d_f^{-1} \widehat{\sigma}_1^2 \widehat{\sigma}_V^2\}$$

donde:

d_f^{-1} Grados de libertad en la estimación de la varianza del error. Como suele realizarse a partir del Modelo de Mercado coincide con " $n-2$ ".

$\widetilde{S}_{V^*V^*}$ Estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de medición en las variables explicativas. Es decir:

$$\widetilde{S}_{V^*V^*} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Las propiedades del estimador propuesto son, en condiciones muy generales, consistencia, eficiencia y normalidad asintótica.

El trabajo de Litzenberger y Ramaswamy merece un comentario más detallado. Los autores tratan de comprobar la influencia de los dividendos en el promedio de rentabilidad de los títulos, por lo que, en realidad, su trabajo está más bien enmarcado en el siguiente apartado donde tratamos el modelo de corte transversal ampliado (sin medias). De todas maneras, sin entrar en gran detalle en los resultados obtenidos, resulta interesante la

metodología utilizada por los mismos. Así, mediante datos mensuales, es decir, utilizando como periodo base para el contraste el mes y, por tanto, realizando tantas regresiones como periodos se consideran, estiman el modelo empírico de corte transversal utilizando los siguientes procedimientos:

- Comienzan con una estimación por **Minimos Cuadrados Ordinarios** del modelo empírico en excesos.
- Continúan con la obtención de los estimadores **Mínimo Cuadrático Generalizados** analizados en el apartado anterior.
- Para terminar, mediante la transformación propuesta, estiman por **Máxima Verosimilitud** el modelo planteado en la expresión [4.57] mediante la aplicación de la fórmula [4.60].

Con ello, se obtienen estimaciones para los "t" periodos mediante las tres metodologías consideradas. Posteriormente, a partir de los valores individuales para cada periodo y obtenidos por cada método, se construye una estimación única. Ello se puede realizar de dos maneras diferentes:

- Por un lado, al igual que Fama en el trabajo comentado en el subapartado 2.5, como **media aritmética simple** de los coeficientes de las regresiones mensuales.
- Por otro, como **media ponderada** considerando las diferentes variabilidades de las estimaciones mensuales y asignando a cada valor individual un peso **inversamente proporcional a su varianza**. El método consiste, nuevamente, en una aplicación de **Mínimos Cuadrados Generalizados** para la estimación del promedio basada en observaciones con diferente variabilidad.

Ambos sistemas requieren para su utilización la necesidad de que la serie de valores puntuales sea aleatoria. Fama (1976) lo indica como una **prueba de eficiencia** del mercado en su forma débil y propone para ello utilizar la función de autocorrelación

(pudiendo además utilizarse la función de autocorrelación parcial, véase Novales 1993, cap. 13).

Si la serie no es aleatoria, además del problema de heteroscedasticidad, estamos ante un problema de autocorrelación que requiere la utilización de Mínimos Cuadrados Generalizados para la obtención de la estimación conjunta. En cualquier caso, **ello constituye un indicio de existencia de efectos sectoriales**, pudiendo tratarse de relaciones más complicadas que las consideradas a lo largo del trabajo (es decir, relación entre perturbaciones contemporáneas), ya que hay que tener en cuenta las posibles relaciones para diferentes retardos que nosotros suponemos nulas.

3.4.2 Existencia de heteroscedasticidad³². Comentarios a la solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979) y propuesta de un nuevo estimador

El procedimiento de Litzenberger y Ramaswamy ha sido utilizado posteriormente con asiduidad por otros autores³³ y supone una metodología que trata de aproximarse a la consideración de todos los problemas econométricos del modelo empírico de corte transversal (sin medias) expresado en [4.23]. Las conclusiones surgen de la comparación de las tres metodologías de estimación para el modelo considerado. Las dos primeras, **Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados**, son bien conocidas en la literatura financiera y se revelan **insuficientes** para abordar la problemática econométrica del modelo empírico. Ya hemos comentado el efecto que de cara a la estimación tiene el problema de los errores en las variables en cuanto a la pérdida de las propiedades de los estimadores; por ello, los obtenidos por ambos métodos han de ser tenidos en cuenta con ciertos reparos. De todas maneras, hay que destacar el carácter de referencia válida que tienen, en cuanto a que representan dos puntos de vista diferentes de estimación del modelo [4.23]. El que sí parece abordar toda la problemática contenida en el mismo, es el **Máximo Verosímil** del modelo transformado ([4.57]), y cuya expresión la tenemos en la fórmula [4.60]. El modelo [4.57] cumple con todas las hipótesis clásicas de regresión y al tener la variable explicativa medida con error, utilizamos un método alternativo de estimación, concretamente, **Máxima Verosimilitud**. Ello garantiza a los estimadores las propiedades de consistencia,

³² Véase nota 26.

³³ Puede consultarse Bergés (1984).

eficiencia y normalidad asintótica³⁴, lo que viene a paliar las carencias de los otros métodos comentados y lo hacen ser el idóneo.

De todas formas, sí creemos interesante indicar algunas consideraciones respecto al estimador [4.60]³⁵. Su expresión puede derivarse suponiendo normal e independientemente distribuidas tanto las perturbaciones ("u_i"), el error de medida ("v_i"), así como la variable explicativa no observada (es decir, la verdadera "β_i"), como puede verse en Fuller (1987, cap. 1 y 2) donde se desarrolla el estimador para un modelo simple y para el lineal general respectivamente.

La consideración de las betas de los activos como aleatorias, causa graves problemas financieros de comprensión en los diferentes modelos que estamos analizando a lo largo del trabajo y, por ello, no creemos que es deseable el tratamiento entendiendo como estocástico el riesgo sistemático de los diferentes títulos. Por lo tanto, pensamos que el estimador debe estar construido sobre el supuesto de no aleatoriedad de la verdadera variable explicativa no observada, en este caso y para nuestro modelo [4.57], teniendo el carácter de fija la variable resultante como cociente entre la verdadera beta del activo y la desviación típica del estimador del coeficiente angular del Modelo de Mercado.

Los estimadores Máximo Verosímiles del modelo expresado en [4.57] suponiendo fijos los valores de la variable explicativa no observada, véase Fuller (1987, págs. 124 y ss), son los siguientes:

$$g_t = [M_{X^*X^*} - \hat{\lambda} \Psi_{V^*V^*}]^{-1} (M_{X^*r^*} - \hat{\lambda} \Psi_{V^*u^*}) \quad [4.62]$$

suponiendo que:

$$\Sigma_{\phi\phi} = \sigma_w^2 \cdot \Psi_{\phi\phi}$$

donde, cada uno de los elementos señalados en **negrita** se corresponden con las siguientes matrices:

³⁴ Puede verse Kmenta (1977, pág. 213).

³⁵ El estimador viene desarrollado en el apéndice B del artículo de Litzenberger y Ramaswamy (1979, págs. 192-194).

$M_{X \cdot r}$ Vector columna que contiene los momentos cruzados respecto al origen de las variables explicativas con la variable explicada del modelo [4.57].

$\Psi_{v \cdot v}$ Matriz proporcional a la de varianzas y covarianzas de los errores de medida en las variables explicativas, que se supone conocida. En nuestro caso, como sólo se mide con error en el modelo [4.57] una de las variables explicativas, cuya varianza es uno, se corresponde con:

$$Y_{v \cdot v} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$\Psi_{v \cdot u}$ Vector proporcional al que contiene las covarianzas entre los errores de medida en las variables explicativas y las perturbaciones aleatorias. En nuestro caso, como los errores de medida se producen utilizando información previa al momento "t" donde se produce el impacto aleatorio de la perturbación, podemos suponer un vector de ceros.

$\hat{\lambda}$ Raíz mas pequeña que resulta de igualar a cero el determinante de la diferencia de matrices:

$$|M_{ZZ} - \lambda \Sigma_{oo}| = 0$$

donde:

M_{ZZ} Matriz que contiene los momentos cruzados y de segundo orden respecto al origen de la variable explicada junto con las explicativas del modelo [4.57].

Σ_{oo} Matriz de varianzas y covarianzas que engloba a las perturbaciones aleatorias y los errores de medida como variables.

En definitiva, la expresión más resumida del vector de estimadores [4.62] aplicada al modelo [4.57], es la siguiente:

$$g_t = \left[\frac{X^{*'} X^*}{g} - \hat{\lambda} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right]^{-1} \frac{X^{*'} r_t^*}{g} \quad [4.63]$$

donde, podemos apreciar el parecido de la misma con el propuesto por Litzenger y Ramaswamy (1979) que podemos ver en la expresión [4.60]. La única diferencia está en el factor " $\hat{\lambda}$ " que multiplica a la varianza del error de medida y que se deduce posteriormente al momento de segundo orden respecto del origen de la variable explicativa observada.

Este estimador es **aproximadamente normal**, si las varianzas del error son pequeñas en relación a la variación de la variable explicativa no observada y la muestra es grande.

Fuller (1987, págs. 127 y ss) proporciona los estimadores y la **distribución límite** para la situación en la que las matrices de varianzas y covarianzas que aparecen en la expresión [4.62] no son conocidas, sino estimadas.

Supongamos que la matriz de varianzas y covarianzas que engloba a las perturbaciones aleatorias y a los errores de medida, es múltiplo de una matriz semidefinida positiva con factor de proporcionalidad " $T^{-1} \geq 1$ ", de la siguiente manera:

$$\Sigma_{\phi\phi} = T^{-1} \Lambda \quad [4.64]$$

El estimador del vector de parámetros es:

$$g_t = \left[M_{X^* X^*} - \hat{\lambda} T^{-1} S_{v^* v^*} \right]^{-1} \left(M_{X^* r^*} - \hat{\lambda} T^{-1} S_{v^* u^*} \right) \quad [4.65]$$

donde a diferencia de la expresión [4.62], aparecen las siguientes matrices:

$S_{v^* v^*}$ Estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de medida en las variables exógenas. En nuestro caso, como sólo se mide con error en el modelo [4.57] una de las variables explicativas, cuya varianza estimada es uno, se corresponde con la siguiente matriz:

$$S_{v^* v^*} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$S_{v \cdot u}$ Estimación del vector que contiene las covarianzas entre los errores de medida en las variables explicativas y las perturbaciones aleatorias. En nuestro caso, como los errores de medida se producen utilizando información previa al momento "t" donde se produce el impacto aleatorio de la perturbación, podemos suponer un vector de ceros.

$\hat{\lambda}$ Raíz mas pequeña que resulta de igualar a cero el determinante de la diferencia de matrices:

$$\left| M_{ZZ} - \hat{\lambda} T^{-1} S_{oo} \right| = 0$$

donde:

$S_{\phi\phi}$ Estimación de la matriz de varianzas y covarianzas que engloba a las perturbaciones aleatorias y los errores de medida como variables.

La expresión de la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de la distribución aproximada de los estimadores, véase Fuller (1987, pág. 130), es la siguiente:

$$S_{gg} = g^{-1} \hat{M}_{x'x}^{-1} \hat{\sigma}_{\eta\eta} + (g^{-1} + d_f^{-1}) \hat{M}_{x'x}^{-1} (\hat{\Sigma}_{v'v} \hat{\sigma}_{\eta\eta} - \hat{\Sigma}_{v'z} \hat{\Sigma}_{z'v}) \hat{M}_{x'x}^{-1} \quad [4.66]$$

donde, las matrices que aparecen en la misma, son:

$$\hat{\Sigma}_{oo} = (g - k + d_f)^{-1} \left[g (M_{ZZ} - \hat{M}_{ZZ}) + d_f S_{oo} \right]$$

$$\hat{M}_{ZZ} = (g_1, I_k)' \hat{M}_{x'x} (g_1, I_k)$$

$$\hat{M}_{x'x} = \hat{\Pi}_2 (M_{ZZ} - S_{oo}) \hat{\Pi}_2$$

$$\hat{\Pi}_2 = (0, I_k) - (1, -g_1)' \left[(1, -g_1) S_{oo} (1, -g_1)' \right]^{-1} (1, -g_1) S_{ov}$$

$$\hat{\sigma}_{it} = (g - k + d_t)^{-1} \left[\sum_{i=1}^g (r_i^* - X^{*'} g_t)^2 + d_t (1, -g_t) S_{oo} (1, -g_t)' \right]$$

$$\hat{\Sigma}_{1v^*} = \hat{\Sigma}_{v^*u^*} - \hat{\Sigma}_{v^*v^*} g_t$$

De manera análoga al procedimiento utilizado por Litzenberger y Ramaswamy (1979) descrito en el subapartado anterior, podemos, a partir de las estimaciones para cada periodo, **construir una estimación conjunta**, en dos posibilidades:

- Como **media aritmética simple** de los coeficientes de las regresiones para cada periodo individual. En este caso no es necesario utilizar la expresión [4.66] y calcular las estimaciones de las varianzas de los estimadores.
- Como **media ponderada** de las estimaciones mensuales, donde la ponderación asignada es inversamente proporcional a las varianzas de las mismas.

3.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general

En el subapartado 3.1 planteamos estadísticamente el modelo empírico de corte transversal, señalando los problemas que tiene, por un lado, de heteroscedasticidad y autocorrelación en las perturbaciones aleatorias y, por otro, de regresores estocásticos por errores en las variables relacionados además con las perturbaciones aleatorias. Todo ello queda expresado en las fórmulas [4.30] a [4.32] y [4.48]. Recordemos de nuevo la formulación matricial del modelo expresado en rentabilidades:

$$r_t = X \gamma_t + w_t \quad [4.67]$$

donde suponemos que los errores de observación se comportan:

$$v_t \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{bb}] \quad [4.68]$$

y las perturbaciones aleatorias:

$$w_t \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{ww}] \quad [4.69]$$

Como podemos apreciar, nos encontramos con dos vectores aleatorios de variables; las perturbaciones y los errores de medición en la variable explicada. Su comportamiento queda resumido suponiendo que siguen la distribución normal multivariante con vectores cero por promedio y sendas matrices de varianzas y covarianzas.

Hemos explicado con anterioridad dos soluciones al problema de la estimación del modelo, para un caso particular donde dichas matrices de varianzas y covarianzas son diagonales (suponiendo la inexistencia de efectos sectoriales).

La cuestión que tratamos de abordar es: ¿qué sucede en el caso general, donde las matrices no son diagonales? ¿existe solución al problema?.

Shanken (1982a) sugiere, para el modelo propuesto de [4.67] a [4.69], el siguiente estimador:

$$g_t = \left[X' S_{uu}^{-1} X - \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \right]^{-1} X' S_{uu}^{-1} r_t \quad [4.70]$$

donde:

σ_v^2 Varianza del error de medición.

En la aplicación empírica, la estimación de la varianza del error toma el siguiente valor:

$$s_v^2 = \frac{(n-2)g}{(n-g-3) \sum_{i=1}^n (r_{mi} - \bar{r}_m)^2} \quad [4.71]$$

Puede demostrarse que las propiedades del estimador propuesto son: **eficiencia asintótica** (cuando el número de periodos tiende a infinito) y **consistencia** (cuando el número de activos tiende a infinito).

Desde el punto de vista empírico, los pasos a seguir de cara a su aplicación son idénticos a los descritos en los subapartados precedentes. Es decir, con las estimaciones de los riesgos sistemáticos y aplicando [4.70] a cada uno de los "t" periodos, se obtiene posteriormente una estimación conjunta como media aritmética simple.

4. Modelo empírico ampliado suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error

El modelo empírico de corte transversal (sin medias) ampliado que se plantea para el periodo "t", suponiendo conocidas las expectativas de riesgo de los títulos, adopta la forma:

En rentabilidades

$$r_{it} = \gamma_t + \delta_t \beta_{it} + \theta_t z_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.72.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_t + \delta_t \beta_{it} + \theta_t z_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.72.b]$$

donde, " β_{it} " es el valor del riesgo sistemático del activo "i" en el momento de tiempo "t" y " z_{it} " representa el valor que toma el activo "i" en cualquier otra variable común a todos los títulos y distinta de la estimación de " β_{it} ".

Como puede apreciarse, este modelo no es más que una generalización del modelo de corte transversal reducido presentado en el apartado 2 del capítulo.

4.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Al igual que en el modelo de corte transversal reducido, para completar la definición estadística del mismo hay que establecer unas hipótesis, tanto las estructurales habituales

(linealidad y estructura única), como las básicas sobre el comportamiento de las perturbaciones aleatorias del modelo. En este caso no es necesario, puesto que en el subapartado 2.1 correspondiente al modelo empírico de corte transversal reducido, ya hemos discutido sobre las características de la relación y coinciden con las del presente modelo. Recordando brevemente diremos que, en las perturbaciones aleatorias existen **problemas inevitables de heteroscedasticidad** (ya que los activos tienen diferente riesgo específico) y, además, existen problemas de **autocorrelación** (siempre y cuando aceptemos la existencia de efectos sectoriales, que hacen referencia a la relación entre las perturbaciones aleatorias contemporáneas de los títulos, suponiendo que no se producen relaciones para retardos de diferentes momentos de tiempo).

Es necesario añadir una hipótesis adicional derivada de la aparición de la nueva variable explicativa de la rentabilidad de los títulos. Vamos a suponer que la nueva variable " z_{it} " permanece constante de muestra a muestra, o lo que es lo mismo, la consideraremos fija (no aleatoria).

Siguiendo nuestro esquema habitual, vamos a realizar el planteamiento del modelo [4.72] en forma matricial, ya que ello es necesario para los análisis que realizaremos en los siguientes apartados. Así, tenemos que:

En rentabilidades

$$r_t = \gamma_t 1_g + \delta_t \beta_t + \theta_t z_t + u_t \quad [4.73.a]$$

En excesos

$$(r_t - r_0) = \gamma_t 1_g + \delta_t \beta_t + \theta_t z_t + u_t \quad [4.73.b]$$

donde:

θ_t Coeficiente angular asociado a la variable explicativa " z_{it} ".

z_t Vector columna que contiene los "g" valores de los títulos en la nueva variable explicativa.

A lo largo del apartado vamos a hacer referencia a la expresión en rentabilidades, ya que la extensión de los resultados al modelo en excesos es inmediata. Por ello, y de cara a un tratamiento posterior más sencillo, vamos a simplificar la expresión [4.73.a] y llevarla a notación convencional de la siguiente manera:

$$r_t = X \gamma_t + u_t \quad [4.74]$$

donde:

X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por tres vectores columna " I_g ; β_t ; z_t ".

γ_t Vector columna que contiene los parámetros " γ_t "; " δ_t " y " θ_t ".

Siendo el comportamiento de las perturbaciones aleatorias:

$$u_t \rightarrow DN_g(0_g; \Sigma_{uu}) \quad [4.75]$$

Aunque vamos a realizar una justificación formal en el siguiente apartado, de nuevo tenemos que, la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias de los títulos es:

$$\Sigma_{uu} = \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \quad [4.76]$$

4.2 Relación con el modelo ex-post

Mediante la comparación del modelo ex-post (expresión [3.9]) y el empírico³⁶ de corte transversal (fórmula [4.72]), establecemos con facilidad la relación entre ambos.

Tenemos que " β_{it} " es:

³⁶ De nuevo queremos insistir en que consideramos fija la variable explicativa " z_{it} ", ya que ello es necesario para obtener los resultados de este subapartado.

En rentabilidades

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})}$$

En excesos

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}-r_{0t}, r_{mt}-r_{0t})}{V(r_{mt}-r_{0t})}$$

Esta igualdad se produce necesariamente en el contraste que nos ocupa y el coeficiente angular asociado a la variable exógena, tanto en rentabilidades, como en excesos, debe ser igual a:

$$\delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.77]$$

Con el resto de términos tenemos que:

En rentabilidades

$$\xi_{it} + r_{0t} = \gamma_t + \theta_t z_{it} + u_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [4.78.a]$$

En excesos

$$\xi_{it} = \gamma_t + \theta_t z_{it} + u_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [4.78.b]$$

Teniendo en cuenta esta relación, si el CAPM es cierto, en el modelo empírico de corte transversal debe cumplirse que:

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_t + \theta_t z_{it} + E(u_{it}) \quad [4.79.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_t + \theta_t z_{it} + E(u_{it}) \quad [4.79.b]$$

y, con la hipótesis de promedio cero de las perturbaciones aleatorias, lo que debe suceder es que:

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_t + \theta_t z_{it} \quad [4.80.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_t + \theta_t z_{it} \quad [4.80.b]$$

Vamos a calcular la varianza a partir de la expresión [4.78], siendo el resultado, tanto en rentabilidades, como en excesos:

$$V(\xi_{it}) = V(u_{it}) \quad [4.81]$$

Comparando [4.81] con la varianza obtenida a partir del contraste de serie temporal (véase [3.16]), tenemos que:

$$V(\xi_{it}) = V(u_{it}) = V(\epsilon_{it}) \quad [4.82]$$

Este resultado nos indica que, la varianza de las perturbaciones aleatorias del modelo empírico coincide con el riesgo específico de los títulos, lo que justifica la heteroscedasticidad de las perturbaciones aleatorias de [4.72].

4.3 Contraste del modelo³⁷

De esta manera, la contrastación mediante corte transversal consiste en plantear el modelo empírico [4.72] y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas en el subapartado anterior, es decir, si los coeficientes son:

En rentabilidades

$$\gamma_t + \theta_t z_{it} = r_{0t} \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.83.a]$$

En excesos

$$\gamma_t + \theta_t z_{it} = 0 \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.83.b]$$

En el modelo planteado en rentabilidades, la contrastación consiste en comprobar si el término independiente más el efecto de la variable " z_{it} " coincide con el tipo sin riesgo en el periodo " t " y si el coeficiente angular es igual al premio por riesgo del mercado en " t ".

En el caso del modelo en excesos, la contrastación consiste en comprobar si el término independiente más el efecto de la variable " z_{it} " es cero y el coeficiente angular coincide con el premio por riesgo del periodo.

Como puede observarse, el contraste del CAPM en el modelo de corte transversal ampliado, presenta más dificultades que en el reducido. Concretamente, la aparición de la nueva variable " z_{it} " considerada como fija, lleva a una mayor

³⁷ En la práctica, la realización del contraste se resume comprobando la no significación del coeficiente angular asociado a la nueva variable explicativa.

complicación a la hora de realizar la prueba de hipótesis. La realización práctica del contraste consiste en comprobar si se cumple [4.16] y la no significación de la variable " z_{it} ", tanto en rentabilidades, como en excesos.

Si " z_{it} " influye, existen indicios suficientes como para dudar de que exista una única fuente de riesgo sistemático premiada en el mercado. Por ello, los test planteados sobre modelos ampliados, suelen utilizarse más para analizar las causas de rechazo del CAPM, que para la aceptación del modelo.

4.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal

En el subapartado 2.4, correspondiente al modelo empírico reducido, discutimos el método de estimación para un caso análogo al que nos ocupa.

Debido a los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación de las perturbaciones aleatorias³⁸, la aplicación del método de **Mínimos Cuadrados Ordinarios** da como resultado estimaciones **ineficientes**, véase Maddala (1985, cap. 12).

La consecuencia de los problemas indicados, es la existencia de una matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones que no es múltiplo de la unidad y resulta necesario obtener los estimadores por el método de **Mínimos Cuadrados Generalizados**, lo que **garantiza la eficiencia**. Como ya ha sido discutido exhaustivamente en el subapartado 2.4, vamos a realizar un breve resumen de los resultados fundamentales del mismo.

El método de **Mínimos Cuadrados Generalizados** lo hemos expuesto para dos situaciones diferentes, en el primer caso, conocida la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones y, en el segundo, estimada. De ambas, la más habitual en la práctica es la última.

Para el modelo descrito en la ecuación [4.74], la expresión de los **estimadores Mínimo Cuadrático Generalizados** suponiendo estimada la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias, es³⁹:

$$g_t = (X' S_u^{-1} X)^{-1} (X' S_u^{-1} r_t) \quad [4.84]$$

³⁸ Puede verse la expresión [4.75] que recoge el comportamiento de las perturbaciones aleatorias.

³⁹ Puede consultarse la fórmula [4.19].

Por otro lado, la **matriz de varianzas y covarianzas asintótica de los estimadores** es:

$$S_{gg} = (X' S_u^{-1} X)^{-1} \quad [4.85]$$

Las **propiedades del estimador** son, en condiciones muy generales, **consistencia, eficiencia y normalidad asintótica**.

4.5 Metodología empírica y contrastes

La **contrastación del modelo empírico** [4.72], requiere conocer los valores de las expectativas de riesgo sistemático de los títulos (las betas) en el periodo de contraste "t". Hemos supuesto a lo largo del apartado conocidos los valores del riesgo de los "g" títulos en el momento "t". El realismo de esta suposición puede ponerse en tela de juicio, sencillamente, porque los valores de dichas betas son desconocidos. De todas maneras, los resultados indicados pueden extenderse, aproximadamente, a una situación en la que sean estimadas pero con pequeño error.

Por ello, el **primer paso para realizar la contrastación** consiste en **estimar las betas**. La forma más habitual es mediante el **Modelo de Mercado** (expresión [2.1]) con una serie temporal de datos previos al periodo de contraste del CAPM, lo que implica la necesidad de introducir la hipótesis de expectativas de riesgo constantes, que en definitiva, no es más que una restricción a añadir al análisis. Es interesante indicar, que uno de los métodos para la obtención de **estimaciones precisas** utilizado por Fama y MacBeth (1973) es **realizar carteras de títulos**.

Obtenidas las betas, el método de idóneo considerado para estimar [4.72], es el de **Mínimos Cuadrados Generalizados** suponiendo desconocida la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones. Tomaremos como estimación consistente de la misma, la calculada a partir del planteamiento multiecuacional del Modelo de Mercado, o lo que es lo mismo, mediante los residuos de las estimaciones Mínimo Cuadrático Ordinarias.

Sin entrar en detalle en los aspectos econométricos derivados de la contrastación, vamos a comentar brevemente el **trabajo de Fama y French (1992)**. En un artículo especialmente crítico con el CAPM, los autores plantean diferentes versiones del modelo empírico de corte transversal ampliado, para llegar a la **conclusión de que existen otras variables, además**

del riesgo sistemático, que explican el promedio de rentabilidad de los títulos. Lo más sorprendente es su afirmación de que la relación lineal entre rentabilidades y betas utilizando datos recientes es débil, e incluso desaparece.

Fama y French, tomando cuatro variables fundamentales -"Valor", "cociente Libros Mercado", "cociente Beneficios Precio" y "Leverage"-, demuestran que explican el promedio de rentabilidad de los títulos. Para llegar a este resultado utilizan la metodología de Fama y MacBeth (1973), que hemos comentado al plantear el modelo reducido de corte transversal. No vamos a entrar en más detalle, debido a que la metodología utilizada es bastante compleja y, como indica Gómez-Bezares (1993), en ocasiones puede ser responsable de algunas de las conclusiones.

5. Modelo empírico ampliado suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error⁴⁰

El modelo analizado en el apartado anterior y su forma de contraste a partir de los métodos de estimación propuestos tienen limitaciones y, en ocasiones, los resultados deben ser tomados con reparos. Concretamente, en aquellas situaciones en las que no resulte posible conocer los valores de los riesgos sistemáticos, o bien, éstos sean estimados con error, resultan insuficientes.

Vamos a tratar la problemática del error de estimación en el modelo ampliado, lo que, en definitiva, es una extensión del estudiado en el apartado 3 del capítulo. El modelo empírico de corte transversal que se plantea para el periodo "t", suponiendo estimadas las expectativas de riesgo de los títulos, adopta la siguiente forma:

En rentabilidades

$$r_{it} = \gamma_i + \delta_i b_{it} + \theta_i z_{it} + w_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.86.a]$$

⁴⁰ Véase nota 15.

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_t + \delta_i b_{it} + \theta_i z_{it} + w_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [4.86.b]$$

Como puede observarse, respecto al modelo analizado en el apartado anterior, se ha sustituido el valor de la expectativa de riesgo (" β_{it} "), por su estimación (" b_{it} "). Recuérdesse que en el apartado anterior hemos supuesto conocida dicha expectativa, o estimada, pero con pequeño error. Ahora generalizaremos a las situaciones donde se estima con error.

Aunque el modelo [4.86] no impone restricciones sobre las expectativas de riesgo, la necesidad de estimar, y más concretamente, el modo habitual de hacerlo mediante el Modelo de Mercado (ecuaciones [2.1]) basándose en información de periodos anteriores, requiere de la introducción de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes.

5.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Las hipótesis básicas del modelo, necesarias para su correcta definición estadística, ya han sido establecidas en el subapartado 3.1 por lo que no nos vamos a extender en ello.

Las **estructurales**, son las habituales de **linealidad** y **estructura única**, que indican relación lineal y coeficientes idénticos para todos los títulos.

Además, ante la aparición de un nuevo término aleatorio en el modelo: los **errores de observación**; debemos establecer las hipótesis básicas de los mismos. En la expresión [4.48] se plantea en forma matricial el comportamiento de los errores, suponiendo que la estimación " b_{it} " la realizamos mediante el Modelo de Mercado (ecuaciones [2.1]).

Las **perturbaciones aleatorias** del modelo empírico [4.86], engloban a las del [4.72] y al efecto del error de medición en la beta⁴¹. Con ello, podemos establecer y justificar las hipótesis

⁴¹ Puede verse la expresión [4.37].

de las perturbaciones aleatorias⁴², que tienen los mismos problemas que el modelo analizado en el apartado anterior, es decir, **heteroscedasticidad y autocorrelación**⁴³.

Suponemos, además, que los errores de medición en las betas son **independientes** de las perturbaciones aleatorias de [4.72] (" u_{it} "), ya que para la estimación del riesgo sistemático se utilizan datos previos al momento de contraste del modelo empírico de corte transversal.

Por otra parte, el problema de los errores de observación en las betas, se ve agravado por el hecho que la **variable explicativa observada** se encuentra relacionada con las perturbaciones del modelo empírico⁴⁴.

Por otro lado, la aparición de una nueva variable en el modelo (" z_{it} "), requiere una hipótesis adicional sobre el comportamiento de la misma. Vamos a considerarla como **constante de muestra a muestra** y, por lo tanto, no aleatoria.

Todo lo indicado en los párrafos anteriores, podemos resumirlo expresando **en forma matricial** el modelo [4.86]:

En rentabilidades

$$r_t = \gamma_t I_g + \delta_t b_t + \theta_t z_t + w_t \quad [4.87.a]$$

En excesos

$$(r_t - r_0) = \gamma_t I_g + \delta_t b_t + \theta_t z_t + w_t \quad [4.87.b]$$

⁴² Pueden verse las expresiones [4.38] a [4.40], donde se justifican las hipótesis de comportamiento de las perturbaciones aleatorias y las [4.43] a [4.45], donde se ofrecen los resultados derivados de considerar la estimación del riesgo mediante el Modelo de Mercado.

⁴³ Como siempre, la heteroscedasticidad es un problema inevitable debido al diferente riesgo específico de los títulos, mientras que la autocorrelación depende de la existencia de efectos sectoriales.

⁴⁴ Puede verse la expresión [4.34] que ofrece el resultado en forma matricial y suponiendo que la estimación de la beta se realiza mediante el Modelo de Mercado, el resultado y la demostración algebraica se encuentran en [4.45].

De la misma manera que en apartados anteriores, vamos a simplificar más la expresión del modelo en rentabilidades y llevarla a notación compacta:

$$r_t = X \gamma_t + w_t \quad [4.88]$$

donde:

X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por tres vectores columna " $[I_g; b_t; z_t]$ ".

γ_t Vector columna que contiene los parámetros " γ_t "; " δ_t " y " θ_t ".

El comportamiento de las perturbaciones aleatorias se puede establecer de la siguiente manera:

$$w_t \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{ww}] \quad [4.89]$$

La relación entre la variable explicativa del modelo empírico y las perturbaciones aleatorias, hace que:

$$\Sigma_{bw} \neq 0 \quad [4.90]$$

Hemos demostrado en el subapartado 3.2 que las matrices contenidas en [4.89] y [4.90], son iguales a:

$$\Sigma_{ww} = \Sigma_{uu} + \delta_t^2 \Sigma_{bb} \quad [4.91]$$

$$\Sigma_{bw} = -\delta_t \Sigma_{bb} \quad [4.92]$$

También hemos demostrado que, suponiendo que la estimación del riesgo sistemático se realiza a partir del Modelo de Mercado, los errores de medición se comportan:

$$v_t \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{bb}] \quad [4.93]$$

5.2 Relación con el modelo ex-post

La relación entre el modelo ex-post [3.9] y el modelo empírico de corte transversal [4.86], se puede establecer mediante la comparación de ambos. El resultado al que llegamos es idéntico al obtenido en el subapartado 4.2, es decir, si el CAPM es cierto, debe suceder que:

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_t + \theta_t z_{it} \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.94.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_t + \theta_t z_{it} \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.94.b]$$

5.3 Contraste del modelo⁴⁵

La contrastación mediante corte transversal, consiste en estimar el modelo empírico [4.86] y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas en el subapartado anterior, es decir, si los coeficientes son:

En rentabilidades

$$\gamma_t + \theta_t z_{it} = r_{0t} \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.95.a]$$

En excesos

$$\gamma_t + \theta_t z_{it} = 0 \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [4.95.b]$$

⁴⁵ Véase nota 36.

En el modelo planteado en **rentabilidades** la contrastación consiste en comprobar, si el término independiente más el efecto de la variable " z_{it} " coincide con el tipo sin riesgo en el periodo " t " y si el coeficiente angular es igual al premio por riesgo del mercado en " t ".

En el caso del modelo en **excesos**, la contrastación consiste en comprobar que, el término independiente más el efecto de la variable " z_{it} " es cero y el coeficiente angular coincide con el premio por riesgo del periodo.

La realización práctica del contraste consiste en comprobar si se cumple [4.16] y la no influencia de la variable " z_{it} ", tanto en rentabilidades, como en excesos (véase el razonamiento en el subapartado 4.3).

5.4 Método de estimación del modelo empírico

El modelo empírico [4.86], con las hipótesis establecidas en el subapartado 5.1, tiene los mismos problemas de estimación que el analizado en el apartado 3.

Hemos comentado en diversas ocasiones que en un modelo con error, donde la variable explicativa se encuentra relacionada con las perturbaciones aleatorias del mismo, los estimadores obtenidos por **Mínimos Cuadrados Ordinarios o Generalizados** pierden las propiedades, siendo **sesgados e inconsistentes**. Es necesaria, por tanto, la búsqueda de otros métodos de estimación.

De la misma manera que en el apartado 3, vamos a describir tres posibilidades que dan solución al problema de la estimación. El desarrollo lo vamos a realizar para el modelo en rentabilidades, pudiéndose extender inmediatamente todos los resultados para el expresado en excesos.

5.4.1 Existencia de heteroscedasticidad⁴⁶. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)

Litzenberger y Ramaswamy dan respuesta al problema de la estimación del modelo [4.86] suponiendo la inexistencia de efectos sectoriales, con lo que se

⁴⁶ En este subapartado únicamente consideraremos la existencia de heteroscedasticidad, suponiendo que no hay efectos sectoriales.

simplifica la forma de ambas matrices de varianzas y covarianzas. El modelo, bajo dicho supuesto, puede expresarse en los siguientes términos:

$$r_t = \gamma_t I_g + \delta_t b_t + \theta_t z_t + w_t \quad [4.96]$$

donde, el comportamiento supuesto para el vector de perturbaciones es:

$$w_t \rightarrow DN_g[0_g, \text{Diag}(\sigma_w^2)] \quad [4.97]$$

y, para el vector de los errores en las variables:

$$v_t \rightarrow DN_g[0_g, \text{Diag}(\sigma_v^2)] \quad [4.98]$$

En este caso, dividiendo [4.86], podemos plantear la siguiente transformación:

$$\frac{r_{it}}{\sigma_b} = \gamma_t \frac{1}{\sigma_b} + \delta_t \frac{b_{it}}{\sigma_b} + \theta_t \frac{z_{it}}{\sigma_b} + \frac{w_{it}}{\sigma_b} \quad [4.99]$$

Como hemos analizado en el apartado 3, las consecuencias derivadas de la transformación propuesta son dos:

- Por un lado, conseguimos que las variables contenidas en el vector de errores de medición transformado, se comporten ahora de la siguiente manera:

$$\frac{v_i}{\sigma_b} \rightarrow DN[0, 1] \quad [4.100]$$

- Por otro, al ser la varianza del coeficiente angular del título "i" proporcional al riesgo específico de dicho activo, conseguimos resolver el problema de la heteroscedasticidad del modelo empírico.

Se trata, por tanto, de estimar el modelo [4.99] cuyo planteamiento en forma matricial es:

$$r_t^* = \gamma_t \sigma^* + \delta_t b_t^* + \theta_t z_t^* + w_t^* \quad [4.101]$$

donde, los términos con asterisco se corresponden con las variables transformadas de la expresión [4.99]. Simplificando más la ecuación para llevarla a notación convencional, tenemos que:

$$r_t^* = X^* \gamma_t + w_t^* \quad [4.102]$$

donde:

X^* Matriz que contiene a las variables explicativas formada por tres vectores columna " $[\sigma^*; b_t^*; z_t^*]$ ".

γ_t Vector columna que contiene los parámetros " γ_t ", " δ_t " y " θ_t ".

El comportamiento de las perturbaciones aleatorias es:

$$w_t^* \rightarrow DN_g[0_g, \sigma_w^2 \cdot I_g] \quad [4.103]$$

y el vector de errores en la variable explicativa:

$$v_t^* \rightarrow DN_g[0_g, I_g] \quad [4.104]$$

La expresión del estimador de Litzenberger y Ramaswamy (1979, págs. 180 y 181) ajustada al modelo que nos ocupa [4.102] es:

$$g_t = \left[\frac{X^{*'} X^*}{g} - \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \right]^{-1} \frac{X^{*'} r_t^*}{g} \quad [4.105]$$

La matriz de varianzas y covarianzas de la distribución aproximada de los estimadores en el caso en el que la varianza del error sea estimada, es la expresada en [4.61].

Este estimador puede derivarse suponiendo normal e independientemente distribuidas: las perturbaciones, el error de observación, la variable explicativa no observada (es decir, la verdadera " β_i ") y la variable " z_{it} "⁴⁷. El problema, ya apuntado en el apartado 3 del presente capítulo, viene dado por la consideración del riesgo sistemático como variable aleatoria, lo que causa situaciones de difícil comprensión e interpretación financiera. En el siguiente subapartado, vamos a desarrollar el estimador para el caso en que supongamos fijas las betas y " z_{it} " que en el contexto del presente estimador se considera como aleatoria.

5.4.2 Existencia de heteroscedasticidad⁴⁸. Propuesta de un estimador suponiendo fija la variable " β_{it} " no observada y la variable " z_{it} "

El estimador del modelo expresado en [4.102], suponiendo fijos los valores de la variable explicativa no observada (véase Fuller 1987, cap. 2 págs. 124 y ss), es el indicado en la expresión [4.62]:

$$g_t = [M_{X \cdot X} \cdot \hat{\lambda} \Psi_{v \cdot v}]^{-1} (M_{X \cdot r} \cdot \hat{\lambda} \Psi_{v \cdot u}) \quad [4.106]$$

suponiendo que:

$$\Sigma_{\phi\phi} = \sigma_w^2 \cdot \Psi_{\phi\phi}$$

donde cada uno de los elementos señalados en **negrita** se corresponden con las siguientes matrices:

$M_{X \cdot X}$ Matriz que contiene los momentos cruzados y de segundo orden respecto al origen de las variables explicativas del modelo [4.102], es decir, " $[\sigma^*; b_1^*; z_1^*]$ ".

$M_{X \cdot r}$ Vector columna que contiene los momentos cruzados respecto al origen de las variables explicativas con la variable explicada del modelo [4.102].

⁴⁷ Puede verse en Fuller (1987, cap. 1, págs. 13-20 y cap. 2, págs. 103-113).

⁴⁸ Véase nota 26.

$\Psi_{v \cdot v \cdot}$ Matriz proporcional a la de varianzas y covarianzas de los errores de medida en las variables explicativas que se supone conocida. En nuestro caso, como sólo se mide con error en el modelo [4.102] una de las variables explicativas cuya varianza estimada es uno, se corresponde con:

$$\Psi_{v \cdot v \cdot} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$\Psi_{v \cdot u \cdot}$ Vector proporcional al que contiene las covarianzas entre los errores de medida en las variables explicativas y las perturbaciones aleatorias. En nuestro caso, como los errores de medida se producen utilizando información previa al momento "t" donde se produce el impacto aleatorio de la perturbación, podemos suponer un vector de ceros.

$\hat{\lambda}$ Raíz mas pequeña que resulta de igualar a cero el determinante de la diferencia de matrices:

$$|M_{ZZ} - \lambda \Sigma_{\phi\phi}| = 0$$

donde:

M_{ZZ} Matriz que contiene los momentos cruzados y de segundo orden respecto al origen de la variable explicada junto con las explicativas del modelo [4.102], es decir, " $[r_t^*; \sigma^*; b_t^*; z_t^*]$ ".

$\Sigma_{\phi\phi}$ Matriz de varianzas y covarianzas que engloba a las perturbaciones aleatorias y los errores de medida como variables siendo en nuestro caso conocida.

La similitud de la expresión anterior con el estimador de Litzenberger y Ramaswamy es evidente, si comparamos [4.105] con la siguiente expresión resumida:

$$g_t = \left[\frac{X^* \cdot X^*}{g} - \hat{\lambda} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \right]^{-1} \frac{X^* \cdot r_t^*}{g} \quad [4.107]$$

donde la diferencia estriba en el factor " $\hat{\lambda}$ " que multiplica a la varianza del error de medida.

El estimador es **aproximadamente normal** si las varianzas del error son pequeñas en relación a la variación de la variable explicativa no observada y la muestra es grande.

Los estimadores y la distribución límite para la situación en la que las matrices de varianzas y covarianzas que aparecen en la expresión [4.106] no son conocidas, son los establecidos en [4.65] y [4.66]⁴⁹.

5.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general

Como ya se ha indicado en el subapartado 3.4.3, la solución para el caso general (ecuaciones [4.88] a [4.90] y [4.93]) se obtiene a partir de un estimador sugerido por Shanken (1982a) y cuya expresión, aplicada al modelo que nos ocupa, es:

$$g_1 = \left[X' S_{\hat{u}^1 u}^{-1} X - \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \right]^{-1} X' S_{\hat{u}^1 u}^{-1} r_1 \quad [4.108]$$

donde, en la metodología empírica, la estimación de la varianza del error se obtiene a partir de [4.71] y las propiedades del mismo son consistencia y eficiencia asintótica.

⁴⁹ Puede verse Fuller (1987, págs. 127 y ss).

Capítulo V

EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS

1. Introducción

En este capítulo vamos a analizar el contraste de corte transversal con medias. La contrastación consiste en considerar todos los activos y estudiar sus medias, mediante el modelo ex-post correspondiente que analizaremos en el siguiente apartado.

Vamos a ver más adelante, cómo existen ciertas similitudes entre los modelos analizados en el capítulo anterior y el que nos ocupa, pero, una primera diferencia entre ambos, es la necesaria consideración de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes en el contraste con medias¹. Conviene recordar, de todas maneras, cómo dicha hipótesis suele ir ligada a la necesidad de estimación del riesgo sistemático, por lo que en cualquier contraste termina siendo obligatoria la consideración de la misma.

¹ En este sentido, el contraste con medias requiere de la introducción de dicha hipótesis desde el inicio, al igual que el contraste de serie temporal.

Destacamos los siguientes aspectos metodológicos que consideramos de interés:

- Es necesario tener en cuenta, los puntos señalados en las introducciones a los Capítulos II y III.
- La estructura es idéntica a la del capítulo anterior, por lo que el análisis econométrico lo realizamos para dos modelos, el reducido y el ampliado, donde la distinción se basa en el número de variables explicativas. Además, en cada uno de ellos distinguimos también dos situaciones, una donde suponemos conocida la expectativa de riesgo y otra donde la estimamos con error.
- En el contraste de corte transversal con medias aparece el problema de los "coeficientes aleatorios"² que surge al considerar la relación condicional entre rendimiento y riesgo³. Es necesario advertir que, únicamente vamos a tener en cuenta el problema en una de las metodologías de estimación utilizadas: la que propone una corrección de las varianzas obtenidas a partir del método de Mínimos Cuadrados Generalizados. La consecuencia más importante es que en el resto de métodos, la significación estadística del coeficiente angular asociado a la beta está exagerada, ya que sus varianzas no tienen en cuenta la variabilidad del mercado a lo largo del periodo analizado.

Muchos de los resultados econométricos obtenidos en el capítulo anterior se van a reproducir en éste, por lo que vamos a tratar de resumir al máximo y remitirnos, en su caso, al apartado correspondiente del Capítulo IV.

² Puede verse Black, Jensen y Scholes (1972). La idea es que, el CAPM plantea una restricción en el vector de rendimientos esperados no condicionados a unos valores de la rentabilidad del mercado. La restricción equivalente en el vector de rendimientos esperados dados unos valores de la rentabilidad del mercado, hace que la pendiente aparezca como aleatoria al ser función de la rentabilidad del mercado.

³ En el contraste de corte sin medias, la metodología expuesta en el Capítulo IV elimina implícitamente el problema.

2. Modelo ex-post de corte transversal con medias

Considerando que el modelo se va a contrastar empíricamente tomando la información sobre las rentabilidades observadas durante "n" periodos de tiempo y partiendo del modelo ex-post, donde suponemos que las expectativas de riesgo permanecen constantes⁴, si sumamos a ambos lados de la igualdad a lo largo del periodo considerado y promediamos, llegamos al **modelo ex-post de corte transversal con medias**:

En rentabilidades

$$\bar{r}_i = \bar{r}_0 + (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \beta_i + \bar{\xi}_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.1.a]$$

En excesos

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \beta_i + \bar{\xi}_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.1.b]$$

donde " $\bar{r}_i$ ", " $\bar{r}_0$ " y " $\bar{r}_m$ " son, respectivamente, las medias de las rentabilidades del activo "i", del activo sin riesgo "0" y del mercado "m" a lo largo de la serie analizada. Por otro lado, " β_i " es el coeficiente de riesgo sistemático que caracteriza al título "i" durante el periodo de tiempo considerado.

Es importante observar que, el paso del modelo ex-post con expectativas de riesgo constantes ([3.10]), al modelo ex-post de corte transversal con medias ([5.1]), supone pérdida de información, ya que, para cada activo, las "n" observaciones se ven reducidas a una única, que es su media.

⁴ Puede verse la ecuación [3.10].

3. Modelo empírico reducido suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error

El modelo empírico de corte transversal con medias que se plantea para un determinado número de periodos, suponiendo conocida la expectativa de riesgo, adopta la forma:

En rentabilidades

$$\bar{r}_i = \gamma + \delta \beta_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.2.a]$$

En excesos

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta \beta_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.2.b]$$

De manera análoga al modelo ex-post, podemos pasar del modelo empírico de corte transversal sin medias al que nos ocupa, simplemente sumando aquél a ambos lados de la igualdad para el periodo de tiempo considerado y promediando⁵.

3.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Una correcta definición estadística del modelo empírico requiere la formulación de las hipótesis, tanto estructurales, como de las perturbaciones aleatorias. En el modelo que nos ocupa, ambos grupos de hipótesis son idénticos a los correspondientes al modelo empírico de corte transversal reducido analizado en el subapartado 2.1 del Capítulo IV.

⁵ Relación entre [4.1] y [5.2], suponiendo, claro está, que " β_{it} " es constante a lo largo de los periodos analizados y, por tanto, podemos sustituir por " β_i ".

Como hipótesis estructurales suponemos las habituales (linealidad y estructura única) y respecto a las perturbaciones aleatorias del modelo empírico tenemos que:

$$\text{Promedio cero:} \quad E(u_i) = 0 \quad \forall i \quad [5.3]$$

$$\text{Heteroscedasticidad:} \quad V(u_i) = \sigma_{u_i}^2 \neq \sigma_{u_j}^2 \quad \forall i \neq j \quad [5.4]$$

$$\text{Autocorrelación:} \quad \text{Cov}(u_i, u_j) \neq 0 \quad \forall i \neq j \quad [5.5]$$

$$\text{Normalidad:} \quad u_i \rightarrow \text{Distribución Normal} \quad [5.6]$$

Los problemas de heteroscedasticidad⁶ y autocorrelación son debidos al diferente riesgo específico de los títulos y la existencia de efectos sectoriales⁷ respectivamente.

Podemos expresar en forma matricial el modelo [5.2]:

En rentabilidades

$$\bar{r} = \gamma 1_g + \delta \beta + u \quad [5.7.a]$$

En excesos

$$(\bar{r} - \bar{r}_0) = \gamma 1_g + \delta \beta + u \quad [5.7.b]$$

donde:

$\bar{r}$ Vector columna que contiene los promedios de rentabilidad de los "g" títulos a lo largo del periodo de tiempo considerado.

⁶ Posteriormente realizaremos una justificación formal al problema de la heteroscedasticidad.

⁷ De nuevo hay que reseñar que, el primero de los problemas es inevitable, mientras que el segundo está condicionado a la existencia de dichos efectos.

- $\bar{r}_0$ Vector columna múltiplo del que contiene "g" unos, es decir, $\bar{r}_0 = \bar{r}_0 \mathbf{1}_g$, donde " $\bar{r}_0$ " es el promedio del tipo sin riesgo a lo largo del periodo considerado.
- $\bar{r} - \bar{r}_0$ Vector columna que contiene el promedio de los excesos de rentabilidad de los "g" títulos a lo largo del periodo de tiempo considerado.
- γ Término independiente de la relación establecida en el modelo empírico.
- δ Pendiente de la relación establecida en el modelo empírico.
- $\mathbf{1}_g$ Vector columna que contiene "g" unos.
- β Vector columna que contiene las expectativas de los riesgos sistemáticos de los "g" títulos a lo largo del periodo de tiempo considerado, que suponemos conocidas o estimadas con pequeño error.
- u Vector que contiene los valores que toman las perturbaciones aleatorias de los "g" títulos a lo largo del periodo considerado.

De cara al proceso de estimación, vamos a hacer referencia exclusivamente al modelo en rentabilidades (expresado en la ecuación [5.7.a]), entendiendo que la extensión al modelo en excesos es inmediata.

Por ello, en primer lugar, vamos a simplificar más la expresión [5.7.a] y llevarla a notación convencional:

$$\bar{r} = X \gamma + u \quad [5.8]$$

donde:

- X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna " $[\mathbf{1}_g; \beta]$ ".
- γ Vector columna que contiene los parámetros " γ " y " δ ".

Podemos resumir el comportamiento de las perturbaciones aleatorias en forma matricial, de la siguiente manera:

$$u \rightarrow DN_g(0_g; \Sigma_{uu}) \quad [5.9]$$

siendo:

Σ_{uu} La matriz " $g \times g$ " de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es " σ_{ij} ". Es cuadrada, simétrica y definida positiva.

0_g Vector columna que contiene los promedios de las perturbaciones aleatorias, en este caso " g " ceros.

Demostraremos en el siguiente subapartado, que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias de los títulos es:

$$\Sigma_{uu} = \frac{1}{n^2} \Sigma_{ee} \quad [5.10]$$

Es decir, es proporcional a la analizada en el Capítulo II y utilizada como matriz de ponderación en la metodología de serie temporal, véase apartado 4 del Capítulo III.

3.2 Relación con el modelo ex-post

Si comparamos el modelo ex-post (expresión [5.1]), con el modelo empírico de corte transversal con medias (ecuación [5.2]), podemos establecer la relación entre ambos.

Por un lado, tenemos que el coeficiente de riesgo sistemático asociado al título " i " (" β_i "), tanto en el modelo en rentabilidades, como en el modelo en excesos, es:

En rentabilidades

$$\beta_{ii} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})}$$

En excesos

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}-r_{0t}, r_{mt}-r_{0t})}{V(r_{mt}-r_{0t})}$$

De esta manera, el coeficiente angular asociado a la variable exógena, tanto en rentabilidades, como en excesos, debe ser igual a:

$$\delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.11]$$

Con el resto de términos debe suceder que:

En rentabilidades

$$\tilde{\xi}_i + \bar{r}_0 = \gamma + u_i \quad E(\tilde{\xi}_i) = 0 \quad [5.12.a]$$

En excesos

$$\tilde{\xi}_i = \gamma + u_i \quad E(\tilde{\xi}_i) = 0 \quad [5.12.b]$$

Teniendo en cuenta las relaciones expresadas, si el CAPM es cierto, en el modelo empírico de corte transversal debe cumplirse que:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma + E(u_i) \quad [5.13.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma + E(u_i) \quad [5.13.b]$$

y, bajo el supuesto de promedio cero de las perturbaciones aleatorias, debe suceder que:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma \quad [5.14.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma \quad [5.14.b]$$

Para justificar la heteroscedasticidad es necesario calcular la varianza a partir de la expresión [5.12], cuyo resultado, tanto en rentabilidades como en excesos, es:

$$\frac{1}{n^2} V(\xi_{it}) = V(u_i) \quad [5.15]$$

Comparando con la que se puede obtener a partir del contraste de serie temporal promediado (véase la expresión [3.16]), tenemos que:

$$\frac{1}{n^2} V(\xi_{it}) = V(u_i) = \frac{1}{n^2} V(\epsilon_{it}) \quad [5.16]$$

El problema de la heteroscedasticidad señalado en [5.4] queda justificado a la vista de la expresión [5.16], ya que la varianza de las perturbaciones aleatorias es proporcional al riesgo específico de los títulos, lo que, unido al carácter de corte transversal del modelo, hace que el problema resulte inevitable en el contraste empírico.

3.3 Contraste del modelo⁸

La contrastación mediante corte transversal con medias, consiste en plantear el modelo empírico [5.2] y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas en el subapartado anterior, es decir, si los coeficientes son:

⁸ En este subapartado establecemos las condiciones que deben cumplirse si el CAPM es cierto (modelo de Sharpe-Lintner) que, en cualquier caso, debido a que no se conoce la verdadera cartera de mercado, suelen sustituirse por otras condiciones alternativas (Cero Beta CAPM) que indican que, el término independiente puede tomar cualquier valor, mientras que el coeficiente angular debe ser significativo.

En rentabilidades

$$\gamma = \bar{r}_0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.17.a]$$

En excesos

$$\gamma = 0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.17.b]$$

En el modelo planteado en rentabilidades, la contrastación consiste en comprobar si el término independiente coincide con el promedio del tipo sin riesgo y si el coeficiente angular coincide con el promedio de premio por riesgo del mercado a lo largo del periodo considerado.

En cambio, en el modelo en excesos, la contrastación consiste en comprobar que el término independiente es cero y el coeficiente angular coincide con el promedio de premio por riesgo a lo largo del periodo analizado.

3.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal⁹

La problemática de la estimación del modelo empírico de corte transversal con medias, es idéntica a la del modelo sin medias que ya ha sido ampliamente tratada en el subapartado 2.4 correspondiente al Capítulo IV.

El método de Mínimos Cuadrados Ordinarios da lugar a estimadores ineficientes, ya que aunque no existan efectos sectoriales (y por lo tanto autocorrelación), el diferente riesgo específico de los títulos lleva a un inevitable problema de heteroscedasticidad. Ello hace que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias no sea múltiplo de la matriz unidad y sea, por tanto, necesaria la utilización del método de Mínimos Cuadrados Generalizados para obtener estimadores eficientes, véase Maddala (1985, cap. 12).

⁹ Recordemos que en los métodos presentados en este subapartado, no vamos a considerar el problema de los "coeficientes aleatorios" señalado en la introducción. Ello hace, que la significación estadística del coeficiente asociado a la beta resulte exagerada.

Los estimadores obtenidos por el método de Mínimos Cuadrados Generalizados para el modelo [5.8]¹⁰ suponiendo desconocida la matriz de varianzas y covarianzas, y, por lo tanto, estimada, son los siguientes:

$$g = (X' S_{uu}^{-1} X)^{-1} (X' S_{uu}^{-1} \bar{r}) \quad [5.18]$$

donde:

S_{uu} La estimación de la matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es "s_{ij}". Es cuadrada, simétrica y definida positiva.

La matriz de varianzas y covarianzas asintótica de los estimadores es:

$$S_{gg} = (X' S_{uu}^{-1} X)^{-1} \quad [5.19]$$

Las propiedades del estimador son en condiciones muy generales: consistencia, eficiencia y normalidad asintótica.

3.5 Metodología empírica y contrastes clásicos

La contrastación empírica mediante el modelo de corte transversal con medias, exige el conocimiento de los valores de las expectativas de riesgo de los títulos a lo largo del periodo de tiempo considerado. Hasta el momento hemos supuesto que dichos valores son conocidos, o bien, estimados con pequeño error.

Como el conocimiento exacto de las betas de los títulos es algo difícil, la contrastación del modelo empírico se suele realizar en dos etapas. En la primera, se obtienen unas estimaciones del riesgo sistemático de los "g" títulos. El método habitual, consiste en realizarlo mediante el Modelo de Mercado, es decir, a partir de la serie de datos de

¹⁰ Teniendo en cuenta las hipótesis sobre las perturbaciones aleatorias establecidas en [5.9].

rentabilidades del título y del mercado¹¹ (o sus excesos) a lo largo del periodo de tiempo considerado para el posterior contraste del CAPM.

En la segunda, con los promedios de rentabilidad de los títulos y con las estimaciones " b_i ", se plantea el modelo empírico [5.2]. El proceso de estimación se realiza mediante el método de Mínimos Cuadrados Generalizados (fórmula [5.18]), utilizando como estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas, la obtenida a partir de los residuos del Modelo de Mercado en la primera etapa.

Miller y Scholes (1972) siguen los pasos indicados en párrafos anteriores, añadiendo en la segunda etapa una variable explicativa más: la estimación del riesgo específico de los títulos obtenida mediante el Modelo de Mercado. De esta manera, combinan regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios del modelo empírico [5.2] con una y ambas variables explicativas, llegando a unos resultados pobres. Lógicamente ya hemos indicado, cómo las estimaciones obtenidas por dicho método son ineficientes, pero el problema de la heteroscedasticidad de las perturbaciones aleatorias a pesar de detectarlo, no lo abordan, ya que no produce sesgo y la preocupación fundamental de estos autores es que se cumplan las igualdades [5.17], así como la no influencia del riesgo específico en el promedio de rentabilidad. La causa del no cumplimiento la achacan a los errores de estimación en las betas y los efectos de la asimetría en las distribuciones de las rentabilidades.

Sin restar importancia a dichos problemas, cabe indicar de nuevo algo señalado en el subapartado 2.5 del capítulo anterior al hablar del trabajo de Fama (1976, cap. 9, págs. 320 y ss): que al no utilizar la verdadera cartera de mercado no tienen porque cumplirse las igualdades [5.17] (modelo Sharpe-Lintner), bastando con probar la significación del coeficiente angular (Cero Beta CAPM).

Los procedimientos de estimación propuestos en este apartado, se suponen válidos siempre y cuando se conozcan los valores del riesgo sistemático, o sean estimados, pero con pequeño error. Como ya hemos comentado, el procedimiento habitual consiste en calcularlos a partir del Modelo de Mercado, lo que no garantiza la precisión. El hecho de que se utilicen estimaciones poco precisas en la segunda etapa, hace que el método de Mínimos Cuadrados Generalizados se revele insuficiente.

Black, Jensen y Scholes (1972) tienen en cuenta el problema de los errores de observación en el riesgo sistemático, realizando el contraste del modelo empírico para

¹¹ Estimando la relación causal expresada en [2.1].

carteras de títulos¹², que es uno de los métodos de abordar la problemática de la falta de precisión en la estimación de la beta.

En el mercado español podemos señalar los trabajos de Bergés (1984) y Santibáñez (1994), que debido a la utilización de títulos individuales de cara a la realización del contraste, requieren un tratamiento específico para el problema de los errores de observación en las betas de los activos.

4. Modelo empírico reducido suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error¹³

Hemos comentado en el último apartado que los resultados presentados, únicamente son válidos en el caso en que se conozca el riesgo sistemático de los títulos, o, sea estimado con pequeño error. Vamos a tratar de generalizar al caso en el que las betas sean estimadas con error.

El modelo empírico de corte transversal que se plantea a lo largo del periodo de tiempo considerado, suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error, adopta la siguiente forma:

En rentabilidades

$$\bar{r}_i = \gamma + \delta b_i + w_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.20.a]$$

En excesos

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta b_i + w_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.20.b]$$

¹² Pueden revisarse los resultados fundamentales presentados en el subapartado 2.5 del capítulo anterior.

¹³ En este apartado vamos a suprimir el punto titulado "Metodología empírica y contrastes clásicos". Las razones que nos llevan a ello son que, por un lado, la metodología bietápica es idéntica y por otro, vamos a comentar algunos trabajos importantes al hablar de los diferentes procedimientos de estimación.

La única diferencia aparente entre los modelos anteriores y los presentados en [5.2], radica en la sustitución del verdadero valor de la beta por su estimación. Ello hace que los métodos propuestos en el apartado anterior deban ser considerados con cautela.

La estimación del riesgo sistemático, se suele obtener, habitualmente, a partir del Modelo de Mercado (véase [2.1]) planteado para el periodo en el que posteriormente se contrasta el CAPM mediante el corte transversal con medias.

4.1 Hipótesis básicas del modelo¹⁴ y planteamiento matricial

Para una correcta definición estadística del modelo [5.20], consideramos como hipótesis estructurales las habituales de linealidad y estructura única.

En cuanto a las perturbaciones aleatorias, vamos a suponer los siguientes supuestos:

$$\text{Promedio cero:} \quad E(w_i) = 0 \quad \forall i \quad [5.21]$$

$$\text{Heteroscedasticidad:} \quad V(w_i) = \sigma_{w_i}^2 \neq \sigma_{w_j}^2 \quad \forall i \neq j \quad [5.22]$$

$$\text{Autocorrelación:} \quad \text{Cov}(w_i, w_j) \neq 0 \quad \forall i \neq j \quad [5.23]$$

$$\text{Normalidad:} \quad w_i \rightarrow \text{Distribución Normal} \quad [5.24]$$

Debemos añadir una nueva hipótesis que recoge la relación entre la variable explicativa observada y las perturbaciones aleatorias¹⁵:

$$\text{Relación con exógena:} \quad \text{Cov}(b_{it}, w_{it}) \neq 0 \quad \forall i \quad [5.25]$$

¹⁴ Las hipótesis del modelo empírico son análogas a las establecidas en el subapartado 3.1 del Capítulo IV.

¹⁵ Recordemos que los errores en las variables son causa de los regresores estocásticos y, además, éstos están relacionados con las perturbaciones del modelo [5.20].

En el siguiente subapartado justificaremos matemáticamente los incumplimientos, analizando las diferencias entre [5.2] y [5.20], así como la relación de éste último con el modelo ex-post [5.1].

Vamos a replantear el modelo [5.20] en **forma matricial**:

En rentabilidades

$$\bar{r} = \gamma \mathbf{I}_g + \delta \mathbf{b} + w \quad [5.26.a]$$

En excesos

$$(\bar{r} - \bar{r}_0) = \gamma \mathbf{I}_g + \delta \mathbf{b} + w \quad [5.26.b]$$

donde:

- b** Vector columna que contiene las estimaciones de las expectativas de los riesgos sistemáticos de los "g" títulos a lo largo del periodo de tiempo considerado.
- w** Vector que contiene las perturbaciones aleatorias de los "g" títulos en el modelo empírico.

De cara a la presentación de los diferentes procedimientos de estimación, nos referiremos al modelo planteado en rentabilidades, ya que la extensión es inmediata al expresado en excesos, por lo que vamos a llevar [5.26.a] a **notación convencional**:

$$\bar{r} = \mathbf{X} \gamma + w \quad [5.27]$$

donde:

- X** Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna "[$\mathbf{I}_g$; $\mathbf{b}$]".
- γ** Vector columna que contiene los parámetros " γ " y " δ ".

Las hipótesis de comportamiento de las perturbaciones aleatorias del modelo empírico, las podemos recoger en la siguiente expresión:

$$w \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{ww}] \quad [5.28]$$

La matriz de covarianzas entre el vector que recoge a la variable explicativa del modelo empírico y las perturbaciones aleatorias es:

$$\Sigma_{bw} \neq 0 \quad [5.29]$$

Además demostraremos que las matrices contenidas en [5.28] y [5.29] son iguales a:

$$\Sigma_{ww} = \Sigma_{uu} + \delta_l^2 \Sigma_{bb} \quad [5.30]$$

$$\Sigma_{bw} = -\delta_l \Sigma_{bb} \quad [5.31]$$

4.2 Relación con el modelo ex-post

La relación entre el modelo ex-post [5.1] y el empírico [5.20], la podemos obtener mediante la comparación de ambos. Los resultados, que coinciden con los obtenidos en el subapartado 3.2, son:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.32.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.32.b]$$

La diferencia entre el modelo suponiendo conocida la expectativa de riesgo y el [5.20], se encuentra en la aparición de los errores de medición¹⁶. Así, podemos definir la relación entre la verdadera beta y la estimada, mediante el error " v_i " como:

$$b_i = \beta_i + v_i \quad \forall i \quad [5.33]$$

Sustituyendo en el modelo [5.2] el verdadero valor del riesgo sistemático del título " i " despejado de la igualdad [5.33], deducimos la relación entre las perturbaciones aleatorias del modelo [5.2] y [5.20]:

$$w_i = \{u_i - \delta v_i\} \quad [5.34]$$

Una cuestión clave para demostrar las hipótesis de comportamiento de las perturbaciones (establecidas en [5.28]), es la existencia o no, de **relación entre las perturbaciones aleatorias** de [5.2] (" u_i ") y los **errores de medición** (" v_i ")¹⁷. Ello es necesario ya que el periodo de contraste del modelo, coincide con el de estimación de los riesgos sistemáticos de los títulos. Así, podemos observar que las perturbaciones de [5.2] engloban, en realidad, el promedio de riesgo específico de los títulos a lo largo del periodo analizado (es decir " $\bar{\epsilon}_i$ ")¹⁸, por lo que es necesario analizar la covarianza entre éste y el error de medición. Concretamente el resultado de la misma es¹⁹:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(v_i, u_i) &= \text{Cov}(v_i, \bar{\epsilon}_i) = E(v_i, \bar{\epsilon}_i) = \\ &= E \left[\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(r_{mi} - \bar{r}_m) \epsilon_{it}}{S_m^2} \right) \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \epsilon_{it} \right) \right] = \end{aligned}$$

¹⁶ El comportamiento de los errores de medición lo hemos establecido en el subapartado 3.2 del Capítulo IV, suponiendo que para la estimación del riesgo sistemático se utiliza el Modelo de Mercado.

¹⁷ En el modelo de corte transversal sin medias suponemos que no existe relación, debido a que las estimaciones del riesgo sistemático son obtenidas a partir de datos previos al periodo de contraste del CAPM, por lo que los errores de medición se pueden suponer independientes de las perturbaciones aleatorias del modelo [4.1].

¹⁸ Pueden compararse las expresiones [5.12] y la [3.16] promediada a lo largo del periodo de tiempo considerado.

¹⁹ Para la demostración propuesta suponemos que el riesgo sistemático se estima a partir del Modelo de Mercado.

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n^2 S_m^2} E \left[\left(\sum_{i=1}^n (r_{mi} - \bar{r}_m) \varepsilon_{it} \right) \left(\sum_{i=1}^n \varepsilon_{it} \right) \right] = \\
&= \frac{1}{n^2 S_m^2} E \left[\sum_{i=1}^n (r_{mi} - \bar{r}_m) \varepsilon_{it}^2 + \sum_{i \neq j} (r_{mi} - \bar{r}_m) \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt} \right] = \\
&= \frac{1}{n^2 S_m^2} \left[\sum_{i=1}^n (r_{mi} - \bar{r}_m) E(\varepsilon_{it}^2) + \sum_{i \neq j} (r_{mi} - \bar{r}_m) E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) \right] =
\end{aligned}$$

donde, suponiendo que no hay autocorrelación, el último sumando se anula y queda:

$$= \frac{1}{n^2 S_m^2} \sum_{i=1}^n (r_{mi} - \bar{r}_m) \sigma_{\varepsilon_i}^2 = \frac{\sigma_{\varepsilon_i}^2}{n^2 S_m^2} \sum_{i=1}^n (r_{mi} - \bar{r}_m) = 0 \quad [5.35]$$

Podemos, por tanto, concluir que los errores de medición en las betas y las perturbaciones del modelo [5.2] no están relacionados, lo que además, suponiendo que están normalmente distribuidos, se traduce en que **son independientes**. De todas maneras, es conveniente señalar que la demostración anterior ha sido realizada en rentabilidades (en excesos el resultado es idéntico) y en términos condicionales, es decir, para unos valores concretos de la rentabilidad de mercado, siendo, además, necesario suponer la inexistencia de autocorrelación (véase [2.7]).

En cualquier caso, los resultados expresados en [5.34] y [5.35], sirven para **justificar las hipótesis sobre las perturbaciones aleatorias establecidas en [5.30] y [5.31]**. Así, a partir de [5.34], y teniendo en cuenta que el riesgo sistemático lo estimamos a partir del Modelo de Mercado, se puede llegar a:

$$\text{Promedio}^{20}: \quad E(w_i) = 0 \quad \forall i \quad [5.36]$$

$$\text{Varianza}^{21}: \quad V(w_i) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \left[\frac{1}{n^2} + \frac{\delta^2}{n S_m^2} \right] \neq \sigma_{w_j}^2 \quad \forall i \neq j \quad [5.37]$$

²⁰ Para ello nos apoyamos en que el estimador es insesgado y en la hipótesis de promedio cero de "u_i" (véase [5.3]).

²¹ Para ello nos apoyamos en los resultados expresados en [5.16] y V(v_i) es la indicada en [4.42].

$$\text{Relación con exógena}^{22}: \text{Cov}(b_i, w_i) = - \frac{\sigma_{\varepsilon_i}^2}{n} \frac{\delta}{S_m^2} \quad \forall i \quad [5.38]$$

En cuanto a la autocorrelación, es fácil demostrar a partir de [5.34] que, si existen efectos sectoriales contemporáneos, las perturbaciones aleatorias de los diferentes títulos se encuentran relacionadas.

Para terminar, vamos a expresar en forma matricial el comportamiento de los errores de medición suponiendo que la beta se estima a partir del Modelo de Mercado:

$$v \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{bb}] \quad [5.39]$$

4.3 Contraste del modelo²³

El contraste mediante corte transversal con medias consiste en estimar el modelo empírico [5.20], y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas en el subapartado anterior, es decir, si los coeficientes son:

En rentabilidades

$$\gamma = \bar{r}_0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.40.a]$$

En excesos

$$\gamma = 0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.40.b]$$

²² Para ello nos apoyamos en que $V(v_j)$ es la indicada en [4.42].

²³ Véase nota 8.

En el modelo planteado en rentabilidades, la contrastación consiste en comprobar si el término independiente coincide con el promedio del tipo sin riesgo y si el coeficiente angular coincide con el promedio de premio por riesgo del mercado a lo largo del periodo de tiempo considerado.

En el caso del modelo en excesos, la contrastación consiste en comprobar que el término independiente es cero y el coeficiente angular coincide con el promedio de premio por riesgo a lo largo del periodo de tiempo considerado.

4.4 Método de estimación del modelo empírico²⁴

Hemos discutido en el apartado 3 del capítulo anterior, la problemática de estimación del modelo empírico para un modelo similar al aquí propuesto. Vamos a recordar a grandes rasgos algunos de los aspectos allí indicados. Por un lado, los métodos de **Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados**, proporcionan estimadores sesgados e inconsistentes cuando nos encontramos ante un modelo cuya variable explicativa es aleatoria por la existencia de errores en las variables y, además, está relacionada con las perturbaciones aleatorias.

Surge la necesidad de buscar nuevos métodos de estimación. Vamos a indicar, inicialmente, dos posibilidades que dan solución a un caso particular del modelo descrito en las ecuaciones [5.27] a [5.29] y [5.39]. Para terminar abordaremos la solución al caso general.

4.4.1 Existencia de heteroscedasticidad²⁵. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)

Litzenberger y Ramaswamy proponen una solución para un caso particular del modelo empírico descrito en las ecuaciones [5.27] a [5.29] y [5.39]. Concretamente, el modelo que consideran es:

$$\hat{r} = \gamma I_g + \delta b + w \quad [5.41]$$

²⁴ Vamos a considerar el problema de los "coeficientes aleatorios" únicamente al abordar la solución al caso general.

²⁵ En este apartado supondremos que no existen efectos sectoriales.

donde, el comportamiento supuesto para el vector de perturbaciones es:

$$w \rightarrow DN_g [0_g, \text{Diag} (\sigma_w^2)] \quad [5.42]$$

y, para el vector de los errores en las variables:

$$v \rightarrow DN_g [0_g, \text{Diag} (\sigma_v^2)] \quad [5.43]$$

Como podemos apreciar, los autores plantean un modelo que, **únicamente**, considera la **heteroscedasticidad**, tanto en las perturbaciones, como en los errores de medición (justificable bajo el supuesto de no existencia de efectos sectoriales, véase Litzemberger y Ramaswamy, 1979, pág. 178).

Podemos plantear la siguiente transformación (análoga a la planteada en el subapartado 3.4.1 del capítulo anterior) sobre el modelo empírico (ecuación [5.20])²⁶:

$$\frac{\bar{r}_i}{\sigma_{i_h}} = \gamma \frac{1}{\sigma_{i_h}} + \delta \frac{b_i}{\sigma_{i_h}} + \frac{w_i}{\sigma_{i_h}} \quad [5.44]$$

Por tanto, el problema se reduce ahora a estimar el modelo [5.44], que puede expresarse en **forma matricial** (cambiando las variables transformadas en cociente por variables con asterisco), de la siguiente manera:

$$\bar{r}^* = \gamma \sigma^* + \delta b^* + w^* \quad [5.45]$$

Podemos simplificar más la ecuación anterior si la llevamos a notación convencional:

$$\bar{r}^* = X^* \gamma + w^* \quad [5.46]$$

donde:

X^* Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos vectores columna " $[\sigma^*; b^*]$ ".

²⁶ Las consecuencias de la transformación anterior las hemos señalado en subapartado 3.4.1 del Capítulo IV.

$\bar{r}^*$ Vector columna que contiene el cociente entre las rentabilidades medias de los "g" títulos y las desviaciones típicas de los estimadores.

Siendo el comportamiento de las perturbaciones aleatorias:

$$w^* \rightarrow DN_g[0_g, \sigma_w^2 \cdot I_g] \quad [5.47]$$

y del vector de errores en la variable explicativa:

$$v^* \rightarrow DN_g[0_g, I_g] \quad [5.48]$$

La expresión del estimador, desarrollado bajo el supuesto de normalidad independiente de las perturbaciones y del error de medida (véase Litzemberger y Ramakwamy, 1979, págs. 180 y 181), ajustada al modelo que nos ocupa [5.46] es:

$$B = \left[\frac{X^{*'} X^*}{g} - \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right]^{-1} \frac{X^{*'} \bar{r}^*}{g} \quad [5.49]$$

La matriz de varianzas y covarianzas de la distribución aproximada de los estimadores, es idéntica a la analizada en el subapartado 3.4.1 del Capítulo IV y cuya expresión matricial se encuentra en la fórmula [4.61].

Este es el procedimiento de estimación que utiliza Bergés (1984, págs. 94 y ss) para testar el CAPM. De todas maneras, cabe indicar que presenta las soluciones obtenidas por los tres métodos comentados, es decir, **Mínimos Cuadrados Ordinarios, Generalizados y Máxima Verosimilitud**. Una diferencia importante, y en este caso a reseñar, es que mediante el contraste de corte con medias se obtiene únicamente una estimación a lo largo del periodo considerado, mientras que en el de corte sin medias es habitual realizar regresiones para varios momentos de tiempo y posteriormente construir una estimación conjunta a partir de los valores individuales para cada periodo.

4.4.2 Existencia de heteroscedasticidad²⁷. Comentarios a la solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979) y propuesta de un nuevo estimador

El estimador propuesto en el subapartado anterior, puede derivarse suponiendo normal e independientemente distribuidas: las perturbaciones, el error de medida en la variable explicativa, así como la variable explicativa no observada (es decir, la verdadera " β_i ")²⁸.

El principal problema nos lo encontramos en la consideración de las betas como variables aleatorias necesaria para su demostración. Por ello, los estimadores construidos sobre la suposición de no aleatoriedad de la verdadera variable explicativa no observada, coinciden con los indicados en la expresión [4.62] y [4.63], donde, además, hemos analizado la relación con el propuesto por Litzenberger y Ramaswamy²⁹.

Los estimadores y la distribución límite que se utilizan en la práctica los podemos encontrar en Fuller (1987, págs. 127 y ss) y vamos a trasladar los resultados fundamentales al modelo que nos ocupa. Así, si la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias y los errores de medida, es múltiplo de una matriz semidefinida positiva con factor de proporcionalidad " $T^{-1} \geq 1$ " de la siguiente manera:

$$\Sigma_{\phi\phi} = T^{-1} \Lambda \quad [5.50]$$

El estimador del vector de parámetros es:

$$\mathbf{g} = [\mathbf{M}_{\mathbf{X}^* \mathbf{X}^*} - \hat{\lambda} T^{-1} \mathbf{S}_{\mathbf{v}^* \mathbf{v}^*}]^{-1} (\mathbf{M}_{\mathbf{X}^* \mathbf{r}^*} - \hat{\lambda} T^{-1} \mathbf{S}_{\mathbf{v}^* \mathbf{u}^*}) \quad [5.51]$$

donde:

$\mathbf{M}_{\mathbf{X}^* \mathbf{X}^*}$ Matriz que contiene los momentos cruzados y de segundo orden respecto al origen de las variables explicativas del modelo, es decir, " $[\sigma^*; \mathbf{b}^*]$ ".

²⁷ Véase nota 25.

²⁸ Puede verse Fuller (1987).

²⁹ Todo ello, claro está, en el contexto del modelo de corte sin medias. Para su aplicación al modelo con medias, deben considerarse las nuevas variables que aparecen y la extensión es inmediata.

$M_{X \cdot \bar{r}}$ Vector columna que contiene los momentos cruzados respecto al origen de las variables explicativas con la variable explicada del modelo [5.46].

$S_{v \cdot v}$ Estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de medida en las variables explicativas. En nuestro caso, como sólo se mide con error en el modelo [5.46] una de las variables explicativas, cuya varianza estimada es uno, se corresponde con la siguiente matriz:

$$S_{v \cdot v} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$S_{v \cdot u}$ Estimación del vector que contiene las covarianzas entre los errores de medida en las variables explicativas y las perturbaciones aleatorias. En nuestro caso, suponemos un vector de ceros.

$\hat{\lambda}$ Raíz mas pequeña que resulta de igualar a cero el determinante de la diferencia de matrices:

$$|M_{ZZ} - \hat{\lambda} T^{-1} S_{oo}| = 0$$

donde:

M_{ZZ} Matriz que contiene los momentos cruzados y de segundo orden respecto al origen de la variable explicada junto con las explicativas del modelo [5.46], es decir, " $[\bar{r}^*; \sigma^*; b^*]$ ".

$S_{\phi\phi}$ Estimación de la matriz de varianzas y covarianzas que engloba a las perturbaciones aleatorias y los errores de medida como variables.

La matriz de varianzas y covarianzas de la distribución aproximada de los estimadores³⁰ la podemos encontrar en la expresión [4.66], junto con las expresiones matriciales necesarias para su cálculo.

³⁰ Véase Fuller (1987, pág. 130).

4.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general

En las expresiones [5.27] a [5.29] y [5.39], planteamos el modelo empírico de corte transversal con medias de forma general, es decir, en el caso en el que existen (aparte de los inevitables problemas de heteroscedasticidad), problemas de autocorrelación, además de regresores estocásticos por errores en las variables relacionados con las perturbaciones aleatorias. La formulación general del modelo es la siguiente:

$$\tilde{r} = X \gamma + w \quad [5.52]$$

$$v \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{bb}] \quad [5.53]$$

$$w \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{ww}] \quad [5.54]$$

Vamos a introducir una corrección que posibilita la realización del contraste, teniendo en cuenta el problema de los errores de estimación en las betas y el de los "coeficientes aleatorios" (señalado en la introducción al capítulo). Esta, consiste en utilizar el estimador Mínimo Cuadrático Generalizado [5.18] y calcular la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas a partir de la expresión:

$$S_{gg} = (X' S_u^{-1} X)^{-1} \left(1 + \frac{d^2}{S_m^2} \right) + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} S_m^2 \quad [5.55]$$

donde:

- d Estimación del premio por riesgo obtenida a partir de la expresión [5.18].

Concretamente, el cociente entre el cuadrado del premio estimado y la varianza de la rentabilidad del mercado, aparece debido a los errores de estimación en las betas y, a la varianza coeficiente angular, se le suma el efecto de la

variabilidad del mercado para considerar el problema de los coeficientes aleatorios³¹.

5. Modelo empírico ampliado suponiendo conocida la expectativa de riesgo, o bien estimada pero con pequeño error

El modelo empírico de corte transversal ampliado con medias que se plantea a lo largo de los periodos considerados, suponiendo conocidas la expectativas de riesgo de los títulos, adopta la forma:

En rentabilidades

$$\bar{r}_i = \gamma + \delta \beta_i + \theta z_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.56.a]$$

En excesos

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta \beta_i + \theta z_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.56.b]$$

donde " β_i ", es el valor del riesgo sistemático del activo "i" y " z_i ", representa el valor que toma el activo en cualquier otra variable común a todos los títulos y distinta de la estimación de " β_i ".

Este modelo es una generalización del presentado en el apartado 3 del capítulo.

5.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

La correcta definición estadística del modelo requiere, además, la especificación de las hipótesis, tanto estructurales (linealidad y estructura única), como de las

³¹ Se puede apreciar claramente cómo, no tener en cuenta los problemas, exagera la significación de los coeficientes, ya que la precisión de la estimación "parece" mayor si no le suman los términos correspondientes.

perturbaciones aleatorias. Todas ellas coinciden con las presentadas en el apartado 3 correspondiente al modelo reducido.

A modo de resumen, podemos indicar que el modelo ampliado va a presentar problemas de **heteroscedasticidad** (debido al diferente riesgo específico de los títulos) y **autocorrelación** (si existen efectos sectoriales).

Además, debemos especificar el comportamiento de la variable " z_i " y vamos a suponer a ésta, como **fija de muestra a muestra** y, por tanto, no aleatoria.

La expresión del modelo [5.56] en forma matricial es:

En rentabilidades

$$\bar{r} = \gamma 1_g + \delta \beta + \theta z + u \quad [5.57.a]$$

En excesos

$$(\bar{r} - \bar{r}_0) = \gamma 1_g + \delta \beta + \theta z + u \quad [5.57.b]$$

donde:

- θ Coeficiente angular asociado a la variable explicativa " z_i ".
- z Vector columna que contiene los "g" valores de los títulos en la variable explicativa " z_i " a lo largo del periodo de tiempo considerado.

Vamos a simplificar más la expresión en rentabilidades para llevarla a **notación convencional**:

$$\bar{r} = X \gamma + u \quad [5.58]$$

donde:

- X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por tres vectores columna " $[1_g; \beta; z]$ ".

γ Vector columna que contiene los parámetros " γ "; " δ " y " θ ".

Las perturbaciones aleatorias se comportan de la siguiente manera:

$$u \rightarrow DN_g(0_g; \Sigma_{uu}) \quad [5.59]$$

Siendo³² la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias de los títulos:

$$\Sigma_{uu} = \frac{1}{n^2} \Sigma_{\epsilon\epsilon} \quad [5.60]$$

5.2 Relación con el modelo ex-post

Comparando el modelo ex-post (expresión [5.1]) y el empírico (ecuación [5.56]), podemos establecer con facilidad la relación entre ambos.

Por un lado tendremos que " β_i ", tanto en el modelo en rentabilidades, como en el modelo en excesos, es:

En rentabilidades

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, r_{mt})}{V(r_{mt})}$$

En excesos

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})}$$

³² Como demostraremos en el siguiente subapartado.

Por lo tanto, el coeficiente angular asociado a la variable exógena, tanto en rentabilidades, como en excesos debe ser igual a:

$$\delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.61]$$

Y, por otro, con el resto de términos debe suceder que:

En rentabilidades

$$\bar{\xi}_i + \bar{r}_0 = \gamma + \theta z_i + u_i \quad E(\bar{\xi}_i) = 0 \quad [5.62.a]$$

En excesos

$$\bar{\xi}_i = \gamma + \theta z_i + u_i \quad E(\bar{\xi}_i) = 0 \quad [5.62.b]$$

Teniendo en cuenta esta relación, si el CAPM es cierto, en el modelo empírico de corte transversal debe cumplirse que:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma + \theta z_i + E(u_i) \quad [5.63.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma + \theta z_i + E(u_i) \quad [5.63.b]$$

y, con la hipótesis de promedio cero de las perturbaciones aleatorias, tenemos que:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma + \theta z_i \quad [5.64.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma + \theta z_i \quad [5.64.b]$$

A partir de la expresión [5.62], podemos justificar la heteroscedasticidad de [5.56] calculando la varianza y comparando con la obtenida promediando [3.16], siendo el resultado:

$$\frac{1}{n^2} V(\xi_{it}) = V(u_i) = \frac{1}{n^2} V(\epsilon_{it}) \quad [5.65]$$

5.3 Contraste del modelo³³

La contrastación mediante corte transversal con medias, consiste en plantear el modelo empírico [5.56] y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas en el subapartado anterior suponiendo que el CAPM es cierto, es decir, si los coeficientes son:

En rentabilidades

$$\gamma + \theta z_i = \bar{r}_0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.66.a]$$

En excesos

$$\gamma + \theta z_i = 0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.66.b]$$

Como podemos apreciar, en el contraste aparece el vector de valores fijos " z_i " lo que introduce una complicación adicional. Lo usual en la práctica consiste en comprobar

³³ Véase nota 37 del Capítulo IV.

si se cumple [5.17] y la no significación de la variable " z_{it} ", tanto en rentabilidades, como en excesos.

5.4 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal

La estimación del modelo empírico ha de realizarse por el método de Mínimos Cuadrados Generalizados, ya que los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios son ineficientes.

La expresión de los estimadores Mínimo Cuadrático Generalizados, suponiendo estimada la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias, es:

$$g = (X'S_{uu}^{-1}X)^{-1}(X'S_{uu}^{-1}\bar{r}) \quad [5.67]$$

La matriz de varianzas y covarianzas asintótica de los estimadores es:

$$S_{gg} = (X'S_{uu}^{-1}X)^{-1} \quad [5.68]$$

Las propiedades del estimador son en condiciones muy generales: consistencia, eficiencia y normalidad asintótica.

5.5 Metodología empírica

La estimación modelo empírico [5.56], requiere el conocimiento de los valores del riesgo sistemático de los títulos a lo largo del periodo considerado. De todas maneras, lo habitual es desconocerlos y, por tanto, se plantea la necesidad de realizar el contraste del CAPM en dos etapas.

En la primera, se procede a la estimación de los valores del riesgo sistemático de los títulos, mediante el Modelo de Mercado aplicado al periodo en el que posteriormente se contrasta el CAPM. Y, en la segunda, se estima el modelo empírico para posteriormente contrastar el CAPM a partir de las pruebas sugeridas en el subapartado 5.3.

Un detalle importante, es que los métodos de estimación y la metodología de contraste del presente apartado, está condicionada al conocimiento, o, estimación con pequeño error, del riesgo sistemático de los títulos. Por ello, en algunos casos, para lograr estimaciones precisas de las betas, es necesario formar carteras y contrastar el CAPM para las mismas.

6. Modelo empírico ampliado suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error³⁴

Abordamos a partir de aquí, la problemática introducida por los errores en la estimación de los riesgos sistemáticos, tratando de eliminar las limitaciones de la metodología propuesta en el apartado anterior.

El modelo empírico de corte transversal con medias que se plantea a lo largo de los periodos de tiempo considerados, suponiendo estimada la expectativa de riesgo con error, adopta la siguiente forma³⁵:

En rentabilidades

$$\bar{r}_i = \gamma + \delta b_i + \theta z_i + w_i; \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.69.a]$$

En excesos

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta b_i + \theta z_i + w_i; \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [5.69.b]$$

Respecto al modelo analizado en el apartado anterior, se ha sustituido el valor del riesgo sistemático (" β_i "), por su estimación (" b_i "). La forma habitual de obtener la expectativa de riesgo de los títulos, suele ser a partir del Modelo de Mercado a lo largo del periodo de tiempo considerado para el posterior contraste del CAPM.

³⁴ Véase nota 13.

³⁵ Como vemos no es más que una generalización del modelo analizado en el apartado 4 del capítulo.

6.1 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

Las hipótesis básicas del modelo, son idénticas a las establecidas en el subapartado 4.1, correspondiente al modelo empírico reducido con error en la medición de la "beta".

Tendremos por un lado, las **estructurales (linealidad y estructura única)** que indican relación lineal y coeficientes idénticos para todos los títulos.

Por otro lado, en cuanto a los **errores de observación**, si suponemos que la estimación de beta la obtenemos mediante el Modelo de Mercado (ecuación [2.1]), se comportan tal y como se establece en la expresión [5.39].

Las **perturbaciones aleatorias** del modelo [5.69], engloban a las del modelo [5.56] y al efecto del error de medición en la beta³⁶. Las hipótesis de comportamiento las tenemos establecidas en las expresiones [5.21] a [5.24]³⁷, destacando los problemas de **heteroscedasticidad y autocorrelación**.

Los **errores de estimación en las betas son independientes de las perturbaciones aleatorias** del modelo [5.56]³⁸ ("u_i") y, debido a los mismos, la **variable explicativa observada** se encuentra relacionada con las perturbaciones del modelo empírico.

En cuanto a la nueva variable ("z_i"), va a ser considerada como **fija** y no tiene, por tanto, el carácter de estocástica. Con todo ello, podemos volver a expresar el modelo [5.69], en forma **matricial**:

En rentabilidades

$$\bar{r} = \gamma 1_n + \delta b + \theta z + w \quad [5.70.a]$$

En excesos

$$(\bar{r} - \bar{r}_0) = \gamma 1_n + \delta b + \theta z + w \quad [5.70.b]$$

³⁶ Tal y como se puede observar en la expresión [5.34].

³⁷ La justificación de los incumplimientos básicos la podemos encontrar en las expresiones [5.36] a [5.38].

³⁸ Véase demostración [5.35].

Simplificando más la expresión del modelo en rentabilidades para llevarla a notación convencional, tenemos que:

$$\bar{r} = X \gamma + w \quad [5.71]$$

donde:

X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por tres vectores columna "[I_g ; b ; z]".

γ Vector columna que contiene los parámetros " γ "; " δ " y " θ ".

Las perturbaciones aleatorias del modelo empírico, se comportan de la siguiente manera:

$$w \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{ww}] \quad [5.72]$$

La matriz de covarianzas entre el vector que contiene el riesgo sistemático estimado y las perturbaciones aleatorias del modelo empírico, es:

$$\Sigma_{bw} \neq 0 \quad [5.73]$$

Hemos demostrado en el subapartado 4.2 que las matrices contenidas en [5.72] y [5.73] son iguales a:

$$\Sigma_{ww} = \Sigma_{uu} + \delta_l^2 \Sigma_{bb} \quad [5.74]$$

$$\Sigma_{bw} = -\delta_l \Sigma_{bb} \quad [5.75]$$

Suponiendo que estimamos el riesgo sistemático a partir del Modelo de Mercado, el comportamiento de los errores de medición se puede resumir de la siguiente manera:

$$v \rightarrow DN_g[0_g, \Sigma_{bb}] \quad [5.76]$$

6.2 Relación con el modelo ex-post

La relación entre el modelo ex-post [5.1] y el modelo empírico de corte transversal [5.69], es idéntica a la expresada en el subapartado 5.2, es decir:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma + \theta z_i \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.77.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma + \theta z_i \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.77.b]$$

6.3 Contraste del modelo³⁹

La contrastación consiste en estimar el modelo empírico y comprobar si se cumplen las hipótesis establecidas, es decir, si los coeficientes son:

En rentabilidades

$$\gamma + \theta z_i = \bar{r}_0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.78.a]$$

En excesos

$$\gamma + \theta z_i = 0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [5.78.b]$$

En el modelo en rentabilidades, la contrastación consiste en comprobar si el término independiente más el efecto de la variable " z_i " coincide con el promedio del

³⁹ Véase nota 37 del Capítulo IV.

tipo sin riesgo y si el coeficiente angular coincide con el promedio del premio por riesgo del mercado a lo largo del periodo de tiempo considerado.

En el caso del modelo en excesos, la contrastación consiste en comprobar que el término independiente más el efecto de la variable " z_i " es cero y el coeficiente angular coincide con el promedio de premio por riesgo a lo largo del periodo de tiempo considerado.

En la práctica se comprueba si se cumple [5.17] y la no significación de la variable " z_{it} ", tanto en rentabilidades, como en excesos.

6.4 Método de estimación del modelo empírico

El modelo empírico [5.69] tiene los mismos problemas de estimación que el modelo analizado en el apartado 4 del capítulo.

Las estimaciones que se obtienen por los métodos propuestos en el apartado anterior (Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados), son sesgadas e inconsistentes, por lo que se plantea la búsqueda de nuevos métodos. Vamos a adoptar, para el caso que nos ocupa, las soluciones descritas en el apartado 4 aplicadas al modelo en rentabilidades, pudiendo extenderse los resultados inmediatamente al modelo en excesos.

6.4.1 Existencia de heteroscedasticidad⁴⁰. La solución de Litzenberger y Ramaswamy (1979)

Litzenberger y Ramaswamy obtienen los estimadores para un modelo en el que suponen la inexistencia de efectos sectoriales, lo que simplifica las matrices de varianzas y covarianzas, tanto del vector de errores, como de las perturbaciones aleatorias del modelo empírico. Concretamente, el modelo puede expresarse en rentabilidades, de la siguiente manera:

$$\bar{r} = \gamma I_g + \delta b + \theta z + w \quad [5.79]$$

⁴⁰ Véase nota 25.

donde, el comportamiento del vector de perturbaciones es:

$$w \rightarrow DN_g[0_g, \text{Diag}(\sigma_w^2)] \quad [5.80]$$

y, para el vector de los errores en las variables:

$$v \rightarrow DN_g[0_g, \text{Diag}(\sigma_v^2)] \quad [5.81]$$

Podemos plantear la siguiente **transformación** sobre el modelo empírico:

$$\frac{\bar{r}_i}{\sigma_{b_i}} = \gamma \frac{1}{\sigma_{b_i}} + \delta \frac{b_i}{\sigma_{b_i}} + \theta \frac{z_i}{\sigma_{b_i}} + \frac{w_i}{\sigma_{b_i}} \quad [5.82]$$

Como hemos analizado en el apartado 4, la transformación propuesta permite realizar la ficción de considerar al vector de errores como valores de una variable normal tipificada, así como resolver los problemas de heteroscedasticidad del modelo empírico.

Se trata, por tanto, de estimar el modelo [5.82], que puede expresarse en forma matricial de la siguiente manera:

$$\bar{r}^* = \gamma \sigma^* + \delta b^* + \theta z^* + w^* \quad [5.83]$$

siendo los términos con asterisco, las variables transformadas de la expresión [5.82]. Podemos simplificar más la expresión anterior y llevarla a **notación convencional**:

$$\bar{r}^* = X^* \gamma + w^* \quad [5.84]$$

donde:

X^* Matriz que contiene a las variables explicativas formada por tres vectores columna " σ^* ; b^* ; z^* ".

γ Vector columna que contiene los parámetros " γ ", " δ " y " θ ".

El comportamiento de las perturbaciones del modelo empírico es:

$$w^* \rightarrow DN_g[0_g, \sigma_w^2 \cdot I_g] \quad [5.85]$$

y el vector de errores en la estimación de las betas:

$$v^* \rightarrow DN_g[0_g, I_g] \quad [5.86]$$

La expresión del estimador de Litzenberger y Ramaswamy (1979, págs. 180 y 181), ajustada al modelo que nos ocupa ([5.84]), es:

$$g = \left[\frac{X^* X^*}{g} - \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \right]^{-1} \frac{X^* \bar{r}^*}{g} \quad [5.87]$$

La matriz de varianzas y covarianzas de la distribución aproximada de los estimadores se encuentra en [4.61].

Se puede demostrar el estimador suponiendo normalidad e independencia, tanto de las perturbaciones, el error de medida, la variable explicativa no observada (es decir, la verdadera " β_i "), así como la variable " z_i ", como puede verse en Fuller (1987, cap. 1 y 2).

El problema viene de la consideración del riesgo sistemático no observado como aleatorio. Vamos a tratar de desarrollar el estimador para el caso en que supongamos fijas las betas y " z_i ", que en el contexto del presente estimador, se considera como aleatoria.

6.4.2 Existencia de heteroscedasticidad⁴¹. Propuesta de un estimador suponiendo fija la variable " β_i " no observada y la variable " z_i "

El estimador del modelo expresado en [5.84], suponiendo fijos los valores de la variable explicativa no observada⁴², es⁴³:

⁴¹ Véase nota 25.

⁴² Véase Fuller (1987, cap. 2, págs. 124 y ss).

$$g = [M_X' X' - \hat{\lambda} T^{-1} S_v' v']^{-1} (M_X' \bar{r} - \hat{\lambda} T^{-1} S_v' u) \quad [5.88]$$

La matriz de varianzas y covarianzas de la distribución aproximada de los estimadores coincide con indicada en la expresión [4.66].

6.4.3 Existencia de efectos sectoriales. La solución en el caso general

Una posibilidad, que tiene en cuenta el problema de los errores de estimación en las betas y el de los coeficientes aleatorios, consiste en utilizar el estimador Mínimo Cuadrático Generalizado [5.18] y tomar, como estimación de la matriz de varianzas y covarianzas, la expresión:

$$S_{gg} = (X' S_u^{-1} X)^{-1} \left(1 + \frac{d^2}{S_m^2} \right) + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} S_m^2 \quad [5.89]$$

donde:

- d Estimación del premio por riesgo obtenida a partir de la expresión [5.18].

Concretamente, el cociente entre el cuadrado del premio estimado y la varianza de la rentabilidad del mercado, aparece debido a los errores de estimación en las betas y, además, la varianza del coeficiente angular se ve incrementada por la variabilidad del mercado, lo que resuelve el problema de los coeficientes aleatorios.

⁴³ Puede verse la expresión [5.51], donde tenemos la definición de las matrices correspondientes. Para su aplicación, únicamente debemos tener en cuenta, que en el modelo que nos ocupa aparece una nueva variable explicativa.

Capítulo VI

EL APT

1. Introducción

En el apartado 7 del primer capítulo, analizamos desde una perspectiva teórica, la base del modelo de valoración conocido como Arbitrage Pricing Theory (APT), que, siendo más general que el CAPM, supera en parte las críticas recibidas por éste último. Formulado por Ross (1976), propugna la influencia de varios tipos de riesgo sistemático en el promedio de rentabilidad de los títulos; frente al CAPM, que únicamente acepta el de mercado.

En este capítulo vamos a abordar el APT desde una perspectiva empírica, por lo que comenzaremos destacando una serie de aspectos metodológicos de interés:

- Es necesario, de nuevo, llamar la atención sobre los puntos señalados en la introducción al Capítulo II en cuanto a: modelos, notación, métodos de estimación, etc.
- Comenzaremos con un breve resumen de sus postulados fundamentales y, de manera análoga al CAPM, presentaremos el modelo ex-ante introduciendo el carácter temporal, así como la hipótesis de expectativas de riesgo constante.

- Posteriormente, presentamos el **Modelo Factorial**, que explica el proceso generador de las rentabilidades y que usamos como puente para llegar a un modelo ex-post sobre el cual realizar los test del APT.
- A diferencia del CAPM, en el contexto que nos ocupa se realizan contrastes de corte transversal, que podemos dividir en dos grupos:
 - Contrastes de corte transversal sin medias
 - Contrastes de corte transversal con medias
- Los diferentes modelos de corte transversal, son analizados a lo largo del capítulo desde una perspectiva econométrica, tratando de señalar y resolver los problemas que plantean de cara a la contrastación empírica del APT.

2. APT: El modelo a contrastar

La teoría desarrollada por el APT expone que, cuando durante un periodo de tiempo se analiza el rendimiento que produce un activo cualquiera "i", el valor esperado de su rentabilidad, es igual a la suma del tipo sin riesgo y una combinación lineal de los coeficientes de riesgo sistemático del título con respecto a los "k" factores comunes ponderados por sus correspondientes premios asociados. Dichos elementos de riesgo sistemático no son especificados a priori.

Los diferentes premios por riesgo los vamos a denominar " λ_j ", donde el subíndice indica el factor sistemático al que está asociado (en este caso el "j"), y que se supone constante para todos los títulos. La cantidad de riesgo que soporta el activo (suponiendo factores tipificados e independientes), se mide como covarianza del activo "i" con el factor "j" relativizada por la varianza de éste, lo que vamos a denominar " β_{ij} " y que viene a ser la " β_i " del CAPM por su analogía con este modelo.

El modelo puede formalizarse en la ecuación:

$$E(r_i) = \lambda_0 + \beta_{i1} \lambda_1 + \dots + \beta_{ik} \lambda_k \quad [6.1.a]$$

Vamos a analizar el **significado de los coeficientes " λ_j "** de [6.1.a]. Supongamos un **título sin riesgo sistemático** en los " k " factores, en ese caso, su promedio de rentabilidad es:

$$E(r_0) = \lambda_0 = r_0$$

siendo éste, lógicamente, **el tipo sin riesgo**.

Por otro lado, suponiendo un **título " r " con riesgo sistemático uno en el factor " j " y cero en los demás**, tenemos que su promedio de rentabilidad es:

$$E(r_{fj}) = \lambda_0 + \lambda_j$$

de donde podemos interpretar el coeficiente " λ_j " asociado a dicho título, como el **exceso de rentabilidad o premio por unidad de riesgo sistemático en el factor " j "**:

$$\lambda_j = E(r_{fj}) - \lambda_0 = E(r_{fj}) - r_0$$

Alternativamente, se puede expresar la ecuación del **modelo en excesos de rentabilidad**, de la siguiente manera:

$$E(r_i - r_0) = \beta_{i1} \lambda_1 + \dots + \beta_{ik} \lambda_k \quad [6.1.b]$$

Si suponemos factores tipificados e independientes (véase condición [6.13]), podemos definir los **coeficientes de riesgo sistemático de los títulos de manera análoga al CAPM**:

$$\beta_{ij} = \frac{\text{Cov}(r_i, F_j)}{V(F_j)}$$

2.1 APT: El modelo ex-ante

Teniendo en cuenta que se pueden observar " g " activos diferentes durante " n " periodos, se puede **introducir el carácter temporal** a la formulación inicial del modelo, planteándolo como:

En rentabilidades

$$E(r_{it}) = r_{0t} + \beta_{i1t} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ikt} \lambda_{kt} \quad [6.2.a]$$

En excesos

$$E(r_{it} - r_{0t}) = \beta_{i1t} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ikt} \lambda_{kt} \quad [6.2.b]$$

para todos los títulos en los periodos de tiempo considerados, es decir:

$$i = 1, 2, \dots, g \quad t = 1, 2, \dots, n$$

donde podemos ver que, el promedio de rentabilidad de un título en cada momento de tiempo (o su exceso), puede ser expresado como, suma del tipo sin riesgo (si hacemos referencia al modelo en rentabilidades, no así en excesos) y una combinación lineal de los coeficientes de riesgo de dicho activo en los factores, ponderados por los premios correspondientes a cada uno, en cada periodo.

Es interesante observar las similitudes de [6.2] con respecto al CAPM. Analizando las ecuaciones anteriores, es evidente cómo el APT, es un modelo más general que aquél, ya que podemos apreciar que incluye "k" tipos de riesgo sistemático, a diferencia del CAPM que únicamente incluye el de mercado.

Si suponemos factores tipificados e independientes (véase condición [6.13]), podemos definir los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos, en cada momento de tiempo, de manera análoga al CAPM:

$$\beta_{ijt} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, F_{jt})}{V(F_{jt})}$$

La dificultad para verificar este modelo es elevada debido a una serie de problemas en su formulación original [6.2], donde podemos apreciar que se encuentra expresado en términos de expectativas, tanto de las rentabilidades, como del riesgo y que no son directamente observables.

2.2 La hipótesis de "expectativas de riesgo constantes"

Una simplificación considerable del modelo [6.2], se obtiene si se establece la hipótesis de expectativas de riesgo constantes, es decir, si suponemos que las betas de cada activo permanecen inalterables a lo largo del periodo de tiempo considerado:

Expectativas de riesgo constantes: $\beta_{ijt} = \beta_{ij} \quad \forall t$

Al introducir esta hipótesis, la formulación del modelo queda reducida a:

En rentabilidades

$$E(r_{it}) = r_{0t} + \beta_{i1} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ik} \lambda_{kt} \quad [6.3.a]$$

En excesos

$$E(r_{it} - r_{0t}) = \beta_{i1} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ik} \lambda_{kt} \quad [6.3.b]$$

para todos los títulos en los periodos de tiempo considerados, es decir:

$$i = 1, 2, \dots, g; \quad t = 1, 2, \dots, n$$

Si suponemos factores tipificados e independientes (véase condición [6.13]), podemos definir los **coeficientes de riesgo sistemático** de los títulos de manera análoga al CAPM:

$$\beta_{ij} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, F_{jt})}{V(F_{jt})}$$

La expresión [6.3] tiene idénticos problemas de cara a su verificación que la [6.2]. Como vemos, siguen apareciendo los mismos términos no observables, es decir, las expectativas, tanto de rentabilidades, como de riesgo. Es precisamente la cantidad de elementos

desconocidos la que hace que no sigamos un procedimiento análogo al CAPM de cara a los posteriores contrastes.

3. Naturaleza estocástica de las rentabilidades: Modelo Factorial

En el contexto del CAPM presentamos al Modelo de Mercado como el proceso generador que trata de explicar las rentabilidades de los títulos en función de la del mercado y lo analizamos exhaustivamente desde el punto de vista econométrico en el Capítulo II.

De manera análoga, en el contexto del APT aparece el Modelo Factorial, que explica el rendimiento de los títulos en función de una serie de factores no especificados a priori.

En este subapartado vamos a estudiarlo desde el punto de vista econométrico, pero previamente resulta interesante indicar que, el Modelo Factorial recoge, al menos teóricamente, la influencia de todos los factores comunes a los títulos para explicar la rentabilidad de los mismos, de manera que lo que queda como residual es algo propio de cada activo. En definitiva, es un modelo que trata de resolver los problemas de especificación del Modelo de Mercado, incluyendo otras variables explicativas comunes a todos los títulos.

Recordemos que en el Capítulo II, abordamos dicha problemática mediante el Modelo de Mercado ampliado, donde se recogía la posibilidad de influencia de variables específicas en la rentabilidad de los títulos, siendo el carácter de las mismas (comunes y propias), una primera diferencia entre ambos planteamientos. Además, hay una segunda característica diferencial fundamental, consistente en que, en los planteamientos analizados sobre el Modelo de Mercado, las variables de los modelos ampliados son identificadas a priori, mientras que, en el que nos ocupa, como ya hemos indicado con anterioridad, los factores no son especificados.

3.1 Planteamiento del Modelo Factorial

El Modelo Factorial, o proceso generador de las rentabilidades en el contexto del APT, establece la relación lineal que existe entre la rentabilidad de cada título y los "k" factores comunes en los diferentes momentos del tiempo¹:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it} \quad [6.4]$$

donde:

- r_{it} Rentabilidad del título "i" en el periodo "t".
- α_i Ordenada en el origen del título "i".
- β_{ij} Coeficiente que expresa el riesgo sistemático del título "i" en el factor "j".
- F_{jt} Valor que toma el factor de riesgo "j" en el periodo "t".
- ε_{it} Perturbación aleatoria del título "i" en el periodo "t".

las perturbaciones aleatorias (" ε_{it} "), recogen el efecto que tiene en la rentabilidad del activo "i" otras variables que no han sido incluidas en el modelo y que son específicas del título "i".

3.2 Hipótesis de comportamiento y características del Modelo Factorial

De la misma manera que en los modelos analizados en capítulos previos, vamos a establecer a continuación, las hipótesis de comportamiento de los diferentes elementos que aparecen en la ecuación [6.4] y que dividimos en tres grandes grupos.

En primer lugar, tenemos las **estructurales habituales de linealidad** (que establece que la relación entre la rentabilidad de los títulos y los diferentes factores es de tipo lineal) y

¹ Es más habitual la expresión análoga [6.18] que utilizaremos posteriormente.

estructura única² (que indica que los coeficientes de riesgo sistemático son constantes para cada título en los diferentes periodos de tiempo considerados).

En segundo lugar, al no estar especificados los factores a priori y, por tanto, no ser observables, necesitamos establecer unas hipótesis sobre el comportamiento de los mismos. Sin pérdida de generalidad, las habituales son:

$$\text{Promedio cero: } E(F_{jt}) = 0 \quad \forall j \quad [6.5]$$

$$\text{Varianza uno: } \text{Var}(F_{jt}) = 1 \quad \forall j \quad [6.6]$$

$$\text{Independientes: } \text{Cov}(F_{it}, F_{jt}) = 0 \quad \forall i \neq j \quad [6.7]$$

que podemos resumir indicando que suponemos tipificados e independientes.

Para finalizar y en tercer lugar, tendremos las hipótesis de comportamiento de las perturbaciones aleatorias, que, al considerar estocásticas a las variables explicativas, deben ser entendidas en términos condicionales y son las siguientes:

$$\text{Promedio cero: } E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad \forall t \quad [6.8]$$

$$\text{Homoscedasticidad: } V(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad \forall t \quad [6.9]$$

$$\text{No autocorrelación: } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it'}) = 0 \quad \forall t \neq t' \quad [6.10]$$

Además, suponemos que las perturbaciones y los factores son independientes:

$$\text{Independencia perturbaciones y factores: } \text{Cov}(\varepsilon_{it}, F_{jt}) = 0 \quad \forall t \quad [6.11]$$

Dadas estas hipótesis de comportamiento, si nos imaginamos el **Modelo Factorial** como una regresión múltiple, podemos establecer fácilmente las características del mismo:

² Esta tiene relación con la hipótesis de expectativas de riesgo constantes analizada en el subapartado 2.2.

$$\text{Si } E(\epsilon_{it}) = 0 \quad \text{entonces} \quad \alpha_i = E(r_{it}) \quad [6.12]$$

$$\begin{aligned} \text{Si } \text{Cov}(\epsilon_{it}, F_{jt}) = 0 \text{ y } \text{Cov}(F_{it}, F_{jt}) = 0 \\ \text{entonces } \beta_{ij} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, F_{jt})}{V(F_{jt})} \end{aligned} \quad [6.13]$$

$$\begin{aligned} \text{Si } \text{Cov}(\epsilon_{it}, F_{jt}) = 0; \text{Cov}(F_{it}, F_{jt}) = 0 \text{ y } \text{Var}(F_{jt}) = 1 \\ \text{entonces } V(r_{it}) = \beta_{i1}^2 + \dots + \beta_{ik}^2 + V(\epsilon_{it}) \end{aligned} \quad [6.14]$$

con lo que, entre otras cosas, se obtiene que el término independiente de la expresión es el promedio esperado del título "i". Por otro lado, se puede realizar un desglose, más general que el obtenido en el CAPM, de la varianza total del título entre riesgo sistemático y diversificable. Además, la estimación de las expectativas de riesgo del título "i" en los diferentes factores considerados por el APT³, equivale a la estimación de los coeficientes angulares del Modelo Factorial⁴ correspondiente al título "i".

3.3 Técnicas de obtención de los coeficientes de riesgo sistemático

De cara a la obtención de los coeficientes de riesgo sistemático asociados a los factores a partir del Modelo Factorial (fórmula [6.4]), encontramos un problema que hace imposible la consideración del mismo como modelo de regresión múltiple. Nos estamos refiriendo, naturalmente, al desconocimiento de las realizaciones de los factores en los diferentes momentos de tiempo. Ello nos obliga en primer lugar, a realizar un planteamiento multiecuacional del Modelo Factorial y, posteriormente, a utilizar otras técnicas estadísticas que nos posibiliten la obtención de dichos coeficientes, así como los valores de los factores, de forma simultánea. Comenzamos con la consideración de las ecuaciones del Modelo Factorial para todos los títulos. El sistema está compuesto por las siguientes "g" ecuaciones, una por cada título, en desviaciones respecto al promedio⁵:

³ Véase expresión [6.3].

⁴ Puede verse la expresión [6.4].

⁵ Téngase en cuenta el resultado expresado en [6.12].

$$\begin{aligned} r_{1t} - E(r_{1t}) &= \beta_{11} F_{1t} + \dots + \beta_{1k} F_{kt} + \varepsilon_{1t} \\ &\dots\dots\dots \\ r_{it} - E(r_{it}) &= \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it} \\ &\dots\dots\dots \\ r_{gt} - E(r_{gt}) &= \beta_{g1} F_{1t} + \dots + \beta_{gk} F_{kt} + \varepsilon_{gt} \end{aligned} \quad [6.15]$$

Las ecuaciones anteriores quedan reducidas a una expresión más sencilla, si realizamos el planteamiento en forma matricial. Así, podemos representar el sistema anterior como:

$$\{r_t - E(r_t)\} = \beta f_t + e_t \quad [6.16]$$

donde:

r_t	Vector que contiene las rentabilidades de los "g" títulos.
$E(r_t)$	Vector que contiene los promedios de las rentabilidades de los "g" títulos.
$r_t - E(r_t)$	Vector columna, diferencia de los dos anteriores, que contiene las desviaciones de rentabilidad respecto al promedio.
β	Matriz que contiene las sensibilidades de los "g" títulos en los "k" factores, por lo que su orden es "g*k".
f_t	Vector columna que recoge los "k" factores de riesgo sistemático comunes a todos los títulos.
ε_t	Vector que recoge los "g" factores específicos.

Las técnicas estadísticas más utilizadas de cara a la obtención de los factores son dos, por un lado el Análisis Factorial⁶ y, por otro, Componentes Principales⁷. Ambas

⁶ Véase Morrison (1976, cap. 9).

⁷ Véase Morrison (1976, cap. 8).

tienen un origen simultáneo en el tiempo y, aunque en principio sus planteamientos difieren, existe relación en cuanto a la operativa matemática que requieren de cara a su resolución. Nos estamos refiriendo a la coincidencia entre un modelo de Análisis Factorial -en el que no se distingue entre factores comunes y específicos y se resuelve mediante el método de factores principales-, y la obtención de los Componentes Principales de una nube de puntos.

En el ámbito financiero existe **discusión sobre cuál de las dos técnicas es la idónea** de cara a la obtención de los coeficientes de riesgo sistemático, sin que, con el paso del tiempo, se haya llegado a una conclusión definitiva. Por un lado, autores como Roll y Ross (1980) utilizan el Análisis Factorial en su trabajo empírico (mediante el procedimiento de máxima verosimilitud) y, por otro, Sukla y Trzcinka (1990) ponen en entredicho la necesidad de utilizar la técnica anterior, mediante la comparación con los resultados obtenidos por Componentes Principales. Comoquiera que la discusión **no parece cerrada**, en nuestro trabajo nos decantamos por la segunda, si bien queremos dejar claro, que no existe ninguna razón para desechar el Análisis Factorial como técnica idónea.

Ambas se basan en la descomposición espectral de la matriz de varianzas y covarianzas de las rentabilidades de los títulos⁸. Más concretamente, **a partir del Modelo Factorial** (fórmula [6.4]) y basándonos en la hipótesis de factores tipificados⁹ e independientes, así como la independencia entre factores comunes y específicos¹⁰, **podemos realizar la siguiente descomposición de la matriz de varianzas y covarianzas de las rentabilidades de los títulos**:

$$\Sigma_{rr} = \beta\beta' + \Phi \quad [6.17]$$

donde:

$\beta\beta'$ Matriz que recoge en la diagonal principal las comunales y como elementos conjugados las covarianzas entre las rentabilidades de los títulos. Además, " β " recoge los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos en cada factor a lo largo de los periodos considerados y coincide con la matriz de covarianzas entre los factores comunes y las rentabilidades de los títulos.

⁸ Nos referimos a Componentes Principales y Análisis Factorial mediante el procedimiento de factores principales.

⁹ Véase [6.5], [6.6] y [6.7].

¹⁰ Véase fórmula [6.11].

- Φ Matriz diagonal que recoge las especificidades de las variables. Se puede descomponer como producto de dos matrices diagonales ("D"), donde cada una de ellas coincide con la matriz de covarianzas entre los factores específicos y las rentabilidades de los títulos.

En su trabajo original, Ross (1976) asume que la matriz de varianzas y covarianzas de los factores específicos es diagonal, lo que lleva a la aplicación de la técnica de Análisis Factorial en sentido estricto. Otras aproximaciones más generales al APT, como la de Chamberlain y Rothschild (1983), muestran que aunque la matriz de varianzas y covarianzas no sea diagonal, la ecuación fundamental del APT¹¹ se sostiene, con lo cual se pueden tomar Componentes Principales despreciando los últimos "g-k" valores propios y utilizar los vectores característicos normalizados asociados a los "k" primeros. Esto además, hace que sea más sencillo el tratamiento por ordenador.

Componentes principales tiene además una ventaja frente al Análisis Factorial y es que, para poblaciones estacionarias, se pueden comparar componentes de diferentes muestras, ya que se definen de manera única respecto al criterio del tamaño del valor propio, que indica la importancia relativa del componente. Esta comparación no puede ser realizada con los factores, ya que el orden no es único.

El procedimiento que se sigue, como hemos indicado con anterioridad, es calcular los Componentes Principales a partir de la matriz de varianzas y covarianzas de las rentabilidades de los títulos. Mediante la diagonalización de la misma, obtenemos los valores propios y vectores normalizados asociados, lo que sirve para calcular, tanto los coeficientes angulares, como posteriormente, con una medición, los valores de los factores en los diferentes momentos de tiempo. En definitiva, los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos en cada uno de los "k" factores a lo largo del periodo de tiempo considerado, son los vectores propios normalizados¹².

Es importante tener en cuenta que, el procedimiento sugerido es un proceso de inferencia estadística, ya que como punto de partida tomamos una muestra de

¹¹ Véase fórmula [6.3].

¹² Para ver una exposición formal completa de la técnica de Componentes Principales puede acudir a Narvaiza (1986).

rentabilidades de "g" títulos en "t" momentos de tiempo y es precisamente la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas calculada a partir de dichos datos, la que utilizamos para diagonalizar. Ello nos obliga al conocimiento de las distribuciones de los estimadores de los verdaderos valores propios y vectores asociados y, en definitiva, supone la necesaria consideración de los errores de medida en la estimación de los coeficientes de riesgo sistemático. De todas maneras cabe indicar que, los procedimientos de inferencia estadística en el ámbito de la técnica de Componentes Principales no se encuentran ampliamente desarrollados y además creemos que el incremento de complejidad que sufre el posterior contraste del APT, no justifica la mejora de los resultados obtenidos. Por ello, a lo largo del capítulo, no vamos a tener en cuenta los problemas derivados de la estimación de las expectativas de riesgo, entendiendo que coinciden, o en todo caso, se trata de aproximaciones suficientemente precisas a los verdaderos valores.

4. La contrastación empírica del APT mediante corte transversal sin medias: Modelo ex-post y empírico

Hemos indicado al comienzo del capítulo, cómo los contrastes empíricos del APT son de corte transversal, no contemplándose en nuestro estudio, a diferencia del CAPM, los de serie temporal. Existen dos posibilidades ("sin" y "con" medias) y su aplicación requiere de un proceso bietápico similar al presentado en los contrastes de corte del CAPM.

En el caso del APT tenemos un primer paso, en el que se obtienen los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos en los factores que, como ya hemos indicado, se realiza mediante la aplicación de la técnica de Componentes Principales al Modelo Factorial y, un segundo, en el que mediante una regresión y utilizando los coeficientes de la etapa anterior, se estiman los premios por riesgo asociados a cada factor.

En el contexto del APT no vamos a considerar los errores de observación en los riesgos sistemáticos, por lo que supondremos que los valores de las betas obtenidos mediante Componentes Principales, son los auténticos, o bien estimados, pero con pequeño error.

4.1 Modelo ex-post de corte transversal sin medias

Hasta el momento hemos introducido el modelo ex-ante del APT, indicando la problemática que tiene de cara a su contrastación¹³ y, ahora, vamos a obtener el modelo ex-post que sirva para realizar los posteriores contrastes.

En las metodologías de corte transversal, los diferentes procedimientos de contrastación tienen como **punto de partida el Modelo Factorial** analizado con anterioridad (ecuación [6.4]), que teniendo en cuenta la igualdad [6.12], podemos expresar de la siguiente manera:

$$r_{it} = E(r_{it}) + \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it} \quad [6.18]$$

Si suponemos cierto el APT, podemos sustituir por el promedio esperado ("E(r_{it})"), la ecuación ex-ante del modelo establecida en [6.2] donde todavía no se ha impuesto la hipótesis de expectativas de riesgo constantes y llegamos a la expresión:

$$r_{it} = r_{0t} + \beta_{i1t} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ikt} \lambda_{kt} + \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it} \quad [6.19]$$

Hasta la expresión [6.19] coinciden las metodologías de corte transversal ("sin" y "con" medias) y, es precisamente a partir de aquí, donde se separan debido al carácter diferencial que tienen ambas¹⁴. Concretamente, y en el caso de la metodología de corte sin medias, podemos agrupar términos en la expresión anterior, de la siguiente forma:

$$r_{it} = r_{0t} + \beta_{i1t} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ikt} \lambda_{kt} + (\beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it}) \quad [6.20]$$

o de manera más compacta, tenemos:

En rentabilidades

$$r_{it} = r_{0t} + \beta_{i1t} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ikt} \lambda_{kt} + \xi_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [6.21.a]$$

¹³ Véase apartado 2.

¹⁴ Puede verse Roll y Ross (1980, págs. 1089-1090).

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \beta_{i1t} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ikt} \lambda_{kt} + \xi_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [6.21.b]$$

donde el término de perturbación aleatoria engloba la variación intertemporal de los factores y el componente diversificable de riesgo propio de cada acción. Como vemos, se llega al modelo ex-post utilizando como puente el Modelo Factorial.

4.2 Modelo empírico de corte transversal sin medias

El modelo empírico de corte transversal sin medias que se plantea para el periodo "t", suponiendo conocida la expectativa de riesgo, adopta la forma:

En rentabilidades

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{i1t} + \dots + \gamma_{kt} \beta_{ikt} + u_{it} \quad [6.22.a]$$

En excesos

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{i1t} + \dots + \gamma_{kt} \beta_{ikt} + u_{it} \quad [6.22.b]$$

Como podemos apreciar, el modelo permite la posibilidad de que las "betas" cambien de periodo a periodo, o lo que es lo mismo, no necesita introducir la restricción que supone la hipótesis de expectativas de riesgo constantes.

4.3 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

La correcta definición estadística del modelo [6.22] requiere la especificación de las hipótesis estructurales y de las perturbaciones aleatorias. Las primeras, son las ya

habituales de linealidad y estructura única, es decir, relación lineal entre la rentabilidad de los activos y los riesgos sistemáticos, y que los coeficientes angulares de dicha relación se mantienen constantes para todos los títulos.

Las hipótesis sobre el comportamiento de las perturbaciones aleatorias son las siguientes:

$$\text{Promedio cero:} \quad E(u_{it}) = 0 \quad \forall i \quad [6.23]$$

$$\text{Heteroscedasticidad:} \quad V(u_{it}) = \sigma_{u_i}^2 \neq \sigma_{u_j}^2 \quad \forall i \neq j \quad [6.24]$$

$$\text{Autocorrelación:} \quad \text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) \neq 0 \quad \forall i \neq j \quad [6.25]$$

$$\text{Normalidad:} \quad u_{it} \rightarrow \text{Distribución normal} \quad [6.26]$$

Observando las características de las perturbaciones aleatorias del modelo vemos que existen problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación. Las razones por las que nos encontramos con ambos problemas son sencillas de comprender si nos fijamos en el contenido de dichas perturbaciones (véase el término entre paréntesis en la ecuación [6.20]), que engloban al Modelo Factorial analizado en el apartado 3. Concretamente, la existencia de heteroscedasticidad es debida al diferente riesgo de los títulos, mientras que la autocorrelación se debe a la relación entre los mismos. Posteriormente volveremos sobre el tema presentando una justificación formal.

Podemos plantear el modelo [6.22.a]¹⁵ en forma matricial:

$$r_t = \gamma_{0t} \mathbf{1}_g + \beta_t \gamma_t + u_t \quad [6.27]$$

donde:

r_t Vector columna que contiene las rentabilidades de los "g" títulos en el momento de tiempo "t".

¹⁵ Como siempre que realizamos el planteamiento en forma matricial, únicamente nos referimos al modelo expresado en rentabilidades, ya que la extensión al modelo en excesos es inmediata.

- γ_{0t} Término independiente de la ecuación.
- I_g Vector columna que contiene "g" unos.
- β_t Matriz que contiene las expectativas de los riesgos sistemáticos de los "g" títulos en el momento de tiempo "t" y en los "k" factores de riesgo, siendo una matriz de orden "g*k". A lo largo capítulo, vamos a suponer que dichos valores son conocidos o estimados con pequeño error.
- γ_t Vector columna que contiene los restantes "k" parámetros de la ecuación.
- u_t Vector que contiene los valores que toman las perturbaciones aleatorias de los "g" títulos en el momento de tiempo "t".

Es posible simplificar más las expresiones anteriores llevándolas a notación convencional:

$$r_t = X \pi_t + u_t \quad [6.28]$$

donde:

- X Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos submatrices "[I_g ; β_t]".
- π_t Vector columna que contiene todos los parámetros del modelo empírico.

Por otro lado, las perturbaciones aleatorias se comportan:

$$u_t \rightarrow DN_g(0_g; \Sigma_{uu}) \quad [6.29]$$

donde:

- Σ_{uu} La matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias, donde el elemento general de la misma es " σ_{ij} ". Es cuadrada, simétrica y definida positiva.

0_g Vector columna que contiene los "g" promedios de las perturbaciones aleatorias, en este caso "g" ceros.

4.4 Relación con el modelo ex-post

Podemos comparar la ecuación ex-post [6.21] y el modelo empírico de corte transversal [6.22], para establecer de manera sencilla la relación entre ambos.

Por un lado, tenemos que todos los coeficientes de riesgo sistemático (" β_{ijt} "), son:

$$\beta_{ijt} = \frac{\text{Cov}(r_{it}, F_{jt})}{V(F_{jt})}$$

Por ello, el coeficiente angular asociado a cada una de las variables exógenas, tanto en rentabilidades, como en excesos, debe ser igual a:

$$\gamma_j = E(r_{jt}) - r_0 \quad \forall j \quad [6.30]$$

Y con el resto de términos, debe suceder que:

En rentabilidades

$$r_{0t} + \xi_{it} = \gamma_{0t} + u_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [6.31.a]$$

En excesos

$$\xi_{it} = \gamma_{0t} + u_{it} \quad E(\xi_{it}) = 0 \quad [6.31.b]$$

Teniendo en cuenta esta relación, si el APT es cierto, en el modelo empírico de corte transversal debe cumplirse que:

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_{0t} + E(u_{it}) \quad [6.32.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_{0t} + E(u_{it}) \quad [6.32.b]$$

y, suponiendo la hipótesis de promedio cero de las perturbaciones aleatorias, tenemos que:

En rentabilidades

$$r_{0t} = \gamma_{0t} \quad [6.33.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_{0t} \quad [6.33.b]$$

Hemos mencionado anteriormente los problemas de **heteroscedasticidad** y **autocorrelación** de las perturbaciones aleatorias del modelo empírico¹⁶. Vamos a justificarlos matemáticamente, calculando la **varianza** y la **covarianza** entre dos pares de perturbaciones a partir de [6.31]:

$$V(\xi_{it}) = V(u_{it}) = V(r_i) \quad [6.34]$$

$$\text{Cov}(\xi_{it}, \xi_{jt}) = \text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) = \text{Cov}(r_i, r_j) \quad [6.35]$$

Con ello, podemos concluir que, la **matriz de varianzas y covarianzas** de las perturbaciones aleatorias coincide con la de los títulos.

¹⁶ Véase [6.24] y [6.25].

4.5 Contraste del APT

La contrastación del APT mediante un corte transversal sin medias, consiste en plantear el modelo [6.22] y comprobar si se cumplen los resultados establecidos en el subapartado anterior.

En el planteamiento en rentabilidades tenemos que comprobar, por un lado, que el término independiente es igual al tipo sin riesgo (expresión [6.33.a]), y por otro, que los coeficientes angulares coinciden con el premio por riesgo en cada uno de los factores comunes, que como son desconocidos a priori, la prueba se reduce a comprobar la significación estadística de los mismos.

En el planteamiento en excesos, la prueba sobre el término independiente se reduce a comprobar su igualdad a cero (expresión [6.33.a]), siendo idénticas las hipótesis en relación a los coeficientes angulares.

En definitiva, para aceptar el APT, es necesario que el mercado premie a más de un elemento de riesgo sistemático (recordemos que el CAPM propugna la existencia de un único tipo de riesgo), por lo que, debe haber más de un coeficiente angular significativamente distinto de cero. Es importante destacar que, en todo el proceso de contraste del APT, no es necesario plantear de cara a su aceptación o rechazo la interpretación de los factores obtenidos, cosa que, en todo caso, es una tarea a realizar una vez aceptada la existencia de varios elementos de riesgo premiados por el mercado.

4.6 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal

Los problemas generales de estimación de los modelos empíricos de corte transversal sin medias, han sido discutidos de forma extensa en los capítulos previos correspondientes al CAPM. Así, podemos indicar que, los estimadores Mínimo Cuadrático Ordinarios del modelo [6.22] son ineficientes, debido a los problemas de los términos de error mencionados en el subapartado 4.3. Efectivamente, la heteroscedasticidad y la autocorrelación, hacen que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias no sea escalar y se necesite acudir al método de estimación por Mínimos Cuadrados Generalizados, con lo que se mantiene la propiedad de eficiencia de los estimadores obtenidos.

El método propuesto ha sido ampliamente debatido en el subapartado 2.4 del Capítulo IV, por ello, vamos a trasladar los resultados del mismo al modelo que nos ocupa. Los **estimadores Mínimo Cuadráticos Generalizados** para el modelo anterior, suponiendo conocida la matriz de varianzas y covarianzas, son los siguientes:

$$p_t = (X' \Sigma_{uu}^{-1} X)^{-1} (X' \Sigma_{uu}^{-1} r_t) \quad [6.36]$$

donde:

Σ_{uu} La matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones, que coincide con " Σ_{rr} ".

Por otro lado, la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores es:

$$\Sigma_{pp} = (X' \Sigma_{uu}^{-1} X)^{-1} \quad [6.37]$$

Las **propiedades** del estimador, en condiciones muy generales, son: **consistencia**, **eficiencia** y **normalidad asintótica**.

4.7 Metodología empírica y contrastes clásicos

La **contrastación** del APT mediante el modelo empírico de corte transversal sin medias se realiza en dos etapas, ya que requiere los valores del **riesgo sistemático** de los "g" títulos (en cada uno de los "k" factores en el periodo "t"), o bien, una estimación con pequeño error de los mismos. Como ya ha sucedido en situaciones análogas referidas a contrastes del CAPM, el conocimiento exacto es imposible, lo que hace necesaria la obtención de una estimación precisa de los mismos. Ello constituye precisamente la primera etapa en la contrastación del APT, donde aplicando Componentes Principales obtenemos las betas y, es precisamente en este paso, donde se debe introducir la hipótesis de expectativas de riesgo constantes que en el contraste de corte transversal no es necesaria.

Ya hemos comentado en el apartado tercero del capítulo, que se trata de un proceso de inferencia estadística que introduce errores de medición de cara a la segunda etapa. Esta,

consiste en plantear el modelo empírico [6.22] mediante el método de Mínimos Cuadrados Generalizados, utilizando como estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones, la de las rentabilidades de los títulos (recordemos que suponemos conocida la verdadera matriz).

El proceso de estimación de [6.22] se lleva a cabo para cada periodo "t" de contraste y, posteriormente, se realizan las diferentes pruebas sugeridas en el subapartado anterior.

Podemos apreciar que, en la segunda etapa, hacemos caso omiso a los errores de medición en los coeficientes de riesgo sistemático y ello puede llevar, si dichos errores son elevados, a la pérdida de las propiedades de los estimadores. Es necesario, por tanto, que las estimaciones sean precisas. Para ello podemos tratar de utilizar metodologías de contraste del APT para carteras de valores, en vez de para títulos, con un procedimiento similar al de Fama y MacBeth en el caso del CAPM. Sin embargo, nosotros nos inclinamos por realizar el contraste para activos individuales, aun asumiendo el riesgo de la no consideración de los errores de estimación de las "betas" obtenidas en la primera etapa. Ello, es idéntico a suponer que diagonalizamos la verdadera matriz de varianzas y covarianzas (no la estimación) y que, a partir de la misma obtenemos las auténticas "betas" de los títulos en los diferentes factores de riesgo.

De todas maneras, hemos indicado que el contraste del APT se basa en la comprobación de que existen, al menos, dos valores de premios por riesgo significativos, por lo que, teniendo en cuenta que dichos test son válidos en presencia de los errores de observación, no es necesaria la introducción de otros métodos alternativos de estimación¹⁷.

Otro aspecto a tener en cuenta, es la irrelevancia del signo de los premios por riesgo que obtenemos. Para ello, basta considerar que el signo de los factores es arbitrario, por lo que los vectores propios normalizados (es decir, los coeficientes de riesgo sistemático obtenidos en la primera etapa), no se ven alterados por el hecho de cambiar su signo, aunque posteriormente, ello afecte a los signos de los estimadores obtenidos en la segunda. En definitiva, el contraste se basa en la significación del coeficiente angular sin poder distinguir si el premio del periodo es positivo o negativo.

Este tipo de contraste tiene graves problemas, debido a que la estimación del modelo empírico para un único periodo de tiempo puede dar como resultado valores de premios por riesgo poco precisos, habiendo una tendencia a la aceptación de la no influencia de los factores. Una vez estimado el modelo empírico para diferentes periodos de tiempo, es posible aplicar una

¹⁷ Puede verse Fuller (1987).

idea derivada del contraste análogo del CAPM; nos estamos refiriendo a la **posibilidad de obtener una estimación conjunta de los premios por riesgo a partir de las individuales** teniendo en cuenta las diferentes varianzas de las mismas, véase Litzenberger y Ramaswamy (1979, pág. 175).

La metodología descrita en los párrafos anteriores, posibilita la realización de un test sobre si el mercado se comporta de acuerdo a la teoría que propugna el APT. Si el comportamiento del mismo es coherente con dicho modelo de valoración, suele resultar interesante el tratar de **identificar el contenido de dichos factores**, porque no olvidemos que son desconocidos a priori y tampoco es necesario identificarlos para realizar el contraste del modelo. El procedimiento estadístico habitual de cara a la interpretación de los factores, consiste en realizar una medición y, posteriormente, correlacionar dichos valores con diferentes variables macroeconómicas. Del análisis expuesto se obtienen las variables con las que, debido a la alta relación lineal existente, se pueden asociar los factores.

Como contrastes clásicos cabe señalar a Roll y Ross (1980), donde se utiliza la metodología del Análisis Factorial y se realiza el contraste de corte transversal sin medias tratando los problemas indicados en el párrafo anterior (véase Roll y Ross, 1980, págs. 1.088 y ss). Una de las conclusiones del trabajo es que existen cuatro elementos de riesgo sistemático premiados en el mercado. Además, constatan la capacidad explicativa de la desviación típica de las rentabilidades introduciéndola como variable exógena en la segunda etapa del trabajo, lo que justifican por la asimetría de las distribuciones (de manera análoga a Miller y Scholes, 1972).

5. La contrastación empírica del APT mediante corte transversal con medias: Modelo ex-post y empírico

Existe otro posible contraste del APT de carácter transversal, pero en esta ocasión realizado a partir de los promedios de rentabilidad de los títulos a lo largo de los "n" periodos de tiempo considerados. La metodología es similar a la analizada en el apartado anterior, en cuanto a que, ambas se basan en un **procedimiento bietápico**, donde inicialmente se parte de la obtención de los valores de riesgo sistemático de los títulos y, posteriormente, se realiza el test del APT en una segunda fase mediante un modelo empírico. La

naturaleza del contraste hace sin embargo que se presenten ciertas peculiaridades de cara a la utilización de la metodología que vamos a ver a continuación. Una primera diferencia, consiste en la necesaria consideración de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes, o lo que es idéntico, que las betas de los títulos en los diferentes factores sean estacionarias a lo largo del periodo analizado.

De todas maneras, al ser la problemática econométrica de ambos modelos similar, vamos a resumir al máximo los resultados. Consideraremos a lo largo del apartado conocida la expectativa de riesgo de los títulos, o que dichos valores son estimados con pequeño error.

5.1 Modelo ex-post de corte transversal con medias

La obtención de un modelo ex-post para el contraste del APT con medias toma como punto de partida el Modelo Factorial, en el cual suponiendo el APT cierto, sustituimos la expresión del modelo ex-ante con expectativas de riesgo contantes [6.3], llegando a la siguiente expresión análoga a la [6.19]:

$$r_{it} = r_{0t} + \beta_{i1} \lambda_{1t} + \dots + \beta_{ik} \lambda_{kt} + \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it} \quad [6.38]$$

Si ahora sumamos a ambos lados de la igualdad a lo largo de los periodos de tiempo considerados y promediamos, llegamos a la siguiente expresión:

$$\bar{r}_i = \bar{r}_0 + \beta_{i1} (\bar{\lambda}_1 + \bar{F}_1) + \dots + \beta_{ik} (\bar{\lambda}_k + \bar{F}_k) + \bar{\varepsilon}_i \quad [6.39]$$

podemos agrupar términos y presentarlos de manera más compacta:

En rentabilidades

$$\bar{r}_i = \bar{r}_0 + \beta_{i1} \bar{\phi}_1 + \dots + \beta_{ik} \bar{\phi}_k + \bar{\varepsilon}_i \quad [6.40.a]$$

En excesos

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \beta_{i1} \bar{\phi}_1 + \dots + \beta_{ik} \bar{\phi}_k + \bar{\varepsilon}_i \quad [6.40.b]$$

donde tenemos un nuevo término de perturbación aleatoria que engloba el promedio de riesgo diversificable de los títulos. Obsérvese además, cómo el efecto promedio de los factores durante el periodo considerado, se suma al premio por riesgo. El modelo ex-post de corte con medias, al igual que el de sin medias analizado en el subapartado 4.1, utiliza también al Modelo Factorial como puente para llegar a su expresión.

5.2 Modelo empírico de corte transversal con medias

El modelo empírico de corte transversal con medias que se plantea a lo largo de los periodos de tiempo considerados, suponiendo conocidas las expectativas de riesgo de cada activo, adopta la forma:

En rentabilidades

$$\bar{r}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \dots + \gamma_k \beta_{ik} + u_i \quad [6.41.a]$$

En excesos

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \dots + \gamma_k \beta_{ik} + u_i \quad [6.41.b]$$

En [6.41] vemos que los valores de la sensibilidad de los títulos en los diferentes factores de riesgo permanecen inalterables a lo largo del periodo analizado, lo que equivale a la introducción de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes.

5.3 Hipótesis básicas del modelo y planteamiento matricial

El correcto planteamiento estadístico del modelo [6.41] obliga a especificar las hipótesis estructurales y de las perturbaciones aleatorias. Para no extendernos demasiado, y sin perder claridad en la exposición, podemos indicar que las hipótesis a las que hacemos referencia son idénticas a las ya establecidas para el modelo de corte sin medias analizado en el subapartado 4.3. Por lo tanto supondremos las hipótesis de linealidad y estructura única y, en cuanto

a las perturbaciones aleatorias del modelo (véanse expresiones [6.23] a [6.26]), tendrán problemas de heteroscedasticidad¹⁸ por idénticas razones a las allí indicadas.

Como paso previo al análisis de los estimadores, presentamos el modelo [6.41.a] en forma matricial:

$$\bar{r} = \gamma_0 \mathbf{I}_g + \beta \gamma + u \quad [6.42]$$

donde:

- $\bar{r}$ Vector columna que contiene los "g" promedios de rentabilidad de los títulos a lo largo de los periodos considerados.
- γ_0 Término independiente de la ecuación.
- β Matriz que contiene las expectativas de los riesgos sistemáticos de los "g" títulos en los "k" factores de riesgo a lo largo del periodo considerado, siendo una matriz de orden "g*k".
- γ Vector columna que contiene los restantes "k" parámetros de la ecuación.
- u Vector que contiene los valores que toman las perturbaciones aleatorias de los "g" títulos.

Podemos simplificar más la expresión anterior para llevarla a notación convencional de la siguiente manera:

$$\bar{r} = X \pi + u \quad [6.43]$$

donde:

¹⁸ No habrá problemas de autocorrelación en este caso, ya que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones es diagonal. De todas maneras, en la contrastación empírica es difícil admitir únicamente la existencia de heteroscedasticidad, ya que se desecharán factores que estrictamente no pueden ser considerados específicos.

- X** Matriz que contiene a las variables explicativas formada por dos submatrices " $[1_g; \beta]$ ".
- π** Vector columna que contiene todos los parámetros del modelo empírico.
- u** Vector que contiene los valores que toman las perturbaciones aleatorias de los "g" títulos.

y, el comportamiento de las perturbaciones aleatorias es:

$$u \rightarrow DN_g(0_g; \Sigma_{uu}) \quad [6.44]$$

donde:

- Σ_{uu}** La matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias.
- 0_g** Vector columna que contiene los "g" promedios de las perturbaciones aleatorias, en este caso "g" ceros.

5.4 Relación con el modelo ex-post

Si comparamos el modelo ex-post [6.40] con el empírico de corte transversal [6.41], podemos determinar la relación entre ambos.

Por un lado, los coeficientes de riesgo sistemático " β_{ij} " son:

$$\beta_{ij} = \frac{\text{Cov}(r_{jt}, F_{jt})}{V(F_{jt})}$$

El coeficiente angular asociado a cada una de las variables exógenas, tanto en rentabilidades como en excesos, debe ser igual a:

$$\gamma_j = (E(r_{jt}) - r_0) + \bar{F}_j \quad \forall j \quad [6.45]$$

Y, con el resto de términos debe suceder que:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 + \bar{\varepsilon}_i = \gamma_0 + u_i \quad E(\bar{\varepsilon}_i) = 0^{19} \quad [6.46.a]$$

En excesos

$$\bar{\varepsilon}_i = \gamma_0 + u_i \quad E(\bar{\varepsilon}_i) = 0 \quad [6.46.b]$$

Teniendo en cuenta esta relación, si el APT es cierto, en el modelo empírico de corte transversal debe suceder que:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma_0 + E(u_i) \quad [6.47.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_0 + E(u_i) \quad [6.47.b]$$

y, con la hipótesis de promedio cero de las perturbaciones aleatorias:

En rentabilidades

$$\bar{r}_0 = \gamma_0 \quad [6.48.a]$$

En excesos

$$0 = \gamma_0 \quad [6.48.b]$$

¹⁹ Puede verse [6.8], siendo inmediata la extensión del resultado para el promedio.

Si calculamos la varianza a partir de la expresión [6.46] podemos justificar la heteroscedasticidad de las perturbaciones aleatorias del modelo empírico:

$$V(\tilde{\epsilon}_i) = V(u_i) \quad [6.49]$$

5.5 Contraste del modelo

La contrastación del APT mediante un corte con medias, consiste en plantear el modelo empírico [6.41] y comprobar si se cumplen las condiciones establecidas. Así, en el modelo en rentabilidades, debemos analizar si se puede aceptar la igualdad del término independiente con el promedio del tipo sin riesgo a lo largo del periodo considerado (expresión [6.48.a]), y que los coeficientes angulares coinciden con el promedio de premio por riesgo en cada uno de los factores (más el efecto promedio del factor²⁰), lo que, al ser desconocidos a priori, se reduce a comprobar la significación estadística de los mismos. En el modelo en excesos, la única diferencia está en que el término independiente debe ser cero (expresión [6.48.b]).

Para aceptar el APT, es necesario que existan dos coeficientes angulares significativamente distintos de cero en la estimación del modelo [6.41]. Asimismo, queda como trabajo posterior la interpretación de dichos factores, lo que, como vemos, no es necesario de cara a la aceptación o rechazo de la ecuación de valoración del APT.

5.6 Método de estimación del modelo empírico de corte transversal

De manera análoga al modelo de corte sin medias, los estimadores Mínimo Cuadrático Ordinarios carecen de la propiedad de eficiencia, por lo que es necesario acudir al método de Mínimos Cuadrados Generalizados.

Los estimadores de [6.41], son idénticos a los analizados en el subapartado 4.6, más concretamente:

²⁰ Los componentes obtenidos tienen promedio cero.

$$p = (X' \Sigma_u^{-1} X)^{-1} (X' \Sigma_u^{-1} \bar{r}) \quad [6.50]$$

donde:

Σ_{uu} La matriz "g*g" de varianzas y covarianzas contemporáneas de las perturbaciones aleatorias.

La matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores es:

$$\Sigma_{pp} = (X' \Sigma_u^{-1} X)^{-1} \quad [6.51]$$

Las propiedades del estimador son, en condiciones muy generales, la de consistencia, eficiencia y normalidad asintótica.

5.7 Metodología empírica y contrastes clásicos

El contraste empírico del APT mediante un corte transversal con medias se realiza mediante un procedimiento bietápico similar al descrito en el subapartado 4.7, ya que hay que tener en cuenta que, el modelo empírico [6.41] exige el conocimiento exacto de las expectativas de riesgo sistemático en los "k" factores. Por ello, en la primera etapa se procede, mediante series históricas, a la estimación de dichos coeficientes. El proceso de inferencia estadística que se realiza (puede verse el subapartado 3.3), no garantiza la precisión de dichos valores, lo que se traduce en un problema de errores de observación de cara a la segunda etapa. En ésta, se estima el modelo [6.41] mediante el método de Mínimos Cuadrados Generalizados, sin considerar la problemática que los errores de observación introducen en el mismo (debido a que la complejidad derivada su tratamiento no justifica la mejora de resultados) y se comprueba si se cumple [6.48] y existen, al menos, dos premios por riesgo significativamente diferentes de cero. El signo de los factores es arbitrario, por lo que el contraste de los coeficientes angulares estimados del modelo [6.41] se centra en la significación de los mismos.

Por otro lado, si se llega a determinar que el comportamiento del mercado es acorde con la teoría de valoración propuesta por el APT, suele resultar interesante **interpretar el contenido que encierran los factores**. El método habitual consiste en correlacionar las mediciones con variables macroeconómicas, asociándolos a aquellas con las que se encuentran más altamente relacionadas.

La metodología descrita de cara a la contrastación del APT, es seguida por **Santibáñez (1994)** obteniendo **unos resultados bastante pobres** de cara a la aceptación del modelo. Concretamente, en el periodo estudiado 1959-88, destaca la existencia de un elemento de riesgo sistemático premiado en el mercado, que interpreta como el factor de mercado.

Capítulo VII

DESCRIPCION DE LA BASE DE DATOS

1. Introducción

La primera operación a realizar con carácter previo a la contrastación de los modelos de valoración bursátil consiste necesariamente en la **selección de los títulos** que componen la base de datos sobre la que se va a realizar el análisis. Santibáñez (1994) señala cómo esta operación presenta **claras similitudes** con la que se realiza a la hora de confeccionar un índice bursátil, si bien el objetivo en uno y otro caso es diferente. Así, es sabido que los **criterios** que son tenidos en cuenta en la **selección de los valores que componen un determinado índice bursátil**, así como en la ponderación a dar a cada uno de ellos, son los siguientes (véase, por ejemplo, Cerrolaza y otros, 1987):

- Valor de capitalización bursátil.
- Frecuencia de contratación.
- Volumen de contratación.

En nuestro caso, lo que nos interesa de manera fundamental es elegir títulos que coticen frecuentemente y en cantidades apreciables: efectivamente, nuestro objetivo final es el de contrastar la capacidad explicativa de los modelos de valoración, que normalmente se basan en unas condiciones bastante restrictivas de la realidad. Por lo tanto, no parece tener sentido contrastar estos modelos para valores cuyas cotizaciones son fruto de transacciones poco frecuentes, y/o en volúmenes poco importantes, ya que, en estos casos, las cotizaciones pueden no recoger el acuerdo general del mercado.

De entre los tres criterios mencionados, entendemos que, para el objetivo que nos ocupa, el Valor de Capitalización Bursátil tiene una importancia relativa menor. Si bien es cierto que un valor alto hace referencia a un título con un mercado potencial grande, también lo es que, aunque no sea lo habitual, podemos encontrar títulos con elevados valores de capitalización que se mueven poco de manos, o a la inversa, empresas con bajo valor en esta variable, pueden tener una cotización muy ágil y frecuente, lo que hace que su precio de mercado recoja un valor de equilibrio mucho más interesante que en el caso anterior.

Por todo ello, decidimos basarnos en los dos últimos criterios mencionados, Volumen y Frecuencia de contratación¹, para realizar la selección de los títulos que va a componer la base de datos.

2. La Base de Datos

2.1 Los títulos seleccionados y el periodo analizado

2.1.1 Selección previa

Como es sabido, en 1.989 comienza a funcionar el Mercado Continuo (antes de la entrada en vigor de la reforma del Mercado de Valores, según Ley 24/1988 de 28 de Julio, aparecida en el BOE nº 181 de 29 de julio de 1988), lo cual supone un cambio importante en la Bolsa española. Existen ya diversos estudios sobre el comportamiento del mercado de corros en el caso español.

¹ Es evidente que, dadas las condiciones restrictivas que utilizaremos en la selección de los títulos, los valores que compondrán nuestra base de datos cumplirán con un gran nivel de exigencia en cuanto al Valor de Capitalización Bursátil.

entre los que podemos citar los trabajos de Palacios (1973), Bergés (1984), Rubio (1986 y 1988b) y Gómez-Bezares (1989 y 1990). Más recientemente, los de Gallego, Gómez y Marhuenda (1992), y el de Santibáñez (1994).

Los trabajos mencionados pretenden analizar el grado de adecuación de los modelos clásicos de valoración (CAPM y APT) al mercado de valores español. El trabajo que vamos a realizar trata de continuar en la misma línea, profundizando en las diferentes metodologías de contraste de dichos modelos, aplicadas ahora al Mercado Continuo. En este sentido, este estudio enlaza con el citado de Santibáñez (1994), que analiza el periodo 1959-88, año éste último en el que, como hemos dicho, se encuentra gestando el Mercado interconectado. Nosotros vamos a estudiar el periodo que incluye los años 1990-93, siguiendo una metodología similar a la utilizada por el citado autor.

Dado que la entrada de todos los títulos al sistema informatizado no se produce simultáneamente en un momento del tiempo, sino que éstos van incorporándose progresivamente, nos encontramos con que, en el año 89, son todavía muy pocos los valores que cotizan en el Mercado Continuo, por lo que, en principio, decidimos situar el comienzo del periodo a principios del año 90 (aunque la decisión final se justificará más adelante). Es claro que, dado que no llega a cuatro años el tiempo transcurrido desde dicha fecha hasta el momento de confeccionar este banco de datos, cuanto más tarde comencemos, la información disponible para el análisis es menor. Esta es una limitación clara con la que tenemos que contar: por un lado, cuantos menos datos tengamos en la serie histórica, la fiabilidad estadística de algunos resultados es menor; por otro, si tratamos de situar el comienzo demasiado pronto, es la cantidad de títulos la que no cumple con un número mínimo razonable (lo cual influye también en la fiabilidad estadística de otros contrastes).

Por otro lado, Fama (1976), señala que, para datos mensuales, el periodo ideal de análisis oscila entre los 5 y 7 años (para intervalos superiores, la beta de los títulos varía), siendo el más utilizado en los contrastes clásicos. También conocidos servicios de bolsa, como Merrill Lynch o Value Line, estiman sus betas con datos relativos a cinco años, si bien los primeros trabajan con datos mensuales, mientras los segundos lo hacen con datos semanales. Nuestro periodo de estudio debe ser forzosamente más reducido, dado que el Mercado Continuo no lleva funcionando todavía un periodo tan largo, si bien consideramos suficiente la información disponible para comenzar a extraer algunas conclusiones respecto del comportamiento de dicho mercado. En cualquier caso, ello puede provocar alguna distorsión en las conclusiones de los contrastes, que se analizan en detalle en los pasos posteriores del trabajo (momento en el que retomaremos este tema).

Por todo lo anterior, decidimos partir del periodo comprendido entre enero de 1.990 y agosto de 1.993 para realizar la captura de datos (coincidiendo este último con el momento en que se confecciona la base de datos). En la selección de los títulos se tienen en cuenta, tal como se ha indicado anteriormente, dos criterios: volumen y frecuencia de contratación de los valores durante los años 90, 91 y 92 (los datos del 93 respecto de estas dos variables no se han considerado, por no estar completos a la fecha de confección de esta base de datos).

En los Informes Anuales de la Bolsa de Madrid encontramos, para cada uno de dichos años, los 200 títulos con mayor volumen de contratación, ordenados en función del mismo. En la misma publicación aparece también, y siempre para cada año, el número de días en que se ha negociado cada uno de los valores.

Una vez introducida esta información en el ordenador, seleccionamos de entre los 200 títulos con mayor volumen de contratación anual, aquellos que cumplieran con unas determinadas condiciones respecto de la frecuencia de contratación. Así, distinguimos dos grupos distintos:

-Grupo 1: Títulos que cotizan más de "n-4" días (en cada uno de los años).

-Grupo 2: Títulos que cotizan más de "n-22" días (en cada uno de los años).

(siendo "n" el número de días hábiles del año correspondiente).

Es decir, que en el primer grupo se encuentran los títulos que prácticamente han cotizado todos los días hábiles, mientras que en el grupo segundo están los valores que lo han hecho un mínimo de once meses al año, aproximadamente. Uno de los objetivos de este trabajo es, precisamente, estudiar si se producen diferencias importantes en la contrastación de los modelos en cada uno de los dos grupos, por lo que daremos un tratamiento separado a los mismos.

El número de títulos seleccionados inicialmente con las condiciones impuestas conforman un total de 69, de los que 35 pertenecen al primer grupo, y 34 al segundo. En los cuadros VII-1 y VII-2 se presentan los títulos que componen cada grupo, ordenados por sectores. En estos cuadros se ofrece, para cada año, el número de orden ocupado por cada uno de los títulos en cuanto a volumen de contratación, así como el número de días negociados.

-Grupo 1 ($n_1 > n$ máximo - 4)

Sector	Título	1.990		1.991		1.992	
		Nº Orden	Días	Nº Orden	Días	Nº Orden	Días
24	B. ALICANTE	141	247	118	248	43	248
24	B. ANDALUCIA	69	245	70	248	59	249
24	B. CENTRAL (CEN-HISP)	1	247	5	247	7	249
24	B. EXTERIOR	28	247	31	246	31	249
24	B. PASTOR	85	246	81	248	84	249
24	B. POPULAR	12	245	11	248	8	249
24	B. SANTANDER	6	247	4	247	3	249
24	BANESTO	13	247	14	248	18	249
24	BBV	7	247	6	248	9	249
25	B. FOMENTO	159	244	91	248	92	249
25	BANKINTER	19	247	20	248	12	249
26	E. R. ZARAGOZANAS	134	246	108	246	85	246
26	ENDESA	23	247	12	248	6	249
26	ENHER	149	244	134	247	141	248
26	GESA	68	247	77	248	53	249
26	H. CANTABRICO	55	246	35	248	29	249
26	U. E. FENOSA	11	247	8	248	10	249
27	TABACALERA	25	245	15	248	11	249
27	VISCOFAN	43	244	32	248	30	249
30	ASLAND	8	246	19	246	25	249
30	DRAGADOS	15	247	16	247	16	249
30	HUARTE	57	246	39	248	46	249
30	METROVACESA	46	245	29	248	40	249
30	URALITA	21	246	17	247	37	249
30	URBIS	29	245	28	246	49	247
30	VALLEHERMOSO	24	247	22	247	22	248
32	CORP. FIN. ALBA	32	245	43	246	27	249
35	SARRIO	56	244	50	247	54	249
36	ENCE	79	246	74	246	118	249
36	REPSOL	3	247	10	248	2	249
37	MAPFRE	38	245	33	247	33	249
39	ACERINOX	35	247	44	248	20	248
40	NISSAN	70	247	59	246	65	247
42	ACESA	47	245	24	246	13	249
42	TELEFONICA	2	247	1	247	1	248

Cuadro VII-1

-Grupo 2 ($n_i > n$ máximo - 22)

Sector	Título	1.990		1.991		1.992	
		Nº Orden	Días	Nº Orden	Días	Nº Orden	Días
24	B. VALENCIA	103	240	87	248	107	249
24	B. ZARAGOZANO	37	237	51	243	70	249
26	AGUAS DE BARCELONA	54	227	49	246	61	246
26	FECSA	22	247	13	241	14	249
26	HIDROLA (IBERDROLA II)	18	247	18	242	71	242
26	IBERDUERO (IBERDROLA I)	14	247	3	242	4	248
26	SEVILLANA	33	247	7	243	21	249
27	AGUILA	84	241	60	241	68	231
27	CAMPOFRIO	80	237	79	246	72	242
27	EBRO	52	237	46	244	39	242
30	AGROMAN	51	241	38	247	51	249
30	CRISTALERIA	41	245	45	244	57	243
30	HISALBA	61	237	54	244	73	249
30	SOTOGRADE	65	236	68	248	78	248
30	VALDERRIVAS	27	237	41	238	35	238
32	COFIR	40	238	67	246	56	230
32	GRAL. DE INVERSIONES	140	227	95	244	88	239
36	ARGON	151	236	143	243	97	240
36	CARBUIROS METALICOS	42	234	86	240	102	237
36	CEPSA	26	247	21	242	23	249
36	E. I. ARAGONESAS	71	243	42	245	47	245
36	ERCROS	34	246	37	248	63	229
36	SNIAE	81	244	121	246	130	236
36	TAFISA	114	244	110	248	119	238
37	UNION Y EL FENIX	62	247	53	247	83	245
39	AMPER	78	243	89	247	96	247
39	ASTURIANA DEL ZINC	44	235	83	246	24	246
39	DURO FELGUERA	113	238	93	243	90	237
39	NUEVA MONTAÑA	109	247	142	243	155	243
39	TUBACEX	76	247	69	248	120	234
39	ZARDOYA-OTIS	74	237	62	227	60	242
40	TUDOR	86	241	101	245	124	229
42	AUT. DEL MARE NOSTRUM	48	239	47	246	38	248
44	PROSEGUR	60	245	57	245	44	244

Cuadro VII-2

Por lo que se refiere al **sector** en el que encuadramos cada título, decidimos utilizar la clasificación que aparece en los citados Informes Anuales de la Bolsa de Madrid. En el **cuadro VII-3** tenemos la **codificación**, junto con el **número de títulos** que cada sector presenta en cada uno de los dos grupos:

Código	Sector	Nº títulos Grupo 1	Nº títulos Grupo 2	Total
24	Bancos comerciales	9	2	11
25	Bancos industriales	2	0	2
26	Agua, Electricidad y Gas	6	5	11
27	Agricultura y Alimentación	2	3	5
30	Construcción	7	5	12
32	Inversión mobiliaria	1	2	3
35	Papel y Artes gráficas	1	0	1
36	Químicas y Textiles	2	7	9
37	Seguros	1	1	2
39	Siderometalúrgicas	1	6	7
40	Industria del automóvil	1	1	2
42	Comunicaciones	2	1	3
44	Varías	0	1	1
Total		35	34	69

Cuadro VII-3

Como puede verse, los dos grupos están equilibrados respecto al número total de títulos, y en general, incluyen valores de sectores variados, aunque con peso importante evidente de la Banca, Electricidad y Construcción (con un total de 36 valores, que representan un 52,2% respecto al número de títulos seleccionados, siendo el 18,8% el peso máximo representado por un sector -el de banca, incluyendo la comercial y la industrial-), seguidos de los sectores de Químicas, Siderometalúrgicas, y Alimentación, lo cual es bastante característico de la bolsa española, dada la tradicional estrechez de nuestro mercado.

Puede también resultar de interés señalar la fecha en la que cada título se incorpora al Mercado Continuo, información que será tenida en cuenta para adoptar la decisión final respecto de la fecha de comienzo del estudio, e incluso, para la eliminación de algunos de los títulos preseleccionados. En este sentido, creemos que es importante, desde un punto de vista estadístico, que el periodo de análisis considerado para todos los títulos sea exactamente el

mismo, ya que se evita así añadir nuevos problemas econométricos a los que la propia contrastación de los modelos presenta.

En los cuadros VII-4 y VII-5 se ofrece la información mencionada. Los títulos se han ordenado dentro de cada grupo en función de su fecha de incorporación al Mercado Continuo, con el objeto de facilitar las decisiones a adoptar.

2.1.2 Selección definitiva

Antes de adoptar la decisión definitiva sobre la fecha de comienzo del periodo de análisis, así como de los títulos que van a formar parte del mismo, realizaremos a continuación un breve comentario respecto de algunas particularidades que presentan varios de los títulos seleccionados hasta el momento:

-Banco Central - Hispano. Esta compañía resulta de la fusión entre los bancos Central e Hispano, según acuerdo de 3-1-92. Hasta dicha fecha, ambos títulos tienen una importancia suficiente como para entrar directamente en el estudio. Dado que, como se ha dicho anteriormente, queremos títulos que se mantengan a lo largo de todo el periodo analizado (para evitar algunos problemas estadísticos que el diferente número de datos en los títulos estudiados provocaría), nos quedaremos únicamente con uno de los dos en los meses anteriores a la fusión. Decidimos optar por el Banco Central, por ser el absorbente, y porque la serie de cotizaciones previas presenta una mayor similitud con la de la empresa fusionada, introduciéndose así una menor distorsión en las rentabilidades correspondientes. Queda claro pues, que bajo el nombre de Central - Hispano se incluyen, durante los años previos a la fusión definitiva, los datos del Banco Central.

-Iberdrola I e Iberdrola II. Se corresponden con las antiguas Iberduero e Hidroeléctrica Española, respectivamente. El día 8-8-91, la primera lanza una OPA sobre la segunda. A diferencia del caso anterior, ambos títulos siguen cotizando hasta principios del año 93, donde comienza a aparecer únicamente la cotización del Grupo Iberdrola. Estos últimos meses hacen que, nuevamente, debamos escoger sólo uno de los dos valores. Por las mismas razones que en el caso anterior, elegimos Iberduero (que es la compañía que lanzó la OPA sobre Hidrola, añadido al hecho de que sus cotizaciones presentan una mayor continuidad con las del grupo).

Grupo 1

Sector	Título	Fecha entrada M. Continuo
40	NISSAN	89-04-24
37	MAPFRE	89-06-12
30	URALITA	89-06-19
36	ENCE	89-06-26
26	H. CANTABRICO	89-07-03
30	VALLEHERMOSO	89-07-10
35	SARRIO	89-07-24
36	REPSOL	89-09-04
26	GESA	89-09-11
26	E. R. ZARAGOZANAS	89-09-18
26	ENHER	89-09-25
26	U. E. FENOSA	89-09-25
26	ENDESA	89-10-02
30	DRAGADOS	89-10-23
42	TELEFONICA	89-11-06
30	ASLAND	89-12-04
32	CORP. FIN. ALBA	89-12-18
30	HUARTE	90-01-15
24	B. SANTANDER	90-01-22
30	METROVACESA	90-01-22
24	BANESTO	90-01-29
27	VISCOFAN	90-02-05
42	ACESA	90-02-05
24	B. POPULAR	90-02-19
24	B. EXTERIOR	90-02-26
24	B. CENTRAL (CEN-HISP)	90-03-05
24	B. PASTOR	90-03-19
25	BANKINTER	90-03-26
27	TABACALERA	90-03-26
24	BBV	90-04-02
24	B. ALICANTE	90-04-09
25	B. FOMENTO	90-04-09
30	URBIS	90-05-07
24	B. ANDALUCIA	90-05-21
39	ACERINOX	90-07-02

Cuadro VII-4

Grupo 2

Sector	Título	Fecha entrada M. Continuo
39	NUEVA MONTAÑA	89-04-24
39	TUBACEX	89-04-24
36	SNIACE	89-05-22
39	DURO FELGUERA	89-05-29
26	HIDROLA (IBERDROLA II)	89-06-12
30	HISALBA	89-06-19
39	ZARDOYA-OTIS	89-06-26
36	E. I. ARAGONESAS	89-07-17
37	UNION Y EL FENIX	89-07-17
26	SEVILLANA	89-09-11
36	CEPSA	89-09-18
36	CARBUROS METALICOS	89-10-09
26	IBERDUERO (IBERDROLA I)	89-10-16
30	AGROMAN	89-10-23
36	ERCROS	89-10-30
26	FECSA	89-11-13
36	ARGON	89-11-20
40	TUDOR	89-12-11
27	EBRO	89-12-18
39	AMPER	90-01-08
44	PROSEGUR	90-01-15
24	B. VALENCIA	90-05-14
27	CAMPOFRIO	90-05-14
32	COFIR	90-05-28
42	AUT. DEL MARE NOSTRUM	90-06-11
30	CRISTALERIA	90-06-18
32	GRAL. DE INVERSIONES	90-06-18
27	AGUILA	90-07-02
30	VALDERRIVAS	90-07-09
30	SOTOGRADE	90-07-16
36	TAFISA	90-07-23
39	ASTURIANA DEL ZINC	90-07-30
24	B. ZARAGOZANO	90-10-29
26	AGUAS DE BARCELONA	90-11-05

Cuadro VII-5

-**COFIR.** En diciembre de 1992 finaliza el proceso de absorción de esta compañía por parte de Corporación Arco, S.A., por lo que decidimos eliminar este título del análisis, aunque durante los años 90-92 cumplía con los requisitos exigidos.

-**Energías e Industrias Aragonesas.** Con fecha 26-10-92 se celebra una Junta General Extraordinaria en la compañía Uralita, S.A., en la que se acuerda la fusión por absorción de E.I. Aragonesas, lo que hace que queden excluidas de la negociación las acciones de ésta última a partir del día 17-2-93. Por lo tanto, también esta sociedad queda excluida del análisis.

Debemos decir que la decisión de mantener los títulos Central-Hispano e Iberdrola se justifica por la importancia que los dos valores tienen en nuestra bolsa, y porque, observando las cotizaciones alrededor de la fecha de la fusión, puede verse que no se producen movimientos especulativos importantes, que pudieran haber distorsionado el proceso de valoración ordinario de los títulos.

El último paso que nos queda es decidir la fecha concreta en que estableceremos el comienzo del estudio. A la vista de los cuadros VII-4 y VII-5, **decidimos situar el principio del periodo en el mes de agosto de 1.990**, ya que, de esta manera, mantenemos la práctica totalidad de los títulos restantes, eliminando sólo el Banco Zaragozano y Aguas de Barcelona. La justificación de esta decisión radica en el hecho de que su inclusión nos obligaría a perder los datos correspondientes a tres meses más, lo que significa disponer de una serie histórica de menos de tres años, lo cual restaría valor a las conclusiones estadísticas. Dado el escaso periodo de funcionamiento del Mercado Continuo, estos datos resultan preciosos, por lo que decidimos eliminar los dos títulos mencionados (por otro lado, el hecho de tratarse de un Banco y una Eléctrica, hace que su eliminación sea menos preocupante, dada la abundancia de títulos pertenecientes a estos dos sectores).

Resumiendo lo anterior, señalamos que **el periodo de análisis escogido abarca, finalmente, el lapso comprendido entre agosto de 1990 y agosto de 1993**, y los títulos que componen la base de datos definitiva son los siguientes:

-**Grupo 1:** los mismos que aparecen en el cuadro VII-1.

-**Grupo 2:** los mismos que aparecen en el cuadro VII-2, salvo los siguientes:

- B. ZARAGOZANO (sector 24)

- AGUAS DE BARCELONA (sector 26).
- HIDROLA (IBERDROLA II) (sector 26)
- COFIR (sector 32).
- E.I. ARAGONESAS (sector 36).

2.2 El banco de las rentabilidades

2.2.1 Periodo básico de análisis

El periodo básico de análisis utilizado por la doctrina financiera para este tipo de contrastaciones suele ser el mes o la semana: cualquiera de los dos puede considerarse lógico como "periodo normal de operaciones", dentro del cual, el inversor toma sus decisiones respecto a la compra-venta de títulos, etc. (el día se ha utilizado también en algún estudio, aunque no ofrece buenos resultados -véase Gómez-Bezares, 1990-).

Hay que decir que la elección de este periodo básico no es clara. Reputados servicios de bolsa, como Merrill Lynch, utilizan datos mensuales en el cálculo de las rentabilidades con las que posteriormente obtienen las betas de los títulos, mientras que otros, como Value Line, lo hacen con datos semanales (véase Statman, 1981, pág. 42). Reilly y Wright (1988) señalan que las betas semanales son, como media, inferiores a las mensuales, lo cual también es apuntado por Hawawini (1983), que relaciona este hecho con el fenómeno de "negociación asincrónica" (según el cual, esta diferencia entre las betas semanales y mensuales se produce fundamentalmente en títulos de escaso tamaño, que, al negociarse poco frecuentemente, recogen con algún retardo determinados efectos del mercado).

Nosotros decidimos realizar el análisis en función de las dos aproximaciones propuestas. Así, estudiaremos el comportamiento de las rentabilidades semanales y mensuales, comparando los resultados correspondientes, si bien hay que decir que los basados en el periodo mensual deben interpretarse con cautela, dado que la serie histórica con la que contamos es relativamente corta.

2.2.2 Los datos de partida: cotizaciones, derechos y dividendos

Por lo que se refiere a las cotizaciones, éstas se obtuvieron, en su mayor parte, de la base de datos PALOMA de UNIREN. Se trata de las cotizaciones de cierre (expresadas en pesetas)

correspondientes al último día hábil de la semana (para el cálculo de las rentabilidades semanales), o al último día hábil del mes (para las mensuales).

Para incluir las cotizaciones correspondientes a algunos títulos no disponibles en la mencionada base de datos, así como para completar la información de otros en relación a algún dato concreto, se utilizaron los Boletines de Cotización Oficial de las Bolsas de Madrid y Bilbao correspondientes a los años 90-93. Para algunos datos puntuales, también se consultaron los boletines de información bursátil publicados por el Banco Bilbao-Vizcaya, BBV Interactivos.

Por lo que se refiere a los **dividendos**, estos son **líquidos** (después de la retención a cuenta del IRPF), ya que nuestra intención fue la de no tener en cuenta el Impuesto sobre la Renta, que depende, en cada caso, de la situación fiscal particular del accionista. No se introdujo ninguna distinción en función de la naturaleza del dividendo (complementario, a cuenta, etc.), ya que esta información no es relevante para el cálculo de las rentabilidades.

Dado que calculamos rentabilidades semanales y mensuales, asignamos el dividendo al último día del periodo (semana o mes, respectivamente) en que se produce el reparto del mismo. Con ello, no estamos considerando el importe que podría obtenerse por su reinversión en el mercado (lo cual tiene un efecto insignificante al trabajar con rentabilidades semanales, si bien podría tener algún impacto mayor, aunque en ningún caso demasiado importante, en el caso de rentabilidades mensuales, dependiendo del momento en que se produzca el cobro de dicho dividendo).

Los dividendos correspondientes a los años 90, 91 y 92 se obtuvieron de los Informes anuales de la Bolsa de Madrid correspondientes a dichos años. Por lo que se refiere a los dividendos pagados durante el año 93, éstos fueron extraídos de los Boletines de Cotización Oficial de la Bolsa de Madrid, y también, en algún caso puntual, de la publicación BBV Interactivos.

En cuanto a los **derechos** de suscripción preferente, optamos por considerar el valor correspondiente al primer día en que cotiza, y lo asignamos, al igual que en el caso de los dividendos, al último día del periodo (semana o mes) correspondiente. No se tuvieron en cuenta las ampliaciones de nominal, ni las ampliaciones por canje, o las realizadas para llevar a cabo acuerdos de absorción o fusión de otras empresas.

Esta información fue obtenida también de los Boletines de Cotización Oficial de la Bolsa de Madrid correspondientes a los años 90, 91, 92 y 93.

Para completar la confección de la base, realizamos un **muestreo de los datos** obtenidos de la base original, y representamos una serie de **gráficos, con la intención de detectar y comprobar valores "extraños"** (demasiado altos o demasiado bajos), introduciendo las modificaciones correspondientes.

2.2.3 El cálculo de las rentabilidades

Una vez introducida la información descrita en el punto anterior referente a los 64 títulos que componen la **base de datos definitiva**, calculamos las **rentabilidades semanales y mensuales** correspondientes. Para ello, la **fórmula utilizada** fue la siguiente (Gómez-Bezares, 1989):

$$r_{it} = \frac{C_{it} + D_{it} + d_{it} - C_{i,t-1}}{C_{i,t-1}} \times 100 \quad [7.1]$$

donde:

- r_{it} Rentabilidad del título "i" en el periodo (semana o mes) "t", en tanto por cien.
- C_{it} Cotización de cierre correspondiente al último día hábil del periodo "t".
- D_{it} Dividendos netos cobrados durante el periodo "t".
- d_{it} Valor de los derechos vendidos durante el periodo "t".
- $C_{i,t-1}$ Cotización inicial del periodo "t" (final del anterior).

Resaltamos el hecho de que el **cálculo de las rentabilidades semanales y mensuales** fue realizado de manera independiente. Así, se puede optar por calcular las primeras sobre la base de la fórmula [7.1], obteniendo las segundas por simple acumulación de las anteriores. Sin embargo, ello supondría considerar que el accionista ajusta sus posiciones el último día hábil de la última semana de cada mes, lo cual parece menos lógico que suponer que lo hace el último día hábil de cada mes. Esto puede tener su importancia en el caso de que el mercado presente ineficiencias, tales como lo que se conoce con el nombre de "efecto enero".

Respecto al **sistema de cálculo de las rentabilidades**, existen diversos métodos para hacerlo. Santibáñez (1994, págs. 104 y ss) realiza una reflexión comparativa del método

propuesto en [7.1], respecto del que parte de la que se conoce con el nombre de "operación blanca", que supone que los importes cobrados por la venta de derechos de suscripción se reinvierten en el propio título, es decir, que considera que se venden los derechos necesarios para acudir a la ampliación, sin tener que invertir dinero adicional (este método de cálculo es el utilizado, por ejemplo, en el Índice largo total de la Bolsa de Madrid -Cerroloza y otros, 1987-). Tal como señala Santibáñez (1994, pág. 109), las únicas diferencias entre los dos métodos de cálculo aparecen en los periodos en los que se produce alguna ampliación de capital. En estos casos, el problema radica en que, en el cálculo de la operación blanca, se parte de los valores teóricos (tanto del derecho, como de cotización de la acción después de la ampliación), y, en la medida en que los valores de mercado difirieran de los teóricos, podrían aparecer pequeñas discrepancias entre la rentabilidad calculada por este sistema y la realmente obtenida.

En cualquier caso, nuestro sistema de cálculo parte del supuesto de venta de los derechos el primer día de cotización, hipótesis que también es criticable, ya que se puede utilizar el precio medio de cotización durante el periodo de la ampliación, o cualquier otro criterio, no apareciendo ninguno de ellos como claramente mejor que los demás.

Así, nuestro sistema de cálculo de las rentabilidades es muy similar al utilizado por la FIBV (Federación Internacional de Bolsas de Valores), cuya fórmula de cálculo es la siguiente (véase nuevamente Cerroloza y otros, 1987, pág. 338):

$$I_{FIBV} = \frac{\text{Cap. bursátil final} + \text{Div.} + \text{Primas} + \text{Otros ingresos} + \text{Der. susc.}}{\text{Cap. bursátil inicial} + \text{admisiones}} \times 100 \quad [7.2]$$

Como puede verse, la fórmula [7.2] es algo más completa que la utilizada por nosotros. En este sentido, puede resultar de interés también recordar que algunos prestigiosos servicios de bolsa (como Merrill Lynch o Value Line) calculan las rentabilidades considerando únicamente los precios de cotización de las acciones (Statman, 1981), sin tener en cuenta la rentabilidad que puede obtenerse vía dividendos o derechos.

En nuestro caso, sí incluimos derechos y dividendos, pero obviamos otros elementos que también pueden aportar o restar rentabilidad. Nos estamos refiriendo, por ejemplo, a los complementos al dividendo por asistencia a Junta, gastos de ampliación (cuando corren a cargo del accionista), y cualquier otro ingreso que pudiera obtener el inversor por ser el propietario de la acción. Para justificar esta postura, resulta interesante recordar también el estudio de Sharpe y

Cooper (1972), que señalan que la consideración de los dividendos en el cálculo de las rentabilidades tiene un efecto pequeño en el cálculo de las betas (que es lo que nos interesa estimar a partir de las rentabilidades). También Santibáñez (1994) comprueba cómo la inclusión de las primas de asistencia a Junta tienen un efecto que puede considerarse despreciable en el cálculo de las betas. En este trabajo pueden también encontrarse algunos interesantes ejemplos y comentarios sobre el particular comportamiento de la Bolsa española en lo relativo a las ampliaciones liberadas o por debajo de la par, así como de otras operaciones que podemos denominar como "ilusión financiera".

2.2.4 El cálculo de la rentabilidad de la cartera de mercado

Tal como se indica en la parte teórica del trabajo, el CAPM parte de la idea de que el riesgo relevante de cada título es el sistemático (el no eliminable por diversificación), que depende de la relación entre el título y el mercado. Necesitamos, pues, una estimación de la rentabilidad de la cartera de mercado con respecto a la que medir dicha relación. Para ello, existen **multitud de aproximaciones posibles**: así, Roll (1977), señala que la citada cartera es imposible de calcular, ya que debe incluir todos los activos existentes en la economía (y no sólo los cotizados en Bolsa), lo cual convierte al modelo en incontrastable. Sin embargo, algunos autores comprueban cómo los contrastes del CAPM son poco sensibles a la cartera de mercado utilizada (Stambaugh, 1982).

En los trabajos clásicos en la materia es **habitual utilizar**, como aproximación a la cartera de mercado, la compuesta a partir del **conjunto de títulos estudiados**, cabiendo también en este caso diferentes posibilidades. Así, es frecuente utilizar **dos aproximaciones distintas**: la **cartera de mercado no ponderada** (en la que se supone el mismo peso para todos los títulos considerados), y la **ponderada** (en la que el peso de cada título se calcula en función del que representa su Valor del Capitalización Bursátil respecto del total correspondiente al conjunto de valores analizados). Cualquiera de las dos aproximaciones puede considerarse válida, y en ambos casos, se tratará de carteras de mínima varianza, al estar convenientemente diversificadas.

Sin embargo, la aproximación no ponderada presenta ventajas estadísticas, unidas al hecho de que el peso que los títulos tienen en Bolsa no tiene por qué representar mejor el del conjunto de los sectores de la economía (máxime dada la tradicional estrechez del mercado bursátil español). Por otro lado, Santibáñez (1994) comprueba cómo, en el mercado español, y refiriéndonos a un amplio periodo (1959-88), no aparecen diferencias importantes en el modelo al utilizar cualquiera de ellas.

Por todas estas razones, optamos por utilizar la aproximación no ponderada a la cartera de mercado, cuya rentabilidad se calcula de la siguiente forma:

$$r_{mt} = \frac{\sum_{i=1}^g r_{it}}{g} \quad [7.3]$$

donde:

- r_{mt} Rentabilidad de la cartera de mercado en el periodo (semana o mes) "t".
- r_{it} Rentabilidad del título "i" en el periodo "t".
- g Número total de títulos considerados (en nuestro caso, 64 -es decir, que incluimos los valores que integran los dos grupos estudiados-).

2.2.5 Incidencias

Señalamos en este punto algunas incidencias aparecidas en la confección de esta parte de la base de datos, y que pueden presentar interés para el lector:

- Por lo que se refiere a las cotizaciones, en los casos en que, debido a ampliaciones de capital, aparecían dos tipos de acciones distintas (nuevas y viejas), optamos por reflejar la cotización de las viejas, que normalmente son más abundantes y representativas, y presentan una mayor coherencia con las cotizaciones previas a la ampliación.
- La cotización de la **compañía Argón** correspondiente a mayo de 1993 no aparecía en las publicaciones consultadas, por lo que decidimos repetir la del mes anterior, ya que, si partimos de la hipótesis de que el individuo espera al último día del periodo para ajustar su cartera, en el caso de que algún título suspendiera cotización por algún motivo, su propietario obtendría efectivamente una rentabilidad nula durante dicho periodo.
- Como ya apuntamos en el punto 2.1.2., las rentabilidades de los títulos **Central-Hispano e Iberdrola I (Iberduero)**, incluyen las correspondientes a los títulos Banco Central e Iberduero, respectivamente, en los periodos previos a las fusiones de la primera con el Banco Hispano, y de la segunda con Hidrola.

2.3 El banco de las fundamentales

2.3.1 Los datos de partida: balances y cuentas de resultados

Una línea de investigación que, dentro del campo que nos ocupa, ha cobrado fuerza durante los últimos años, consiste en introducir otras variables distintas del riesgo sistemático en la explicación de las expectativas de rentabilidad, las cuales se conocen con el nombre genérico de "fundamentales". Con esta denominación nos referimos a variables que han sido ampliamente utilizadas por los analistas financieros en la realización de lo que conocemos como "Análisis Fundamental" (el tamaño de la empresa, el cociente entre el valor en libros y el de mercado, las tasas de rentabilidad vía beneficios y vía cash-flow, así como los ratios de leverage o endeudamiento, entre otras), pero que, hasta hace poco tiempo, no habían sido consideradas en los contrastes del CAPM. Sin embargo, los poco satisfactorios resultados obtenidos en la contrastación del modelo durante los últimos años (véase, por ejemplo, Fama y French, 1992), justifican el intento de buscar otras variables que expliquen el comportamiento de las rentabilidades, si bien hay que decir que todavía hoy carecemos de un modelo teórico que explique la influencia de dichas variables.

Dentro de esta línea de investigación, podemos citar, entre otros, los trabajos de Basu (1983), Bhandari (1988), y más recientemente, el de Chan, Hamao y Lakonishok (1991), así como los de Fama y French (1992) (un resumen interesante de los contrastes clásicos realizados en este campo puede encontrarse en Gómez-Bezares, 1993, cap. 6). En el caso español, también Santibáñez (1994) realiza un análisis de este tema referido al periodo 1959-88.

Para introducir este análisis en nuestro estudio, se hacía necesario capturar los datos contables de las compañías analizadas durante el periodo considerado (1990-93). En la actualidad, existen publicaciones con carácter inferior al año (semestral, e incluso trimestral) que ofrecen la información contable de las empresas que cotizan en Bolsa. Sin embargo, y tal como señala Santibáñez (1994, pág. 119), independientemente del periodo básico de análisis elegido, lo que nos interesa es contar con la información que podemos presumir que utiliza el inversor, y parece lógico suponer que, al menos en términos generales, ésta tendrá un carácter anual.

Necesitábamos, por tanto, contar con los balances y cuentas de resultados de las compañías estudiadas durante los años 1989 a 1992 (tal como explicaremos posteriormente en la definición del modo de cálculo de las variables fundamentales, consideramos disponible para los agentes la información relativa a las cuentas anuales a partir del mes de julio siguiente al

término del ejercicio contable, por lo que, aunque el periodo estudiado es en realidad el comprendido entre 1990-93, los datos que necesitábamos son los expuestos). En concreto, los datos que aquí nos interesan de los citados estados financieros son los siguientes:

- Capital (también necesitamos conocer el valor nominal de las acciones, lo cual nos permite calcular el Valor de Capitalización Bursátil: $VCB = n^{\circ} \text{ acciones} \cdot \text{Precio cotización}$, donde el n° de acciones se calcula como cociente entre el valor de Capital y el nominal de una acción).
- Fondos propios (a su valor contable).
- Total de activo o pasivo.
- Beneficio.
- Amortización.

La información señalada fue extraída fundamentalmente del Anexo al Boletín de Cotización publicado por la Bolsa de Valores de Bilbao. Este Anexo se publica con el nombre de "Información trimestral de las Entidades con cotización en Bolsa" en los años 1989 y 1990, y bajo la denominación de "Información semestral de las Entidades con valores negociados en Bolsa" para los años 1991 y 1992 (obviamente, y dado que nuestra intención era la de capturar la información referida al final de ejercicio, consultamos los tomos relativos al último periodo de cada año). También, y para completar algunos títulos cuya información aparecía de manera incompleta, se consultó la proporcionada por el Servicio de Información Bursátil (SIB) de la Bolsa de Madrid.

Aunque la información antedicha es relativamente sencilla, puede ser interesante realizar algunas precisiones respecto a la metodología utilizada en su captura. En este sentido, la información contable que nos ocupa se presenta de forma cada vez más coherente (tanto entre las diferentes empresas, como entre los distintos años de una misma compañía), salvando, claro está, las inevitables diferencias que se producen entre los estados financieros correspondientes a empresas de sectores diversos. Se aprecia, en cualquier caso, un esfuerzo importante de homogeneización, al que sin duda ha contribuido la publicación del nuevo Plan General de Contabilidad (PGC) de 1990. En cualquier caso, se observan ligeras diferencias entre la forma general de presentación de los balances agregados correspondientes a las publicaciones citadas en los años 89-90 y 91-92, las cuales se ponen de manifiesto en las figuras VII-1 y VII-2, respectivamente.

ACTIVO	PASIVO
1. Inmovilizado neto 2. Existencias (netas de provisiones) 3. Deudores 4. Cuentas financieras 5. Situaciones transitorias de financiación Acciones propias en situación especial Obligaciones y bonos recogidos y pend. de suscrip. Otras 6. Ajustes por periodificación 7. Resultados (pérdidas del ejercicio) 8. Resultados (pérdidas del ejere. ant. pend. de aplic.)	1. Capital 2. Otros fondos propios Reservas (-) Resultados negativos de ejercicios anteriores Créditos participativos 3. Subvenciones en capital 4. Provisiones 5. Provisiones para repar., obras ext. y resp. 6. Deudas a medio y largo plazo 7. Deudas a plazo corto 8. Ajustes por periodificación 9. Ventas pendientes de formalización contable 10. Resul. (benef. del ejer. antes del Imp. sobre Socied.) 11. Resul. (benef. del ejer. anter. pend. de aplic.)
TOTAL ACTIVO	TOTAL PASIVO
	CUENTAS DE ORDEN Y ESPECIALES Efectos descontados pendientes de vencimiento Avals concedidos

Figura VII-1

ACTIVO	PASIVO
A) ACCIONISTAS POR DESEMBOLSOS NO EXIGIDOS	A) FONDOS PROPIOS
B) INMOVILIZADO	I. Capital Suscrito II. Reservas III. Resultados de Ejercicios Anteriores IV. Resultado del Periodo V. Div. a Cta. Entregados en el Ejercicio
I. Gastos de Establecimiento II. Inmovilizaciones Inmateriales III. Inmovilizaciones Materiales IV. Inmovilizaciones Financieras V. Acciones Propias a Largo Plazo	B) INGRESOS A DISTRIBUIR EN VARIOS EJERCICIOS
C) GASTOS A DISTRIBUIR EN VARIOS EJERCICIOS	C) PROVISIONES PARA RIESGOS Y GASTOS
D) ACTIVO CIRCULANTE	D) ACREEDORES A LARGO PLAZO
I. Accionistas por Desembolsos Exigidos II. Existencias III. Deudores IV. Inversiones Financieras Temporales V. Acciones Propias a Corto Plazo VI. Tesorería VII. Ajustes por periodificación	I. Empréstitos y Deudas Ent. de Crédito II. Deudas Empresas Grupo y Asociadas III. Otras Deudas a Largo
	E) ACREEDORES A CORTO PLAZO
	I. Empréstitos y Deudas Ent. de Crédito II. Deudas Empresas Grupo y Asociadas III. Otras Deudas a Corto IV. Ajustes por Periodificación
TOTAL ACTIVO (A+B+C+D)	TOTAL PASIVO (A+B+C+D+E)

Figura VII-2

Como puede verse, las dos formas de presentación son **semejantes** y se apoyan en una **filosofía muy similar**. En concreto, el esquema recogido en la figura VII-2 es coincidente con el propuesto por el PGC de 1990 (en su forma abreviada de presentación, si bien algo más desarrollada). Naturalmente, algunas empresas (fundamentalmente las encuadradas en el sector bancario, así como las de Inversión mobiliaria e incluso las de Seguros) presentan algunas especificidades que deben ser consideradas, pero no entraremos ello.

A la vista de lo anterior, y antes de pasar al cálculo de las variables fundamentales propiamente dicho, realizaremos una brevísima exposición de la **metodología empleada en el cálculo de las magnitudes contables** que apuntábamos anteriormente.

• Capital

Recoge el importe correspondiente al **Capital suscrito**, menos el valor de las **Acciones propias en situaciones especiales** (únicamente las de largo plazo, en lo que se refiere a los años 91 y 92). Esta metodología es discutible, en el sentido de que si la intención de la empresa es la de devolver al mercado dichas acciones, el valor correspondiente podría considerarse como un Realizable (o como un Inmovilizado financiero, si figurase bajo el epígrafe de "largo plazo"). Por otro lado, también podrían considerarse los **Desembolsos pendientes sobre acciones** como contrapartida de Capital, pero en este caso nos decantamos por incluir dicha partida dentro del Realizable. Aunque los dos criterios son discutibles, debemos decir que las diferencias que se producirían al aplicar criterios distintos de éstos son pequeñas.

• Fondos propios

En los años 89 y 90 (figura VII-1), esta partida se aproxima por suma de Capital (definido en el punto anterior), Otros fondos propios, Subvenciones en capital, Ventas pendientes de formalización contable, Resultados (beneficio del ejercicio antes del Impuesto de sociedades), y Beneficios de ejercicios anteriores pendientes de aplicación (éstas dos últimas partidas con su signo correspondiente); en los años 91 y 92, el concepto se calcula por suma de Fondos Propios e Ingresos a distribuir en varios ejercicios, a cuyo resultado se resta el importe correspondiente a Acciones propias a largo plazo (véase figura VII-2).

Hay que decir que, normalmente, el beneficio que aparece en los balances correspondientes a los años 91 y 92 es después de impuestos, respetando la línea propuesta por el nuevo PGC, en el que se trata dicho impuesto como un gasto más, aplicando el criterio del devengo. Dado que

durante los años 89 y 90 no contábamos con la información referente al importe pagado por este concepto en todas las compañías, y en un intento de conseguir una mayor homogeneidad de la serie, **decidimos realizar las correcciones oportunas para reflejar siempre el Beneficio bruto** (antes del Impuesto de Sociedades), aunque conceptualmente resulta más correcto presentar el importe neto.

En cuanto al concepto **Previsiones**, no suele, habitualmente, considerarse como recurso propio, si bien entendemos que ello es discutible, al menos en algunos casos (el problema desaparece con el nuevo PGC, al eliminarse estas cuentas).

- **Total Activo (o Pasivo)**

Se recoge aquí el importe total de Activo o de Pasivo que aparece en las figuras VII-1 y VII-2, al que se restan los saldos correspondientes a Acciones propias, Pérdidas de ejercicios anteriores, Pérdidas del ejercicio y Dividendo activo a cuenta. La propia forma de presentación allí recogida, implica la supresión de las provisiones que constituyen contrapartida de alguna cuenta específica (de la que ya aparecen restadas en el propio balance). Por lo que se refiere a los **Gastos amortizables**, también resulta discutible si deben eliminarse del cómputo del total del activo (lo que implicaría hacerlo también de los fondos propios definidos en el punto anterior), aunque nos inclinamos por considerar dichos importes como una inversión que, de alguna manera, también da valor a la empresa (lo cual es claro en algunos casos, si bien sería discutible en otros).

- **Beneficio**

Tal como hemos dicho en el apartado correspondiente a los Fondos propios, decidimos considerar el **Beneficio bruto** (antes del impuesto de sociedades). Como indicábamos entonces, conceptualmente resulta mejor considerar el neto, de manera coherente con lo propuesto por el nuevo PGC, pero decidimos hacerlo de esta manera en un intento de conseguir una mayor homogeneidad en la serie de datos.

- **Amortización**

Bajo este epígrafe, que nos permitiría calcular posteriormente el cash-flow de las distintas empresas analizadas, tratamos de recoger **todos los costes sin desembolso**, incluyendo

las amortizaciones (también, en su caso, las aceleradas), así como las dotaciones a otras provisiones en general.

2.3.2 El cálculo de las fundamentales

La primera decisión que debíamos adoptar se refiere al **momento en que suponemos conocida la información contable presentada**. Los trabajos clásicos en la materia suelen considerar disponible dicha información a partir del mes de julio del año siguiente al cierre del ejercicio. El desarrollo actual de la informática, así como las crecientes exigencias respecto a la publicación de la información contable referida a las empresas que cotizan en Bolsa, pueden hacernos pensar que, al menos en algunos casos, es probable que estos datos sean accesibles con anterioridad a dicha fecha. Sin embargo, preferimos mantener el criterio expuesto, ya que es a partir de julio cuando tenemos certeza de que la citada información es pública, al terminar el plazo legal para el cierre contable.

A continuación, se recoge el **método de cálculo empleado** en cada una de las variables fundamentales consideradas, que es el habitualmente utilizado por los autores en este tipo de contrastación. La nomenclatura que utilizamos es la propuesta por Gómez-Bezares (1993), y reproducida por Santibáñez (1994, págs. 127 y ss).

• Tamaño

Se refiere al valor de la compañía en el mercado. La fórmula de cálculo utilizada es la siguiente:

$$\text{VALOR}_{it} = \text{VCB}_{it} = \text{Capital}_{it} \cdot \text{Cotización}_{it} \quad [7.4]$$

donde:

VALOR_{it} Tamaño de la empresa "i" en el periodo (semana o mes) "t".

VCB_{it} Valor de capitalización bursátil de la empresa "i" en el periodo "t".

Capital_{it} Capital de la empresa "i" correspondiente al último balance conocido en el periodo "t"².

Cotización_{it} Precio de cotización de la acción "i" en el periodo "t".

• **Cociente entre valor en libros y valor de mercado**

Se trata del ratio que mide la relación entre el valor contable de la compañía y su valor de mercado. Se calculó de la siguiente forma:

$$\text{LIBROS/MERCADO}_{it} = \frac{\text{FP}_{it}}{\text{VALOR}_{it}} \quad [7.5]$$

donde:

$\text{LIBROS/MERCADO}_{it}$ Valor de la variable para la empresa "i" en el periodo (semana o mes) "t".

FP_{it} Valor contable de los Fondos Propios de la compañía "i" según el último balance disponible en "t".

• **Tasa de rentabilidad vía beneficios (inverso del PER)**

La fórmula utilizada en su cálculo es la siguiente:

$$\text{BENEFICIOS/PRECIO}_{it} = \frac{\text{B}^{\circ}_{it}}{\text{VALOR}_{it}} \quad [7.6]$$

² En lo que se refiere a la cifra de Capital que debe ser tomada en cuenta en el cálculo propuesto en [7.4], ésta es la que aparece en el último balance conocido: dado que, tal como hemos explicado, suponemos disponible la información contable correspondiente al ejercicio "n" a partir del mes de julio del año "n+1", la cifra de Capital que consideramos en el cálculo del Valor de una empresa en el periodo "t" del año "n" es la que aparece en el balance final del año "n-2" (para los meses anteriores a julio), y la correspondiente al ejercicio "n-1" (para los meses comprendidos entre julio y diciembre). El mismo criterio se aplica en el cálculo del resto de fundamentales que se explican a continuación.

donde:

$BENEFICIOS/PRECIO_{it}$ Valor de la variable para la empresa "i" en el periodo (semana o mes) "t".

B^e_{it} Beneficio antes de impuestos del último ejercicio del que se dispone de información contable en "t".

• **Tasa de rentabilidad vía cash-flow**

Esta variable se calculó de la siguiente forma:

$$CASH/PRECIO_{it} = \frac{CF_{it}}{VALOR_{it}} \quad [7.7]$$

donde:

$CASH/PRECIO_{it}$ Valor de la variable para la empresa "i" en el periodo (semana o mes) "t".

CF_{it} Cash-flow de la compañía "i" según la información relativa a los últimos estados financieros disponibles en "t".

• **Leverage**

De entre las diferentes formas de calcular el nivel de endeudamiento de la empresa, nos decantamos, en nuestro caso, por la siguiente:

$$ACTIVO/VALOR MERCADO_{it} = \frac{AT_{it}}{VALOR_{it}} \quad [7.8]^3$$

³ Es también frecuente definir este ratio en términos de Activo total entre el Valor contable de los Fondos Propios (véase Gómez-Bezarez, 1993, cap. 6; también es la fórmula por la que se decanta Santibáñez, 1994, pág. 270). Sin embargo, y dado que nosotros estudiamos un periodo relativamente corto (tres años), esta definición del leverage nos llevaría a contar con sólo tres valores distintos para la variable, por lo que preferimos utilizar la definición recogida en [7.8].

donde:

$ACTIVO/VALOR\ MERCADO_{it}$	Valor de la variable para la empresa "i" en el periodo (semana o mes) "t".
AT_{it}	Activo total de la compañía "i" según el último balance disponible en "t".

2.3.3 Incidencias

A continuación, pasamos a comentar brevemente algunas incidencias que se produjeron en el proceso de confección del banco referido a las variables fundamentales.

- La compañía Ebro entra en un proceso de fusión en el año 1990, lo cual introduce un elemento de distorsión en la serie histórica de datos (que se traduce en cambios importantes en la cuantía de las diferentes magnitudes contables), por lo que preferimos eliminarla de esta parte del estudio.
- No resultó posible, con las fuentes a nuestra disposición, completar la información contable necesaria referente a la compañía HISALBA.
- Realizado un proceso de comprobación de los datos considerados "extraños", detectamos cambios sospechosos en la compañía Duro Felguera, que no pudimos explicar, por lo que también lo eliminamos de esta parte del estudio.
- Dado que las compañías Banco Central (Central-Hispano) e Iberduero (Iberdrola I) entran también en procesos de fusión durante el periodo considerado, lo cual provoca distorsiones importantes en las distintas magnitudes consideradas, decidimos eliminarlas también del estudio de lo que vamos a llamar "Modelo ampliado" (el que incluye las fundamentales).
- A lo largo del periodo estudiado, hay tres compañías que presentan cambios en el valor nominal de sus acciones (BBV, BANKINTER y VISCOFAN).

Teóricamente, el mero cambio de nominal no debería afectar a la riqueza del accionista:

- Si se produce un aumento del nominal **con cargo a Reservas** (es decir, pasando una parte de las Reservas a Capital), la cotización de la acción no debería, teóricamente, verse afectada, pues el valor total de la empresa sigue siendo el mismo, al igual que el número total de acciones.
- Si el aumento (o la disminución) de nominal se produce **por canje**, de manera que, por ejemplo, se cambian dos acciones viejas de 500 pesetas por una nueva de 1.000, el efecto automático debería ser un aumento al doble del precio de cotización, de forma que el valor en manos del accionista se mantuviera.

Es decir, el cambio de nominal no debería, teóricamente, afectar al accionista, ya que ello no supone un valor distinto de la compañía en su conjunto, ni tampoco un diferente reparto de la misma entre sus propietarios.

Sin embargo, y tal como hemos visto en el ejemplo propuesto, si el cambio se realiza afectando al número de acciones en circulación, la cotización también debería verse afectada. Por coherencia con la forma de entender el resto de fundamentales, suponemos que, para el cálculo del Valor de la empresa en un momento "t", el inversor toma el número de acciones en circulación correspondiente al último balance disponible, y multiplica esta cifra por el valor de cotización del periodo (semana o mes) "t". Ello podría introducir, obviamente, algunas distorsiones en lo relativo al Valor de la compañía en algunos momentos, pero dadas las hipótesis de comportamiento que hemos definido en lo relativo al cálculo de las fundamentales, estas distorsiones son inevitables.

En cualquier caso, el supuesto del que partimos parece razonable, y el número de compañías que sufren cambios en el nominal de sus acciones es muy pequeño, por lo que la aproximación propuesta puede considerarse suficiente.

2.4 El tipo de interés sin riesgo

Un dato necesario para realizar la contrastación del CAPM es el tipo de interés sin riesgo, que representa la rentabilidad de la inversión alternativa a la renta variable, y con respecto a la cual se mide el premio por riesgo propuesto por el modelo⁴.

Como hemos dicho, debe tratarse de una inversión que pueda considerarse como **carente de riesgo**, es decir, cuyo rendimiento sea conocido durante el periodo básico considerado, y debe constituir una **alternativa natural a la inversión en renta variable**, tomando como periodo base la semana o el mes.

De entre los distintos tipos a nuestra disposición, el que mejor parece cumplir con las condiciones señaladas es el correspondiente a las **Letras del Tesoro a 1-3 meses obtenido en el mercado secundario**. Se trata de una inversión respaldada por el Estado (por lo que puede considerarse suficientemente garantizada), y a un plazo suficientemente corto como para poder considerarse como alternativa a la renta variable, tanto utilizando como periodo básico la semana o el mes. Por otro lado, al tratarse de las rentabilidades correspondientes al mercado secundario, éstas recogen cualquier variación producida en los tipos de interés.

La serie utilizada es la que publica el EUROSTAT, y fue extraída de los registros informatizados del Banco Bilbao-Vizcaya. Se trata de las **tasas anuales equivalentes** correspondientes a las Letras del Tesoro a 1-3 meses en el mercado secundario, con periodicidad mensual.

Por lo tanto, y dado que nosotros realizamos el estudio con carácter semanal y mensual, obtuvimos las dos series de datos correspondientes. Para ello, utilizamos las siguientes fórmulas:

$$r_{0ts} = \left(\sqrt[52]{1 + \frac{r_{01a}}{100}} - 1 \right) \times 100 \quad [7.9]$$

$$r_{01m} = \left(\sqrt[12]{1 + \frac{r_{01a}}{100}} - 1 \right) \times 100 \quad [7.10]$$

⁴ Resultan interesantes los artículos de Mascareñas (1991a, 1991b y 1991c) sobre gestión de carteras de renta fija.

donde:

- r_{0ta} Tipo sin riesgo anual equivalente correspondiente al periodo "t" (semana o mes), en tanto por cien.
- r_{0ts} Tipo sin riesgo semanal equivalente correspondiente a la semana "t", en tanto por cien.
- r_{0tm} Tipo sin riesgo mensual equivalente correspondiente al mes "t", en tanto por cien.

Puede ser interesante en este punto realizar una **breve reflexión respecto al tipo de interés sin riesgo elegido**. El cumplimiento de la condición "ausencia de riesgo" exigiría, por un lado, la inexistencia de riesgo de insolvencia, así como de riesgo de variaciones en los tipos de interés; por otro lado, en ambientes inflacionarios, la interpretación del concepto "tipo sin riesgo" nos obligaría a ser capaces de estimar correctamente los tipos de inflación, que estarían incidiendo en la rentabilidad realmente obtenida por el inversor correspondiente.

Dado que todo el análisis lo estamos realizando en términos nominales, obviaremos el apartado relacionado con la inflación, cuyo efecto nos hace dudar de la posibilidad de encontrar tipos verdaderamente seguros, salvo que se pacten en términos reales, lo cual no es habitual (por otro lado, los relativamente bajos niveles de inflación en los que nos movemos en la actualidad restan cierta importancia a este problema en los años estudiados). Nos centraremos en los riesgos de insolvencia y de variación de tipos de interés.

El riesgo de insolvencia puede considerarse eliminado eligiendo inversiones emitidas por el Estado (o, en general, por la Administración), aunque también las emisiones de renta fija emitidas por la Banca pueden considerarse suficientemente garantizadas, dada la organización de nuestro sistema financiero (que obliga a estas instituciones a cumplir con fuertes coeficientes, etc.). Más difícil de eliminar resulta el segundo elemento de riesgo, el de **variación de los tipos de interés**, tanto más en épocas de oscilaciones importantes en los mismos como es nuestro caso. Una primera posibilidad es tomar inversiones cuyo vencimiento coincida exactamente con el periodo básico de decisión elegido por nosotros. Así, en el caso de rentabilidades semanales, tomaríamos como alternativa de renta fija aquella que venciera al final de la semana. El problema que podría plantearse es que los tipos ofrecidos por las cuentas corrientes o los depósitos de ahorro, que podrían cumplir con esta condición, no parece realmente que puedan considerarse como alternativa a la inversión en renta variable (ni siquiera

con la aparición de las llamadas "cuentas primadas"). Otra posibilidad sería la rentabilidad pactada en las operaciones con pactos de recompra (REPOS), pero tampoco disponíamos de esta información con carácter semanal.

Todo ello nos llevaba a la rentabilidad de las letras del Tesoro con vencimiento a 1-3 meses obtenida en el mercado secundario. Cumple claramente con las condiciones de ausencia de riesgo de insolvencia y de ser alternativa natural a la renta variable en un plazo corto como el mes o la semana (dadas las atractivas condiciones en cuanto a su rentabilidad, seguridad y liquidez). El problema que se plantea es que, al tratarse de tipos del mercado secundario, no pueden considerarse conocidos al principio del mismo: la rentabilidad efectivamente obtenida se ve afectada por las posibles variaciones que se produzcan en los tipos de interés. Efectivamente, aumentos en los tipos de interés se traducirían en disminuciones de la rentabilidad obtenida al final del periodo y viceversa.

Un argumento en favor de esta aproximación es el hecho de que ese mismo efecto se produciría en la rentabilidad obtenida en la inversión en renta variable, con lo que ambos tenderían a compensarse. Efectivamente, al aumentar el tipo de mercado, baja la cotización de las acciones, y por tanto la rentabilidad obtenida, lo mismo que en las inversiones en renta fija. Esto hace que, de alguna manera, los dos efectos se compensen al calcular los excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo.

En cualquier caso, el problema teórico de la existencia de un riesgo de variación de tipo de interés existe siempre que elijamos rentabilidades correspondientes al mercado secundario, si bien entendemos que, con todo, la inversión en letras recoge de forma más adecuada el concepto general de "tipo sin riesgo alternativo a la inversión en renta variable en el corto plazo". Por otro lado, puede también ser interesante señalar que en la literatura clásica sobre el tema los autores no suelen entrar en esta problemática, utilizando, sin más detalle, un "tipo de interés semanal o mensual sin riesgo" (véanse a este respecto, entre otros, cualquiera de los trabajos de Fama).

Con el objetivo de analizar la sensibilidad del Modelo de mercado y de la contrastación del CAPM ante variaciones en el tipo sin riesgo elegido, decidimos comparar las conclusiones obtenidas partiendo de diferentes aproximaciones. Así, seleccionamos, además del tipo finalmente elegido (el de las letras a 1-3 meses), los siguientes:

-Tipos ofrecidos por la banca en cuenta corriente (c/c).

-Tipos ofrecidos por la banca en los depósitos a 6-12 meses (Dep. 6-12).

-Tipos ofrecidos por la banca en los depósitos de ahorro (Dep. ahorro).

-Tipos correspondientes a las operaciones con pacto de recompra a 2-3 meses (REPOS 2-3).

Disponíamos de la información correspondiente a los mencionados tipos con carácter **mensual** (presentando una mayor dificultad la captura de esta información con carácter semanal, lo que nos llevó a deducir los tipos semanales a partir de los mensuales, suponiendo interés compuesto, lo cual puede considerarse como una aproximación suficiente). Cualquiera de ellos puede considerarse como inversión suficientemente segura, y como alternativa a la inversión en renta variable a corto plazo (aunque algunos tipos cumplen con esta condición mejor que otros), al igual que el tipo finalmente elegido.

Para analizar la incidencia que la elección de uno u otro tipo podría tener en las conclusiones finales del estudio, decidimos realizar un análisis comparativo de las mismas partiendo de las diferentes aproximaciones propuestas. Como se verá más adelante (en los capítulos correspondientes al Modelo de mercado, así como en las contrastaciones del CAPM), dichas conclusiones no varían en función de la aproximación utilizada, por lo que el tipo elegido puede considerarse adecuado. Recogemos aquí la **matriz de correlaciones entre los tipos elegidos considerando rentabilidades semanales**, que puede verse en el cuadro VII-6.

	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
c/c	1				
Dep. 6-12	0,638	1			
Dep. ahorro	0,796	0,403	1		
Letras 1-3	0,580	0,862	0,290	1	
REPOS 2-3	-0,134	0,082	-0,271	0,163	1

Cuadro VII-6

De la observación del cuadro anterior podemos deducir que se produce una relación alta entre los tipos de las letras y los depósitos a 6-12 meses, así como entre los tipos en cuenta corriente y los depósitos de ahorro, lo cual puede considerarse lógico. Respecto a los **REPOS**, las correlaciones obtenidas son más difíciles de interpretar. Una observación más detenida de la serie de datos relativa a este concepto nos permite detectar que **faltan los tipos mensuales**

correspondientes a cuatro periodos. Suponiendo para estos meses la misma rentabilidad que en el mes precedente, obtenemos la siguiente matriz de correlaciones:

	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
c/c	1				
Dep. 6-12	0,638	1			
Dep. ahorro	0,796	0,403	1		
Letras 1-3	0,580	0,862	0,290	1	
REPOS 2-3	0,594	0,840	0,459	0,857	1

Cuadro VII-7

Lo cual es mucho más lógico. Con todo, decidimos mantener para los análisis a realizar en los capítulos posteriores (Modelo de Mercado y CAPM) la serie original, y veremos cómo, en cualquier caso, las correlaciones entre betas, etc., siguen siendo muy elevadas (prácticamente perfectas), lo cual nos llevó, tal como hemos dicho, a decantarnos finalmente por el tipo ofrecido por las letras del Tesoro.

2.5 Otros indicadores económicos

2.5.1 Los datos de partida: IPC, IPI y tipos de interés de los bonos a largo plazo (del Estado y de compañías eléctricas)

Como indicamos en el apartado 7 del Capítulo I, el APT de Ross (1976) postula la existencia de varios elementos de riesgo sistemático para explicar la formación de las expectativas de rentabilidad, y trata de detectarlos mediante la aplicación de técnicas multivariantes complejas como el Análisis Factorial o Componentes Principales. En su trabajo de 1984, Roll y Ross hablan de cuatro factores de riesgo sistemático que parecen ser retribuidos, y que asocian a las siguientes variables:

- Cambios no anticipados en la inflación.
- Cambios no anticipados en la producción industrial.

- Cambios no anticipados en el diferencial de rentabilidad entre bonos de alto y bajo riesgo.
- Cambios no anticipados en el diferencial de rentabilidad entre bonos a largo y corto plazo.

Dado que en este trabajo realizamos también la contrastación del APT para el periodo analizado (1990-93), decidimos aproximar estos cuatro conceptos, por si pudieran resultar de utilidad en la interpretación de los factores obtenidos por nosotros. Para ello, necesitábamos una **información adicional** a la hasta ahora presentada, la cual pasamos a describir a continuación.

- **Indice de Precios al Consumo (IPC)**

Esta variable sirve para calcular los tipos de inflación producidos a lo largo del periodo considerado, y permite posteriormente aproximar el primero de los factores señalados (los cambios no anticipados en la inflación). La serie utilizada nos fue facilitada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), y recoge el **IPC general mensual** producido en el **periodo 1987-93 con base 1992** (aunque el periodo estudiado abarca sólo los años 1990-93, las hipótesis de las que partimos a la hora de calcular los tipos de inflación esperados requerían la disponibilidad de datos correspondientes a meses anteriores, tal como veremos después).

- **Indice de Producción Industrial (IPI)**

Esta variable es necesaria para estimar el segundo factor, los cambios no anticipados en la producción industrial. La serie utilizada fue proporcionada por el INE: se trata del **IPI general mensual con base 1990**, y que abarca el **periodo 1987-93** (por las mismas razones señaladas en el subapartado anterior).

- **Tipos de interés a largo plazo (Estado y Compañías Eléctricas)**

Estas dos variables, junto con el tipo de interés a corto plazo utilizado como alternativa a la renta variable (el correspondiente a las letras del Tesoro a 1-3 meses obtenido en el mercado secundario, presentado anteriormente), nos permiten aproximar los dos últimos factores a los que antes nos hemos referido. Se trata del rendimiento de los **Bonos del Tesoro con**

vencimiento superior a dos años obtenido en el mercado secundario (que utilizamos como aproximación al tipo de interés sin riesgo a largo plazo), y el correspondiente a los **Bonos de Compañías Eléctricas con vencimiento superior a dos años**, también en el mercado secundario (y que consideramos como rendimiento de la renta fija de calidad inferior a la del estado). Las dos series de datos abarcan el **periodo 1990-93**, son publicadas por el EUROSTAT, y fueron obtenidas de los registros informatizados del BBV.

2.5.2 El cálculo de las variables presumiblemente relacionadas con los factores del APT

En el cálculo de los factores señalados en el punto anterior decidimos utilizar la metodología empleada por Santibáñez (1994, págs. 138 y ss), que resumimos a continuación (la justificación de las fórmulas propuestas puede encontrarse en la obra citada). Como veremos, realizamos la aproximación a las distintas variables consideradas con **carácter mensual**, ya que la información de partida se publica únicamente con dicha periodicidad. Posteriormente, justificaremos la forma de obtener las variables con carácter semanal.

• **Cambios no anticipados en la inflación (FACTOR 1) y en la producción industrial (FACTOR 2)**

En la estimación de estas dos variables utilizamos la misma metodología, por lo que únicamente definiremos la correspondiente a la primera de ellas. Sean:

IPC_t Índice de Precios al Consumo del mes "t".

f_t Tasa de inflación producida en el mes "t".

f_t^e Tasa de inflación esperada para el mes "t".

d_t Tasa de inflación no anticipada correspondiente al mes "t".

El tipo de inflación (en tanto por uno) producido en un mes "t" se obtiene de la siguiente forma:

$$1 + f_t = \frac{IPC_t}{IPC_{t-1}} \quad [7.11]$$

En cuanto a la **inflación esperada** para el mes "t", realizaremos dos **hipótesis distintas**:

-En primer lugar, supondremos que los agentes aproximan la inflación esperada para el mes "t" a partir de la producida en el mismo mes del año anterior, y de la relación entre ésta última y la correspondiente al mismo mes del ejercicio anterior a aquél. Ello supone considerar que los agentes tienen en cuenta las posibles estacionalidades producidas en los precios, y esperan que la tendencia (de mejoría o empeoramiento) detectada el último año se mantenga en el futuro. Pueden verse las ideas expuestas en la fórmula [7.12].

$$1 + f_t^e = (1 + f_{t-12}) \cdot \frac{(1 + f_{t-12})}{(1 + f_{t-24})} \quad [7.12]$$

-La segunda posibilidad es algo más sencilla: consiste en suponer que la inflación esperada para el mes "t" coincide con la producida en el mismo mes del año anterior (lo que supone considerar también las posibles estacionalidades), tal como puede verse en [7.13].

$$1 + f_t^e = 1 + f_{t-12} \quad [7.13]$$

En cualquiera de los dos casos, estimaremos los **cambios no anticipados** en la variable por comparación entre el valor realmente producido y el esperado, tal como puede verse en [7.14].

$$1 + d_t = \frac{1 + f_t}{1 + f_t^e} \quad \text{ó} \quad 1 + d_t' = \frac{1 + f_t}{1 + f_t^e} \quad [7.14]$$

• Cambios no anticipados en el diferencial de rentabilidad entre bonos de alto y bajo riesgo (FACTOR 3) y en el diferencial de rentabilidad entre bonos a largo y corto plazo (FACTOR 4)

Al igual que en el subapartado anterior, aproximaremos de la misma forma las dos variables propuestas, por lo que definiremos la metodología a emplear refiriéndonos únicamente a la primera de ellas. Sean:

P_t Premio por riesgo del mes "t".

P_t^c Premio por riesgo esperado para el mes "t".

R_{Ot} Rentabilidad de la renta fija del Estado a largo plazo en el mes "t".

R_{Et} Rentabilidad de la renta fija de las Eléctricas a largo plazo en el mes "t".

c_t Cambio no anticipado en el premio por riesgo en el mes "t".

También en este punto definiremos el diferencial entre el rendimiento de la renta fija de las Eléctricas (alto riesgo⁵) y del Estado (bajo riesgo) por dos caminos distintos, si bien en ambos consideraremos que el premio producido en el mes "t" es la estimación del mismo para el mes "t+1".

-El primero consiste en definir el premio en términos aditivos:

$$P_{t+1}^c = P_t = R_{Et} - R_{Ot} \quad [7.15]$$

calculando la tasa no anticipada de manera coherente con lo anterior:

⁵ Cuando nos referimos a la renta fija de las Eléctricas como "de alto riesgo", lo que queremos expresar es que su riesgo puede considerarse algo superior al ofrecido por la renta fija del Estado, si bien es claro que los dos tipos de bonos pueden considerarse suficientemente garantizados. En este sentido, existen emisiones con calidad realmente inferior a la aquí presentada, si bien carecemos de una serie homogénea suficientemente representativa.

$$c_{t+1} = P_{t+1} - P_{t+1}^c = P_{t+1} - P_t \quad [7.16]$$

-La otra alternativa consiste en definir el premio y la tasa no anticipada en **términos multiplicativos** (de manera coherente con lo realizado en el caso de las variables presumiblemente relacionadas con los factores 1 y 2):

$$1 + P_{t+1}^c = 1 + P_t = \frac{1 + R_{ct}}{1 + R_{ot}} \quad [7.17]$$

$$1 + c_{t+1}^c = \frac{1 + P_{t+1}}{1 + P_{t+1}^c} = \frac{1 + P_{t+1}}{1 + P_t} \quad [7.18]$$

Una vez aproximadas las cuatro tasas no anticipadas en tantos por uno, se procedió a su **cálculo en tantos por cien**, en un intento de conseguir una mayor precisión en las operaciones posteriores. Finalmente, el **cálculo de las cuatro variables con carácter semanal** se realizó utilizando la siguiente fórmula:

$$T_s = \left(\sqrt[12]{\left(1 + \frac{T_m}{100}\right)^{12}} - 1 \right) * 100 \quad [7.19]$$

donde:

T_s Tasa semanal no anticipada del mes "t" (en tanto por cien).

T_m Tasa mensual no anticipada del mes "t" (en tanto por cien).

3. Un breve apunte acerca de las herramientas informáticas empleadas

Los datos originales (cotizaciones, derechos y dividendos, así como los balances y cuentas de resultados, los tipos de interés sin riesgo y el resto de indicadores macroeconómicos) se

encuentran soportados en hojas de cálculo EXCEL para Apple Macintosh. Los cálculos referentes a las rentabilidades (de los títulos y de la cartera de mercado), los de las variables fundamentales y los de los "otros indicadores económicos" se realizaron en este entorno.

También se utilizaron otras herramientas del entorno Macintosh en la realización de tratamientos informáticos que podemos considerar sencillos, así como en la confección de las visiones gráficas de algunos resultados (concretamente los programas DataDesk y StatView). Por lo que se refiere a los tratamientos estadísticos más complejos, éstos se realizaron en el entorno UNIX, utilizando el paquete estadístico SAS.

4. Una breve reseña histórica del periodo considerado (1.990-1.993)

A continuación, presentamos una sucinta cronología de los acontecimientos sociales, políticos y económicos más relevantes ocurridos durante el periodo analizado, información que puede resultar de interés para interpretar mejor algunos de los resultados obtenidos en el estudio. Por otro lado, y tal como se indica en el capítulo VIII (Análisis de las Distribuciones de Rentabilidad), se ofrece en el Apéndice 2 (apartados VIII-1 y VIII-3) una visión gráfica de la evolución temporal de las rentabilidades (semanales y mensuales, respectivamente) de los títulos analizados, que puede completar esta visión general del periodo considerado.

La cronología que ahora se presenta fue tomada de manera casi literal del Diccionario Empresarial Stanford (Elosúa y otros, 1993), por lo que evitaremos realizar continuas referencias al mencionado trabajo.

1988

- Huelga general en España convocada por UGT y CC OO.
- Fusión del Banco de Bilbao con el Banco de Vizcaya, dando lugar al BBV.
- RENFE reparte el contrato del siglo entre la empresa francesa Alsthom y el grupo alemán Siemens.

1989

- Fallecen Ramón Areces, presidente de El Corte Inglés, y Pedro Toledo, copresidente del BBV.
- Repsol comienza a cotizar en la Bolsa española y en la de Nueva York.
- La peseta entra a formar parte del Sistema Monetario Europeo (SME). Este queda muy debilitado en 1993, al aumentarse la banda de fluctuación al 15% en vez del 2,25 y 6% anterior.
- Se forma ERCROS, al fusionarse S.A. CROSS y Unión Explosivos Río Tinto, S.A.
- Ceaucescu y su mujer son fusilados en Rumanía, mientras que en Polonia triunfa Solidaridad.
- Se pone en funcionamiento el Mercado Continuo para la contratación de valores en las bolsas españolas.
- Panamá es controlado por las tropas americanas.
- La revolución estudiantil es aplastada en la Plaza de Tianamen (Pekín).
- Cae el muro de Berlín.
- Propuesta del FMI para reducir un 50% la deuda del Tercer Mundo.

1990

- Entra en vigor la nueva Ley de Sociedades Anónimas, que sustituye a la de 1951.
- Se aprueba el Nuevo Plan General de Contabilidad, que sustituye al de 1973.
- Se consolida el fin de la guerra fría, y los países del Este de Europa empiezan a celebrar elecciones libres.
- Irak invade Kuwait el 2 de agosto y provoca la crisis del Golfo, con caídas en las Bolsas y subida del precio del petróleo. En 1991, EEUU y el resto de las tropas aliadas derrotarán rápidamente al ejército iraquí.

1991

- Se funda el BERD, Banco Europeo para la Reconstrucción y el Desarrollo, siguiendo el modelo del BIRD, pero para ayudar específicamente a los países del Este de Europa.

1992

- Se hace pública la crisis en España del grupo kuwaití KIO. Suspenden pagos varias filiales y abandona las tareas de dirección Javier de la Rosa.
- Entra en crisis el SME por los crecientes endeudamientos del sector público en los países comunitarios y los elevados costes del proceso de reunificación de Alemania. La lira y la libra abandonan el Sistema y las monedas débiles se devalúan frente al marco y al florín. La peseta se devalúa dos veces.
- Se organizan los Juegos Olímpicos en Barcelona y la Exposición Universal en Sevilla, mientras que Madrid es nombrada Capital Cultural de Europa. Se celebra el Quinto Centenario de la llegada de Cristóbal Colón a América.
- El demócrata Bill Clinton es elegido presidente de los Estados Unidos.
- Se avanza en las negociaciones para formar el Area de Libre Comercio de Norteamérica, que estará formada, a partir del 1 de enero de 1994, por Canadá, Estados Unidos y México.

1993

- Checoslovaquia (1918-1993) se divide en la República Checa y Eslovaquia.
- Entra en vigor el Mercado Unico Europeo, y también el Area Económica Europea, que incluye 18 países y 380 millones de habitantes.
- La peseta se devalúa por tercera vez. El 26 de febrero de 1985 había alcanzado su paridad más débil con el dólar USA (191,60 pesetas), en 1992 el dólar estaba a 90 pesetas, y en 1993 llega a estar a 145 pesetas.

- El SME admite bandas de fluctuación del 15%, lo que en la práctica supone dejar flotar libremente las monedas europeas.
- El PSOE forma gobierno en solitario con el apoyo de CiU y PNV, al no lograr la mayoría absoluta en el Congreso.
- Los grupos automovilísticos Renault y Volvo anuncian su fusión. Renault liderará el proyecto y aporta una mayor rentabilidad.

5. Breve referencia al Mercado Continuo

Dado que todo el estudio está centrado en lo que conocemos con el nombre de Mercado Continuo, puede resultar de interés hacer una brevísima referencia al proceso de reforma que da lugar al mismo, así como a algunas características y diferencias que éste presenta frente al antiguo Mercado de Corros. Esta breve reseña puede ampliarse, entre otros trabajos, en la obra "Mercado Continuo. Curso de enseñanza asistida por ordenador", publicada por la Sociedad de Bolsas, S.A., de donde hemos extraído el resumen que ahora presentamos.

El 16 de marzo de 1989, las Juntas Sindicales de los Colegios de Agentes de Cambio y Bolsa de Barcelona, Bilbao, Madrid y Valencia constituyen el MERCADO CONTINUO, S. A., que finaliza el proceso de reforma técnica iniciado en 1987. Su implantación en las cuatro Bolsas, previa a la Ley de Mercado de Valores, sirve como base técnica al sistema de Interconexión Bursátil recogido en la misma.

Podemos definir el Mercado Continuo como un sistema de contratación por ordenador, donde las órdenes se transmiten a partir de terminales conectadas a un ordenador central.

El proceso de reforma técnica del Mercado surge para cubrir los inconvenientes derivados del sistema tradicional deorros de viva voz, cuyas características fundamentales señalamos a continuación:

- Sistema de doble subasta competitiva.
- Contratación en plazos de 10 minutos para cada corro.

- Imposibilidad de cruce de operaciones entre las bolsas, lo que origina diferentes precios en cada una.
- Difusión de la información al finalizar la contratación.

Así, para intentar conseguir una continuidad en la contratación, además de la interconexión entre Bolsas que garantiza la unidad en el precio, entre otros objetivos, surge el proceso de reforma técnica, culminado en la implantación del sistema CATS, utilizado por las Bolsas de Toronto, París y Bruselas.

Su comienzo se sitúa en el 24 de abril de 1989, con los cinco primeros valores de difusión nacional introducidos (Altos Hornos, Nissan Motor Ibérica, Papelera Española, Tubacex y Nueva Montaña Quijano). Los logros asignables al mismo son:

- Incremento de la transparencia informativa.
- Seguimiento en tiempo real y ex-post de las actuaciones a lo largo del periodo de contratación.
- Incremento de la liquidez de los Mercados.

La incorporación de los valores al Mercado Continuo se realiza mediante solicitud a la Comisión Nacional del Mercado de Valores, y exige como requisito estar admitidos a cotización en más de una Bolsa. Una vez admitidos, se incorporan al sistema y únicamente pueden negociarse dentro del mismo.

La Ley de Reforma del Mercado de Valores (1988) establece como organismo para la gestión del sistema de interconexión bursátil a la Sociedad de Valores, S. A., cuyo capital está repartido en idénticas proporciones entre las cuatro Bolsas españolas.

Otros organismos que conviene mencionar son la Comisión de Contratación y su órgano ejecutivo, el Departamento de Supervisión, que velan por el cumplimiento de todas las normas técnicas y jurídicas.

Capítulo VIII

ANÁLISIS DE LAS DISTRIBUCIONES DE RENTABILIDAD

1. Resumen de algunas medidas de estadística descriptiva

En las tablas VIII-1 a VIII-4 del Apéndice 1 se ofrecen algunas medidas estadísticas que pueden resultar de interés para analizar la forma de las distribuciones de rentabilidad de los títulos considerados¹. Las fórmulas utilizadas en la confección de dichas tablas pueden encontrarse en cualquier manual de estadística (véase, por ejemplo, Gómez-Bezales, 1983, caps. II y V, para las fórmulas [8.1] a [8.6], o Chacón, 1955, vol. I, pág. 404, para la fórmula [8.7] -donde se define el rango estudentizado utilizando la desviación típica de la muestra, si bien nosotros optamos por hacerlo con la desviación insesgada, ya que las tablas utilizadas posteriormente definen el estadístico con esta última medida, tal como se va a ver más tarde-):

¹ Se realizan también los análisis correspondientes a las rentabilidades de la cartera de mercado y al tipo de interés sin riesgo.

Promedio:
$$\bar{r}_i = \frac{\sum_{t=1}^n r_{it}}{n}$$
 [8.1]

Desviación típica:
$$S_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (r_{it} - \bar{r}_i)^2}{n}}$$
 [8.2]

Desviación insesgada:
$$S_i' = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (r_{it} - \bar{r}_i)^2}{(n-1)}}$$
 [8.3]

Asimetría:
$$a_{3i} = \frac{m_{3i}}{m_{2i}^{3/2}} = \frac{\sum_{t=1}^n (r_{it} - \bar{r}_i)^3}{S_i^3}$$
 [8.4]

Curtosis:
$$a_{4i} = \frac{m_{4i}}{S_i^4} - 3 = \frac{\sum_{t=1}^n (r_{it} - \bar{r}_i)^4}{S_i^4} - 3$$
 [8.5]

Recorrido: $R_i = \text{Valor máximo}_i - \text{Valor mínimo}_i$ [8.6]

Rango estudentizado:
$$RS_i' = \frac{R_i}{S_i'}$$
 [8.7]

donde "n" es 160 en el caso de rentabilidades semanales, y 36, cuando se trata de rentabilidades mensuales.

2. Análisis de la normalidad de las distribuciones de rentabilidad

2.1 Metodología

El esquema que seguimos en el estudio de la forma de las distribuciones de rentabilidad es similar al utilizado por Santibáñez (1994, cap. III). En concreto, estudiamos la normalidad de las distribuciones de rentabilidad (tanto semanales como mensuales), ya que toda la teoría de cartera se apoya en la toma de decisiones en función del binomio " $E(r_i)-D(r_i)$ ", lo cual está justificado en el caso de distribuciones normales (aunque también cuando se dan algunas coincidencias -véase Gómez-Bezares, 1991, cap. I, apdo. 8-).

Para el estudio de la normalidad de las distribuciones, se utilizaron varias herramientas:

- Observación de los histogramas de las rentabilidades.** Es uno de los métodos que utiliza Fama en su trabajo de 1976. En él se comparan las frecuencias estimadas y observadas, como primera aproximación intuitiva a la normalidad de las distribuciones.
- Test de asimetría.** El estadístico " a_3 " definido en la fórmula [8.4] es cero en la distribución normal. Sin embargo, al trabajar con muestras, podemos obtener valores distintos de cero. Existe un test mediante aproximación a la normal (Chacón, 1955, vol. II, págs. 241-242), para muestras grandes, aunque puede comprobarse que, para muestras pequeñas, el error cometido es también pequeño. La aproximación propuesta es la siguiente:

$$\frac{a_3}{\frac{\sqrt{6}}{\sqrt{n}}} \text{ sigue aproximadamente DN} \quad [8.8]$$

donde, nuevamente, " n " es 160 para las rentabilidades semanales, y 36 para las mensuales. Se trata de un test bilateral, en el que valores negativos y muy alejados del valor teórico suponen rechazar la hipótesis de simetría por la izquierda (asimetría con cola a la izquierda), y valores positivos y muy altos suponen hacerlo por la derecha (asimetría con cola a la derecha). Los valores de la normal que aquí nos interesan son los siguientes:

$$t_{\alpha/2=2.5\%} = 1,96$$

$$t_{\alpha/2=0.5\%} = 2,58$$

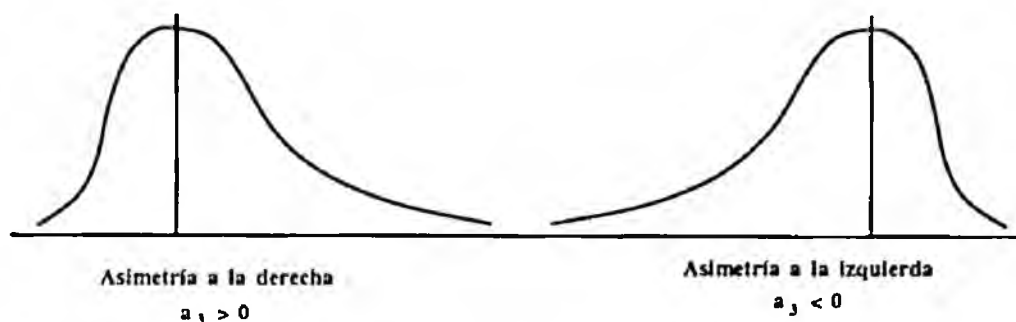


Figura VIII-1

-Test de curtosis. Al igual que en el punto anterior, el estadístico " a_4 " (fórmula [8.5]) es igual a cero en la distribución normal. Para muestras grandes, existe nuevamente un test mediante aproximación a la normal, que puede encontrarse en Chacón (1955, vol. II, págs. 241-242), que se apoya en el siguiente estadístico:

$$\frac{\frac{a_4}{\sqrt{24}}}{\sqrt{n}} \text{ sigue aproximadamente DN} \quad [8.9]$$

con los mismos valores de " n " que en el apartado anterior, y donde ahora, valores positivos y muy altos indican leptocurtosis (mayor apuntamiento que la distribución normal), y valores negativos y muy bajos son reflejo de distribuciones platycúrticas (con menor apuntamiento que la normal).

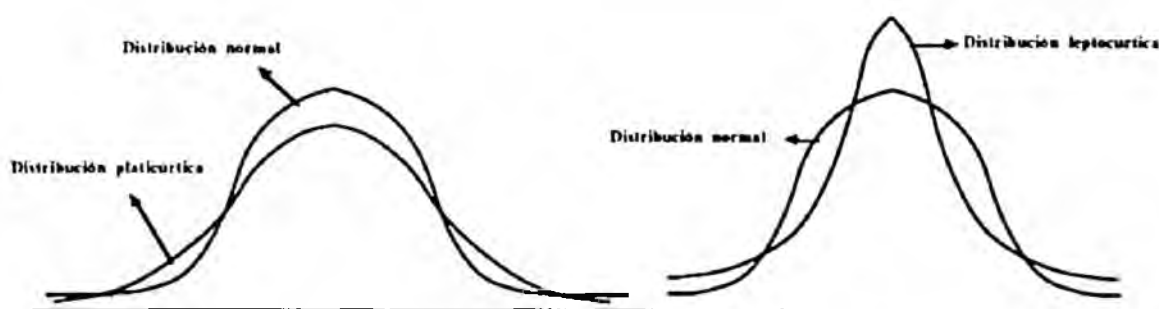


Figura VIII-2

-Realizamos un tercer test (del Rango estudentizado²), que resulta interesante para analizar la normalidad cuando existen problemas de apuntamiento. El estadístico RS' de la fórmula [8.7] sigue una distribución que puede encontrarse en David, Hartley y Pearson (1954). Para la realización del test bilateral correspondiente utilizamos los siguientes valores teóricos (que pueden encontrarse en la obra citada, página 491):

- Rentabilidades semanales ("n = 160"). Los valores que aparecen en las tablas citadas se refieren a muestras de 150 y 200 datos, por lo que tomamos los valores correspondientes a "n = 150"³:

para $\alpha/2 = 2,5\%$	límite inferior:	$SR(0,025,150) = 4,47$
	límite superior:	$SR(0,975,150) = 6,39$
para $\alpha/2 = 0,5\%$	límite inferior:	$SR(0,005,150) = 4,30$
	límite superior:	$SR(0,995,150) = 6,84$

- Rentabilidades mensuales ("n = 36"). Los valores que aparecen en las tablas citadas se refieren a muestras de 30 y 40 datos, por lo que tomamos los valores correspondientes a "n = 40":

para $\alpha/2 = 2,5\%$	límite inferior:	$SR(0,025,40) = 3,57$
	límite superior:	$SR(0,975,40) = 5,34$
para $\alpha/2 = 0,5\%$	límite inferior:	$SR(0,005,40) = 3,41$
	límite superior:	$SR(0,995,40) = 5,69$

² Aunque en realidad se trata de un test de normalidad en sentido estricto, interpretaremos las causas del rechazo utilizando los histogramas, así como los resultados derivados de los tests de asimetría y curtosis (en línea con lo que aparece en Fama, 1976, pág. 24).

³ Una aplicación rigurosa de este test exigiría extrapolar los valores correspondientes. En este sentido, realizamos en el punto siguiente el test de normalidad de Shapiro-Wilk, y, las de asimetría y curtosis (así como la de Rango estudentizado interpretado) que ahora nos ocupan tratan únicamente de obtener una idea intuitiva de las razones que pueden hacer rechazar la hipótesis de normalidad. En cualquier caso, los errores cometidos con aproximaciones como la que aquí utilizamos pueden considerarse despreciables.

-Por último, aplicamos el **test de normalidad de Shapiro-Wilk** a las distribuciones de rentabilidad semanales y mensuales. Este test presenta ventajas estadísticas frente a otros que contrastan también la normalidad de las distribuciones (en este sentido, véase, por ejemplo, Huang y Bolch, 1974). El estadístico en el que se apoya este test, así como la distribución que sigue, pueden encontrarse en Shapiro-Wilk (1965).

2.2 Resultados obtenidos

Los resultados obtenidos en la realización de las pruebas propuestas pueden encontrarse en las **tablas VIII-5 a VIII-24 del Apéndice 1**: así, para cada prueba se presentan cuatro tablas que recogen los resultados de la misma para los dos grupos de títulos analizados, y tanto para rentabilidades semanales como mensuales. También se ofrecen los resultados de los contrastes referidos a las distribuciones de rentabilidad de la cartera de mercado y el tipo de interés sin riesgo. Concretamente:

- Tablas VIII-5 a VIII-8 Test de asimetría (fórmula [8.4]).
- Tablas VIII-9 a VIII-12 Test de curtosis (fórmula [8.5]).
- Tablas VIII-13 a VIII-16 Test del rango estudentizado (fórmula [8.7]).
- Tablas VIII-17 a VIII-20 Resumen de los resultados de los tests de asimetría, curtosis y rango estudentizado.
- Tablas VIII-21 a VIII-24 Test de normalidad de Shapiro-Wilk.

2.2.1 Tests de asimetría, curtosis y rango estudentizado

En los cuadros **VIII-1 y VIII-2** que se presentan a continuación, se resumen las conclusiones más relevantes de los contrastes de asimetría, curtosis y rango estudentizado para errores alfa del 5% y 1%, respectivamente. En cada uno de ellos se

ofrecen cuatro apartados: los tres primeros recogen el número de títulos para los que se rechaza la hipótesis de normalidad (tanto en valor absoluto, como en porcentaje respecto del número de títulos que componen el grupo correspondiente); el cuarto refleja el número de títulos que superan simultáneamente las tres pruebas propuestas. Señalaremos además que, en la realización de estos cuadros, no se consideraron las rentabilidades de la cartera de mercado ni del título sin riesgo.

-Para $\alpha = 5\%$ (Hipótesis nula: distribuciones de rentabilidad normales)

	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
ASIMETRIA				
TOTAL RECHAZOS	17	15	5	8
PORCENTAJE (%)	48,57	51,72	14,29	27,59

	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
CURTOSIS				
TOTAL RECHAZOS	32	26	6	10
PORCENTAJE (%)	91,43	89,66	17,14	34,48

	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
RANGO ESTUDENTIZADO				
TOTAL RECHAZOS	25	26	7	7
PORCENTAJE (%)	71,43	89,66	20	24,14

	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
SUPERAN LAS 3 PRUEBAS				
TOTAL SIN RECHAZOS	3	3	26	16
PORCENTAJE (%)	8,57	10,34	74,29	55,17

Cuadro VIII-1

-Para $\alpha = 1\%$ (Hipótesis nula: distribuciones de rentabilidad normales)

ASIMETRIA	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
TOTAL RECHAZOS	12	12	1	4
PORCENTAJE (%)	34,29	41,38	2,86	13,79

CURTOSIS	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
TOTAL RECHAZOS	32	26	6	8
PORCENTAJE (%)	91,43	89,66	17,14	27,59

RANGO ESTUDENTIZADO	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
TOTAL RECHAZOS	22	20	2	3
PORCENTAJE (%)	62,86	68,97	5,71	10,34

SUPERAN LAS 3 PRUEBAS	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
TOTAL SIN RECHAZOS	3	3	29	19
PORCENTAJE (%)	8,57	10,34	82,86	65,52

Cuadro VIII-2

2.2.2 Test de normalidad de Shapiro-Wilk

En los cuadros VIII-3 y VIII-4 que se presentan a continuación, se resumen los resultados del test de normalidad de Shapiro-Wilk, para errores alfa del 5% y 1%, respectivamente. En ellos se ofrece el número de títulos para los que se rechaza la hipótesis de normalidad, tanto en valor absoluto, como en porcentaje sobre el total de títulos que componen cada grupo (tampoco en la confección de dichos cuadros consideramos la rentabilidad de la cartera de mercado ni la del título sin riesgo).

-Para $\alpha = 5\%$ (Hipótesis nula: distribuciones de rentabilidad normales)

	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
SHAPIRO-WILK				
TOTAL RECHAZOS	21	20	4	12
PORCENTAJE (%)	60	68,97	11,43	41,38

Cuadro VIII-3

-Para $\alpha = 1\%$ (Hipótesis nula: distribuciones de rentabilidad normales)

	Rent. semanales		Rent. mensuales	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
SHAPIRO-WILK				
TOTAL RECHAZOS	19	19	3	8
PORCENTAJE (%)	54,29	65,52	8,57	27,59

Cuadro VIII-4

2.2.3 Discusión de los resultados

De la observación de los cuadros VIII-1 y VIII-2, podemos concluir que no parece haber demasiados problemas para aceptar la hipótesis de normalidad en lo referente a las rentabilidades mensuales, siendo algo más difícil en el caso de las semanales. Así, para un error alfa del 1%, puede verse que más del 80% de los títulos pertenecientes al Grupo 1 superan las pruebas de asimetría, curtosis y rango estudentizado en lo que se refiere a las rentabilidades mensuales, bajando este porcentaje al 65% en el segundo grupo. Para el mismo nivel de error, sólo un 10% de los títulos, aproximadamente, superan las tres pruebas en el caso de rentabilidades semanales.

El test más riguroso parece ser el de curtosis, en el cual se rechaza la hipótesis de normalidad para un 90% de los títulos, aproximadamente, al hablar de rentabilidades semanales, y en un 17% (Grupo 1) y un 27% (Grupo 2), si nos fijamos en las rentabilidades

mensuales. El test del rango estudentizado, el cual contrasta también el apuntamiento de las distribuciones, resulta ser bastante menos riguroso en todos los casos.

Las tendencias apuntadas parecen confirmarse en el test de Shapiro-Wilk, que nos permite (siempre para un error $\alpha = 1\%$) aceptar la hipótesis de normalidad en más de un 90% de los títulos del Grupo 1 y en casi tres cuartas partes de los valores del Grupo 2, en lo que se refiere a rentabilidades mensuales, bajando estos porcentajes al 46% y 35%, respectivamente, en el caso de rentabilidades semanales. Como se ve, la aplicación del test de Shapiro-Wilk resulta ser bastante menos rigurosa en lo que se refiere a la aceptación de la hipótesis que la aplicación conjunta de los tres contrastes anteriores.

Obviamente, los resultados obtenidos para un error alfa del 5% son ligeramente peores, pero no seremos demasiado exigentes en la aceptación de la hipótesis de normalidad, dado el coste que supone su rechazo.

Un análisis más detenido de los resultados presentados en las tablas VIII-5 a VIII-8, nos lleva a concluir que la mayoría de las distribuciones en las que se rechaza la hipótesis de simetría presentan asimetría con cola a la derecha (así, en el segundo grupo no hay ningún título que presente asimetría a la izquierda, y sólo tres -rentabilidades semanales- y dos -rentabilidades mensuales- lo hacen en el primer grupo -para un error alfa del 5%; el número disminuye aún más considerando un error del 1%).

En lo que se refiere al apuntamiento, puede verse en las tablas VIII-9 a VIII-16 que, tanto las distribuciones semanales como las mensuales, presentan una tendencia a tener un apuntamiento mayor que la distribución normal (distribuciones leptocúrticas), mucho más acentuada en las distribuciones de rentabilidad semanales. Esta tendencia aparece, tanto en el test de curtosis, como en el del rango estudentizado. La única distribución que aparece como platicúrtica (más "aplanada" que la distribución normal) es la correspondiente al título sin riesgo semanal, lo cual puede considerarse lógico.

Los resultados obtenidos son coherentes con los que se presentan en los estudios clásicos sobre la materia. Fama (1976), observa también problemas de asimetría a la derecha y leptocurtosis al analizar las distribuciones de rentabilidad mensuales. Tal vez el único dato que aparece como extraño es el que se refiere a las distribuciones en las que se observa asimetría a la izquierda, circunstancia que, como hemos visto, se produce en un número muy pequeño de títulos.

Dada la importancia que presenta la aceptación de la hipótesis de normalidad, y teniendo en cuenta que, según el test de Shapiro-Wilk, se rechaza dicha hipótesis en un número no

despreciable de títulos en el caso de rentabilidades semanales, decidimos analizar la forma de las distribuciones, para ver si, con todo, podríamos considerar el promedio y la desviación típica como suficientemente representativos de las mismas. En los apartados VIII-2 y VIII-4 del Apéndice 2 se ofrecen los histogramas de las rentabilidades semanales y mensuales, respectivamente. De la observación de los mencionados apartados, podemos concluir que, en el caso de las rentabilidades semanales, que, como hemos visto, son las que presentan mayores problemas, no parece haber dificultades para considerar los dos parámetros mencionados como representativos de las correspondientes distribuciones. En el caso de las rentabilidades mensuales, los histogramas pueden resultar algo engañosos, dado el escaso número de observaciones con las que contamos, pero parece que podemos también definir sin demasiados problemas las distribuciones de rentabilidad con su promedio y su desviación típica.

Como conclusión a este apartado, diremos que podemos aceptar sin demasiados problemas la normalidad de las distribuciones de rentabilidad mensuales. En cuanto a las rentabilidades semanales, la hipótesis de normalidad resulta más difícil de aceptar, aunque, dado el coste que supone el rechazo de la hipótesis de partida, y a la vista de la forma de las distribuciones correspondientes, consideraremos el binomio " $E(r_i)-D(r_i)$ " como suficientemente representativo de las mismas.

3. Visión gráfica

En el Apéndice 2 puede encontrarse una aproximación gráfica al comportamiento de las variables estudiadas, desde diferentes puntos de vista. Así, en los apartados VIII-1 y VIII-3 se presentan unos gráficos con la evolución temporal de las rentabilidades semanales y mensuales, respectivamente, que permiten obtener una idea clara sobre su comportamiento general. Los apartados VIII-2 y VIII-4 recogen los histogramas de las rentabilidades semanales y mensuales correspondientes a los diferentes títulos.

En estos cuatro primeros apartados, puede ser conveniente señalar que la escala utilizada en los diferentes títulos no es la misma, por lo que los distintos gráficos no son comparables. Esto se debe a que el mantenimiento de una misma escala haría que los valores "extraños" (muy altos o muy bajos) que presentan algunos títulos condicionaren a todos los demás, obligando a respetar una escala demasiado grande, con lo que perderíamos detalle en la mayoría de los valores. Por lo tanto, los gráficos que aquí se presentan pretenden dar una visión intuitiva del

comportamiento general de los distintos títulos, pero sin la intención de realizar comparaciones entre ellos (en lo que se refiere a su promedio o variabilidad).

En los apartados VIII-5 y VIII-6 se ofrece una visión gráfica de la relación existente entre promedio y riesgo de cada título (tanto para rentabilidades semanales como mensuales), mediante la representación y ajuste del binomio " $E(r_i)$ - $D(r_i)$ ".

Para terminar este apartado, quizá convenga señalar que, en este capítulo hemos estudiado las rentabilidades de los títulos, aunque posteriormente trabajaremos, tal como se verá, con los excesos sobre el tipo sin riesgo, a la hora de realizar la contrastación de los diferentes modelos estudiados.

4. Una primera aproximación a la diversificación de riesgos en el Mercado Continuo español

Fama (1976) comenta cómo, a partir de 20 títulos elegidos al azar, la disminución del riesgo es prácticamente despreciable. Santibáñez (1994) llega a la conclusión de que, en el mercado español, y en el periodo 1.959-88, la disminución obtenida a partir de 5 ó 6 títulos elegidos al azar es pequeña, y mínima a partir de carteras de unos 10 títulos.

Siguiendo una metodología similar a la utilizada por este último autor, realizaremos una primera aproximación a las posibilidades de diversificación de riesgos (elemento presente en los modelos más complejos que serán objeto de estudio pormenorizado con posterioridad) que el mercado bursátil español, y en concreto, el Mercado Continuo, ofrece en el periodo 1.990-93 (considerando tanto las rentabilidades semanales como las mensuales).

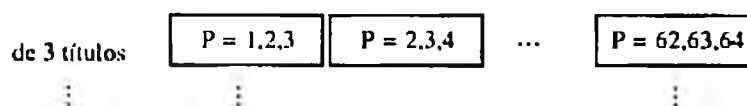
Para ello, consideraremos como no eliminable por diversificación el riesgo ofrecido por la cartera de mercado no ponderada, compuesta por los 64 títulos que componen el estudio (que hemos definido en el punto 2.2.4. de la Descripción de la Base de Datos). Y formaremos carteras aleatorias de 2, 3, ..., k títulos, calculando el riesgo promedio de cada cartera, así como la variabilidad de éste, analizando a partir de qué número de títulos la reducción del riesgo por diversificación puede empezar a considerarse pequeña.

La metodología aplicada en este proceso puede encontrarse en Santibáñez (1994, págs. 170-172). De manera resumida, se recoge en la figura VIII-3:

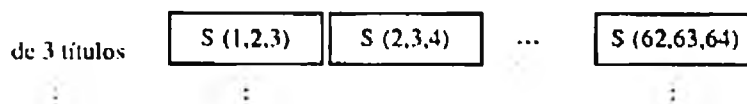
1. Títulos ordenados aleatoriamente



2. Formación de carteras



3. Cálculo del riesgo de cada cartera



4. Cálculo del riesgo promedio asociado a las diferentes carteras

$$\text{de 2 títulos} \quad \frac{S(1,2) + S(2,3) + \dots + S(63,64)}{63} = \bar{S}_{P=2}$$

$$\text{de 3 títulos} \quad \frac{S(1,2,3) + S(2,3,4) + \dots + S(62,63,64)}{62} = \bar{S}_{P=3}$$

5. Cálculo de la variabilidad del riesgo asociado a las diferentes carteras

$$\text{de 2 títulos} \quad S(S_{P=2}) = \sqrt{\frac{(S(1,2) - \bar{S}_{P=2})^2 + \dots + (S(63,64) - \bar{S}_{P=2})^2}{63}}$$

$$\text{de 3 títulos} \quad S(S_{P=3}) = \sqrt{\frac{(S(1,2,3) - \bar{S}_{P=3})^2 + \dots + (S(62,63,64) - \bar{S}_{P=3})^2}{62}}$$

6. Repetición del proceso con otras tres ordenaciones aleatorias de los 64 títulos

7. Cálculo del promedio y desviación del riesgo definitivos para carteras de 2, 3, ..., k títulos

Figura VIII-3

En las tablas VIII-25 y VIII-26 del Apéndice 1 pueden verse los resultados de aplicar la metodología expuesta a las rentabilidades semanales y mensuales, respectivamente. Como complemento al riesgo promedio, se ofrece, en la parte inferior de las tablas mencionadas (VIII-25 y VIII-26), la variabilidad asociada al riesgo de las carteras compuestas por diferentes números de títulos (es decir, la desviación del riesgo asociada a cada tamaño de cartera). Una visión gráfica del contenido fundamental de las citadas tablas se ofrece en las figuras VIII-4 y VIII-5, que se presentan a continuación. En ellas, se representa la evolución del riesgo de la cartera a medida que vamos añadiendo títulos de manera aleatoria, siempre de forma promedio para eliminar el posible efecto del azar.

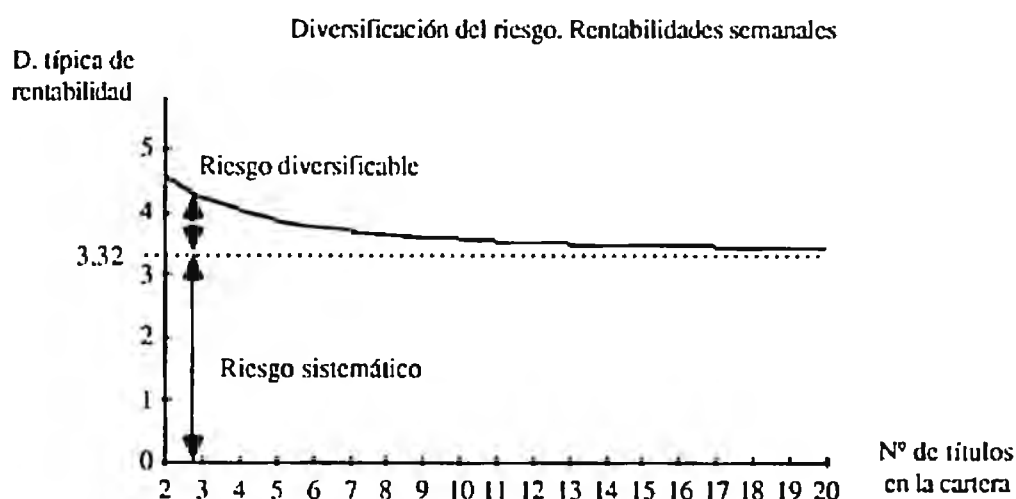


Figura VIII-4

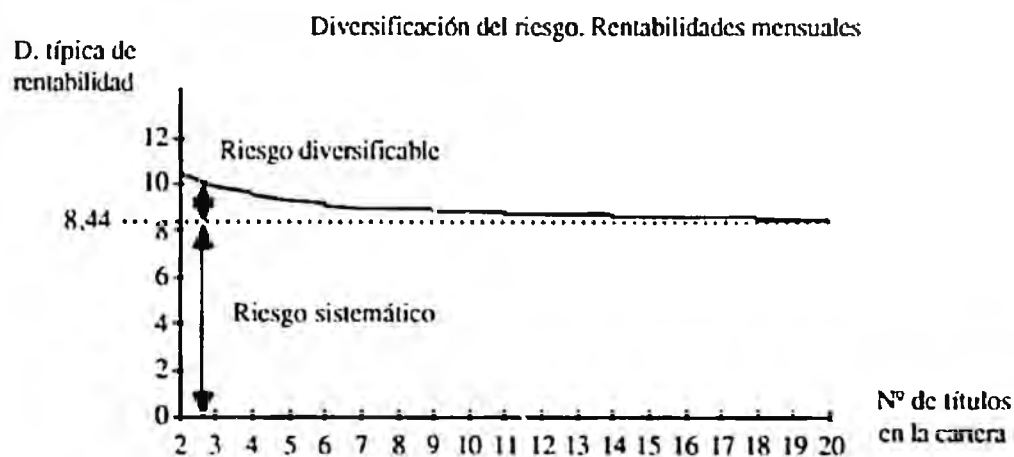


Figura VIII-5

Como puede verse en las figuras presentadas, podemos decir que, en lo que se refiere a **rentabilidades semanales**, parece que la disminución de riesgo es pequeña a partir de unos **diez títulos**, mientras que para **rentabilidades mensuales**, con unos **cinco o seis títulos** se consigue ya el efecto de eliminación de la mayor parte del riesgo diversificable.

Capítulo IX

EL MODELO DE MERCADO

1. Definición del modelo

1.1 Formulación clásica: el modelo de Sharpe

El **paso** previo a la **contrastación** del CAPM, una vez realizado el análisis de las distribuciones de rentabilidad sobre las que vamos a trabajar, es la construcción del Modelo de Mercado, en el cual estimamos la sensibilidad de la rentabilidad de cada título a las variaciones del mercado, o, dicho de otro modo, en el lenguaje de la teoría de cartera, la **cantidad de riesgo sistemático de cada título**. Para ello, y tal como propone Sharpe (1963), realizamos un ajuste entre la rentabilidad (semanal o mensual) de cada título, y la correspondiente a la cartera de mercado no ponderada (cuyo cálculo, así como su justificación, se especificó en el punto 2.2.4. del capítulo VII), según la siguiente ecuación de regresión -véase [2.1.a]-:

$$r_{it} = \alpha_j + \beta_j r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad [9.1]$$

donde las hipótesis, tanto estructurales como de las perturbaciones aleatorias, son las establecidas en el subapartado 3.2 del Capítulo II.

En la literatura clásica sobre el tema es frecuente realizar este análisis en excesos sobre el tipo sin riesgo, lo que representa, en algunos contrastes, ventajas econométricas claras respecto al análisis en rentabilidades. Así, Miller y Scholes (1972), se inclinan por el contraste realizado en excesos, que consideran más lógico, aunque dadas las escasas diferencias que observan entre las dos aproximaciones, entienden también adecuado trabajar con rentabilidades. Black, Jensen y Scholes (1972) realizan el análisis partiendo de los excesos sobre el tipo sin riesgo.

En el caso español, Santibáñez (1994) constata cómo, tanto las conclusiones del Modelo de Mercado, como las que se refieren al contraste del CAPM, son poco sensibles a la aproximación utilizada (rentabilidades o excesos sobre el tipo sin riesgo)¹.

Parece, pues, demostrado que ambas aproximaciones son válidas, por lo que, dada la superioridad estadística de algunos contrastes si se parte del análisis en excesos sobre el tipo de interés sin riesgo, nos inclinamos en nuestro caso por esta última posibilidad, con lo que el Modelo de Mercado (véase [2.1.b]), queda como sigue:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad [9.2]$$

donde las hipótesis básicas de comportamiento coinciden con las enunciadas para el modelo definido en [9.1].

1.2 Metodología

A continuación, y antes de pasar a los resultados obtenidos en el Modelo de Mercado, resumimos la metodología utilizada en el análisis, así como el esquema que seguiremos en su presentación y discusión.

¹ Conviene señalar que, de cara al contraste del CAPM con la metodología de serie temporal (que analizaremos en el siguiente capítulo), es imprescindible plantear el modelo empírico (que coincide con el de Mercado) en excesos, ya que el modelo en rentabilidades es inconsistente si el tipo sin riesgo cambia a lo largo del tiempo, tal como es nuestro caso (véase el subapartado 4.3 del Capítulo III).

A. Tablas resumen de los resultados obtenidos

A.1 Ajuste de cada título con el mercado

En el **Apéndice 1** se presentan unas **tablas resumen** con los resultados del Modelo de Mercado. En concreto, para cada grupo (y tanto para rentabilidades semanales como mensuales), el contenido de dichas tablas puede resumirse en los siguientes términos:

- a_1 : Estimación de la ordenada en el origen de la recta de regresión propuesta en [9.2].
- D. típica de a_1 : Variabilidad del estimador de la ordenada del ajuste. Tiene utilidad para realizar posteriormente el contraste del CAPM mediante la metodología de serie temporal (que consiste en testar la significación del parámetro " α_1 " -véase [3.18.b]-).
- b_1 : Estimación de la pendiente de la recta de ajuste. Es lo que vamos a utilizar después como medida del riesgo sistemático de cada título².
- D. típica de b_1 : Variabilidad del estimador de la pendiente del ajuste. Se usa para realizar el estudio de la significación de las betas mediante las correspondientes pruebas de hipótesis.
- D. típica de e_1 : Estimación de la desviación típica de las perturbaciones aleatorias del modelo. Está relacionada con la significación de la capacidad explicativa del modelo de regresión.
- R^2 : Tanto por uno de varianza explicada por el ajuste.
- Suma total de R^2 y porcentaje de varianza explicada por el modelo para el conjunto de los títulos.

² Tal como señala Santibáñez (1994), en la literatura clásica sobre el tema es habitual utilizar el término "beta" en relación, tanto al verdadero valor del parámetro, como a la estimación del mismo. De momento, nosotros utilizaremos también dicho término para referirnos a ambos conceptos.

A.2 Significación de las betas de los títulos

Para cada grupo, y tanto para las rentabilidades semanales como mensuales, se ofrecen en el **Apéndice 1** unas tablas con el resultado de la realización de una **prueba de hipótesis** sobre la **significación de la beta** de cada título, para errores alfa del 5% y 1%.

La especificación estadística de la prueba de hipótesis es:

$$H_0: \beta_i = 0; \quad \text{frente a} \quad H_a: \beta_i \neq 0 \quad [9.3]$$

El estadístico mediante el cual se realiza la misma es:

$$\frac{b_i - H_0}{S_{b_i}} \quad [9.4]$$

donde:

b_i Estimación puntual del riesgo sistemático.

S_{b_i} Estimación de la desviación del coeficiente angular.

H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar, en nuestro caso, cero.

y donde el estadístico propuesto en [9.4] sigue una "t" de Student con "n-k" grados de libertad (donde "n" es el número de datos que intervienen en la estimación -en nuestro caso, 160 para rentabilidades semanales, y 36 para rentabilidades mensuales-, y "k" es el número de parámetros a estimar -en nuestro caso, dos, ordenada y pendiente del ajuste-).

B. Análisis de los resultados obtenidos

B.1 Conclusiones generales sobre el comportamiento de los títulos

Se ofrece en este punto un resumen comentado sobre el **comportamiento general de los títulos por grupos y sectores**, y tanto para rentabilidades semanales como mensuales. En concreto, se analiza el carácter agresivo o defensivo de los distintos títulos, el número de

valores cuya beta resulta significativa, así como la capacidad explicativa del modelo, todo ello por grupos y por sectores. Estos resultados se ofrecen en forma de **cuadros que resumen lo más relevante de las tablas** comentadas en los puntos anteriores, así como en **gráficos** que pretenden reflejar su contenido de manera más intuitiva y clara.

B.2 Análisis de la estabilidad de las betas

Una de las hipótesis estructurales del modelo de regresión es la estacionariedad de los parámetros que tratamos de estimar, ordenada y pendiente del ajuste. Por otro lado, para que las betas obtenidas tengan alguna utilidad de cara a la toma de decisiones futuras, es **importante que se observe una cierta estabilidad** en las mismas.

Fama (1976) señala que, para rentabilidades mensuales, el **periodo ideal de análisis** estaría entre 5 y 7 años, ya que para periodos superiores la beta varía. Por otro lado, recordemos que algunos servicios de publicación de betas de reconocido prestigio (como Merrill Lynch o Value Line) calculan sus betas sobre periodos de cinco años, si bien los primeros utilizan rentabilidades mensuales, mientras que los segundos parten de datos semanales (véase Statman, 1981). En nuestro caso, el periodo de análisis es de sólo tres años (al contar, a la fecha de realización del trabajo, con una serie bastante corta de cotizaciones en el Mercado Continuo, que es nuestro objeto de estudio), por lo que **cabe esperar que no se produzcan problemas importantes en este sentido**. En cualquier caso, decidimos analizar la estabilidad de las betas semanales (en cuanto a las mensuales, el análisis carece de sentido, al disponer únicamente de 36 datos para la realización de las estimaciones correspondientes).

Para analizar dicha estabilidad puede utilizarse el **test de Chow (1960)** -véanse, por ejemplo, Gómez-Bezares, 1989 o Santibáñez, 1994-. Nosotros nos inclinamos por un **procedimiento algo diferente en su ejecución, aunque conceptualmente idéntico**.

En concreto, tratamos de estudiar si existe una diferencia significativa entre la beta asociada a la primera mitad del periodo analizado (las ochenta primeras semanas) y la correspondiente a la segunda mitad del mismo. Y todo ello en cada título, y partiendo de las rentabilidades semanales. Para ello, utilizamos el siguiente ajuste:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_{it} (r_{mt} - r_{0t}) + \beta_{it}^* D_{it} (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad [9.5]$$

donde aparece una variable bivalente " D_{it} ", que toma valor "cero" en el primer subperiodo, y "uno" en el segundo. Así, tenemos que, para cada subperiodo, la regresión estimada es la siguiente:

$$\text{Primer subperiodo: } (r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_{it} (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad [9.6]$$

$$\text{Segundo subperiodo: } (r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_{it} (r_{mt} - r_{0t}) + \beta^*_{it} D_{it} (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad [9.7]$$

de donde se deduce que:

$$\text{Primer subperiodo: } \beta_{it} = \beta^1_{it} \quad [9.8]$$

$$\text{Segundo subperiodo: } \beta_{it} + \beta^*_{it} = \beta^1_{it} + \beta^*_{it} = \beta^2_{it} \quad [9.9]$$

y, por lo tanto,

$$\beta^*_{it} = \beta^2_{it} - \beta^1_{it} \quad [9.10]$$

Esto significa que si la " β^*_{it} " de un título es significativamente distinta de cero³, no podemos aceptar que los dos subperiodos considerados presentan la misma beta, y rechazamos por tanto la hipótesis de estabilidad de la misma en el periodo analizado.

B.3 Análisis comparativo de las betas semanales y mensuales estimadas

En este apartado se realiza una comparación intuitiva entre las betas semanales y mensuales obtenidas, para estudiar si se producen diferencias importantes entre una y otra aproximación.

³ La prueba coincide con la expresada en [9.3], a realizar mediante el estadístico [9.4], aplicado en este caso al coeficiente angular que expresa la diferencia entre las betas de ambos periodos.

2. Resultados obtenidos en el Modelo de Mercado

2.1 Modelo de Mercado con rentabilidades semanales

2.1.1 Tablas resumen de los ajustes de cada título con el mercado y de significación de las betas obtenidas

Los resultados obtenidos utilizando rentabilidades semanales en el ajuste de cada título con el mercado, así como en el estudio de la significación de las betas obtenidas, se presentan en las tablas IX-1 a IX-4 del Apéndice 1.

2.1.2 Análisis de los resultados obtenidos

2.1.2.1 Comportamiento general por grupos

A continuación, se presentan dos cuadros que resumen el contenido de las tablas citadas, centrando la atención en el grupo al que pertenecen los diferentes títulos.

Grupo	Nº títulos total	Nº títulos superdefensivos $\beta < 0$	Nº títulos defensivos $0 < \beta < 1$	Nº títulos agresivos $1 < \beta < 2$	Nº títulos superagresivos $\beta > 2$	Capac. explic. total del modelo
Grupo 1	35	0	22	13	0	39.56%
Grupo 2	29	0	12	17	0	35.06%

Cuadro IX-1

Nº de títulos para los que se acepta que $\beta = 0$		
Grupo	$(\alpha = 5\%)$	$(\alpha = 1\%)$
Grupo 1	0	0
Grupo 2	0	0

Cuadro IX-2

En el cuadro IX-1 puede verse que, para el periodo estudiado, y en lo que se refiere a las rentabilidades semanales, no aparecen títulos superdefensivos ni superagresivos en ninguno de los dos grupos considerados. En lo que se refiere al número total de títulos defensivos y agresivos, éste aparece bastante equilibrado (34 frente a 30, respectivamente), si bien en su reparto entre los dos grupos aparece una primera diferencia: así, se observa un ligero predominio de los títulos defensivos en el Grupo 1 (22 de los 35 que lo componen, lo cual supone un 63%, aproximadamente), tendencia que se invierte en el Grupo 2 (12 de 29, un 41%).

Lo anterior puede interpretarse como un primer síntoma del mayor carácter defensivo de los títulos del primer grupo frente a los que componen el segundo (que parece confirmarse al comparar los promedios de beta de ambos grupos, que se sitúan en 0,92 y 1,10, respectivamente). Sin embargo, tampoco podemos decir que esta tendencia aparezca de forma absolutamente clara (la desviación de beta ronda en los dos grupos una cifra equivalente a 0,41, lo cual nos permite suponer que cualquiera de ellos puede aparecer como defensivo o como agresivo). Por otro lado, tampoco el reparto de los títulos entre los dos grupos es aleatorio, lo que puede explicar la tendencia detectada. Volveremos sobre este punto en el apartado siguiente.

En lo que se refiere a la capacidad explicativa del modelo, podemos decir que ésta es importante, y similar en los dos grupos: así, casi un 40% de la varianza total de las rentabilidades del primer grupo es explicada por el mercado, mientras que en el segundo, esta cifra alcanza el 35%. Esto significa que más de un tercio del riesgo total de los títulos es sistemático.

En el cuadro IX-2 podemos observar que, para los dos niveles de error alfa considerados (5% y 1%), se acepta la significación de todas las betas, tanto en el primero como en el segundo grupo.

2.1.2.2 Comportamiento general por sectores

En los cuadros IX-3 y IX-4 se ofrece un estudio del comportamiento de los títulos considerados, agrupados por sectores: así, en el primero de ellos, se presenta el número de títulos cuyo comportamiento es defensivo sobre el total de los que componen cada sector; el segundo, ofrece el promedio y desviación de beta asociados a cada uno de los sectores analizados. Y todo el análisis se realiza de manera separada para los dos grupos considerados.

	Sector / Grupo	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	7/9	1/1
25	Bancos industriales	2/2	-
26	Agua, Electricidad y Gas	6/6	3/3
27	Agricultura y Alimentación	2/2	1/3
30	Construcción	1/7	0/5
32	Inversión mobiliaria	1/1	1/1
35	Papel y Artes gráficas	0/1	-
36	Químicas y Textiles	1/2	2/6
37	Seguros	0/1	0/1
39	Siderometalúrgicas	0/1	2/6
40	Industria del automóvil	0/1	1/1
42	Comunicaciones	2/2	1/1
44	Varias	-	0/1
	TOTAL	22/35	12/29

Cuadro IX-3

	Sector / Grupo	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	0,64-0,38	0,72-0,00
25	Bancos industriales	0,82-0,14	-
26	Agua, Electricidad y Gas	0,69-0,13	0,66-0,06
27	Agricultura y Alimentación	0,78-0,14	0,95-0,28
30	Construcción	1,39-0,26	1,53-0,26
32	Inversión mobiliaria	0,93-0,00	0,75-0,00
35	Papel y Artes gráficas	1,21-0,00	-
36	Químicas y Textiles	1,15-0,44	1,15-0,47
37	Seguros	1,09-0,00	1,12-0,00
39	Siderometalúrgicas	1,41-0,00	1,23-0,34
40	Industria del automóvil	1,18-0,00	0,82-0,00
42	Comunicaciones	0,56-0,11	0,65-0,00
44	Varias	-	1,05-0,00

Cuadro IX-4

A la vista de los resultados que aparecen en el cuadro IX-3, parece claro que el sector bancario presenta un comportamiento defensivo (considerando los dos grupos, y los dos tipos de bancos, puede verse cómo 10 de los 12 títulos estudiados presentan betas inferiores a

la unidad). También las Eléctricas, con el 100% de los títulos analizados con beta menor que uno, presentan un comportamiento claramente defensivo. **Inversión mobiliaria y Comunicaciones** aparecen también como sectores que amortiguan la marcha del mercado, si bien el número de títulos analizados es, en ambos casos, reducido, por lo que las conclusiones obtenidas son difícilmente extrapolables al conjunto del sector.

Los sectores que presentan un **comportamiento agresivo** (apalancan el comportamiento del mercado) son el de la **Construcción** (con 11 de los 12 títulos que lo componen cuya beta es mayor que uno), y, en menor medida, también el **Químico-Textil** (cinco de ocho) y el **Siderometalúrgico** (con cinco de los siete títulos considerados cuya beta es mayor que la del mercado).

El resto de los sectores estudiados no presentan un comportamiento claro, bien porque el número de títulos defensivos y agresivos se reparte de manera bastante homogénea, bien porque el número de valores con que contamos es demasiado pequeño como para extraer conclusiones generales.

No se aprecian diferencias significativas en lo relativo al comportamiento general de los sectores en los dos grupos considerados. Sin embargo, el fenómeno de "negociación asincrónica" explicado, entre otros, por Hawawini (1983), en virtud del cual, los títulos que cotizan menos frecuentemente recogerían con algún retardo determinados efectos del mercado, podría hacernos esperar que, a igualdad de todo lo demás, el Grupo 1 presentara un nivel de beta superior al segundo, al recoger el primero los valores con mayores niveles en cuanto a frecuencia y volumen de contratación.

Tal como hemos analizado en el punto anterior, la tendencia observada es la contraria (63% de títulos defensivos, con un promedio de beta de 0,92 en el primer grupo, frente al 41%, con un promedio de 1,10 en el segundo). Un análisis detenido del cuadro IX-3 nos lleva a observar que el reparto de los títulos entre los dos grupos no es aleatorio, sino que se produce una concentración clara de Bancos y Eléctricas (los sectores más claramente defensivos) en el Grupo 1, y de las Químicas y Textiles y las Siderometalúrgicas (sectores claramente agresivos) en el segundo grupo, lo que explica las tendencias observadas en ambos.

A la vista del cuadro IX-4, podemos decir que, nuevamente, son los Bancos, Eléctricas y Comunicaciones, los sectores que aparecen como claramente defensivos (en ellos, la suma del promedio más una desviación típica queda por debajo de la unidad, salvo, por muy poco, en los Bancos comerciales correspondientes al primer grupo), y, aunque de manera menos clara,

también Alimentación (al menos en el Grupo 1). En cuanto al sector de la Construcción, aparece claramente como agresivo, y, en menor medida, también el Químico y el Siderometalúrgico.

Todas las tendencias apuntadas en los cuadros IX-3 y IX-4 pueden también verse de forma más intuitiva en las figuras IX-1 y IX-2, respectivamente.

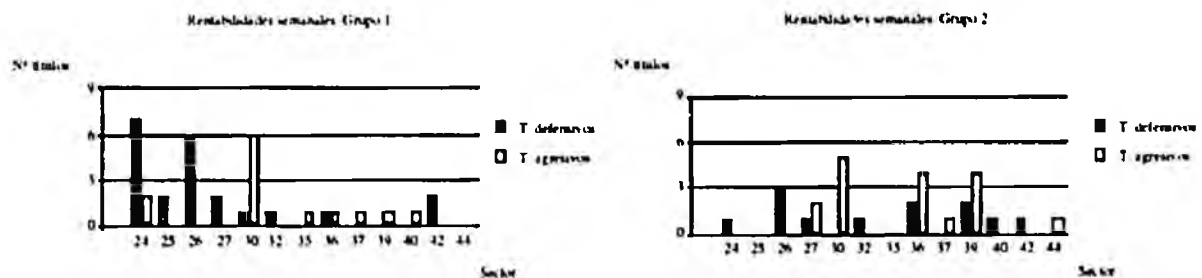


Figura IX-1

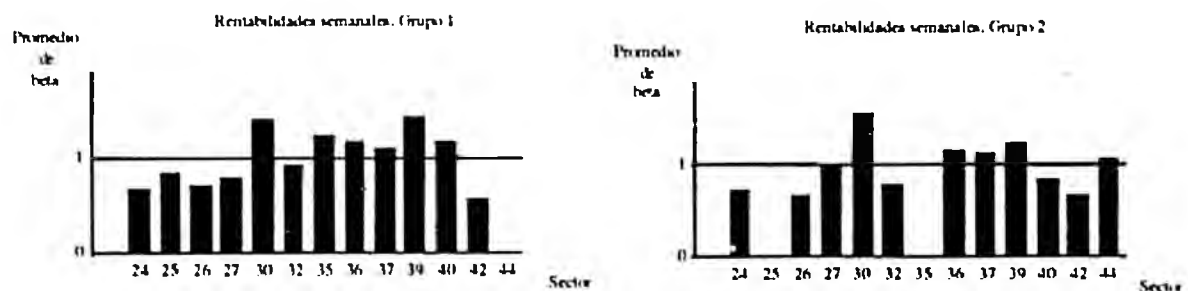


Figura IX-2

2.1.2.3 Análisis de la estabilidad de las betas

A continuación, se presentan dos cuadros que resumen el contenido de las tablas IX-5 y IX-6, en los que aparece el número de títulos para los que se rechaza la hipótesis de estabilidad de beta, tanto por sectores como por grupos.

-Títulos para los que se rechaza la estabilidad de beta (para $\alpha = 5\%$)

	Sector / Grupo	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	5/9	0/1
25	Bancos industriales	0/2	-
26	Agua, Electricidad y Gas	2/6	0/3
27	Agricultura y Alimentación	0/2	0/3
30	Construcción	4/7	1/5
32	Inversión mobiliaria	0/1	0/1
35	Papel y Artes gráficas	0/1	-
36	Químicas y Textiles	0/2	3/6
37	Seguros	0/1	0/1
39	Siderometalúrgicas	1/1	1/6
40	Industria del automóvil	0/1	1/1
42	Comunicaciones	2/2	1/1
44	Varias	-	0/1
	TOTAL	14/35	7/29

Cuadro IX-5

-Títulos para los que se rechaza la estabilidad de beta (para $\alpha = 1\%$)

	Sector / Grupo	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	2/9	0/1
25	Bancos industriales	0/2	-
26	Agua, Electricidad y Gas	2/6	0/3
27	Agricultura y Alimentación	0/2	0/3
30	Construcción	3/7	0/5
32	Inversión mobiliaria	0/1	0/1
35	Papel y Artes gráficas	0/1	-
36	Químicas y Textiles	0/2	2/6
37	Seguros	0/1	0/1
39	Siderometalúrgicas	1/1	0/6
40	Industria del automóvil	0/1	1/1
42	Comunicaciones	2/2	1/1
44	Varias	-	0/1
	TOTAL	10/35	4/29

Cuadro IX-6

De la observación de los cuadros IX-5 y IX-6, podemos concluir que **no puede aceptarse de manera clara la estabilidad de las betas semanales**, siendo **más importante el problema en el Grupo 1** que en el Grupo 2. Así, puede verse que, considerando un **error alfa del 5%**, un 40% de los títulos del primer grupo no superan la prueba de estabilidad, mientras que en el segundo, este porcentaje baja al 24%, aproximadamente. Considerando un error del 1%, los porcentajes de rechazo se reducen al 29% (Grupo 1), y al 14% (Grupo 2).

Los sectores que presentan mayores problemas de estabilidad son Bancos, Construcción y Comunicaciones (en el Grupo 1) y las Químicas (en el Grupo 2).

Considerando un error alfa del 1%, y de manera conjunta para los dos grupos, sólo una quinta parte de los títulos, aproximadamente, presentan problemas de estabilidad en lo que se refiere a las rentabilidades semanales, por lo que **acceptaremos, aunque con reparos, la hipótesis de estabilidad de beta**.

2.2 Modelo de Mercado con rentabilidades mensuales

2.2.1 Tablas resumen de los ajustes de cada título con el mercado y de significación de las betas obtenidas

En las **tablas IX-7 a IX-10 del Apéndice 1** se presentan los resultados de los ajustes entre las rentabilidades mensuales de los títulos y el mercado (siempre en excesos sobre el tipo de interés sin riesgo), así como las pruebas sobre significación de las betas correspondientes a los diferentes títulos que integran cada uno de los dos grupos analizados.

2.2.2 Análisis de los resultados obtenidos

2.2.2.1 Comportamiento general por grupos

En los cuadros IX-7 y IX-8 se presenta un **resumen de los puntos más importantes contenidos en las tablas citadas**. Debemos recordar, antes de pasar al análisis de las mismas, que el número de datos con el que se cuenta en el caso de rentabilidades mensuales hace que los resultados obtenidos deban ser interpretados con la necesaria cautela.

Grupo	Nº títulos total	Nº títulos superdefensivos $\beta < 0$	Nº títulos defensivos $0 < \beta < 1$	Nº títulos agresivos $1 < \beta < 2$	Nº títulos superagresivos $\beta > 2$	Capac. explic. total del modelo
Grupo 1	35	0	22	13	0	49,50%
Grupo 2	29	0	14	13	2	49,23%

Cuadro IX-7

Grupo	Nº de títulos para los que se acepta que $\beta = 0$	
	$(\alpha = 5\%)$	$(\alpha = 1\%)$
Grupo 1	2	2
Grupo 2	0	1

Cuadro IX-8

La primera idea reseñable a la vista del cuadro IX-7 es la **ausencia**, también en el caso de rentabilidades mensuales, **de títulos que vayan contra el mercado** (superdefensivos), aunque sí aparecen dos valores cuyas betas son superiores a dos, ambos enmarcados en el grupo segundo. Al igual que con las rentabilidades semanales, aparece una **mayor proporción de títulos defensivos en el Grupo 1** (22 de los 35, el 63%, aproximadamente), mientras que el segundo grupo está ahora bastante equilibrado (con un 48% de sus títulos defensivos). Esta tendencia se ve nuevamente confirmada por los promedios de beta de ambos grupos, que son 0,87 y 1,16, respectivamente.

Por lo que se refiere a la **capacidad explicativa total del Modelo de Mercado**, podemos observar que ésta es, nuevamente, **muy elevada**, alcanzando en el caso de las rentabilidades mensuales casi el 50% de la varianza total, lo que supone un incremento importante respecto a los niveles obtenidos con las rentabilidades semanales. **No se observan tampoco aquí diferencias significativas en el riesgo sistemático total de los dos grupos.**

En cuanto al **grado de significación de las betas analizadas**, hay que decir que, al igual que ocurría con las rentabilidades semanales, éste es **muy alto**. Únicamente hay tres títulos que presentan betas no significativas: dos Bancos en el Grupo 1 (Alicante y Exterior), y una Química en el Grupo 2 (Argón), ésta última sólo para $\alpha = 1\%$.

2.2.2.2 Comportamiento general por sectores

Pasemos ahora a realizar el análisis del comportamiento de los sectores en cuanto a su carácter defensivo o agresivo. El resumen de la información relevante aparece en los cuadros IX-9 y IX-10, en los que se presentan, respectivamente, el número de títulos defensivos sobre el total de cada sector, y el promedio y desviación de beta correspondientes también a cada sector (y todo ello de forma independiente para cada uno de los dos grupos analizados).

	Sector / Grupo	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	8/9	1/1
25	Bancos industriales	1/2	-
26	Agua, Electricidad y Gas	6/6	3/3
27	Agricultura y Alimentación	2/2	1/3
30	Construcción	1/7	1/5
32	Inversión mobiliaria	1/1	1/1
35	Papel y Artes gráficas	0/1	-
36	Químicas y Textiles	1/2	3/6
37	Seguros	0/1	0/1
39	Siderometalúrgicas	0/1	2/6
40	Industria del automóvil	0/1	0/1
42	Comunicaciones	2/2	1/1
44	Varias	-	1/1
	TOTAL	22/35	14/29

Cuadro IX-9

	Sector / Grupo	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	0,57-0,34	0,64-0,00
25	Bancos industriales	0,74-0,28	-
26	Agua, Electricidad y Gas	0,64-0,16	0,66-0,18
27	Agricultura y Alimentación	0,80-0,10	1,11-0,26
30	Construcción	1,38-0,31	1,54-0,37
32	Inversión mobiliaria	0,98-0,00	0,86-0,00
35	Papel y Artes gráficas	1,17-0,00	-
36	Químicas y Textiles	1,00-0,34	1,27-0,68
37	Seguros	1,12-0,00	1,28-0,00
39	Siderometalúrgicas	1,26-0,00	1,30-0,41
40	Industria del automóvil	1,12-0,00	1,08-0,00
42	Comunicaciones	0,49-0,06	0,38-0,00
44	Varias	-	0,99-0,00

Cuadro IX-10

A la vista de los dos cuadros anteriores, puede concluirse que las tendencias observadas en el caso de rentabilidades mensuales son básicamente las mismas que las señaladas en el caso de las semanales. Así, son nuevamente los Bancos, las Eléctricas y las empresas que se encuadran en el sector de Comunicaciones las que presentan un comportamiento claramente defensivo (con mayoría abrumadora de títulos cuya beta es inferior a la unidad, confirmado con un promedio muy bajo en esta medida), frente a los títulos pertenecientes a los sectores de la Construcción y las Siderometalúrgicas, cuyo comportamiento aparece como agresivo (el sector Químico, que aparece también como agresivo en el caso de rentabilidades semanales, no presenta un comportamiento claro con las rentabilidades mensuales). Evitaremos también aquí extraer conclusiones generales sobre aquellos sectores para los que contamos con un número demasiado escaso de títulos.

Las figuras IX-3 y IX-4 presentan de manera gráfica lo indicado en este apartado para las rentabilidades mensuales.

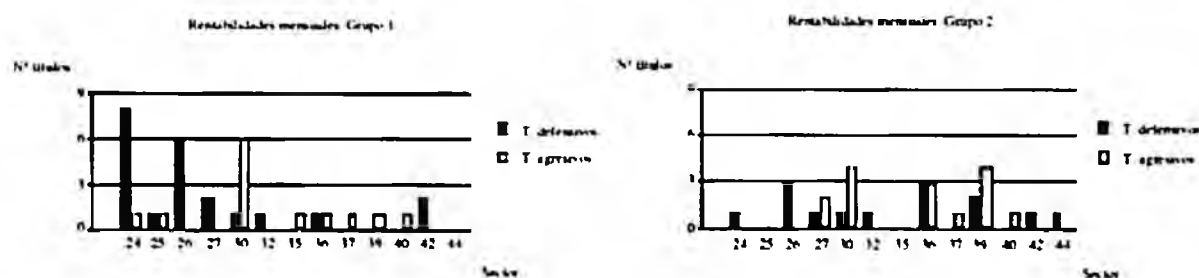


Figura IX-3

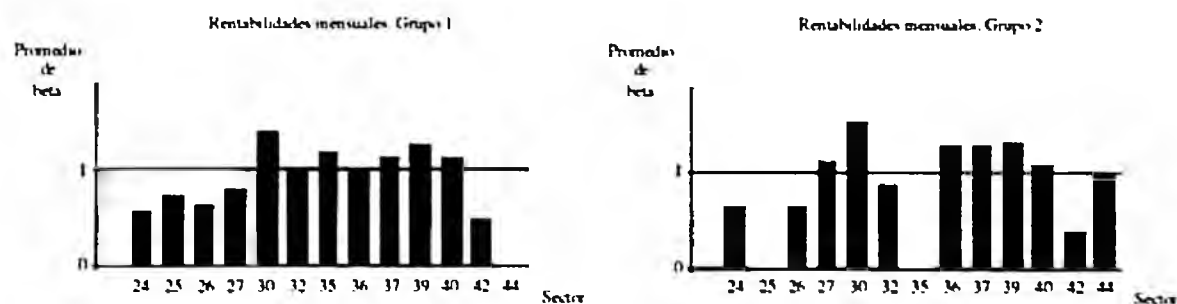


Figura IX-4

2.2.2.3 Análisis de la estabilidad de las betas

Como hemos explicado en el apartado metodológico, no realizaremos el análisis de estabilidad de las betas con rentabilidades mensuales, dado el reducido número de observaciones con que contamos, que obligaría a realizar ajustes con sólo 18 datos, lo cual resta cualquier significación estadística a los resultados obtenidos.

2.3 Comparación de las betas semanales y mensuales

A continuación, se presenta un cuadro resumen de las tablas IX-11 y IX-12, en el que se ofrece, para cada grupo, el número de títulos cuya beta aumenta al utilizar rentabilidades mensuales frente a la obtenida a partir de rentabilidades semanales.

	Sector / Grupo	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	2/9	0/1
25	Bancos industriales	1/2	-
26	Agua, Electricidad y Gas	2/6	2/3
27	Agricultura y Alimentación	1/2	3/3
30	Construcción	3/7	2/5
32	Inversión mobiliaria	1/1	1/1
35	Papel y Artes gráficas	0/1	-
36	Químicas y Textiles	0/2	3/6
37	Seguros	1/1	1/1
39	Siderometalúrgicas	0/1	3/6
40	Industria del automóvil	0/1	1/1
42	Comunicaciones	0/2	0/1
44	Varias	-	0/1
	TOTAL	11/35	16/29

Cuadro IX-11

Como puede verse, menos de la mitad de los títulos presentan betas mayores al considerar rentabilidades mensuales (concretamente un 31,5% en el primer grupo, y un 55% en el segundo). No se confirma, así, lo esperado según los estudios clásicos en la materia, que señalan que la beta tiende a aumentar al considerar rentabilidades mensuales (véase Reilly y

Wright, 1988), aunque tampoco podemos afirmar lo contrario. Por otro lado, este es un efecto esperable, según la interpretación de Hawawini (1983), en títulos con poca negociación, los cuales tardarían en recoger determinados efectos del mercado en sus cotizaciones (lo que constituye el ya mencionado fenómeno de "negociación asincrónica"). En nuestro caso, y aunque hemos dividido el total de los títulos analizados en dos grupos en función de sus frecuencias y volúmenes de contratación, incluso los pertenecientes al segundo grupo cumplen con unas condiciones bastante restrictivas en cuanto a las variables mencionadas, por lo que los resultados obtenidos pueden considerarse lógicos.

En cualquier caso, la metodología utilizada en la comparación de las betas semanales y mensuales no es demasiado rigurosa, si bien nuestra intención era sólo la de ver intuitivamente si se producen cambios importantes en las mismas por el hecho de utilizar uno u otro periodo básico de análisis. Esta visión intuitiva puede completarse con la figura IX-5 (en la que puntos por encima de la recta implican betas mensuales superiores a las correspondientes semanales, y viceversa), y con el cuadro IX-12, en el que se ofrecen las correlaciones entre las betas semanales y mensuales para cada grupo.

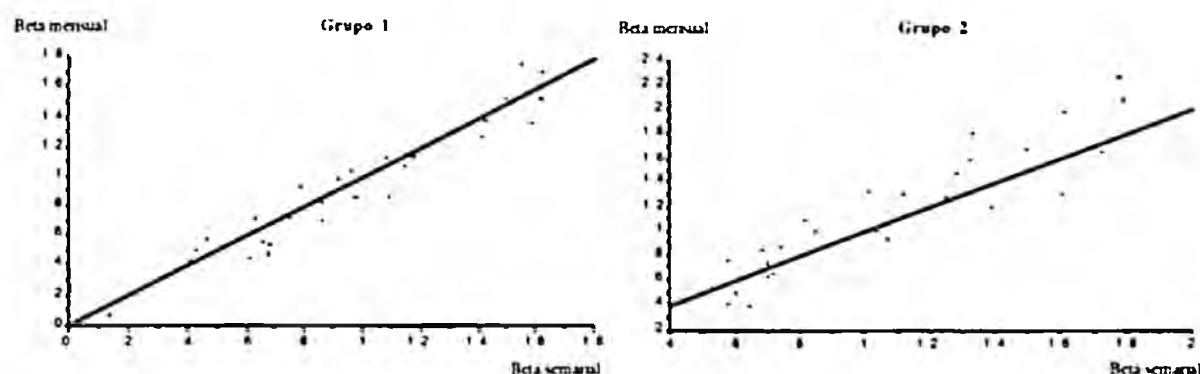


Figura IX-5

	Grupo 1	Grupo 2	Grupos 1 y 2
Correlación betas sem.- men.	0.968	0.922	0.940

Cuadro IX-12

3. Análisis comparativo del Modelo de Mercado sin excesos y con diferentes tipos de interés sin riesgo

Tal como apuntábamos en el apartado 2.4 del capítulo VII (Descripción de la Base de Datos), decidimos realizar un análisis comparativo del Modelo de Mercado a partir de diferentes tipos de interés sin riesgo, que nos permitiera ver si se producen diferencias de importancia por el hecho de utilizar una u otra aproximación. En las tablas IX-13 a IX-20 que se presentan en el Apéndice 1, pueden verse las betas y las capacidades explicativas obtenidas en el Modelo de Mercado mediante las siguientes aproximaciones:

- Partiendo de las rentabilidades (sin excesos sobre el tipo de interés sin riesgo).
- Partiendo de los excesos sobre el tipo sin riesgo, y considerando como tal:
 - La rentabilidad en cuenta corriente (c/c).
 - La rentabilidad de los depósitos a 6-12 meses (Dep. 6-12).
 - La rentabilidad de los depósitos de ahorro (Dep. ahorro).
 - La rentabilidad de las letras del Tesoro en el mercado secundario a 1-3 meses (Letras 1-3).
 - La rentabilidad de las operaciones con pacto de recompra a 2-3 meses (REPOS 2-3).

En las tablas mencionadas, puede observarse que **no se producen diferencias relevantes entre las distintas aproximaciones propuestas** (en lo que se refiere a la beta; obviamente, la ordenada en el origen sí presenta algunas diferencias, sobre todo en el análisis que parte de las rentabilidades, pero no es lo que aquí nos interesa. Tampoco se aprecian diferencias relevantes en la capacidad explicativa de cada título ni en el total). Así, puede observarse que las diferencias obtenidas en la estimación de las betas en los distintos casos aparecen a partir del tercer decimal, cuando no lo hacen más tarde (lo mismo podemos decir en lo relativo a las capacidades explicativas), por lo que podemos afirmar que **el Modelo de Mercado es muy poco sensible a la variable utilizada para aproximar el tipo sin riesgo**, así como al hecho de hacerlo sobre rentabilidades o sobre excesos sobre el tipo de

interés sin riesgo. Esta conclusión puede obtenerse, tanto para el análisis del Grupo 1, como del 2, y tanto para rentabilidades semanales como mensuales.

Como complemento a lo anterior, se estimaron también los coeficientes de correlación entre las distintas series de betas de cada grupo, y tanto para rentabilidades semanales como mensuales. Las matrices de correlaciones correspondientes se presentan en los cuadros IX-13 a IX-16.

-Rentabilidades semanales. Grupo 1

	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
Sin excesos	1					
c/c	1	1				
Dep. 6-12	1	1	1			
Dep. ahorro	1	1	1	1		
Letras 1-3	1	1	1	1	1	
REPOS 2-3	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	1

Cuadro IX-13

-Rentabilidades semanales. Grupo 2

	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
Sin excesos	1					
c/c	1	1				
Dep. 6-12	1	1	1			
Dep. ahorro	1	1	1	1		
Letras 1-3	1	1	1	1	1	
REPOS 2-3	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	1

Cuadro IX-14

-Rentabilidades mensuales. Grupo 1

	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
Sin excesos	1					
c/c	1	1				
Dep. 6-12	1	1	1			
Dep. ahorro	1	1	1	1		
Letras 1-3	1	1	1	1	1	
REPOS 2-3	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	1

Cuadro IX-15

-Rentabilidades mensuales. Grupo 2

	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
Sin excesos	1					
c/c	1	1				
Dep. 6-12	1	1	1			
Dep. ahorro	1	1	1	1		
Letras 1-3	1	1	1	1	1	
REPOS 2-3	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	1

Cuadro IX-16

De la observación de los cuadros anteriores puede deducirse nuevamente que lo que estamos estimando a través de las distintas aproximaciones es lo mismo, y que el Modelo de Mercado es muy poco sensible al tipo de interés sin riesgo utilizado, así como al hecho de realizar el análisis en rentabilidades o en excesos sobre el tipo sin riesgo.

Capítulo X

EL CAPM. CONTRASTE DE SERIE TEMPORAL

1. Introducción

La contrastación del CAPM con la metodología de serie temporal consiste en analizar, a lo largo del tiempo y por separado, la evolución de cada título "i" mediante el modelo ex-post en el que se introduce la hipótesis de expectativas de riesgo constantes, lo cual constituye una restricción propia del contraste que nos ocupa.

A lo largo del Capítulo III estudiábamos desde el punto de vista econométrico las especificidades propias de este contraste, así como la solución a los diferentes problemas planteados. En este capítulo lo aplicaremos a los datos que constituyen nuestro objeto de estudio.

El trabajo clásico de Black, Jensen y Scholes (1972), es el primero que realiza un acercamiento completo a los diferentes problemas derivados de la metodología de serie temporal. Por otro lado, hay que destacar como ventaja de este tipo de contraste frente a los de corte transversal el hecho de que, con el mismo, se evitan algunos problemas econométricos.

2. Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico reducido

2.1 Metodología

Tal como apuntábamos en el Capítulo III, este contraste se realiza partiendo del modelo empírico definido en excesos sobre el tipo sin riesgo, ya que éste último varía a lo largo del tiempo, lo que hace que el modelo planteado en rentabilidades sea inconsistente (por incumplir la hipótesis de estructura única en relación al término independiente).

El modelo empírico reducido de serie temporal para el título "i" expresado en excesos -véase ecuación [3.11.b]-, coincide con el **Modelo de Mercado**:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it} \quad \forall t = 1, 2, \dots, n \quad [10.1]$$

La completa definición estadística del modelo requiere, además, la especificación de las hipótesis, tanto estructurales como de las perturbaciones aleatorias, que ya estudiamos en el subapartado 3.2 del Capítulo II.

De la comparación del modelo ex-post con expectativas de riesgo constantes (véase ecuación [3.10.b]), con el modelo empírico definido en [10.1], llegamos a la conclusión de que, si el CAPM es cierto, es necesario que se cumplan las siguientes condiciones (expresión [3.19.b]):

$$\alpha_i = 0 \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt} - r_{0t})} \quad [10.2]$$

El contraste consiste, por tanto, en estimar el modelo empírico definido en [10.1] para cada título "i" (mediante la técnica de **Mínimos Cuadrados Ordinarios**), realizando posteriormente la prueba de significación del término independiente (ya que el coeficiente angular coincide precisamente con el cociente de estimaciones expresado -véase subapartado 3.3 del Capítulo II-).

Así, podemos especificar la **prueba de hipótesis** de la siguiente manera:

$$H_0: \alpha_i = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \alpha_i \neq 0 \quad [10.3]$$

siendo el estadístico que utilizaremos para realizarla:

$$\frac{a_i - H_0}{S_{a_i}} \quad [10.4]$$

donde:

- a_i Estimación puntual de la ordenada en el origen (" α_i ") del título "i".
- S_{a_i} Estimación de la desviación del estimador de " α_i ".
- H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar, en nuestro caso cero.

El estadístico propuesto **sigue una distribución "t" de Student con "n - k" grados de libertad**, donde "n" es el número de periodos considerados y "k" es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, dos, ordenada en el origen y pendiente del ajuste). Así, considerando las dos aproximaciones realizadas, así como los dos grupos de títulos, los valores de "n" y "k" que nos interesan son los siguientes:

- **Datos semanales** "n = 160" y "k = 2" para ambos grupos de títulos.
- **Datos mensuales** "n = 36" y "k = 2" para ambos grupos de títulos.

El cuadro X-1 presenta los valores de "**t**" de la **Student** teórica que aparecen en las tablas estadísticas dentro del rango que aquí nos interesa¹:

¹ En los casos en que los grados de libertad no coincidan exactamente con los ofrecidos por las tablas no realizaremos interpolaciones, tomando siempre como valor teórico el más cercano a los grados de libertad correspondientes.

Gr. libertad	$\alpha/2 = 2,5\%$	$\alpha/2 = 0,5\%$
30	2,042	2,750
40	2,021	2,704
120	1,980	2,617
∞	1,960	2,576

Cuadro X-1

Los problemas clásicos señalados a este tipo contraste son, por un lado, que al tener poca precisión los estimadores del término independiente, se acepta con facilidad la hipótesis propuesta en [10.3], y, por otro, que únicamente considera a cada título individual en cada una de las pruebas. Así, en su trabajo pionero, Black, Jensen y Scholes (1972, pág. 84) proponen la agrupación de valores en carteras y la realización de la prueba anterior para las mismas, lo que, de alguna manera, viene a obviar las críticas anteriores.

Un método alternativo, discutido en el subapartado 4.5 del Capítulo III, y que resuelve las carencias de los test individuales, consiste en partir del modelo empírico multiecuacional en excesos (ecuación análoga a [3.13] pero definida en premios por riesgo), estimando el sistema mediante la metodología SUR (se llega a idénticos resultados mediante la aplicación de Mínimos Cuadrados Ordinarios) y realizando después una prueba de nulidad conjunta de todos los términos independientes. La hipótesis a contrastar en este caso es la siguiente:

$$H_0: \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \dots \\ \alpha_i \\ \dots \\ \alpha_g \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \dots \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \quad \text{frente a} \quad H_1: \exists \alpha_i \neq 0 \quad [10.5]$$

Para realizar esta prueba se utiliza un estadístico que puede encontrarse en Novales (1993, pág. 282), y que, llevado al modelo que nos ocupa, resulta ser:

$$\frac{[R\beta - Rb]' [R(X'(\Sigma_{\epsilon\epsilon}^{-1} \otimes I_n)X)^{-1}R']^{-1} [R\beta - Rb]}{g} \\ \frac{[(r - r_0 \otimes I_n) - Xb]' [\Sigma_{\epsilon\epsilon} \otimes I_n]^{-1} [(r - r_0 \otimes I_n) - Xb]}{g(n-k)} \quad [10.6]$$

donde:

R Matriz que recoge los coeficientes de las restricciones a contrastar.

El estadístico propuesto sigue una "F" de Fisher con " $k_1 = g$ " y " $k_2 = g * (n - k)$ " grados de libertad, siendo "g" el número de parámetros cuya significación se contrasta simultáneamente, "n" el tamaño de la muestra y "k" el número de parámetros estimados, es decir, ordenada y pendiente del ajuste correspondientes a cada título.

Aquí debemos hacer una precisión relacionada con la escasez de datos de los que disponemos para la realización del contraste con rentabilidades mensuales. Concretamente, al tener únicamente 36 periodos a lo largo de los tres años considerados, la metodología multivariante nos obliga a la eliminación del Banco de Alicante en el Grupo 1, y a la no consideración del contraste para el conjunto total de activos. Ello es debido a que la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones, necesaria para aplicar el cociente definido en [10.6], resulta ser singular en los casos indicados (es decir, cuando introducimos la totalidad de los valores en el Grupo 1, o cuando tratamos de aplicar el contraste para el conjunto total de los títulos), por lo que no es posible obtener su inversa. El mismo problema, aunque provocado por razones distintas, aparece al contrastar el periodo semanal para todos los títulos, lo que nos llevó en este caso a eliminar Zardoya-Otis (puede verse discusión en Santibáñez, 1994, pág. 235)².

² Las razones que justifican la elección de los títulos eliminados son las siguientes: Zardoya-Otis (título eliminado en el análisis del conjunto de los títulos con rentabilidades semanales) era el valor que presentaba una menor frecuencia de contratación, además de pertenecer al sector Siderometalúrgico, para el que contábamos con un número suficientemente elevado de títulos. Algo parecido ocurría con el Banco de Alicante (eliminado en el primer grupo en el análisis de rentabilidades mensuales), que era también el título que presentaba una menor frecuencia de contratación, a la vez que pertenecía a un sector, el bancario, para el que contábamos con el mayor número de títulos.

Los grados de libertad correspondientes a la "F" de Fisher en cada periodo y para cada grupo se presentan en los cuadros X-2 y X-3:

• Datos semanales

Grupo	Nº títulos	Nº obs.	g	n	k	k_1	k_2
Grupo 1	35	160	35	160	2	35	5.530
Grupo 2	29	160	29	160	2	29	4.582
Gr. 1 y 2	63	160	63	160	2	64	9.954

Cuadro X-2

• Datos mensuales

Grupo	Nº títulos	Nº obs.	g	n	k	k_1	k_2
Grupo 1	34	36	34	36	2	34	1.156
Grupo 2	29	36	29	36	2	29	986

Cuadro X-3

Como podemos ver, el valor de los grados de libertad del numerador, " k_1 ", cambia prácticamente para cada contraste, mientras que " k_2 " supera ampliamente el valor de 1.000 en casi todos los casos. Así, los valores de la "F" de Fisher teórica que utilizaremos son los siguientes:

k_1	k_2	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
24	∞	1,52	1,79
30	∞	1,46	1,69
50	∞	1,35	1,52
100	∞	1,24	1,36

Cuadro X-4

2.2 Resultados obtenidos

En las tablas X-1 a X-4 del Apéndice I se presentan los valores de " a_i " y " S_{a_i} " (que coinciden con los presentados en el capítulo correspondiente al Modelo de Mercado, concretamente en las tablas IX-1, IX-3, IX-7 y IX-9), el valor de la " t " experimental correspondiente a la prueba propuesta en [10.3], y el resultado de comparar este valor con la " t " de Student teórica para errores " $\alpha/2$ " del 2,5% y del 0,5%.

Teniendo en cuenta la metodología expuesta en el subapartado anterior, presentamos en los cuadros X-5 y X-6 un resumen de los resultados fundamentales de las tablas X-1 a X-4. Concretamente, y para cada uno de los casos analizados (datos semanales y mensuales, y en ambos grupos de títulos), se ofrece el número de valores para los que se rechaza la hipótesis individual definida en [10.3], tanto en valor absoluto, como en tanto por cien sobre el total de los que componen cada grupo, y teniendo en cuenta errores alfa del 5% y 1%:

• Datos semanales. Número de títulos para los que se rechaza el CAPM

Grupo	$\alpha/2 = 2,5\%$		$\alpha/2 = 0,5\%$	
	Nº títulos	Porcentaje	Nº títulos	Porcentaje
Grupo 1	3/35	8,57 %	0/35	0 %
Grupo 2	1/29	3,45 %	0/29	0 %
Gr. 1 y 2	4/64	6,25 %	0/64	0 %

Cuadro X-5

• Datos mensuales. Número de títulos para los que se rechaza el CAPM

Grupo	$\alpha/2 = 2,5\%$		$\alpha/2 = 0,5\%$	
	Nº títulos	Porcentaje	Nº títulos	Porcentaje
Grupo 1	3/35	8,57 %	0/35	0 %
Grupo 2	1/29	3,45 %	0/29	0 %
Gr. 1 y 2	4/64	6,25 %	0/64	0 %

Cuadro X-6

A continuación, en los cuadros X-7 y X-8, presentamos los títulos para los que se rechaza la prueba de hipótesis expresada en [10.3], y, consecuentemente, el modelo de valoración (sin subrayar, para un error " $\alpha/2 = 2,5\%$ " y subrayados para " $\alpha/2 = 0,5\%$ ").

• **Datos semanales. Títulos para los que se rechaza el modelo**

Grupo 1	B. POPULAR, E.R. ZARAGOZANAS, ENDESA
Grupo 2	AMPER

Cuadro X-7

• **Datos mensuales. Títulos para los que se rechaza el modelo**

Grupo 1	E.R. ZARAGOZANAS, ENDESA, H. CANTABRICO
Grupo 2	AMPER

Cuadro X-8

A la vista de los cuadros anteriores, podemos afirmar que se produce una **altísima coincidencia entre los resultados obtenidos con las dos aproximaciones propuestas (datos semanales y mensuales)** en lo que se refiere a los títulos para los que se rechaza el modelo: considerando un error alfa del 1%, la totalidad de los títulos pasan la prueba, tanto con datos semanales como mensuales; para un error " $\alpha = 5\%$ ", y en lo que se refiere a las rentabilidades semanales, aceptamos el modelo para todos los sectores, salvo en las Eléctricas y Bancos comerciales (en los que se rechaza en 2/6 y 1/9 de los casos, respectivamente), en el Grupo 1, y en las Siderometalúrgicas (1/6), en el Grupo 2. Con datos mensuales, son 3 de las 6 Eléctricas analizadas las que no superan la prueba en el Grupo 1, y nuevamente 1 de las 6 Siderometalúrgicas consideradas en el Grupo 2.

En el subapartado anterior indicábamos las críticas fundamentales realizadas al contraste individual presentado en los párrafos anteriores, así como la solución propuesta por Black, Jensen y Scholes (1972), basada en la utilización de carteras.

Consideramos que nuestro análisis empírico carece del suficiente número de títulos para la realización de carteras, ya que ello supondría una pérdida importante de información, que vendría a condicionar la significación de los resultados estadísticos derivados de las mismas. Por ello, y para superar en parte las críticas del contraste individual, proponíamos la realización de un test multivariante -véase hipótesis [10.5]-, con las particularidades expuestas en el subapartado anterior de cara a su aplicación a cada una de las aproximaciones consideradas. Presentamos en los cuadros X-9 y X-10 los resultados del mismo:

• **Datos semanales. Test multivariante de significación de α_i**

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	0,9514		
Grupo 2	0,7589		
Gr. 1 y 2	0,9821		

R: Se rechaza la hipótesis conjunta de no significación de todas las " α_i "

Cuadro X-9

• **Datos mensuales. Test multivariante de significación de α_i**

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	13,1606	R	R
Grupo 2	4,6740	R	R

R: Se rechaza la hipótesis conjunta de no significación de todas las " α_i "

Cuadro X-10

A la vista de los resultados obtenidos mediante el contraste de serie temporal a partir del test multivariante sugerido, da la impresión que las conclusiones para datos semanales y mensuales son completamente diferentes.

Así, para los **datos semanales**, aceptamos con facilidad la hipótesis nula propuesta en [10.5], con lo que no podemos rechazar el funcionamiento del **modelo** en ninguno de los dos grupos considerados. En cambio, a partir de los **datos mensuales**, el **rechazo es total** en ambos grupos por lo que el CAPM queda en entredicho (y todo ello, para los dos niveles de error α considerados).

En cualquier caso, conviene recordar de nuevo que la **escasez de datos mensuales** obliga a analizar los resultados derivados del contraste con cierta cautela, debido a que la necesaria estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones, que se realiza a partir de los residuos Mínimo Cuadrático Ordinarios, está basada en pocas observaciones, lo que podría distorsionar los resultados del test.

También creemos importante destacar, en relación al contraste realizado a partir de los **datos semanales**, que el **punto débil** del mismo se encuentra en la necesaria **aceptación de la hipótesis de estructura única** en cuanto al coeficiente angular, que puede ponerse en entredicho si tenemos en cuenta los resultados presentados en el Capítulo IX, donde aceptábamos con ciertos reparos la estabilidad de las betas correspondientes.

3. Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico ampliado

3.1 Introducción

En este apartado, presentaremos el contraste empírico del denominado **modelo ampliado de serie temporal**, que constituye una generalización del analizado en el apartado anterior, en la que se introducen otras variables explicativas adicionales, además de la **rentabilidad del mercado**. Para su realización consideramos **únicamente los datos semanales**, ya que la aplicación del contraste sobre las rentabilidades mensuales resultaría inabordable, debido a la escasez de datos con que contamos en el periodo considerado.

El estudio teórico del **modelo ampliado** se presenta en el apartado 5 del Capítulo III, donde se señalan los problemas econométricos más importantes que presenta el contraste.

Las variables explicativas consideradas, son del tipo de las que Chan, Hamao y Lakonishok (1991) denominan "fundamentales": Nos referimos a variables habitualmente utilizadas por los analistas financieros, si bien no existe por el momento ningún modelo teórico que justifique su influencia. Concretamente, se trata de la serie de ratios presentada en la Descripción de la Base de Datos³ y que recogemos a continuación:

-ACTIVO/MERCADO_{it}

-B^o/PRECIO_{it}

-LIBROS/MERCADO_{it}

-VALOR_{it}

-CASH/PRECIO_{it}

Los criterios utilizados en el cálculo de las variables propuestas, así como las incidencias más importantes, pueden encontrarse en el apartado 2 del Capítulo VII, donde, debido a diferentes problemas en la obtención de los datos, así como a otros de carácter financiero, optamos por eliminar del análisis los siguientes títulos:

-Ebro

-Hisalba

-Duro Felguera

-Banco Central Hispano

-Iberduero

Además de los activos indicados, y debido a problemas aparecidos en la estimación de los diferentes modelos, prescindimos también de los siguientes:

³ De cara a la construcción de los cuadros y tablas, así como para la realización de los comentarios correspondientes, hablaremos de "Activo/Mercado" y "B^o/Precio", en lugar de "Activo/Valor mercado" y "Beneficios/Precio", respectivamente.

Además, en los cuadros y tablas en los que aparece "Valor", nos estamos refiriendo, naturalmente, a su logaritmo neperiano.

- Acesa
- Mapfre
- La Unión y el Fénix

Por otro lado, y debido a la gran asimetría que presenta el ratio "VALOR_i", decidimos trabajar con el logaritmo neperiano de dicha variable.

En cuanto a la metodología utilizada, ésta es similar a la propuesta en el trabajo de Santibáñez (1994) (la cual se basa a su vez en la de Chan, Hamao y Lakonishok, 1991, pero aplicada al caso español).

3.2 Metodología

El modelo empírico ampliado de serie temporal en excesos, que se plantea para el activo "i" (véase fórmula [3.21.b]), adopta la siguiente forma:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \phi_i z_{it} + \varepsilon_{it} \quad \forall t = 1, 2, \dots, n \quad [10.7]$$

donde "z_i" representa cualquier otra variable distinta de la rentabilidad del mercado que puede influir en la del título "i".

Las hipótesis, tanto estructurales como de las perturbaciones aleatorias, coinciden con las establecidas en el subapartado 5.1 del Capítulo III.

De la comparación entre el modelo ex-post definido en [3.10.b] (donde, recordemos, había sido introducida la hipótesis de expectativas de riesgo constantes) y el modelo empírico definido en [10.7], se deducen las hipótesis que deben cumplirse para aceptar el CAPM, y que coinciden con las establecidas en [3.25.b] y [3.28.b], es decir:

$$0 = \alpha_i + \phi_i E(z_{it}) \quad \beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{it} - r_{0t}, r_{mt} - r_{0t})}{V(r_{mt})} \quad [10.8]$$

Sin embargo, conviene realizar una precisión importante en cuanto al modelo analizado⁴: las condiciones expresadas en [10.8] se basan en la hipótesis de independencia entre las variables explicativas, (establecida en [2.36]). En dicho caso⁵, puede demostrarse que las pruebas de hipótesis realizadas sobre los modelos de serie temporal reducido y ampliado coinciden, lo que implica que, si en el reducido se acepta el CAPM, el contraste sobre el ampliado nos llevará también a idéntico resultado. Sucede lo mismo en el caso de que exista algún grado de colinealidad entre las variables explicativas, si bien entonces, el modelo empírico no coincide ya con el propuesto en [10.7] y por tanto, carecen de sentido las pruebas sugeridas en [10.8]. Además, en dicha situación, tampoco resulta interesante ampliar el modelo, ya que la influencia de la nueva variable explicativa está recogida en el reducido, y se provoca la aparición de un problema de multicolinealidad (tanto más grave cuanto mayor sea la relación entre las variables explicativas) que afecta a la precisión de las estimaciones obtenidas.

Así, teniendo en cuenta los resultados alcanzados en el contraste del modelo reducido para datos semanales (donde aceptábamos el CAPM para todos los grupos de títulos analizados -prueba [10.5]-), podemos concluir que, en el modelo ampliado, únicamente podremos detectar la influencia de otras variables explicativas en la rentabilidad de los títulos, lo que no implica que influyen en el promedio de rentabilidad de los mismos ni, por lo tanto, el rechazo del CAPM.

Por ello, en el caso que nos ocupa, **únicamente realizaremos las pruebas de significación de los coeficientes angulares asociados a la(s) nueva(s) variable(s) explicativa(s) del modelo [10.7].**

La estimación del modelo empírico ampliado propuesto en dicha ecuación, se realiza mediante la **metodología SUR**⁶, ya que la utilización de Mínimos Cuadrados Ordinarios no garantiza la eficiencia de los estimadores (en el caso de que existan efectos sectoriales).

Así, procedimos a estimar de manera simultánea el sistema de ecuaciones correspondientes a los "g" títulos, utilizando la metodología SUR aplicada al modelo semanal. Las variables explicativas son la rentabilidad del mercado (medida en excesos), así como los cinco ratios propuestos por nosotros, que, en un primer paso consideramos como específicos de cada título (o lo que es lo mismo, que la influencia de cada ratio es diferente en la rentabilidad de cada activo considerado).

⁴ Puede verse el subapartado 5.5 del Capítulo III.

⁵ Véase subapartado 5.5.1 del Capítulo III.

⁶ La metodología SUR está descrita en el subapartado 5.3 y 5.4 del Capítulo II.

El planteamiento estadístico de las pruebas realizadas sobre los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas es el siguiente:

$$H_0: \phi_i = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \phi_i \neq 0 \quad \forall z_i \quad [10.9]$$

Y el estadístico utilizado en la realización de dicha prueba es:

$$\frac{f_i - H_0}{S_{f_i}} \quad \forall z_i \quad [10.10]$$

donde:

- f_i Estimación puntual de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.
- S_{f_i} Estimación de la desviación de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.

y donde el estadístico propuesto sigue una distribución "t" de Student con "n - k" grados de libertad, donde "n" es el número de periodos considerados en cada grupo para la realización del contraste (160), y "k" es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, siete, los correspondientes al término independiente y a los seis coeficientes angulares asociados a las variables explicativas). Los valores teóricos utilizados para la comparación con los valores experimentales pueden encontrarse en el cuadro X-1.

Una vez analizada la significación de los parámetros para cada uno de los títulos tomados por separado, el siguiente paso consistía en la realización de una doble prueba referida al conjunto de los títulos:

- Significación conjunta de los coeficientes angulares asociados a cada una de las nuevas variables explicativas

$$H_0: \phi_1 = \dots = \phi_i = \dots = \phi_g = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \exists \phi_i \neq 0 \quad \forall z_i \quad [10.11]$$

- Igualdad de los coeficientes angulares asociados a cada una de las nuevas variables explicativas

$$H_0: \phi_1 = \dots = \phi_i = \dots = \phi_g \quad \text{frente a} \quad H_a: \exists \phi_i \neq \phi_j \quad \forall z_i \quad [10.12]$$

Para la realización de dichas pruebas utilizamos el cociente definido en [10.6] (que estudiábamos con anterioridad al hablar del modelo reducido). Los grados de libertad correspondientes a la "F" de Fisher en cada una de las dos pruebas de hipótesis se presentan en los cuadros X-11 y X-12.

- Significación conjunta de los coeficientes angulares

Grupo	Nº títulos	Nº obs.	g	n	k	k ₁	k ₂
Grupo 1	32	160	32	160	7	32	4.896
Grupo 2	24	160	24	160	7	24	3.672
Gr. 1 y 2	56	160	56	160	7	56	8.568

Cuadro X-11

- Igualdad de los coeficientes angulares

Grupo	Nº títulos	Nº obs.	g	n	k	k ₁	k ₂
Grupo 1	32	160	31	160	7	31	4.743
Grupo 2	24	160	23	160	7	23	3.519
Gr. 1 y 2	56	160	55	160	7	55	8.415

Cuadro X-12

Los valores teóricos utilizados de la "F" de Fisher pueden verse en el cuadro X-4.

La idea que subyace a la realización de los contrastes propuestos es muy simple: mediante el primero, analizamos la capacidad explicativa de los ratios en lo relativo la rentabilidad de los

títulos; y con el segundo, tratamos de ver si dicha influencia es idéntica para el conjunto de los activos analizados.

En el caso de que pudiera aceptarse la hipótesis de que la influencia de los ratios es idéntica en todos los títulos, podríamos dar un paso adicional en el análisis, introduciendo como restricción dicha igualdad a la hora de estimar el modelo empírico propuesto en [10.7] (en la línea de los trabajos de Chan, Hamao y Lakonishok, 1991 y Santibáñez, 1994). Utilizando este procedimiento, podemos realizar una estimación más eficiente de los parámetros y obtener un único valor estimado para los coeficientes angulares asociados a cada ratio, realizando posteriormente los tests de significación de los mismos.

El planteamiento estadístico de las pruebas a realizar puede expresarse como sigue:

$$H_0: \phi = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \phi \neq 0 \quad \forall z \quad [10.13]$$

para lo que utilizaremos el siguiente estadístico:

$$\frac{f - H_0}{S_f} \quad \forall z \quad [10.14]$$

donde:

- f Estimación puntual de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.
- S_f Estimación de la desviación de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.

El estadístico propuesto sigue una distribución "t" de Student con "n - k" grados de libertad, donde "n" es el número de periodos considerados en cada grupo para la realización del contraste (160) y "k" es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, siete, el término independiente y los seis coeficientes angulares asociados a las variables explicativas). Los valores teóricos utilizados pueden encontrarse en el cuadro X-1.

3.3 Resultados obtenidos

Los resultados de la aplicación de la metodología propuesta en el subapartado anterior se presentan en las tablas X-5 a X-13 del Apéndice 1.

En concreto, en las tablas X-5 a X-10 presentamos los resultados obtenidos en la estimación del modelo empírico propuesto en [10.7] mediante la metodología SUR, donde aparecen los valores puntuales de los parámetros, así como las pruebas de significación de los coeficientes angulares asociados a los ratios (establecidas en [10.9]), para un error alfa del 5%⁷.

Presentamos a continuación los cuadros X-13 a X-16, que resumen los resultados que se derivan del análisis univariante. En el primero, podemos encontrar, para cada ratio y en cada uno de los grupos considerados, el número y porcentaje de títulos para los que se rechaza la hipótesis [10.9], mientras en los tres restantes se presentan, para cada grupo, los títulos concretos en los que puede aceptarse la influencia de cada ratio.

• N^o y porcentaje de títulos para los que se acepta la influencia de cada ratio

Grupo	Total	Activo/Mercado	B ^o /Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	32	2 - 6,25%	4 - 12,5%	4 - 12,5%	4 - 12,5%	7 - 21,87%
Grupo 2	24	3 - 12,5%	6 - 25%	4 - 16,66%	4 - 16,66%	7 - 29,16%
Gr. 1 y 2	56	5 - 8,92%	12 - 21,42%	9 - 16,07%	10 - 17,85%	12 - 21,42%

Cuadro X-13

• Títulos para los que se acepta la influencia del ratio en el Grupo 1

Activo/Mercado	BBV, DRAGADOS
B ^o /Precio	B. ANDALUCIA, DRAGADOS, METROVACESA, URBIS
Libros/Mercado	B. ANDALUCIA, DRAGADOS, METROVACESA, ENCE
Valor	DRAGADOS, METROVACESA, ACERINOX, NISSAN
Cash/Precio	BBV, B. FOMENTO, ASLAND, DRAGADOS, METROVACESA, URBIS, NISSAN

Cuadro X-14

⁷ También realizamos los test de significación del término independiente y coeficiente angular asociado al exceso de rentabilidad de mercado, que pueden encontrarse en dichas tablas (aunque ello no resulte de especial relevancia, tal como explicábamos en el subapartado 3.2).

• **Títulos para los que se acepta la influencia del ratio en el Grupo 2**

Activo/Mercado	VALDERRIVAS, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS
Bº/Precio	SOTOGRADE, VALDERRIVAS, NUEVA MONTAÑA, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS, AUT. MARE NOSTRUM
Libros/Mercado	VALDERRIVAS, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS, AUT. MARE NOSTRUM
Valor	ERCROS, TAFISA, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS
Cash/Precio	CAMPOFRIO, SOTOGRADE, VALDERRIVAS, ASTURIANA DEL ZINC, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS, AUT. MARE NOSTRUM

Cuadro X-15

• **Títulos para los que se acepta la influencia del ratio en el conjunto de los títulos**

Activo/Mercado	B. SANTANDER, VALDERRIVAS, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS, AUT. MARE NOSTRUM
Bº/Precio	B. ANDALUCIA, B. SANTANDER, METROVACESA, URBIS, NISSAN, CAMPOFRIO, SOTOGRADE, VALDERRIVAS, NUEVA MONTAÑA, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS, AUT. MARE NOSTRUM
Libros/Mercado	B. ANDALUCIA, B. SANTANDER, METROVACESA, ENCE, CAMPOFRIO, VALDERRIVAS, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS, AUT. MARE NOSTRUM
Valor	B. SANTANDER, METROVACESA, ENCE, NISSAN, GRAL. DE INVERS., ERCROS, TAFISA, TUBACEX, ZARDOYA-OTIS, AUT. MARE NOSTRUM
Cash/Precio	B. SANTANDER, B. FOMENTO, ASLAND, METROVACESA, URBIS, NISSAN, CAMPOFRIO, SOTOGRADE, VALDERRIVAS, ASTURIANA DEL ZINC, TUBACEX, AUT. MARE NOSTRUM

Cuadro X-16

Por otra parte los resultados derivados de los tests multivariantes propuestos en [10.11] y [10.12], pueden verse en las tablas X-11 y X-12 del Apéndice 1. Ofrecemos como resumen los cuadros X-17 a X-21.

• **Activo/Mercado. Test multivariante de significación de ϕ_i**

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	1,0947		
Grupo 2	3,8143	R	R
Gr. 1 y 2	2,2028	R	R

R: Se rechaza la hipótesis conjunta de no significación de todas las " ϕ_i "

Cuadro X-17

• **B²/Precio. Test multivariante de significación de ϕ_i**

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	2,0884	R	R
Grupo 2	4,0176	R	R
Gr. 1 y 2	2,9828	R	R

R: Se rechaza la hipótesis conjunta de no significación de todas las " ϕ_i "

Cuadro X-18

• Libros/Mercado. Test multivariante de significación de ϕ_i

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	1,4638	R	
Grupo 2	4,1919	R	R
Gr. 1 y 2	2,7784	R	R

R: Se rechaza la hipótesis conjunta de no significación de todas las " ϕ_i "

Cuadro X-19

• In Valor. Test multivariante de significación de ϕ_i

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	1,3116		
Grupo 2	2,6405	R	R
Gr. 1 y 2	2,5546	R	R

R: Se rechaza la hipótesis conjunta de no significación de todas las " ϕ_i "

Cuadro X-20

• Cash/Precio⁸. Test multivariante de significación de ϕ_i

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	2,1984	R	R
Grupo 2	-	-	-
Gr. 1 y 2	3,3075	R	R

R: Se rechaza la hipótesis conjunta de no significación de todas las " ϕ_i "

Cuadro X-21

⁸ Problemas operacionales hacen imposible la obtención del valor experimental para los datos correspondientes al Grupo 2.

Como **conclusión general** del análisis realizado hasta el momento, diremos por un lado, que **todas las variables fundamentales influyen en algún título**, y, por otro, que **no podemos aceptar que dicha influencia sea idéntica para todos ellos**⁹. Si observamos el cuadro X-13, podemos deducir que las pruebas de hipótesis individuales detectan la influencia de los ratios en pocos títulos en cada grupo, por lo que no parece que puedan sacarse conclusiones generales muy claras sobre la capacidad explicativa de dichas variables. En cuanto al contraste de igualdad conjunta, los resultados del mismo **pondrían en entredicho el último paso** descrito en el subapartado anterior, consistente en **realizar la estimación del modelo imponiendo una restricción de igualdad** a los coeficientes angulares asociados a las variables fundamentales.

Asumiendo los riesgos de dicha incorrección, presentamos en la tabla X-13 los resultados obtenidos que, a la vista de lo anterior, deben ser interpretados con ciertas precauciones. Así, aparecen los valores puntuales, desviaciones típicas y las conclusiones de las pruebas de significación individual establecidas en [10.13] para un error alfa del 5%.

Destacamos la influencia del ratio "Libros/Mercado" (para todos los grupos), "ln Valor" (para el Grupo 1 y Gr. 1 y 2) y "Cash/Precio" (para el Grupo 2 y Gr. 1 y 2), aunque, como ya hemos indicado, la utilidad de las estimaciones realizadas es escasa de cara a la toma de decisiones futuras, debido a la incorrección ya mencionada.

Para terminar el análisis, y teniendo en cuenta las necesarias precauciones, vamos a realizar un breve apunte acerca de los signos de las variables fundamentales en el último paso considerado. Presentamos el cuadro X-22 en el que aparece, en la metodología con restricciones, el signo asociado al parámetro correspondiente en los casos en los que el resultado de la prueba univariante es significativa (véase párrafo anterior)¹⁰.

⁹ Véase la tabla X-12. En ella puede verse que, para un error del 5%, la citada igualdad se rechaza para todos los ratios salvo "Activo/Mercado" y "ln Valor" (Grupo 1) (a los que se añade "Libros/Mercado" al considerar un error del 1%). Véase que la hipótesis se acepta únicamente en los casos en que también lo hacemos con la no significación conjunta.

¹⁰ En dicho cuadro aparecen blancos cuando, a pesar de tener un signo la influencia del ratio, ésta no es significativa.

Grupo	Activo/Mercado	B ^o /Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1			-	+	
Grupo 2			-		-
Gr. 1 y 2			-	+	-

Cuadro X-22

Destacamos, únicamente, la aparente contradicción en cuanto al signo de los ratios "Libros/Mercado" y "Cash/Precio" con los obtenidos por Chan, Hamao y Lakonishok en su trabajo de 1991 (tampoco el signo del ratio "ln Valor" parece muy coherente).

Sí creemos importante señalar de nuevo que las regresiones consideradas incluyen variables explicativas relacionadas, por lo que presentan las consecuencias derivadas de la existencia de multicolinealidad. La comprobación ha sido realizada analizando las matrices de correlaciones simples de las variables exógenas, aunque no hemos creído interesante incluirlas aquí, debido al gran volumen que presentan, que no se ve compensado por la escasa información que aportan.

Capítulo XI

EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS

1. Introducción

El contraste empírico del CAPM mediante un corte transversal sin medias consiste en considerar cada periodo "t" por separado, analizando los títulos mediante el modelo ex-post definido en [3.9], en el que no se ha introducido, por el momento, la hipótesis de expectativas de riesgo constantes. Ello quiere decir que la restricción considerada para el contraste analizado en el capítulo anterior no es necesaria, al menos en primera instancia. Sin embargo ya explicábamos en el Capítulo IV que la metodología empírica obliga a obtener una estimación de la expectativa del riesgo sistemático de cada título, y que el método habitual consiste en hacerlo mediante el Modelo de Mercado, lo que nos lleva a que dicha hipótesis deba, finalmente, ser considerada (véase subapartado 3.2 del Capítulo II).

Es de destacar que, en la literatura financiera, el contraste que nos ocupa es uno de los más utilizados en la práctica empírica. Así, en el Capítulo IV, donde estudiábamos los aspectos econométricos, indicábamos algunos de los trabajos más importantes. A continuación, señalaremos otros estudios, aplicados al mercado de valores español, que analizan diferentes

periodos y merecen también gran consideración. Destacamos el trabajo de Palacios (1973), que analiza datos entre 1961 y 1971; Bergés (1984), estudia el modelo para un periodo más largo 1955-81; Rubio (1986, 1988a y 1988b), considera el periodo 1963-82 en el primero y tercero de sus trabajos, para ampliarlo en el segundo hasta 1987; Gómez-Bezares (1989 y 1990), analiza el periodo comprendido entre los años 1980-87; Gallego, Gómez y Marhuenda (1992), estudian un periodo similar a Rubio, que abarca los años 1963 a 1989; y, finalmente, Santibáñez (1994), analiza para el periodo 1959-88 el comportamiento del modelo.

Es obligado indicar que en los trabajos mencionados se aplican diferentes metodologías de contraste, y no únicamente la de corte transversal sin medias.

2. Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico reducido suponiendo conocidas las betas (o estimadas con pequeño error)

2.1 Metodología

Vamos a realizar el contraste empírico del modelo sobre los datos semanales y en excesos de rentabilidad sobre el tipo sin riesgo, aunque en el análisis econométrico realizado en el Capítulo IV estudiábamos, desde el punto de vista teórico, la posibilidad de hacerlo sobre las rentabilidades.

La razón por la que no aplicamos este tipo de contraste a los datos mensuales es la escasez de los mismos en el periodo analizado, que dificultaría el seguimiento de la metodología que veremos a continuación.

El modelo empírico reducido de corte transversal sin medias es el siguiente (véase ecuación [4.1.b]):

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_i + \delta_t \beta_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [11.1]$$

donde las hipótesis, tanto estructurales como de las perturbaciones aleatorias, son las establecidas en el subapartado 2.1 del Capítulo IV. El modelo planteado en [11.1] supone conocido el riesgo sistemático de los títulos (medido por su beta), o bien estimado, pero con pequeño error.

Comparando el modelo ex-post (definido en [3.9.b]) con el empírico (recogido en [11.1]) llegamos a la conclusión de que, si el CAPM es cierto, se deben cumplir las siguientes condiciones (véase [4.16.b]):

$$\gamma_t = 0 \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{ft}) \quad [11.2]$$

En el subapartado 2.5 del Capítulo IV, presentábamos la metodología empírica bietápica que es necesario utilizar para la realización del contraste: así, dado que habitualmente se desconoce el riesgo sistemático de los títulos es necesario estimarlo a partir del Modelo de Mercado con datos previos al periodo de contraste "t" (semana); posteriormente, en un segundo paso, se procede a la estimación del modelo empírico definido en [11.1], comprobando si se aceptan las hipótesis anteriores (es decir, si el término independiente es cero y la pendiente coincide con el premio por riesgo del periodo). El método de estimación a utilizar aquí es el de **Mínimos Cuadrados Generalizados**, debido a los inevitables problemas de heteroscedasticidad de las perturbaciones del modelo (y de autocorrelación, si aceptamos la existencia de efectos sectoriales), lo que garantiza la propiedad de eficiencia de los estimadores obtenidos (con todo, nosotros ofrecemos también los resultados derivados de la aplicación de la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios).

La primera etapa, en la que se estiman las betas, introduce una serie de problemas a tener en cuenta de cara al análisis de los posteriores resultados. Vamos a señalar dos fundamentales¹:

- La obtención del riesgo sistemático se realiza mediante la ecuación del Modelo de Mercado [2.1.b], donde utilizamos una aproximación a la cartera de mercado. Ello hace que, tal como indica Fama (1976), en el posterior contraste del CAPM no tengan por qué cumplirse exactamente las condiciones expresadas en [11.2].

¹ Debe tenerse en cuenta, además, los resultados presentados en el Capítulo IX en cuanto a la estabilidad de las betas, que pueden poner en entredicho la utilización de la metodología de corte transversal sin medias, aunque, como ya indicamos, aceptamos, no sin ciertos reparos, dicha estabilidad.

y por ello, es práctica habitual sustituirlas por las pruebas de significación de dichos coeficientes, lo que nos lleva al Cero-Beta CAPM (o modelo de Black). Es decir, para considerar el funcionamiento del modelo, basta con aceptar cualquier valor para el término independiente² y que el coeficiente angular sea significativo en cada periodo.

- El procedimiento de estimación de las betas propuesto hace que éstas sean observadas con error, lo que no garantiza las premisas consideradas en este apartado, donde suponemos que son conocidas o estimadas con pequeño error.

El segundo de los problemas será objeto de análisis en el siguiente apartado, por lo que supondremos, en lo que resta de éste, que las betas estimadas cumplen con las mencionadas condiciones.

Así, a partir de los 160 datos semanales, dividimos el periodo total en dos partes iguales, obteniendo así dos bloques de 80 semanas. Con los datos correspondientes al primero de ellos (denominado periodo de estimación), obtuvimos las betas de los títulos a partir del Modelo de Mercado (ecuación [2.1.b]).

Posteriormente, y para cada una de las semanas del segundo bloque (denominado periodo de contraste), estimamos el modelo [11.1], utilizando como variable explicativa las betas obtenidas en la primera etapa.

Las hipótesis a contrastar para la aceptación del CAPM en cada periodo "t" (véase [11.2]), son las siguientes:

Término independiente

$$H_0: \gamma_t = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma_t \neq 0 \quad [11.3]$$

² Nosotros realizaremos, en realidad, contrastes de significación.

Coefficiente angular

$$H_0: \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad \text{frente a} \quad H_a: \delta_t \neq (r_{mt} - r_{0t})^3 \quad [11.4]$$

Los estadísticos para la realización de la prueba de hipótesis son:

Término independiente

$$\frac{g_t - H_0}{S_{g_t}} \quad [11.5]$$

Coefficiente angular

$$\frac{d_t - H_0}{S_{d_t}} \quad [11.6]$$

donde:

g_t Estimación puntual del término independiente.

S_{g_t} Estimación de la desviación del término independiente.

d_t Estimación puntual del coeficiente angular.

S_{d_t} Estimación de la desviación del coeficiente angular.

H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar.

Los estadísticos propuestos siguen una distribución "t" de Student con "g - k" grados de libertad, donde "g" es el número de títulos considerados en cada grupo para la

³ Téngase en cuenta que, además, realizaremos la prueba de significación de la pendiente, para analizar la coherencia de los datos con la versión de Black del modelo (en la que, como ya hemos comentado, la prueba en relación al término independiente carece de importancia).

realización del contraste, y "k" es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, dos, término independiente y coeficiente angular).

Uno de los problemas apuntados por Fama (1976) es el hecho de que las estimaciones de ambos parámetros varían mucho de un periodo a otro, por lo que se plantea **calcular una estimación conjunta**, obtenida a partir de las individuales del periodo de contraste (en nuestro caso, las 80 semanas). Como indicábamos en el Capítulo IV, caben aquí **dos posibilidades**: utilizar la **media aritmética simple** (tal y como hace Fama, 1976), o bien la **media ponderada** de los valores semanales, donde los pesos son inversamente proporcionales a las varianzas de las estimaciones, tal y como proponen Litzenberger y Ramaswamy (1979).

Nosotros decidimos realizar las dos aproximaciones, considerando como condiciones necesarias para no rechazar el CAPM, el que pueda aceptarse la no significación para el promedio de las estimaciones del término independiente (o cualquier valor para la versión de Black) y que el promedio de los coeficientes angulares coincida con el premio por riesgo promedio del periodo de contraste (o sea significativamente distinto de cero para aceptar la versión de Black)⁴.

Es decir que, las hipótesis a contrastar para aceptar el modelo mediante esta metodología son las siguientes:

Término independiente

$$H_0: \bar{\gamma} = 0 \quad \text{frente a} \quad H_A: \bar{\gamma} \neq 0 \quad [11.7]$$

Coefficiente angular (véase nota 2)

$$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad \text{frente a} \quad H_A: \bar{\delta} \neq (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [11.8]$$

Y los estadísticos utilizados en la realización de dichas pruebas son:

⁴ Véase discusión en el subapartado 2.5 del Capítulo IV.

Término independiente

$$\frac{\bar{g} - H_0}{S_{\bar{g}}} \quad [11.9]$$

Coefficiente angular

$$\frac{\bar{d} - H_0}{S_{\bar{d}}} \quad [11.10]$$

donde:

$\bar{g}$ Promedio (ponderado o sin ponderar) de las estimaciones puntuales del término independiente a lo largo del periodo de contraste.

$S_{\bar{g}}$ Estimación de la desviación del término independiente.

$\bar{d}$ Promedio (ponderado o sin ponderar) de las estimaciones puntuales del coeficiente angular a lo largo del periodo de contraste.

$S_{\bar{d}}$ Estimación de la desviación del coeficiente angular.

H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar.

Los estadísticos propuestos siguen una distribución "t" de Student con "n - 1" grados de libertad, donde "n" es el número de periodos considerados para la realización del contraste, y "1" es el grado de libertad que se pierde en la estimación del promedio.

2.2 Resultados obtenidos

En las tablas XI-1 y XI-2 del Apéndice 1, presentamos las estimaciones de las betas de los títulos obtenidas a partir de las ochenta primeras semanas, que se utilizan como valores de la variable explicativa a lo largo de cada una de las regresiones del tipo [11.1] que planteamos en

el periodo de contraste. Las estimaciones de los parámetros " γ_i " y " δ_i " correspondientes a cada semana se presentan en las tablas XI-3 a XI-5 (MCO), y XI-7 a XI-9 (MCG).

Finalmente, los resultados del contraste obtenidos mediante la aplicación de la metodología descrita en el subapartado anterior se ofrecen en las tablas XI-6 (MCO) y XI-10 (MCG) del Apéndice I. En dichas tablas aparecen los resultados de las pruebas de hipótesis propuestas en [11.7] y [11.8], es decir, de significación del promedio⁵ de los valores semanales, a las que añadimos la de igualdad del promedio del coeficiente angular a su valor teórico (el promedio de premio por riesgo para el periodo de contraste).

Todas ellas fueron realizadas para errores alfa del 5% y 1%, utilizando los valores teóricos de la "t" de Student que aparecen en el cuadro XI-1.

Gr. libertad	$\alpha/2 = 2,5\%$	$\alpha/2 = 0,5\%$
60	2,000	2,660
120	1,980	2,617

Cuadro XI-1

Resumimos los resultados para un error alfa del 5% en los cuadros XI-2 a XI-9.

⁵ Como ya hemos indicado en el subapartado anterior, este promedio lo calculamos de dos maneras diferentes: como media aritmética simple de las estimaciones individuales, o bien como media ponderada, donde los pesos son inversamente proporcionales a las varianzas de los estimadores. Esta última manera es la propuesta por Litzenger y Ramaswamy (1979), y consiste en la aplicación de la metodología de Minimos Cuadrados Generalizados para la estimación del promedio en el caso de existencia de heteroscedasticidad. Los autores indicados suponen en su trabajo la inexistencia de efectos sectoriales, justificando la aleatoriedad de la serie. En cualquier caso, es conveniente realizar una prueba al estilo de Santibáñez (1994, pág. 252 y ss), que es similar a la propuesta por Fama (1976), donde se utilizan las Funciones de Autocorrelación y de Autocorrelación Parcial para evaluar la aleatoriedad de la muestra de estimaciones semanales, aceptando la eficiencia débil del mercado.

Estimación de [11.1] por Mínimos Cuadrados Ordinarios:

- Estimación de " $\bar{\gamma}$ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{r}$	Desv. $\bar{r}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,21231	0,2399	0,885	
Grupo 2	0,01501	0,3533	0,042	
Gr. 1 y 2	0,19826	0,2617	0,758	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-2

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{r}$	Desv. $\bar{r}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,06690	0,1807	0,370	
Grupo 2	0,05239	0,2932	0,179	
Gr. 1 y 2	0,10081	0,2109	0,478	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-3

• Estimación de " δ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,12540	0,2723	-0,461		-0,026	-0,365	
Grupo 2	-0,16992	0,4093	-0,415		-0,026	-0,352	
Gr. 1 y 2	-0,22418	0,2837	-0,790		-0,026	-0,699	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-4

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,48466	0,2238	-2,166	NO	-0,026	-2,049	NO
Grupo 2	-0,39616	0,3192	-1,241		-0,026	-1,160	
Gr. 1 y 2	-0,43615	0,2216	-1,968		-0,026	-1,851	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-5

Estimación de [11.1] por Mínimos Cuadrados Generalizados:

- Estimación de " $\hat{\gamma}$ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{e}$	Desv. $\bar{e}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,04413	0,1399	-0,315	
Grupo 2	0,10341	0,4498	0,230	
Gr. 1 y 2	-0,06724	0,2631	-0,256	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-6

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{e}$	Desv. $\bar{e}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,01160	0,1170	0,099	
Grupo 2	0,18432	0,3401	0,542	
Gr. 1 y 2	-0,03613	0,2111	-0,171	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-7

• Estimación de " $\bar{\delta}$ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$H_0: \bar{\delta} = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			t_{exper}	¿Acepto?	$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	t_{exper} ¿Acepto?
Grupo 1	0.16814	0.3281	0.512		-0.026	0.592
Grupo 2	-0.22899	0.5014	-0.457		-0.026	-0.405
Gr. 1 y 2	0.06760	0.3616	0.187		-0.026	0.259

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-8

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$H_0: \bar{\delta} = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			t_{exper}	¿Acepto?	$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	t_{exper} ¿Acepto?
Grupo 1	-0.23184	0.2597	-0.893		-0.026	-0.793
Grupo 2	-0.52474	0.3650	-1.438		-0.026	-1.366
Gr. 1 y 2	-0.32320	0.2911	-1.110		-0.026	-1.021

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-9

A la vista de los resultados expresados en los cuadros anteriores, podemos deducir que las conclusiones respecto al funcionamiento del modelo no son muy alentadoras.

Así, parece que, en relación al término independiente, la condición impuesta por el CAPM se acepta para los diferentes grupos de títulos a lo largo del periodo considerado, ya que no podemos rechazar la hipótesis propuesta en [11.7] por ninguna de las metodologías.

Sin embargo, los resultados en relación al coeficiente angular indican que éste no es significativo, por lo que parece que, durante el periodo considerado, el mercado no premia el riesgo. En cualquier caso, es conveniente observar que tampoco es posible rechazar la hipótesis de igualdad al valor teórico del parámetro, lo que pone de manifiesto que las estimaciones obtenidas no tienen la suficiente precisión como para obtener conclusiones definitivas acerca del funcionamiento del CAPM (como excepción, conviene señalar al Grupo I, que en la estimación obtenida como promedio ponderado mediante los valores puntuales de Mínimos Cuadrados Ordinarios, presenta un valor significativo, si bien en este caso no puede aceptarse su igualdad al valor teórico).

También es importante señalar aquí que el valor teórico es negativo, lo cual, en principio, no va ni a favor ni en contra del modelo, ya que el periodo considerado puede entenderse suficientemente corto. Lo que realmente resultaría inaceptable es que, a largo plazo, el premio por riesgo fuese negativo. Ni tampoco que el premio esperado lo fuera.

Otro aspecto a destacar en la comparación de los resultados obtenidos con las diferentes metodologías es que, en líneas generales, debe tenerse en cuenta que los valores puntuales obtenidos mediante la media sin ponderar se ven más fácilmente afectados por valores anómalos, siendo la precisión de los obtenidos mediante el promedio ponderado superior.

3. Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico reducido suponiendo estimadas las betas con error

3.1 Metodología

Hemos indicado en el apartado anterior que el desconocimiento de los riesgos sistemáticos de los títulos obliga a realizar el contraste del modelo mediante una metodología bietápica.

donde en la primera etapa, y a partir del Modelo de Mercado, obtenemos unas estimaciones de dichos coeficientes. A lo largo del apartado anterior suponíamos que dichas estimaciones coinciden con los verdaderos valores de beta, o bien que son lo suficientemente precisas. Sin embargo, la estimación a partir de la Línea Característica de los Títulos no garantiza precisión, por lo que es necesario abordar, desde el punto de vista estadístico, la problemática introducida por los errores de medición en las betas.

El contraste empírico del modelo se realizó nuevamente sobre los datos semanales y partiendo del modelo definido en excesos sobre el tipo sin riesgo (no considerando los datos mensuales debido a su escasez).

Teniendo en cuenta lo anterior, el nuevo modelo empírico reducido de corte transversal sin medias queda como sigue (véase ecuación [4.23.b]):

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_t + \delta_t b_{it} + w_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [11.11]$$

donde las diferencias respecto al modelo propuesto en [11.1] son las siguientes:

- La sustitución del coeficiente de riesgo sistemático característico del título "i" (es decir, " β_{it} "), por su estimación (" b_{it} ").
- La necesidad de estimar dicho coeficiente introduce el concepto de error de observación en la variable explicada, y el efecto del mismo se transmite a las perturbaciones aleatorias del modelo empírico " w_{it} " (tal como puede apreciarse en la expresión [4.37], que relaciona las perturbaciones aleatorias del modelo [11.1] con las del considerado en este apartado).

Las hipótesis de comportamiento, tanto estructurales como de los términos aleatorios (perturbaciones y errores de medición), son las establecidas en el subapartado 3.1 del Capítulo IV.

De la comparación del modelo ex-post definido en [3.9.b] con el empírico propuesto [11.11], llegamos a conclusiones análogas a las establecidas en el apartado anterior, y expresadas en [11.2], que nuevamente, deberán cumplirse si el CAPM es cierto.

La metodología para realizar el contraste del modelo coincide con la descrita en el subapartado 2.1, donde señalábamos las dos fases de que consta (una primera, donde se obtienen los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos a partir del modelo de mercado [2.1.b]⁶, y una segunda, donde se procede a la estimación del modelo empírico [11.11]).

En el subapartado 3.4 del Capítulo IV se discutían **diferentes procedimientos de estimación del modelo** [11.11]. Concretamente, proponíamos tres posibilidades: las dos primeras (una debida a Litzenberger y Ramaswamy, 1979, y otra **propuesta por nosotros**), consideran únicamente la existencia de heteroscedasticidad en las perturbaciones y errores de medición; la tercera (debida a Shanken, 1982a), aborda, además, la existencia de efectos sectoriales.

La diferencia básica entre los dos primeros métodos se encuentra en su desarrollo teórico: el primero se demuestra bajo la suposición de aleatoriedad de las betas, y el segundo considerando éstas fijas (o no estocásticas). Ambos parten de una transformación del modelo teórico, llegando a [4.57], donde los términos de perturbación y errores se comportan según [4.58] y [4.59], respectivamente, y donde las expresiones de los estimadores son, la [4.60] para el de Litzenberger y Ramaswamy, y la [4.65] para el nuevo estimador propuesto en el trabajo, con sus correspondientes matrices de varianzas y covarianzas (definidas en [4.61] y [4.66]). El tercero consiste en una generalización de los anteriores, que aborda de manera conjunta la totalidad de los problemas del modelo empírico.

La aplicación de los distintos métodos presentados se realizó, con una metodología similar a la descrita en el subapartado 2.1, es decir, tomamos como periodo de contraste la segunda mitad del periodo considerado, utilizando la primera para estimar las betas de los títulos. Las **hipótesis a contrastar para cada semana** son las indicadas en [11.3] y [11.4] y los estadísticos utilizables para ello son nuevamente los recogidos en [11.5] y [11.6]⁷.

⁶ La estimación de los coeficientes de riesgo a partir del Modelo de Mercado requiere una aproximación a la cartera de mercado, obtenida en nuestro caso como combinación lineal no ponderada de los títulos considerados. Ello, como ya hemos discutido en repetidas ocasiones, hace que las condiciones expresadas en [11.2] no tengan por qué cumplirse (véase Fama, 1976), y, por ello, se sustituyen por las pruebas de significación de los coeficientes del modelo. Así, para que los resultados sean coherentes con la versión de Black del CAPM, puede aceptarse cualquier valor para el término independiente y que el coeficiente angular sea significativo.

⁷ Es necesario realizar en este punto una precisión referida a los dos primeros procedimientos señalados, ya que las matrices de varianzas y covarianzas de los estimadores corresponden a la de la distribución aproximada de los mismos. Por ello, las pruebas de hipótesis pueden realizarse utilizando, bien la distribución normal, bien la "t" de Student. Nosotros utilizamos ésta última, por entender ambas válidas, y ser el criterio derivado de la

De nuevo hay que indicar un problema, apuntado ya en el subapartado 2.1: las estimaciones del modelo [11.11] para cada semana son imprecisas, obligando a la obtención de una estimación conjunta a partir de las obtenidas para las 80 últimas semanas. Para ello, señalábamos dos posibilidades, la primera como media aritmética simple (Fama, 1976), y la segunda como media ponderada, donde los pesos son inversamente proporcionales a las varianzas de las estimaciones (Litzenberger y Ramaswamy, 1979). A continuación, se presentan ambas aproximaciones (excepto para el estimador de Shanken) aceptando el modelo si el promedio de las estimaciones del término independiente no es significativamente distinto de cero (o toma cualquier valor en la versión de Black), y el de los coeficientes angulares coincide con el promedio de premio por riesgo del periodo (o es significativo en la versión de Black). Así, las hipótesis a contrastar son las establecidas en [11.7] y [11.8], siendo los estadísticos a utilizar los propuestos en [11.9] y [11.10].

3.2 Resultados obtenidos

Como ya indicábamos con anterioridad (subapartado 2.2), tenemos en las tablas XI-1 y XI-2 del Apéndice 1 las aproximaciones a los riesgos sistemáticos obtenidas a partir de las 80 primeras semanas, que se requieren para la estimación del modelo [11.11] en cada periodo "t" (semana). Las estimaciones de los parámetros " γ_t " y " δ_t " por los diferentes métodos comentados se ofrecen en las tablas XI-11 a XI-13 (Litzenberger y Ramaswamy), XI-15 a XI-17 (estimador [4.65]) y XI-19 a XI-21 (Shanken).

Los resultados que se derivan de la aplicación de la metodología explicada en el subapartado anterior para el contraste del CAPM se presentan en las tablas XI-14 (Litzenberger y Ramaswamy), XI-18 (estimador [4.65]) y XI-22 (Shanken), donde se recogen los resultados de las pruebas de hipótesis, similares a las propuestas en [11.7] y [11.8], aplicadas ahora al modelo que nos ocupa. Además, a las de significación del promedio de los parámetros, añadimos la de igualdad del promedio del coeficiente angular al valor teórico

misma más restrictivo (para el mismo error alfa) a la hora de aceptar el modelo en cuanto a la significación del coeficiente angular.

La aplicación empírica a partir del estimador de Shanken (1982a) se realizó sin tener en cuenta la matriz de varianzas y covarianzas, pasando a obtener directamente el estimador conjunto como media aritmética simple a partir de los valores puntuales para cada semana.

(promedio de premio por riesgo para el periodo de contraste). En todas ellas se consideran errores del 5% y 1%, utilizando los valores de la "t" de Student teórica recogidos en el cuadro XI-1.

A modo de resumen, ofrecemos los resultados obtenidos para un error alfa del 5% en los cuadros XI-10 a XI-19.

Estimación de [11.11] mediante el estimador de Litzenberger y Ramaswamy:

- Estimación de " $\bar{\gamma}$ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,00244	0,0039	0,627	
Grupo 2	0,02532	0,0454	0,558	
Gr. 1 y 2	0,00530	0,0056	0,946	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-10

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,00287	0,0033	0,870	
Grupo 2	0,04536	0,0363	1,250	
Gr. 1 y 2	0,00598	0,0048	1,246	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-11

• Estimación de " δ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \bar{\delta} = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0.00847	0.0364	0.233		-0.026	0.947	
Grupo 2	-0.04390	0.0705	-0.623		-0.026	-0.254	
Gr. 1 y 2	-0.00814	0.0370	-0.220		-0.026	0.483	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-12

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \bar{\delta} = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0.03423	0.0281	-1.218		-0.026	-0.293	
Grupo 2	-0.08775	0.0541	-1.622		-0.026	-1.141	
Gr. 1 y 2	-0.03862	0.0293	-1.318		-0.026	-0.431	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-13

Estimación de [11.11] mediante el estimador propuesto en [4.65]:

- Estimación de " $\bar{\gamma}$ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{e}$	Desv. $\bar{e}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,00250	0,0039	0,642	
Grupo 2	0,02164	0,0409	0,529	
Gr. 1 y 2	0,00520	0,0055	0,945	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-14

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{e}$	Desv. $\bar{e}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,00251	0,0039	0,645	
Grupo 2	0,02311	0,0407	0,568	
Gr. 1 y 2	0,00540	0,0055	0,981	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-15

• Estimación de " $\bar{\delta}$ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \bar{\delta} = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0.00832	0.0357	0.233		-0.026	0.961	
Grupo 2	-0.03999	0.0650	-0.615		-0.026	-0.215	
Gr. 1 y 2	-0.00794	0.0361	-0.220		-0.026	0.500	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-16

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \bar{\delta} = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0.00790	0.0356	0.222		-0.026	0.952	
Grupo 2	-0.04167	0.0646	-0.645		-0.026	-0.243	
Gr. 1 y 2	-0.00829	0.0359	-0.231		-0.026	0.493	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-17

Estimación de [11.11] mediante el estimador de Shanken:

- Estimación de " $\bar{\gamma}$ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,04648	0,1404	-0,331	
Grupo 2	0,14349	0,5237	0,274	
Gr. 1 y 2	-0,06847	0,2667	-0,257	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-18

- Estimación de " $\bar{\delta}$ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$H_0: \bar{\delta} = \bar{r}_m \cdot \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?	$\bar{r}_m \cdot \bar{r}_0$	$t_{\text{exper.}}$ ¿Acepto?
Grupo 1	0,17287	0,3373	0,513		-0,026	0,590
Grupo 2	-0,26723	0,5851	-0,457		-0,026	-0,412
Gr. 1 y 2	0,06876	0,3678	0,187		-0,026	0,258

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-19

Los resultados presentados en los cuadros anteriores **no revelan diferencias** en cuanto a las conclusiones obtenidas en el apartado anterior.

Vemos nuevamente que **el término independiente cumple con la condición** expresada en [11.7], mientras que **el coeficiente angular no es significativo** por ninguna de las metodologías contrastadas. De nuevo es importante señalar que, sin embargo, **no podemos rechazar que éste último sea igual al valor teórico**, lo que pone de manifiesto un problema de **falta de precisión** a la hora de realizar la estimación. Es por ello por lo que nos inclinamos a **no inferir conclusiones definitivas** acerca del funcionamiento del modelo y su contraste mediante la metodología de corte transversal sin medias.

El contraste del CAPM por la metodología propuesta tiene, por tanto, escasa potencia, sucediéndonos algo similar a lo que les ocurría a Fama y French (1992) y apuntado por Kothari, Shanken y Sloan (1992) posteriormente.

4. Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico ampliado

4.1 Introducción y justificaciones previas

Pasamos a continuación a realizar el contraste empírico del modelo ampliado con datos semanales⁸, que constituye una **generalización del reducido** presentado en el apartado 2, en el que se introducen algunas variables explicativas adicionales.

En el apartado 3.1 del Capítulo X recordábamos las variables fundamentales consideradas por nosotros (cuyo cálculo se justificaba en el apartado 2 del Capítulo VII). Por lo que se refiere a la metodología que ahora nos ocupa (corte transversal sin medias) aplicada al modelo ampliado con las variables fundamentales, podríamos citar los trabajos de Fama y French (1992), y el de Santibáñez (1994) aplicado al caso español.

⁸ La aplicación del contraste a las rentabilidades mensuales resulta inabordable, debido a la repetidamente mencionada escasez de datos en el periodo considerado.

El estudio teórico del modelo ampliado, lo realizamos en el Capítulo IV (apartados 4 y 5) bajo el mismo prisma que el reducido, es decir, en dos versiones: en la primera, se suponen conocidos los riesgos sistemáticos de los títulos, mientras que en la segunda, se introduce el problema de los errores de observación en la estimación de las betas. Ambas ofrecen como resultado la necesaria utilización de diferentes procedimientos de estimación de los correspondientes modelos empíricos⁹.

Al contrastar el modelo reducido, tuvimos en cuenta todos los métodos de estimación (tal como se ha visto en los apartados 2 y 3 de este capítulo). Sin embargo, en el caso del modelo ampliado, decidimos utilizar **únicamente** uno, el de **Mínimos Cuadrados Ordinarios**. Lo cierto es que, analizando los resultados derivados de la estimación del modelo reducido con y sin error, prácticamente no se aprecian diferencias en las conclusiones obtenidas acerca del funcionamiento del CAPM, por lo que entendemos que para abordar el ampliado, puede ser suficiente aproximación la utilización de un único método. De entre todas las posibilidades, elegimos, por su sencillez, la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Esta técnica ha sido enmarcada dentro del Capítulo IV como una de las alternativas de estimación del modelo sin error, aunque no la idónea, ya que, al no considerar los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación (si se aceptan la existencia de efectos sectoriales) de las perturbaciones aleatorias, se pierde la propiedad de eficiencia.

4.2 Metodología

El modelo empírico ampliado de corte transversal sin medias para el conjunto de títulos analizados en el periodo "t" (semana) expresado en excesos (véase ecuación [4.72.b]), es el siguiente:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_t + \delta_t \beta_{it} + \theta_t z_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [11.12]$$

⁹ Naturalmente, dichos procedimientos coinciden con los utilizados en la estimación del modelo reducido. Es decir, Mínimos Cuadrados Generalizados para el modelo que supone conocidas las betas (o estimadas con pequeño error) y diferentes metodologías de tratamiento del problema de los errores en las variables para el modelo en el que se consideran los mismos. Así, distinguíamos en este caso tres posibilidades: la de Litzenger y Ramaswamy (1979), una segunda propuesta por nosotros y la debida a Shanken (1982a).

donde " β_{it} ", es el riesgo sistemático del activo " i " (que suponemos conocido o estimado con pequeño error), y " z_{it} ", representa el valor que toma el activo " i " en cualquier otra variable común a todos los títulos y distinta de la estimación de " β_{it} ".

Las hipótesis estructurales y de las perturbaciones aleatorias, son las indicadas en el subapartado 4.1 del Capítulo IV.

Mediante la comparación del modelo ex-post [3.9.b] con el empírico [11.12], se llega a las condiciones que deben cumplirse si el CAPM es cierto, y que coinciden con las expresadas en [4.83.b], es decir:

$$\gamma_t + \theta_1 z_{it} = 0 \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [11.13]$$

lo que, teniendo en cuenta el supuesto de no aleatoriedad de la variable explicativa añadida, se traduce en comprobar que:

$$\gamma_t = 0; \quad \theta_1 = 0 \quad \forall z; \quad y \quad \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad [11.14]$$

Es decir, por un lado la no significación del término independiente y del (los) coeficiente(s) angular(es) asociado(s) a la(s) nueva(s) variable(s) explicativa(s), y por otro, la igualdad al premio por riesgo del coeficiente asociado a la beta.

Debido al desconocimiento del riesgo sistemático de los títulos, la metodología empírica habitual consiste en la utilización de un proceso **bietápico** similar al descrito en el apartado 2 para la estimación del modelo [11.12], lo que introduce idénticos problemas a los allí indicados. Uno de ellos, el desconocimiento de la cartera de mercado, hace que, para aceptar el CAPM, baste en nuestro caso con que el premio asociado a la beta sea significativo, y que se acepte la no significación del resto de coeficientes.

El método de estimación óptimo, es el de **Mínimos Cuadrados Generalizados**, que garantiza la propiedad de eficiencia de la cual carecen los Mínimo Cuadrático Ordinarios (ya que las perturbaciones aleatorias presentan problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación -si se acepta la existencia de efectos sectoriales-). En cualquier caso, y tal como señalábamos en la introducción, nosotros consideramos únicamente el segundo método.

Así, a partir de los 160 datos semanales, dividimos el total en dos bloques de 80 periodos, obteniendo con el primero las aproximaciones a las betas, y estimando después el modelo [11.12] en cada una de las semanas correspondientes al segundo.

Es preciso señalar que el modelo ampliado que vamos a considerar incluye más de una variable explicativa adicional a la beta, por lo que las hipótesis a contrastar para cada periodo "t" (semana), si el CAPM es cierto, son:

Término Independiente

$$H_0: \gamma_t = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma_t \neq 0 \quad [11.15]$$

Coefficiente angular asociado a la beta

$$H_0: \delta_t = (r_{mt} - r_{0t}) \quad \text{frente a} \quad H_a: \delta_t \neq (r_{mt} - r_{0t}) \quad [11.16]$$

Coefficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas

$$H_0: \theta_t = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \theta_t \neq 0 \quad \forall z \quad [11.17]$$

Los estadísticos para la realización de las pruebas de hipótesis son:

Término independiente

$$\frac{g_t - H_0}{S_{g_t}} \quad [11.18]$$

Coefficiente angular asociado a la beta

$$\frac{d_t - H_0}{S_{d_t}} \quad [11.19]$$

Coefficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas

$$\frac{q_i - H_0}{S_{q_i}} \quad \forall i \quad [11.20]$$

donde:

q_i Estimación puntual de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.

S_{q_i} Estimación de la desviación de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.

y donde los estadísticos propuestos siguen una distribución "t" de Student con "g - k" grados de libertad, donde "g" es el número de títulos considerados en cada grupo para la realización del contraste, y "k" es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, siete -ordenada en el origen y los coeficientes angulares asociados a las variables explicativas-).

Nuevamente, aparece el problema señalado en el apartado 2, que se refiere a la alta variabilidad que presentan las estimaciones de los parámetros, por lo que es conveniente obtener una estimación conjunta, que se calcula como media de las estimaciones individuales obtenidas en el periodo de contraste, en cuyo cálculo cabe, nuevamente utilizar las metodologías de Fama y Litzenberger y Ramaswamy propuestas en los apartados anteriores. Nosotros decidimos utilizar aquí únicamente la media simple de los coeficientes semanales.

Así, las hipótesis [11.15] a [11.17] a contrastar para considerar la adecuación del CAPM, quedan sustituidas por las de significación de los promedios de los coeficientes, y, para aceptar el funcionamiento del modelo, basta con aceptar la significación del promedio de las estimaciones del coeficiente angular asociado a la beta¹⁰ y la igualdad a cero del resto de promedios.

El planteamiento estadístico de las hipótesis nulas a contrastar es:

¹⁰ Aunque en [11.16] hemos considerado la igualdad del coeficiente angular asociado a la beta a su valor teórico; en este subapartado únicamente contrastaremos la significación estadística, por ello en [11.22] sustituimos la hipótesis nula.

Término independiente

$$H_0: \bar{\gamma} = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \bar{\gamma} \neq 0 \quad [11.21]$$

Coeficiente angular asociado a la beta

$$H_0: \delta = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \delta \neq 0 \quad [11.22]$$

Coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas

$$H_0: \bar{\theta} = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \bar{\theta} \neq 0 \quad \forall z \quad [11.23]$$

Los estadísticos para la realización de la prueba de hipótesis son:

Término independiente

$$\frac{\bar{g} - H_0}{S_{\bar{g}}} \quad [11.24]$$

Coeficiente angular asociado a la beta

$$\frac{\bar{d} - H_0}{S_{\bar{d}}} \quad [11.25]$$

Coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas

$$\frac{\bar{q} - H_0}{S_{\bar{q}}} \quad \forall z \quad [11.26]$$

donde:

- $\bar{q}$ Promedio sin ponderar de las estimaciones de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.
- $S_{\bar{q}}$ Estimación de la desviación de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.

y donde los estadísticos propuestos siguen una distribución "t" de Student con "n - 1" grados de libertad, donde "n" es el número de periodos considerados para la realización del contraste, y "1" es el grado de libertad que se pierde en la estimación del promedio.

4.3 Resultados obtenidos

En las tablas XI-1 y XI-2 del Apéndice 1, tenemos las estimaciones de las betas de los títulos obtenidas a partir de las ochenta primeras semanas, que junto con los cinco ratios considerados, fueron utilizadas como valores de las variables explicativas en cada una de las regresiones semanales del tipo [11.12] a plantear para el periodo de contraste.

El método de estimación utilizado, como ya hemos indicado en el apartado anterior, es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios, y presentamos los resultados derivados del mismo en las tablas XI-23 a XI-25, donde aparecen las estimaciones de los parámetros correspondientes a cada semana.

Los resultados del contraste pueden encontrarse en la tabla XI-26, donde se presentan las pruebas de hipótesis [11.21] a [11.23], es decir, de significación del promedio de los valores semanales, para un error alfa del 5%, siendo los valores de la "t" de Student teórica utilizados, los expresados en el cuadro XI-1.

A modo de resumen, ofrecemos los resultados obtenidos para un error alfa del 5% en los cuadros XI-20 a XI-26.

Estimación de [11.12] por Mínimos Cuadrados Ordinarios:

- Estimación de " $\tilde{\gamma}$ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{\varepsilon}$	Desv. $\bar{\varepsilon}$	$H_0: \tilde{\gamma} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,62570	0,8836	-0,708	
Grupo 2	0,17220	1,9570	0,088	
Gr. 1 y 2	-0,79740	0,9385	-0,850	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-20

- Estimación de " $\tilde{\delta}$ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo sistemático

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \tilde{\delta} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,22070	0,3220	0,685	
Grupo 2	-0,05200	0,4200	-0,124	
Gr. 1 y 2	0,07670	0,2760	0,278	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-21

- Estimación de " $\bar{\theta}$ " asociado al ratio "ACTIVO/MERCADO_{it}" y pruebas de hipótesis

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{q}$	Desv. $\bar{q}$	$H_0: \bar{\theta} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,01750	0,0190	-0,921	
Grupo 2	0,02800	0,0470	0,595	
Gr. 1 y 2	-0,00560	0,0170	-0,329	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-22

- Estimación de " $\bar{\theta}$ " asociado al ratio "B²/PRECIO_{it}" y pruebas de hipótesis

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{q}$	Desv. $\bar{q}$	$H_0: \bar{\theta} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,17960	1,4120	-0,127	
Grupo 2	0,97310	1,1330	0,859	
Gr. 1 y 2	0,47880	0,7690	0,623	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-23

- Estimación de " $\bar{\theta}$ " asociado al ratio "LIBROS/MERCADO_{it}" y pruebas de hipótesis

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{q}$	Desv. $\bar{q}$	$H_0: \bar{\theta} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	-0,23900	0,2350	-1,017	
Grupo 2	-0,22390	0,1440	-1,555	
Gr. 1 y 2	-0,20810	0,1320	-1,577	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-24

- Estimación de " $\bar{\theta}$ " asociado al ratio "ln VALOR_{it}" y pruebas de hipótesis

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{q}$	Desv. $\bar{q}$	$H_0: \bar{\theta} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,08650	0,0760	1,138	
Grupo 2	0,02170	0,1590	0,137	
Gr. 1 y 2	0,11210	0,0780	1,437	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-25

• Estimación de " $\bar{\theta}$ " asociado al ratio "CASH/PRECIO_{it}" y pruebas de hipótesis

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{q}$	Desv. $\bar{q}$	$H_0: \bar{\theta} = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?
Grupo 1	0,16890	1,5420	0,110	
Grupo 2	-1,69530	1,3360	-1,269	
Gr. 1 y 2	-1,12100	0,9860	-1,137	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XI-26

Como podemos observar, las conclusiones alcanzadas en el contraste no aclaran los resultados obtenidos en el modelo reducido. Así, se **acepta la igualdad a cero de todos los promedios** de los coeficientes con relativa facilidad. Ello implica aceptar la condición establecida en la hipótesis [11.21] relativa al término independiente del modelo empírico recogido en [11.12]. Pero, por otra parte, no se detecta premio por riesgo sistemático significativo a lo largo del periodo considerado, resultado que podemos considerar coherente con el obtenido en el modelo reducido y, en cuanto a las nuevas variables explicativas, ninguna resulta significativa.

De nuevo, la interpretación estadística a partir de los resultados obtenidos es difícil de realizar, debido a la **falta de precisión** de las estimaciones obtenidas, lo que puede verse agravado por un problema de relación lineal entre las variables explicativas incluidas en el modelo empírico [11.12] (beta y los diferentes ratios). Ello puede introducir un grado de **multicolinealidad** importante, cuya consecuencia más grave en el contexto que nos ocupa, sería la pérdida de precisión en las estimaciones del modelo empírico definido en [11.12] en cada una de las semanas.

Capítulo XII

EL CAPM. CONTRASTE DE CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS

1. Introducción

El contraste empírico del CAPM mediante un corte transversal con medias consiste en considerar los promedios de rentabilidad obtenidos a partir de "n" periodos de tiempo, analizando los títulos mediante el modelo ex-post propuesto en [5.1]. A lo largo del Capítulo V presentábamos la problemática que encierra el mismo desde un punto de vista econométrico, y en éste, realizaremos el contraste empírico mediante la metodología descrita.

Es preciso indicar que existe una clara relación entre el contraste que nos ocupa y el analizado en el capítulo anterior, si bien conviene señalar dos diferencias fundamentales:

- El de corte con medias requiere la introducción de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes a lo largo de los periodos de tiempo analizados. En realidad, también el contraste analizado en el apartado anterior requiere la introducción de esta

hipótesis en un determinado momento¹, por lo que esta diferencia no es fundamental.

- La utilización de las medias de rentabilidad supone una pérdida de información (ya que, para cada activo, las "n" observaciones se ven reducidas a una única que es el promedio).

También resulta interesante reseñar que nos encontramos ante uno de los contrastes clásicos del CAPM y más utilizados en la práctica empírica. Con todo, resaltamos el hecho de que el que nos ocupa presenta más problemas econométricos que el de corte sin medias.

2. Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico reducido, suponiendo conocidas las betas (o estimadas con pequeño error)

2.1 Metodología

El contraste de corte transversal con medias del CAPM se realizó para datos semanales y mensuales, partiendo del modelo expresado en excesos sobre el tipo sin riesgo. Si bien, en el Capítulo V se estudiaba desde el punto de vista teórico la posibilidad de realizar el mismo aplicado al modelo en rentabilidades². Por otro lado, diremos que, en este caso, la escasez de datos mensuales no presenta ningún problema a la hora de contrastar el modelo, si bien y tal como señalaremos más adelante, no es posible utilizar alguna de las metodologías de estimación propuestas, debido precisamente al elevado número de variables en relación al escaso número de observaciones.

¹ El desconocimiento del riesgo sistemático de los títulos obliga a realizar el contraste en dos etapas, en la primera de las cuales se obtienen los mencionados coeficientes: la forma habitual de hacerlo es partiendo del Modelo de Mercado, lo que requiere la utilización de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes.

² A este respecto puede verse el apartado 5 del Capítulo, donde se realiza el contraste para el modelo de rentabilidades, además de con otros tipos sin riesgo alternativos.

El modelo empírico reducido de corte transversal con medias es el siguiente (véase ecuación [5.2.b]):

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta \beta_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [12.1]$$

Las hipótesis, tanto estructurales, como de las perturbaciones aleatorias, son las indicadas en el subapartado 3.1 del Capítulo V. Además, como puede observarse en el modelo planteado, suponemos conocida la beta de los títulos (o estimada con pequeño error) y constante a lo largo del periodo considerado (hipótesis de expectativas de riesgo constantes).

De la comparación del modelo ex-post definido en [5.1.b], con el empírico expresado en [12.1], se llega a que, si el CAPM es cierto, deben cumplirse las siguientes igualdades (véase [5.17.b]):

$$\gamma = 0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [12.2]$$

La metodología empírica descrita en el subapartado 3.5 del Capítulo V pone de relieve que, teniendo en cuenta el desconocimiento de los valores de las betas, la contrastación en la práctica consta de dos etapas: en la primera, se procede a la estimación de los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos mediante el Modelo de Mercado (ecuación [2.1.b]), a partir de los datos correspondientes al periodo utilizado como base para el contraste³; en la segunda, se procede a la estimación del modelo propuesto en [12.1] para realizar el contraste del CAPM, para lo que se contrastan las hipótesis establecidas en [12.2]. El método de estimación a utilizar para el modelo que nos ocupa es el de Mínimos Cuadrados Generalizados, debido a la existencia de heteroscedasticidad en las perturbaciones aleatorias (y de autocorrelación, si se acepta la existencia de efectos sectoriales), originada por el diferente riesgo específico de los títulos, lo que garantiza la propiedad de eficiencia de los estimadores. En nuestra contrastación, realizamos también la estimación por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

³ Aquí tenemos una diferencia en relación al contraste realizado en el capítulo anterior, donde las betas se obtienen a partir de datos previos al periodo de contraste del modelo. Aunque a simple vista parezca indiferente, ello puede tener consecuencias sobre la hipótesis de independencia entre perturbaciones aleatorias y errores de estimación de las betas (véase demostración [5.35]), que utilizamos posteriormente al analizar el modelo del siguiente apartado.

De nuevo conviene resaltar los problemas que origina la obtención de las aproximaciones a los riesgos sistemáticos a través del Modelo de Mercado, que ya señalábamos en el capítulo anterior, y que son coincidentes. Por un lado, la utilización de una aproximación a la cartera de mercado para realizar la regresión [2.1.b], hace que no tengan por qué cumplirse las condiciones establecidas en [12.2], bastando con la aceptación de cualquier valor para el término independiente y significación del coeficiente angular⁴, lo que nos lleva al Cero Beta CAPM o modelo de Black. Por otro, la estimación a partir del Modelo de Mercado no garantiza las premisas bajo las que trabajamos en el presente apartado, donde suponemos que las betas son conocidas (o estimadas pero con pequeño error). En el siguiente apartado, examinaremos los resultados derivados del tratamiento de la problemática que introducen los errores de estimación en los riesgos sistemáticos de los títulos.

Así, a partir de los 160 datos semanales y los 36 mensuales estimamos, en primer lugar, el riesgo sistemático de los títulos mediante el Modelo de Mercado⁵ (ecuación [2.1.b]). Posteriormente, pasamos a obtener, por los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados, las estimaciones del modelo [12.1]. Finalmente, realizamos las pruebas de hipótesis sugeridas para la aceptación del modelo:

Término independiente

$$H_0: \gamma = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma \neq 0 \quad [12.3]$$

Coefficiente angular

$$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad \text{frente a} \quad H_a: \delta \neq (\bar{r}_m - \bar{r}_0)^6 \quad [12.4]$$

⁴ En cualquier caso, y al igual que en el capítulo anterior, nosotros ofrecemos los resultados derivados de ambas pruebas de hipótesis es decir, significación e igualdad a los valores teóricos [12.2].

⁵ Debido a que para la aplicación del método de Mínimos Cuadrados Generalizados es necesaria una estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias (véase subapartado 3.4 del capítulo V), decidimos realizar un planteamiento multicuacional del Modelo de Mercado mediante la metodología SUR (véase el capítulo II).

⁶ Además, realizaremos la prueba de significación de la pendiente, para analizar la coherencia de los datos con la versión de Black del modelo.

Los estadísticos para la realización de las pruebas propuestas son:

Término independiente

$$\frac{g - H_0}{S_g} \quad [12.5]$$

Coefficiente angular

$$\frac{d - H_0}{S_d} \quad [12.6]$$

donde:

g Estimación puntual del término independiente.

S_g Estimación de la desviación del término independiente.

d Estimación puntual del coeficiente angular.

S_d Estimación de la desviación del coeficiente angular.

H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar.

que siguen una distribución "t" de Student con " $g - k$ " grados de libertad, donde " g " es el número de títulos considerados en cada grupo para la realización del contraste, y " k " es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, dos, término independiente y coeficiente angular).

2.2 Resultado obtenidos

Las estimaciones de las betas de los títulos, obtenidas en el Modelo de Mercado para el periodo de contraste del CAPM, pueden encontrarse en las tablas IX-2 y IX-4 (para datos semanales) y en IX-8 y IX-10 (para los mensuales) del Apéndice I. En las tablas XII-1 y

XII-2, presentamos las estimaciones de los parámetros " γ " y " δ ", así como sus desviaciones típicas y los resultados de las pruebas de hipótesis propuestas para errores alfa del 5% y 1%. Todo ello realizado para los métodos de estimación propuestos es decir, Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados.

Los valores de la " t " de Student teórica que aquí nos interesan, son los recogidos en el cuadro XII-1.

Gr. libertad	$\alpha/2 = 2,5\%$	$\alpha/2 = 0,5\%$
27	2,052	2,771
30	2,042	2,750
60	2,000	2,660

Cuadro XII-1

Como resumen de los resultados más importantes, se ofrecen los cuadros XII-2 a XII-9, donde pueden encontrarse las estimaciones puntuales, las desviaciones típicas de los estimadores, así como un extracto de las pruebas de hipótesis realizadas (significación e igualdad del coeficiente angular al valor teórico) para un error alfa del 5%.

Datos semanales:

• Término independiente

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	ε	desv. ε	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,30499	0,0957	3,188	NO
Grupo 2	0,28531	0,1166	2,446	NO
Gr. 1 y 2	0,35190	0,0838	4,198	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-2

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	g	desv. g	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\zeta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	-0,04579	0,0599	-0,764	NO
Grupo 2	0,37499	0,1425	2,632	
Gr. 1 y 2	-0,01006	0,0524	-0,192	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-3

• Coeficiente angular

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	d	desv. d	$H_0: \delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\zeta_{\text{acepto?}}$		$t_{\text{exper.}}$	$\zeta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	-0,35842	0,0953	-3,759	NO	-0,177	-1,903	NO
Grupo 2	-0,58844	0,0994	-5,919	NO	-0,177	-4,139	
Gr. 1 y 2	-0,52887	0,0773	-6,838	NO	-0,177	-4,549	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-4

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	d	desv. d	$H_0: \delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\zeta_{\text{acepto?}}$		$t_{\text{exper.}}$	$\zeta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	-0,07163	0,0791	-0,905	NO	-0,177	1,332	NO
Grupo 2	-0,63555	0,1445	-4,400		-0,177	-3,174	
Gr. 1 y 2	-0,17230	0,0527	-3,267		-0,177	0,089	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-5

A la vista de los resultados semanales, podemos concluir que la situación es diferente a la obtenida en el capítulo anterior (referida a la metodología de corte transversal sin medias). No debemos olvidar, sin embargo, que el presente contraste se realiza teniendo en cuenta los datos del periodo 1990 a 1993, mientras que el realizado en el Capítulo XI únicamente se aplicaba a los 80 datos correspondientes a la segunda mitad de dicho periodo.

En cuanto al **término independiente**, los resultados obtenidos con ambos métodos son dispares, ya que por Mínimos Cuadrados Ordinarios se rechaza con facilidad la hipótesis recogida en [12.3], mientras que **aplicando Mínimos Cuadrados Generalizados la aceptación de dicha condición es mucho mayor**. En cualquier caso, téngase en cuenta que todos los rechazos son debidos a que el coeficiente es significativo y mayor que cero, lo que no va en contra de las condiciones establecidas para el cumplimiento del Cero Beta CAPM.

Lo que parece indiscutible es la **significación estadística de los coeficientes angulares** por ambos métodos de estimación, por lo que a diferencia de la metodología aplicada en el capítulo anterior, detectamos la existencia de un premio por riesgo significativo en el periodo de contraste. La **igualdad al valor teórico de dicha pendiente** (premio por riesgo del periodo) **no parece aceptarse con la misma claridad** (al hacerlo únicamente para el Grupo 1 por Mínimos Cuadrados Ordinarios, y para el Grupo 1 y Gr. 1 y 2 por Generalizados), pero recordemos que dicha aceptación no constituye una necesidad para aceptar el funcionamiento del modelo en la versión de Black, al no utilizarse la verdadera cartera de mercado⁷.

Nuevamente conviene señalar que la estimación del premio es **negativa**, al igual que el verdadero valor del mismo a lo largo del periodo de contraste. Ello no constituye en sí mismo una prueba del no funcionamiento del modelo, ya que el periodo utilizado es corto. Lo que sí sería un contrasentido es que dicho valor fuera negativo a largo plazo, ya que la aceptación de esta hipótesis, llevaría a los individuos a preferir en dicho caso invertir en el título sin riesgo.

El contraste realizado a partir de los datos mensuales arroja los resultados que presentamos a continuación.

⁷ Hay que tener en cuenta que a lo largo de este apartado no tenemos en cuenta el problema de los coeficientes aleatorios, por lo que la significación estadística de los coeficientes angulares está exagerada.

Datos mensuales:

- Término independiente

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	s	desv. s	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	1,26882	0,3904	3,250	NO
Grupo 2	0,54117	0,4769	1,135	
Gr. 1 y 2	1,20512	0,3088	3,903	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-6

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	s	desv. s	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,06948	0,3772	-0,184	
Grupo 2	1,56561	0,4087	3,831	NO
Gr. 1 y 2	-	-	-	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-7

• **Coefficiente angular**

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	d	desv. d	H ₀ : $\delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	H ₀ : $\delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			t _{exper.}	¿acepto?		t _{exper.}	¿acepto?
Grupo 1	-1.20224	0.4068	-2.955	NO	-0.319	-2.171	NO
Grupo 2	-1.30773	0.3761	-3.477	NO	-0.319	-2.629	NO
Gr. 1 y 2	-1.52379	0.2782	-5.478	NO	-0.319	-4.331	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-8

-Estimación de [12.1] por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	d	desv. d	H ₀ : $\delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	H ₀ : $\delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			t _{exper.}	¿acepto?		t _{exper.}	¿acepto?
Grupo 1	-0.38464	0.3187	-1.207		-0.319	-0.206	
Grupo 2	-2.24995	0.3625	-6.207	NO	-0.319	-5.327	NO
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-	-	-

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-9

Las conclusiones derivadas del contraste a partir de las medias mensuales no difieren de las obtenidas a partir de los promedios semanales: por un lado, se rechaza con facilidad (aceptando que es mayor que cero) la hipótesis recogida en [12.3], referida al término independiente, y por otro, se acepta la significación del coeficiente angular⁸ por ambos métodos

⁸ De nuevo señalamos que, tanto las estimaciones del premio, como el verdadero valor del mismo a lo largo del periodo 1990-93 son negativas, con las consecuencias repetidamente apuntadas en este capítulo y el anterior.

(excepto para el Grupo 1, mediante Mínimos Cuadrados Generalizados). Ello nos lleva a aceptar sin dificultades la existencia de un premio por riesgo (en nuestro caso penalización), mientras que la igualdad al valor teórico parece más discutible, al rechazarse en los mismos casos que la prueba de significación.

Conviene señalar, en cualquier caso, que la escasez de datos mensuales a lo largo del periodo analizado (únicamente 36) hace que los contrastes referidos a los mismos deban ser tomados con cierta cautela. Es por esta razón por la que además no se puede aplicar el método de Mínimos Cuadrados Generalizados para el conjunto total de títulos, ya que se necesita estimar la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias de los 64 activos y únicamente disponemos de 36 residuos para cada uno de ellos, lo que lleva a que dicha matriz sea singular y no sea posible obtener su inversa.

3. Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico reducido suponiendo estimadas las betas con error

3.1 Metodología

La necesidad de estimar el riesgo sistemático de los títulos obliga a considerar, en la segunda etapa del procedimiento empírico descrito en el apartado anterior⁹, los errores de observación cometidos en la variable explicativa. El contraste del modelo se realizó nuevamente sobre los datos semanales y mensuales, partiendo del modelo expresado en excesos sobre el tipo sin riesgo.

El modelo empírico reducido de corte transversal con medias es el siguiente (véase ecuación [5.20.b]):

⁹ Téngase en cuenta que a lo largo del apartado anterior se ha considerado que las betas de los títulos son conocidas o estimadas con pequeño error, lo que garantiza que el procedimiento de estimación del modelo empírico [12.1] por Mínimos Cuadrados Generalizados sea óptimo. En cualquier caso, la estimación del riesgo sistemático mediante el Modelo de Mercado no garantiza la premisa considerada, como ya se ha apuntado en repetidas ocasiones.

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta b_i + w_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [12.7]$$

Las diferencias básicas entre [12.7] y [12.1] son la **sustitución de la verdadera beta por su estimación**, por un lado, y la **aparición de un nuevo término aleatorio (error de estimación en la beta)**, por otro, cuyo efecto se añade al de las perturbaciones aleatorias del modelo [12.7], tal como puede comprobarse en la expresión [5.34].

Las hipótesis estructurales y las de los términos aleatorios (perturbaciones y errores de medición), son las establecidas en el subapartado 4.1 del Capítulo V.

De la comparación entre el modelo ex-post [5.1.b] con el empírico [12.7], se deducen fácilmente las **condiciones que deben cumplirse si el CAPM es cierto**, y que coinciden con las establecidas en el apartado anterior (véase [12.2]).

La **metodología de contraste** es idéntica a la utilizada en el apartado anterior. En el subapartado 4.4 del Capítulo V se presentan **diferentes procedimientos de estimación del modelo empírico [12.7]**. Así, se proponen dos posibilidades, que consideran únicamente la existencia de heteroscedasticidad en las perturbaciones aleatorias y de los errores de medición de las betas. La primera de ellas es debida a **Litzenberger y Ramaswamy (1979)**, y se demuestra bajo la suposición de aleatoriedad de las betas, mientras que la segunda propone un **estimador considerando fijos los riesgos sistemáticos de los títulos**. Partiendo de una transformación del modelo empírico llegamos al expresado en [5.46], con el comportamiento de los términos de perturbación y error recogidos en [5.47] y [5.48], respectivamente, y siendo las expresiones de los estimadores, la [5.49], para el de Litzenberger y Ramaswamy, y la [5.51] para el propuesto en el trabajo, con sus correspondientes matrices de varianzas y covarianzas recogidas en [4.61] y [4.66].

Una tercera posibilidad es la que aborda, además, la existencia de efectos sectoriales (véase expresión [5.55]). La aplicación de la misma al modelo que nos ocupa consiste en **realizar una corrección en las varianzas de los estimadores de los coeficientes de la ecuación [12.1]** obtenidas por la metodología de Mínimos Cuadrados Generalizados y analizadas en el apartado anterior. La corrección tiene en cuenta la **varianza del error de medición de las betas** y el

problema de los coeficientes aleatorios (siendo los valores puntuales coincidentes con los presentados en los cuadros XII-3, XII-5, XII-7 y XII-9).

Presentamos a continuación, los resultados derivados del contraste a realizar para el conjunto de datos semanales y mensuales con idéntico procedimiento al utilizado en el apartado anterior, y donde las hipótesis a contrastar son las expresadas en [12.3] y [12.4], mediante los estadísticos [12.5] y [12.6]¹⁰.

3.2 Resultados obtenidos

Las estimaciones de los riesgos sistemáticos de los títulos, obtenidas mediante el Modelo de Mercado para el periodo de contraste del CAPM, se presentan en las tablas IX-2 y IX-4 (para datos semanales) y en IX-8 y IX-10 (para los mensuales) del Apéndice 1.

Las tablas XII-1 y XII-2 del Apéndice 1 contienen los resultados de las estimaciones de los parámetros " γ " y " δ ", así como sus desviaciones típicas y los resultados de las pruebas de hipótesis para errores alfa del 5% y 1%. Los métodos de estimación utilizados son los propuestos en el presente apartado, es decir, el estimador de Litzenger y Ramaswamy, el propuesto en el Capítulo V y la aplicación de la corrección a la matriz de varianzas y covarianzas de Mínimos Cuadrados Generalizados. En cuanto a los valores teóricos de la " t " de Student, coinciden con los expresados en el cuadro XII-1.

Presentamos a continuación un resumen de los resultados en los cuadros XII-10 a XII-21, en los que podemos encontrar las estimaciones puntuales, así como un extracto de las pruebas de hipótesis realizadas (significación e igualdad del parámetro al valor teórico), para un error alfa del 5%.

¹⁰ En cualquier caso, presentamos también la prueba de significación del coeficiente angular, necesaria para que los datos sean coherentes con la versión de Black (Cero Beta CAPM) del modelo. Además, como las matrices de varianzas y covarianzas de los estimadores corresponden a la de la distribución aproximada de los mismos, las pruebas de hipótesis pueden realizarse utilizando, la distribución normal o la " t " de Student. Nosotros vamos a utilizar ésta última, por entender ambas válidas y ser el criterio derivado de la misma más restrictivo (para el mismo error alfa) a la hora de aceptar el modelo.

Datos semanales:• **Término independiente**

-Estimación de [12.7] mediante el estimador de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	ε	desv. ε	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,02840	0,0559	0,508	
Grupo 2	0,47571	0,1095	4,343	NO
Gr. 1 y 2	0,09326	0,0527	1,769	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-10

-Estimación de [12.7] mediante el estimador [5.51]

Grupo	ε	desv. ε	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,03156	0,0414	0,762	
Grupo 2	0,56582	0,0955	5,927	NO
Gr. 1 y 2	0,13469	0,0450	2,994	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-11

-Corrección de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	ε	desv. ε	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,04579	0,0599	-0,764	
Grupo 2	0,37499	0,1451	2,585	NO
Gr. 1 y 2	-0,01006	0,0525	-0,192	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-12

• Coeficiente angular

-Estimación de [12.7] mediante el estimador de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	d	desv. d	$H_0: \delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\delta_{\text{acepto?}}$		$t_{\text{exper.}}$	$\delta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	-0.02505	0.0806	-0,311		-0,177	1,884	
Grupo 2	-0.74330	0.1144	-6,496	NO	-0,177	-4,949	NO
Gr. 1 y 2	-0.20738	0.0685	-3,029	NO	-0,177	-0,444	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-13

-Estimación de [12.7] mediante el estimador [5.51]

Grupo	d	desv. d	$H_0: \delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\delta_{\text{acepto?}}$		$t_{\text{exper.}}$	$\delta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	-0.03086	0.0600	-0,514		-0,177	2,436	NO
Grupo 2	-0.84359	0.1002	-8,416	NO	-0,177	-6,650	NO
Gr. 1 y 2	-0.27265	0.0590	-4,620	NO	-0,177	-1,621	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-14

-Corrección de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	d	desv. d	$H_0: \delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	$H_0: \delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\delta_{\text{acepto?}}$		$t_{\text{exper.}}$	$\delta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	-0.07163	3.3209	-0,022		-0,177	0,032	
Grupo 2	-0.63555	3.3233	-0,191		-0,177	-0,138	
Gr. 1 y 2	-0.17230	3.3204	-0,052		-0,177	0,001	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-15

Los resultados derivados de las metodologías que consideran los errores de observación en las variables explicativas, no clarifican la situación analizada en el apartado anterior.

En cuanto al término independiente, los resultados de los dos primeros métodos difieren, ya que con el estimador de Litzenberger y Ramaswamy no se puede rechazar la hipótesis recogida en [12.3] (excepto para el test aplicado al Grupo 2 que resulta ser mayor que cero), mientras que aplicando [5.51], la aceptación de dicha condición únicamente se da para el Grupo 1, siendo en los demás casos mayor que cero. La corrección de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Generalizados, en cuanto al término independiente, nos lleva a idénticos resultados que el estimador de Litzenberger y Ramaswamy.

La significación estadística del coeficiente angular (prueba [12.4]), es evidente por los dos primeros métodos de estimación y únicamente se acepta la hipótesis nula para el Grupo 1 por ambos sistemas. Ello implica de nuevo la detección de un premio por unidad de riesgo sistemático en el periodo de contraste (aunque éste es negativo, lo que nos obliga a considerar las conclusiones con cierta cautela).

En cuanto a la igualdad de los coeficientes angulares al valor teórico, la situación es bastante confusa, ya que no se tiende ni a la aceptación ni al rechazo de la misma de manera clara: así, dependiendo de la opción y la metodología de estimación, en ocasiones los datos son coherentes con dicha hipótesis.

La corrección de las varianzas de los estimadores Mínimo Cuadrático Generalizados afecta a las variabilidades de los estimadores, aumentándolas considerablemente, lo que lleva a unos resultados de difícil interpretación, ya que la precisión obtenida es muy baja (aceptándose la no significación, así como la igualdad al valor teórico para todas las opciones).

Aplicando las metodologías propuestas a los datos mensuales llegamos a los resultados que se presentan a continuación.

Datos mensuales:• **Término independiente**

-Estimación de [12.7] mediante el estimador de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	$\hat{\epsilon}$	desv. $\hat{\epsilon}$	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,33339	0,2900	1,149	
Grupo 2	1,92937	0,4621	4,175	NO
Gr. 1 y 2	0,65299	0,2473	2,641	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-16

-Estimación de [12.7] mediante el estimador [5.51]

Grupo	$\hat{\epsilon}$	desv. $\hat{\epsilon}$	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,32876	1,2022	0,273	
Grupo 2	1,58787	3,2376	0,490	
Gr. 1 y 2	0,60993	0,9614	0,634	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-17

-Corrección de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	$\hat{\epsilon}$	desv. $\hat{\epsilon}$	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,06948	0,3776	-0,184	
Grupo 2	1,56561	0,4229	3,702	NO
Gr. 1 y 2	-	-	-	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-18

• Coeficiente angular

-Estimación de [12.7] mediante el estimador de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	d	desv. d	H ₀ : $\delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	H ₀ : $\delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			t _{exper.}	¿acepto?		t _{exper.}	¿acepto?
Grupo 1	-0.13429	0.4048	-0.332		-0.319	0.456	
Grupo 2	-2.63879	0.4842	-5.450	NO	-0.319	-4.791	NO
Gr. 1 y 2	-0.87846	0.3123	-2.813	NO	-0.319	-1.791	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-19

-Estimación de [12.7] mediante el estimador [5.51]

Grupo	d	desv. d	H ₀ : $\delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	H ₀ : $\delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			t _{exper.}	¿acepto?		t _{exper.}	¿acepto?
Grupo 1	-0.12639	1.6944	-0.075		-0.319	0.114	
Grupo 2	-2.25628	3.3990	-0.664		-0.319	-0.570	
Gr. 1 y 2	-0.81434	1.2351	-0.659		-0.319	-0.401	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-20

-Corrección de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	d	desv. d	H ₀ : $\delta = 0$		$\bar{r}_m - \bar{r}_0$	H ₀ : $\delta = \bar{r}_m - \bar{r}_0$	
			t _{exper.}	¿acepto?		t _{exper.}	¿acepto?
Grupo 1	-0.38464	8.4460	-0.046		-0.319	-0.008	
Grupo 2	-2.24995	8.4478	-0.266		-0.319	-0.229	
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-	-	-

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-21

Como se puede apreciar, el método de Litzenberger y Ramaswamy rechaza con facilidad las pruebas recogidas en [12.3] y [12.4], excepto para el Grupo 1. En cuanto al estimador propuesto en [5.51], no podemos extraer conclusiones de los resultados, ya que las estimaciones de las desviaciones típicas son elevadas, lo que hace que aparezca un problema de falta de precisión (que se manifiesta en la aceptación de las pruebas de significación e igualdad al valor teórico).

La corrección de las varianzas obtenidas por Mínimos Cuadrados Generalizados, al afectar a las variabilidades de los estimadores incrementándolas, lleva a unos resultados de difícil interpretación. Por un lado, se rechaza la hipótesis [12.3] para el Grupo 2 y en cuanto al coeficiente angular, se acepta, tanto la no significación, como la igualdad al valor teórico para todas las opciones.

Consideramos oportuno señalar de nuevo que la escasez de datos mensuales afecta lógicamente a la calidad de los resultados obtenidos, máxime cuando utilizamos estimadores como los analizados en el presente apartado.

4. Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico ampliado

4.1 Introducción y justificaciones previas

El contraste del modelo empírico ampliado mediante la metodología de corte con medias se realizó con datos semanales y mensuales, y sobre el modelo expresado en excesos sobre el tipo sin riesgo. Las variables adicionales utilizadas son las mismas que las que recogíamos en los capítulos anteriores, si bien ahora se incluyen en términos de promedio.

El estudio econométrico del modelo empírico ampliado de corte transversal con medias, se presenta en el Capítulo V (apartados 5 y 6), considerando la posibilidad de que el riesgo sistemático de los títulos sea conocido (o estimado con pequeño error), o desconocido (y, por tanto, observado con error). Ambas posibilidades, llevan a la necesidad de utilización de diferentes procedimientos de estimación del modelo empírico, que coinciden con los

presentados al abordar el modelo reducido analizado con anterioridad en los apartados 2 y 3, donde utilizábamos todas las alternativas estudiadas en el citado Capítulo V.

En la estimación del modelo ampliado, utilizaremos únicamente la técnica de **Mínimos Cuadrados Ordinarios**, que está enmarcada dentro de las técnicas a utilizar en el caso en que se consideran conocidos los riesgos sistemáticos de los títulos, aunque no es el método idóneo (al no abordar los posibles problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación).

Queda, por tanto, patente, que los resultados que vamos a presentar no consideran muchos de los problemas econométricos señalados, aunque, como hemos visto en los anteriores apartados, la aplicación de los métodos más sofisticados tampoco aclara demasiado.

4.2 Metodología

El **modelo empírico ampliado de corte transversal con medias** para el conjunto de títulos analizados a lo largo del periodo de tiempo considerado y expresado en excesos (véase ecuación [5.56.b]), es el siguiente:

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta \beta_i + \theta z_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, g \quad [12.8]$$

donde " β_i ", es el riesgo sistemático del activo " i ", y " z_i " representa el valor que toma el activo " i " en cualquier otra variable común a todos los títulos (en nuestro caso, el promedio de los títulos en los cinco ratios considerados).

Las hipótesis, tanto estructurales, como de las perturbaciones aleatorias, son las indicadas en el subapartado 5.1 del Capítulo V.

Comparando el modelo ex-post recogido en [5.1.b] con el empírico propuesto en [12.8], llegamos a las condiciones expresadas en [5.66.b], que deben cumplirse si el CAPM es cierto:

$$\gamma + \theta z_i = 0 \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [12.9]$$

Suponiendo fija la variable explicativa añadida, lo anterior se traduce en comprobar que:

$$\gamma = 0; \quad \theta = 0 \quad \forall z; \quad y \quad \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0) \quad [12.10]$$

Por tanto, se debe cumplir la no significación del término independiente y del (los) coeficiente(s) angular(es) asociado a la(s) nueva(s) variable(s) explicativa(s), así como la igualdad del coeficiente asociado a la beta al premio por riesgo promedio del periodo.

La metodología empírica descrita en el subapartado 5.5 del Capítulo V consiste en un **proceso bietápico**, en el que, en primer lugar, se obtienen las aproximaciones a los riesgos sistemáticos de los títulos durante el periodo de contraste, para estimar posteriormente el modelo [12.8]. La primera etapa, en la que la estimación de los riesgos sistemáticos suele realizarse a partir del Modelo de Mercado (requiriendo por tanto una aproximación a la cartera de mercado), hace sustituir la condición relativa al coeficiente angular asociado a la beta por su significación estadística (omitiremos en este apartado la prueba de igualdad al valor teórico).

Lo anterior se traduce en la estimación del Modelo de Mercado (ecuación [2.1.b]) y del modelo empírico propuesto en [12.8] (mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios), todo ello aplicado a las 160 rentabilidades semanales, así como a las 36 mensuales.

Teniendo en cuenta que consideramos la inclusión de cinco nuevas variables explicativas, las **hipótesis a contrastar** para la aceptación del CAPM en el periodo de análisis considerado, pueden especificarse estadísticamente de la siguiente manera:

Término independiente

$$H_0: \gamma = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma \neq 0 \quad [12.11]$$

Coefficiente angular asociado a la beta

$$H_0: \delta = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \delta \neq 0 \quad [12.12]$$

Coefficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas

$$H_0: \theta = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \theta \neq 0 \quad \forall z \quad [12.13]$$

Los estadísticos para la realización de las pruebas son los siguientes:

Término independiente

$$\frac{g - H_0}{S_g} \quad [12.14]$$

Coefficiente angular asociado a la beta

$$\frac{d - H_0}{S_d} \quad [12.15]$$

Coefficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas

$$\frac{q \cdot H_0}{S_q} \quad \forall z \quad [12.16]$$

donde:

- q Estimación puntual de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.
- S_q Estimación de la desviación de los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas.

que siguen una distribución "t" de Student con "g - k" grados de libertad, donde "g" es el número de títulos considerados en cada grupo para la realización del contraste, y "k" es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, siete).

4.3 Resultados obtenidos

Las estimaciones de los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos, obtenidas mediante el Modelo de Mercado para el periodo de contraste del CAPM, se presentan en las tablas IX-2 y

IX-4 (para datos semanales), y en IX-8 y IX-10 (para los mensuales) del Apéndice 1. Dichos valores, junto con los promedios en los cinco ratios considerados a lo largo del periodo, constituyen las variables explicativas del modelo [12.8].

Los resultados derivados de la aplicación de Mínimos Cuadrados Ordinarios a [12.8] se ofrecen en las tablas XII-7 y XII-8 del Apéndice 1, donde aparecen las estimaciones de los parámetros, sus desviaciones típicas, así como los resultados de las pruebas de hipótesis propuestas en [12.11] a [12.13] para un error alfa del 5%.

Los valores teóricos de la "t" de Student teórica utilizados aquí, son los expresados en el cuadro XII-1.

A continuación, presentamos en los cuadros XII-22 a XII-28, un resumen de los resultados de las pruebas realizadas para un error alfa del 5%, aplicadas a los datos semanales.

Datos semanales:

- Estimación de " γ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	$\bar{r}$	desv. $\bar{r}$	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,63250	0,5057	-1,251	
Grupo 2	-0,23030	0,6334	-0,364	
Gr. 1 y 2	-0,81290	0,3637	-2,235	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-22

- Estimación de " δ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo sistemático

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	d	desv. d	$H_0: \delta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,26590	0,1235	-2,153	NO
Grupo 2	-0,43430	0,1365	-3,182	NO
Gr. 1 y 2	-0,33540	0,0871	-3,851	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-23

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio "ACTIVO/MERCADO_i" y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	q	desv. q	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,00910	0,0113	-0,804	
Grupo 2	0,02410	0,0242	0,999	
Gr. 1 y 2	0,00220	0,0091	0,237	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-24

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " B^2/PRECIO_i " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	q	desv. q	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,02050	0,6655	0,031	
Grupo 2	0,53110	0,3243	1,638	
Gr. 1 y 2	0,34220	0,2813	1,217	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-25

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " $\text{LIBROS}/\text{MERCADO}_i$ " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	q	desv. q	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,00930	0,1149	-0,081	
Grupo 2	-0,03360	0,0531	-0,634	
Gr. 1 y 2	0,00850	0,0419	0,203	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-26

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " $\ln \text{VALOR}_i$ " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	$\bar{q}$	desv. $\bar{q}$	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,06940	0,0395	1,757	
Grupo 2	0,04330	0,0528	0,820	
Gr. 1 y 2	0,09150	0,0287	3,185	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-27

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " $\text{CASH}/\text{PRECIO}_i$ " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	$\bar{q}$	desv. $\bar{q}$	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,56950	0,7699	0,740	
Grupo 2	-0,69870	0,4250	-1,644	
Gr. 1 y 2	-0,21730	0,3584	-0,606	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-28

Los resultados obtenidos con datos semanales complementan a los obtenidos en el modelo reducido, clarificándolos. Concretamente, la hipótesis [12.11] referida al **término independiente se acepta con facilidad** (exceptuando el conjunto total de títulos resultando ser un valor negativo). El **coeficiente angular asociado a la beta resulta significativo** en todos los casos, y en cuanto a las **fundamentales, únicamente el promedio del ratio "ln VALOR_i" resulta significativo** en el Gr. 1 y 2 (con signo contrario al presentado por Fama y French, 1992, aunque estos autores utilizan la metodología de corte transversal sin medias).

Como conclusión general, podemos indicar que **no parece que la influencia de las variables fundamentales sea reseñable** o, de otra manera, parece que el contraste realizado a partir de los datos semanales es coherente con las condiciones [12.11] a [12.13] requeridas para aceptar el CAPM.

No podemos terminar sin apuntar la posible existencia de problemas de relación lineal entre las variables explicativas. Ello puede dar lugar a la existencia de un grado de **multicolinealidad** elevado que, al introducir conjuntamente los promedios de los ratios, enmascare la influencia de los mismos, debido a la falta de precisión de las estimaciones puntuales.

El contraste realizado a partir de los datos mensuales, lleva a los resultados que presentamos a continuación (cuadros XII-29 a XII-35).

Datos mensuales:

- Estimación de " γ " y pruebas de hipótesis sobre la ordenada en el origen

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	$\bar{r}$	desv. $\bar{r}$	$H_0: \gamma = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-2,25060	2,1562	-1,044	
Grupo 2	-3,88070	2,9399	-1,320	
Gr. 1 y 2	-3,55120	1,6106	-2,205	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-29

- Estimación de " δ " y pruebas de hipótesis sobre el premio por riesgo sistemático

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	d	desv. d	$H_0: \delta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-1,01300	0,5182	-1,955	
Grupo 2	-0,47510	0,6058	-0,784	
Gr. 1 y 2	-0,79410	0,3784	-2,099	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-30

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio "ACTIVO/MERCADO_i" y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	q	desv. q	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	-0,07130	0,0470	-1,516	
Grupo 2	0,12750	0,1161	1,098	
Gr. 1 y 2	-0,02050	0,0406	-0,504	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-31

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " B^2/PRECIO_i " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	η	desv. η	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\zeta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	1,16140	2,8280	0,411	
Grupo 2	0,72430	1,6084	0,450	
Gr. 1 y 2	-0,00050	1,2621	0,000	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-32

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " $\text{LIBROS}/\text{MERCADO}_i$ " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	η	desv. η	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	$\zeta_{\text{acepto?}}$
Grupo 1	0,15980	0,4800	0,333	
Grupo 2	-0,31650	0,2551	-1,241	
Gr. 1 y 2	-0,01410	0,1887	-0,075	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-33

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " $\ln \text{VALOR}_i$ " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	q	desv. q	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	0,26870	0,1678	1,601	
Grupo 2	0,37840	0,2497	1,515	
Gr. 1 y 2	0,38370	0,1279	3,000	NO

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-34

- Estimación de " θ " asociada al promedio del ratio " $\text{CASH}/\text{PRECIO}_i$ " y pruebas de hipótesis

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	q	desv. q	$H_0: \theta = 0$	
			$t_{\text{exper.}}$	¿acepto?
Grupo 1	1,67190	3,2507	0,514	
Grupo 2	-1,43470	2,1070	-0,681	
Gr. 1 y 2	0,31900	1,6275	0,196	

NO: Se rechaza la hipótesis nula

Cuadro XII-35

Por lo que se refiere a los datos mensuales, **las conclusiones** en cuanto al funcionamiento del CAPM son más **pobres** que las obtenidas a partir de los semanales. Por un lado, en los dos primeros grupos se aceptan las hipótesis [12.11] a [12.13], y es únicamente para el conjunto total de los títulos donde se acepta la significación del término independiente y de los coeficientes angulares asociados a la beta y al promedio del ratio "ln VALOR_i" (de nuevo con signo positivo incurriendo en clara contradicción con el obtenido por Fama y French, 1992, si bien, estos autores utilizan la metodología de corte sin medias).

De nuevo es necesario indicar la posible existencia de **multicolinealidad**, que puede afectar gravemente a la precisión de las estimaciones obtenidas, favoreciendo la aceptación de las hipótesis de significación.

5. Análisis comparativo de las conclusiones del contraste del CAPM partiendo de rentabilidades y de excesos sobre distintos tipos sin riesgo

Como complemento al estudio de la sensibilidad de los resultados obtenidos al tipo sin riesgo elegido (que comenzamos en el apartado 2.4 del Capítulo VII -Descripción de la Base de Datos-, y continuamos en el apartado 3 del Capítulo IX -Modelo de Mercado-), presentamos ahora los **resultados obtenidos en la comparación del contraste del CAPM a partir de los diferentes tipos elegidos.**

La metodología empleada en la realización del contraste es la de **corte transversal con medias**, y en la estimación de los parámetros se utilizó exclusivamente la **técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios** (ya que, tal como hemos visto anteriormente, las técnicas más sofisticadas no aportan demasiada luz a la realización del contraste, con lo que no parece justificarse la multiplicación de cálculos y estimaciones a realizar por el incremento o la mejora de información obtenida).

Los resultados se presentan en las **tablas XII-3 y XII-4 del Apéndice 1**, que pasamos a comentar brevemente en las líneas que siguen.

Un primer dato interesante es que, tanto para rentabilidades semanales como mensuales, y tanto para un error alfa del 5% como del 1%, la **pendiente del ajuste** aparece como **significativa en cualquiera de las aproximaciones propuestas**, lo que significa que

se acepta la existencia de un premio por riesgo significativamente distinto de cero en cualquiera de ellas. Por otro lado, la observación de los valores obtenidos nos permite concluir que, tanto la estimación puntual, como la desviación del estimador, son prácticamente idénticas en las distintas aproximaciones (con pequeñas diferencias, normalmente a partir del cuarto decimal, en el caso de rentabilidades semanales, y del tercero, en el caso de mensuales).

En lo que respecta a la igualdad del parámetro a su valor teórico (y refiriéndonos siempre al premio por riesgo), hay que decir que, para un error alfa del 5%, dicha hipótesis se rechaza en todos los casos, salvo en el Grupo 1 con datos semanales, en el cual se acepta en el modelo sobre rentabilidades y también en el planteado en excesos que parte de las letras a 1-3 meses. Para un error alfa del 1%, aparecen algunas diferencias, en ningún caso importantes.

Podemos resumir lo anterior diciendo que, en la versión del Cero Beta CAPM (que se fija únicamente en la significación del parámetro), y por lo que se refiere únicamente a la pendiente del ajuste, el modelo se acepta a través de cualquiera de las aproximaciones propuestas. Al preguntarnos por la igualdad del parámetro a su valor teórico, el modelo se rechaza en casi todos los casos para un error alfa del 5%, apareciendo algunas diferencias en el Grupo 1 para rentabilidades semanales (que se acentúan al considerar un error del 1%).

Por lo que se refiere a la ordenada en el origen, la aceptación del CAPM exige, en el modelo expresado en excesos, que dicha ordenada sea igual a cero, mientras que debe coincidir con el promedio del tipo sin riesgo en el análisis sobre rentabilidades: en el Grupo 1, las conclusiones son idénticas con todas las aproximaciones, rechazándose el modelo tanto para los dos errores alfa considerados (5% y 1%), así como para rentabilidades semanales como mensuales (al ser significativo el valor obtenido en todos los casos, y no coincidir con el valor teórico en el caso de rentabilidades). Por lo que se refiere al Grupo 2, el modelo se acepta según todas las aproximaciones en el caso de rentabilidades mensuales (salvo, para un error del 5%, en la que corresponde a los Depósitos de ahorro); para rentabilidades semanales, los resultados son idénticos para un error alfa del 5% (para el que se rechaza el modelo según todas las aproximaciones), apareciendo algunas pequeñas diferencias al considerar un error del 1%.

Como resumen de lo anterior, podemos decir que, al referirnos a la ordenada en el origen¹¹, el modelo se rechaza en todas las aproximaciones en el Grupo 1 (para rentabilidades semanales y mensuales); en el Grupo 2, el modelo se acepta para

¹¹ Recordemos que en lo que se refiere a la ordenada en el origen, y para aceptar la versión de Black, puede tomar cualquier valor.

rentabilidades mensuales (salvo para un error del 5%, en el caso de utilizar como tipo sin riesgo la rentabilidad de los Depósitos de ahorro), mientras que **para rentabilidades semanales el modelo se rechaza considerando un error del 5%**, apareciendo algunas diferencias para un error del 1%.

Como se ve, podemos concluir que, salvo pequeñas diferencias, el contraste del CAPM a través de la metodología de corte transversal con medias es muy poco sensible a la aproximación al tipo sin riesgo utilizada, así como al hecho de usar rentabilidades o excesos sobre el tipo sin riesgo.

6. Valoración de los títulos según la LMT teórica

En las tablas XII-5 y XII-6 que se presentan en el Apéndice 1 se ofrecen los títulos que, según la LMT teórica (cuya ordenada en el origen es el tipo sin riesgo promedio obtenido durante el periodo estudiado -con carácter semanal o mensual-, y cuya pendiente viene dada por la diferencia entre el rendimiento medio ofrecido por la cartera de mercado y el promedio del tipo sin riesgo) **aparecen como sobrevalorados** en los Grupos 1 y 2, respectivamente (tanto para rentabilidades semanales como mensuales).

Esta información se ofrece también gráficamente en los apartados XII-3 (rentabilidades semanales) y XII-4 (rentabilidades mensuales) del Apéndice 2, en los que se representan los valores de beta asociados a cada título (calculados a partir de las rentabilidades, sin considerar los excesos sobre el tipo sin riesgo) en relación con los promedios de rendimiento ofrecidos por cada uno de ellos, así como la LMT teórica, explicada en el párrafo anterior. Puntos por encima de la recta representan a títulos infravalorados (ofrecen más de lo que teóricamente cabe exigírseles en función de su riesgo sistemático y del premio que a este riesgo le corresponde según la cartera de mercado), mientras que puntos por debajo de la recta nos están indicando los títulos teóricamente sobrevalorados. Es importante resaltar que la recta representada no se ha obtenido por ajuste de la nube de puntos, sino que responde a los valores que teóricamente deben producirse según el modelo. Insistimos también en el hecho de que este análisis se realizó directamente sobre las rentabilidades (y no

partiendo de los excesos sobre el tipo sin riesgo, como la mayor parte de los contrastes presentados en este trabajo).

En los cuadros XII-36 y XII-37 se ofrece un resumen del contenido de las tablas XII-5 y XII-6 anteriormente citadas. En ellos se recoge el número de títulos que en cada sector, y siempre según el modelo, aparecen sobrevalorados sobre el total de los que componen dicho sector. Todo ello tanto para rentabilidades semanales como mensuales, y separando los títulos en los dos grupos que hemos establecido en todo el estudio.

A la vista de dichos cuadros, podemos decir que parece apreciarse una diferencia significativa en cuanto al número de títulos que, según el modelo, aparecen sobrevalorados en los dos grupos: para rentabilidades semanales, un 34% de los títulos del primer grupo, aproximadamente, aparecen como sobrevalorados, mientras que en el segundo grupo este porcentaje crece hasta el 76%, aproximadamente; la misma tendencia se observa en el análisis a partir de rentabilidades mensuales, donde el 40% de los títulos del Grupo 1 aparecen como sobrevalorados, ascendiendo este porcentaje nuevamente hasta el 76% en el grupo segundo. Podemos concluir, por tanto, que parece que los títulos que componen el primer grupo (los que responden a unas condiciones más restrictivas en cuanto a volúmenes y frecuencia de contratación) parecen estar mayoritariamente infravalorados (sobre todo al partir de rentabilidades semanales), mientras que se observa la tendencia contraria en los valores que integran el segundo grupo.

Como se ve, no aparecen diferencias importantes en las conclusiones alcanzadas en el estudio de las rentabilidades semanales y mensuales.

Por lo que se refiere al comportamiento de los distintos sectores, y centrándonos únicamente en aquellos para los que contamos con un número suficiente de títulos como para extraer conclusiones generales, diremos que, nuevamente, las tendencias observadas en el análisis sobre rentabilidades semanales son muy similares a las que corresponden al estudio de rentabilidades mensuales. Así, Construcción, el sector Químico-Textil y las Siderometalúrgicas aparecen claramente como sobrevalorados, mientras que los Bancos (de manera más clara en el caso de rentabilidades semanales), las Eléctricas y las empresas de Comunicaciones (estas últimas con un número de títulos estudiados relativamente menor) son los sectores infravalorados.

• Títulos sobrevalorados según el modelo. Rentabilidades semanales

	Sector	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	2/9	1/1
25	Bancos industriales	0/2	-
26	Agua, Electricidad y Gas	0/6	1/3
27	Agricultura y Alimentación	1/2	2/3
30	Construcción	5/7	5/5
32	Inversión mobiliaria	1/1	1/1
35	Papel y Artes gráficas	1/1	-
36	Químicas y Textiles	1/2	4/6
37	Seguros	0/1	1/1
39	Siderometalúrgicas	0/1	5/6
40	Industria del automóvil	1/1	1/1
42	Comunicaciones	0/2	0/1
44	Varias	-	1/1
	TOTAL	12/35	22/29

Cuadro XII-36

• Títulos sobrevalorados según el modelo. Rentabilidades mensuales

	Sector	Grupo 1	Grupo 2
24	Bancos comerciales	4/9	1/1
25	Bancos industriales	0/2	-
26	Agua, Electricidad y Gas	0/6	0/3
27	Agricultura y Alimentación	1/2	2/3
30	Construcción	5/7	5/5
32	Inversión mobiliaria	1/1	1/1
35	Papel y Artes gráficas	1/1	-
36	Químicas y Textiles	1/2	5/6
37	Seguros	0/1	1/1
39	Siderometalúrgicas	0/1	5/6
40	Industria del automóvil	1/1	1/1
42	Comunicaciones	0/2	0/1
44	Varias	-	1/1
	TOTAL	14/35	22/29

Cuadro XII-37

Recordando las conclusiones obtenidas en el Capítulo IX (Modelo de mercado), observamos que son precisamente los sectores que aparecen como **defensivos** los que **presentan ahora un carácter de infravalorados**, siendo los sectores agresivos (los que tienen un riesgo sistemático mayor que el mercado), los que aparecen como **sobrevalorados**. Y esto contando con que, al aparecer a posteriori un **premio por riesgo negativo durante el periodo analizado**, a estos sectores se les exige menos que el rendimiento medio de la renta fija. Recordemos que la existencia de un premio por riesgo negativo es, en principio, contrario a las conclusiones que postula el CAPM. Sin embargo, recordemos también que el **periodo elegido es corto** (sólo tres años, lo cual se justifica, como hemos apuntado en repetidas ocasiones, por la intención del análisis, que centra su interés en el Mercado Continuo), lo que puede provocar que, al tomar una parte pequeña del ciclo, se produzcan situaciones como la que aquí aparece. En nuestro caso, los años 90-93 constituyen un periodo de fuerte recesión económica, con lo que estamos centrando nuestro análisis en la parte baja del ciclo.

Finalmente diremos que, tal como apuntamos en el Capítulo IX (Modelo de mercado), el hecho de que el **Grupo 2** aparezca en general como **más sobrevalorado** que el primero parece explicarse por el hecho de que el **reparto de los títulos de cada sector en ambos grupos no es aleatorio**, apareciendo un peso porcentualmente muy superior de los sectores de Químicas y Siderometalúrgicas en el Grupo 2 (los sectores sobrevalorados), y mucho mayor en el Grupo 1 por lo que se refiere a Bancos, y también a Eléctricas (sectores infravalorados).

Capítulo XIII

EL APT

1. Introducción

Aunque no constituye el objetivo central del trabajo, ofrecemos, como complemento natural al estudio del CAPM, el contraste empírico del APT. A lo largo del Capítulo VI analizábamos los problemas econométricos del modelo y, como indicábamos en la introducción al mismo, existen dos posibles metodologías para la realización del contraste:

- Contraste de corte transversal sin medias.

- Contraste de corte transversal con medias.

Nosotros aplicamos ambos métodos a los datos del periodo considerado para el análisis empírico, destacando, además, las similitudes de los mismos con los analizados en los capítulos previos (referidos al CAPM).

Como trabajos en los que se contrasta el APT con datos referidos al mercado español, destacamos, entre otros, el de Bergés (1984), los de Gómez-Bezares (1989 y 1990) y Santibáñez (1994).

2. Modelo Factorial

2.1 Metodología

El primer paso antes de pasar a la contrastación del APT propiamente dicha, consiste en estimar los riesgos de los títulos en los diferentes factores sistemáticos¹, para lo que se utiliza un Modelo análogo al de Mercado, denominado **Factorial**. Con el mismo, se pretende explicar la rentabilidad de los títulos en un momento de tiempo como combinación lineal de una serie de factores (véase [6.4]):

$$r_{it} = E(r_{it}) + \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \epsilon_{it} \quad [13.1]$$

Las hipótesis de comportamiento, así como las características del Modelo Factorial, son las establecidas en el subapartado 3.2 del Capítulo VI.

También discutíamos en dicho capítulo, las diferentes técnicas de estimación a utilizar en el Modelo Factorial. Concretamente, existen dos posibilidades, **Análisis Factorial** y **Componentes Principales**; nosotros decidimos utilizar ésta última de cara a nuestro análisis.

Así, procedimos a obtener los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos, tanto para datos semanales como mensuales. Para los primeros, calculamos una estimación de los mismos para el periodo total analizado (es decir, teniendo en cuenta las 160 observaciones) y otra para la primera mitad del periodo (es decir a partir de las primeras 80 observaciones)². Para los datos mensuales, únicamente obtenemos las betas correspondientes al periodo total. Es importante señalar en este punto que, si bien la escasez de datos mensuales es uno de los problemas

¹ Recordemos que el APT propugna la influencia de varios tipos de riesgo sistemático en la rentabilidad esperada de los títulos, constituyendo precisamente ésta la diferencia fundamental con el CAPM (que, en este sentido, sería un caso particular del APT).

² La razón por la que estimamos dos grupos de betas, unas para el periodo total y otras para la primera mitad, es la diversidad de metodologías utilizadas en el posterior contraste del APT.

señalados en todos los contrastes realizados hasta el momento, aquí tiene también una importancia crucial.

El **procedimiento de Componentes Principales**, parte del cálculo de la matriz de varianzas y covarianzas de las rentabilidades de los títulos. Así, en nuestro caso, debemos calcular tres matrices: dos para datos semanales (una teniendo en cuenta las 160 observaciones, y otra con las 80 primeras) y una para las rentabilidades mensuales; y todo ello para los Grupos 1, 2 y total de títulos. Es precisamente en las matrices obtenidas a partir de las rentabilidades mensuales donde se puede apreciar el problema de la escasez de observaciones señalado anteriormente, ya que el número de variables es casi tan elevado como el de datos (lo que hace que los grados de libertad disminuyan, y que los resultados deban ser tomados con cierta cautela).

Una vez obtenidas las matrices, se procede a diagonalizarlas, obteniendo los valores y vectores propios característicos. Mediante el producto de los vectores normalizados por su valor propio correspondiente, se obtienen las covarianzas de las variables con los factores, que constituyen los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos.

Todo el procedimiento indicado en los párrafos anteriores es, en realidad, un **proceso de inferencia estadística**, pero a lo largo del trabajo no lo vamos a tratar como tal. Indicábamos en el subapartado 3.3 del Capítulo VI cómo el incremento de complejidad que introduce el tratamiento estadístico de dichas estimaciones de riesgo sistemático no justifica la mejora de resultados. Por ello, a lo largo de nuestro análisis suponemos que las betas obtenidas a partir de Componentes Principales, son los verdaderos valores de las mismas.

Cabe un comentario especial de cara a la **selección del número de factores**, ya que hemos elegido cuatro, tratando de acercarnos a los trabajos clásicos de contrastación del APT (como el de Roll y Ross, 1980, o, el más cercano en el tiempo, de Santibáñez, 1994). Además, la capacidad explicativa a partir del cuarto factor disminuye notablemente, lo que justifica que no sean seleccionados.

El siguiente paso consiste en la **interpretación de dichos factores de riesgo de sistemático**. Así, en el subapartado 7.2 del Capítulo I, recogíamos las interpretaciones que de los mismos ofrecen Roll y Ross (1984). Siguiendo un procedimiento análogo a Santibáñez (1994), nosotros obtuvimos las **correlaciones entre las diferentes variables macroeconómicas consideradas y las mediciones de los factores** en los diferentes periodos de tiempo, asociándolos a aquellas variables con las que la relación es más intensa.

2.2 Resultados obtenidos

Los resultados del Modelo Factorial se presentan en las tablas XIII-1 a XIII-6, XIII-21 a XIII-26 y XIII-29 a XIII-34 del Apéndice 1, donde, para cada periodo considerado (semanal, con 80 y 160 datos y mensual), y para cada grupo de títulos (1, 2 y conjunto), tenemos los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos o, lo que es lo mismo, las covarianzas entre las variables y los factores.

Además, en las tablas indicadas, se presentan las capacidades explicativas de los factores en tantos por cien, la proporción de varianza de cada título explicada por los factores comunes, así como los totales de ambos es decir, el tanto por ciento de varianza explicado por los cuatro factores y la calidad explicativa de las variables.

En los cuadros XIII-1 a XIII-3, recogemos un resumen de las capacidades explicativas de los factores:

• Datos semanales (80 datos)

Grupo	Factor F_1	Factor F_2	Factor F_3	Factor F_4	Total
Grupo 1	54,14	8,90	3,84	3,54	70,43
Grupo 2	51,88	6,16	4,81	4,32	67,16
Gr. 1 y 2	51,21	4,83	4,32	3,27	63,63

Cuadro XIII-1

• Datos semanales (160 datos)

Grupo	Factor F_1	Factor F_2	Factor F_3	Factor F_4	Total
Grupo 1	45,34	7,65	4,17	4,09	61,25
Grupo 2	36,27	14,56	5,03	4,21	60,07
Gr. 1 y 2	37,35	9,87	3,55	3,28	54,05

Cuadro XIII-2

• **Datos mensuales (36 datos)**

Grupo	Factor F_1	Factor F_2	Factor F_3	Factor F_4	Total
Grupo 1	57,35	7,96	6,89	4,51	76,70
Grupo 2	52,43	10,62	6,83	5,29	75,18
Gr. 1 y 2	51,99	8,11	5,24	4,13	69,46

Cuadro XIII-3

A la vista de los resultados obtenidos, podemos concluir que la **capacidad explicativa** conjunta de los cuatro factores es bastante elevada. En cualquier caso, es conveniente realizar algunas matizaciones, ya que, **realmente, es el primer factor el que explica la mayor parte de la varianza total**, aportando el resto una pequeña capacidad explicativa.

En las tablas del Apéndice 1 anteriormente indicadas se presentan los porcentajes de varianza de cada título explicados por los factores. En las mismas, podemos apreciar cómo el primer factor explica parte de la varianza de todos los títulos simultáneamente, por lo que su consideración como común a todos los activos parece correcta. Por otra parte, el resto de factores explican únicamente a algún título en particular, o a un pequeño grupo de ellos por lo que parecen tratarse más bien de factores específicos.

Por tanto, no parece existir en nuestro mercado evidencia empírica a favor de la existencia de "k" factores sistemáticos independientes, ya que únicamente somos capaces de detectar uno común a todos los títulos, siendo el resto específicos.

En las tablas XIII-37 a XIII-39 del Apéndice 1, se presentan los **coeficientes de correlación** entre los factores conservados (en todas las posibilidades consideradas) y las variables macroeconómicas descritas en el Capítulo VII, entre las que se incluye la rentabilidad de la cartera de mercado.

Las conclusiones que podemos extraer del análisis de dichas matrices pueden resumirse brevemente indicando que, de todos los valores, **destacamos la relación existente entre el primer factor y la rentabilidad de mercado no ponderada**. Ello nos lleva a interpretar dicho factor como el de mercado, siendo difícil la identificación del resto (debido a su escasa relación con las variables consideradas). El resultado es coherente con lo indicado con anterioridad, al destacar que dichos factores son más bien específicos (o comunes pero a unas pocas variables), por lo que da la impresión de que únicamente podemos aceptar la existencia de

un factor de riesgo sistemático común a todos los títulos, y que éste es el de mercado. En definitiva, los resultados nos llevan nuevamente al CAPM.

3. APT: Contraste mediante corte transversal sin medias

3.1 Metodología

El contraste del APT mediante un corte transversal sin medias, consiste en considerar cada periodo "t" por separado y analizar los títulos mediante el modelo ex-post propuesto en [6.21], en el que se contempla la posibilidad de que los riesgos sistemáticos de los títulos varíen de un periodo a otro. Sin embargo, la metodología empírica en dos etapas (análoga al contraste semejante del CAPM) obliga a obtener dichos coeficientes, y la manera habitual de hacerlo es mediante el Modelo Factorial, lo que nos obliga a introducir dicha hipótesis (véase subapartado 2.2 del Capítulo VI).

Debemos destacar que, en el contexto del contraste que nos ocupa, no vamos a considerar las consecuencias derivadas de la existencia de errores de medición en las variables explicativas. Téngase en cuenta, que tal como indicábamos en el apartado anterior, consideramos los coeficientes de riesgo sistemático obtenidos mediante el Modelo Factorial como los verdaderos valores (o como aproximaciones suficientemente precisas como para que los métodos de estimación del modelo empírico que analizamos a continuación sean óptimos³).

Vamos a realizar el contraste empírico de corte transversal sin medias del APT, aplicado a los datos semanales y en excesos sobre el tipo sin riesgo, ya que, aunque en el Capítulo VI lo planteábamos desde el punto de vista teórico para rentabilidades, su extensión es inmediata. De nuevo, resulta inabordable esta metodología aplicada a datos mensuales (debido a su escasez).

³ Ello implica suponer que estamos diagonalizando la verdadera matriz de varianzas y covarianzas de los títulos (y no una estimación), con lo que obtenemos los verdaderos valores y vectores propios, que nos llevan a las verdaderas betas o coeficientes de riesgo sistemático.

El modelo empírico de corte transversal sin medias para el conjunto de activos analizado en el periodo "t" (semana) y expresado en excesos es:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{1it} + \dots + \gamma_{kt} \beta_{ikt} + u_{it} \quad [13.2]$$

Las hipótesis que se suponen en el mismo son idénticas a las establecidas en el subapartado 4.3 del Capítulo VI. De la comparación de [13.2] con el modelo ex-post en excesos, llegamos a la conclusión de que, si el APT es cierto, se deben cumplir las siguientes condiciones:

$$\gamma_{0t} = 0 \quad \gamma_{jt} = E(r_{jt}) - r_{0t} \quad \forall j \quad [13.3]$$

Es decir, debe aceptarse que el término independiente es cero y que los coeficientes angulares coinciden con los diferentes premios por riesgo. Habitualmente, ambas se traducen en las pruebas de significación de los parámetros estimados en el modelo empírico.

El proceso de estimación del modelo empírico requiere conocer los valores de las betas, por lo que, en una primera etapa, se obtienen dichos coeficientes mediante el Modelo Factorial, y en una segunda, se procede a estimar [13.2], utilizando como variables explicativas los valores obtenidos previamente. El método de estimación a utilizar es el de **Mínimos Cuadrados Generalizados**, dados los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación de las perturbaciones del modelo; de esta manera, se garantiza la propiedad de eficiencia (de la que no disponen los Mínimo Cuadrático Ordinarios, aunque también los presentamos en nuestro trabajo).

Así, a partir de las 160 rentabilidades semanales, dividimos el periodo total en dos partes idénticas, obteniendo dos bloques de 80 datos. Mediante el Modelo Factorial aplicado al primer bloque, obtuvimos los valores de las betas o coeficientes de riesgo sistemático en los cuatro factores más explicativos. Posteriormente, y para cada semana del segundo bloque de datos (periodo de contraste), estimamos el modelo [13.2] mediante las metodologías de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados.

Las hipótesis a contrastar para la aceptación del APT son las siguientes:

Término independiente

$$H_0: \gamma_{0t} = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma_{0t} \neq 0 \quad [13.4]$$

Coefficiente angular

$$H_0: \gamma_{jt} = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma_{jt} \neq 0 \quad \forall j \quad [13.5]$$

Los estadísticos para la realización de la prueba de hipótesis son:

Término independiente

$$\frac{g_{0t} - H_0}{S_{g_{0t}}} \quad [13.6]$$

Coefficiente angular

$$\frac{g_{jt} - H_0}{S_{g_{jt}}} \quad \forall j \quad [13.7]$$

donde:

g_{0t} Estimación puntual del término independiente.

$S_{g_{0t}}$ Estimación de la desviación del término independiente.

g_{jt} Estimación puntual del coeficiente angular asociado al factor "j".

$S_{g_{jt}}$ Estimación de la desviación del coeficiente angular del factor "j".

H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar (en nuestro caso, cero).

Los estadísticos propuestos siguen una distribución "t" de Student con "g - k" grados de libertad, donde "g" es el número de títulos considerados en cada grupo para la realización del contraste, y "k" es el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, cinco, término independiente y los coeficientes angulares asociados a los riesgos considerados).

De manera análoga al contraste del CAPM, obtuvimos, a partir de las estimaciones para cada semana "t", una conjunta para todo el periodo de contraste en dos versiones: como media aritmética simple de los coeficientes parciales y como promedio ponderado de manera inversamente proporcional a las varianzas de las estimaciones⁴. Así, aceptaremos el APT, si se puede aceptar que el promedio de las estimaciones del término independiente es cero, y el de los coeficientes angulares es significativamente distinto de cero.

Las hipótesis a contrastar son:

Término independiente

$$H_0: \bar{\gamma}_0 = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \bar{\gamma}_0 \neq 0 \quad [13.8]$$

Coefficiente angular

$$H_0: \bar{\gamma}_j = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \bar{\gamma}_j \neq 0 \quad \forall j \quad [13.9]$$

Los estadísticos para la realización de la prueba de hipótesis son:

Término independiente

$$\frac{\bar{g}_0 - H_0}{S_{g_0}} \quad [13.10]$$

⁴ La idea de este método es original de Litzenberger y Ramaswamy (1979), y fue aplicado al contraste del CAPM mediante un modelo de corte transversal sin medias, análogo al analizado en el presente apartado, pero aplicado aquí al APT.

Coefficiente angular

$$\frac{\bar{g}_j - H_0}{S_{\bar{g}_j}} \quad \forall j \quad [13.11]$$

donde:

$\bar{g}_0$ Promedio (en dos versiones) de las estimaciones puntuales del término independiente a lo largo del periodo de contraste.

$S_{\bar{g}_0}$ Estimación de la desviación del término independiente.

$\bar{g}_j$ Promedio (en dos versiones) de las estimaciones puntuales del coeficiente angular a lo largo del periodo de contraste.

$S_{\bar{g}_j}$ Estimación de la desviación del coeficiente angular.

H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar (en nuestro caso, cero).

y donde los estadísticos propuestos siguen una distribución "t" de Student con "n - 1" grados de libertad, donde "n" es el número de periodos considerados para la realización del contraste, y "1" es el grado de libertad que se pierde en la estimación del promedio.

3.2 Resultados obtenidos

Los riesgos sistemáticos de los títulos, que utilizamos como valores de las variables explicativas para la realización del contraste, se presentan en las tablas indicadas en el subapartado 2.2, y los pasos seguidos para su obtención están indicados en el apartado anterior referente al Modelo Factorial. En las tablas XIII-7 a XIII-12 del Apéndice 1, se ofrecen las estimaciones de los parámetros de la ecuación [13.2] correspondientes a cada semana (utilizando la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios). Por otro lado, en las tablas XIII-14 a XIII-19 se presenta idéntica información referida a las estimaciones obtenidas por Mínimos Cuadrados Generalizados.

Por otra parte, las conclusiones del contraste del modelo se presentan en las tablas XIII-13 y XIII-20 del Apéndice 1, donde aparecen los resultados de las pruebas de hipótesis de significación del promedio de los coeficientes propuestos en [13.8] y [13.9]. Todas ellas están realizadas para un error alfa del 5%, coincidiendo los grados de libertad y valores teóricos con los establecidos en el cuadro XIII-4.

Gr. libertad	$\alpha/2 = 2,5\%$	$\alpha/2 = 0,5\%$
60	2,000	2,660
120	1,980	2,617

Cuadro XIII-4

Ofrecemos, como resumen de los resultados obtenidos para un error alfa del 5%, los cuadros XIII-5 a XIII-12.

Estimación de [13.2] con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios

• Estimación puntual de los promedios de coeficientes

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,18271	-0,02649	0,06064	-0,09940	-0,02191
Grupo 2	-0,08332	-0,02549	-0,00184	0,00702	0,08397
Gr. 1 y 2	0,10482	-0,03932	0,00834	0,02586	0,06806

Cuadro XIII-5

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,01106	-0,09992	0,10727	-0,09924	-0,02047
Grupo 2	-0,13302	-0,06678	0,14496	-0,01920	0,10924
Gr. 1 y 2	-0,04018	-0,08416	-0,00627	0,16591	0,05555

Cuadro XIII-6

• Resultados de las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XI-7

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XI-8

Estimación de [13.2] con la técnica de Mínimos Cuadrados Generalizados

• Estimación puntual de los promedios de coeficientes

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	-0,04385	0,02614	0,08119	-0,09593	0,00919
Grupo 2	0,07473	-0,05591	-0,00721	-0,00321	0,07122
Gr. 1 y 2	-0,14387	0,01383	0,01119	0,04085	0,11700

Cuadro XI-9

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,01246	-0,07791	0,05471	-0,08749	0,00251
Grupo 2	0,14109	-0,12510	0,11651	-0,04901	0,06311
Gr. 1 y 2	-0,03573	-0,08925	-0,03694	0,16948	0,02836

Cuadro XI-10

• Resultados de las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes

-Media sin ponderar (Fama)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XI-11

-Media ponderada (Litzenberger y Ramaswamy)

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XI-12

Los resultados de los cuadros anteriores, indican que las conclusiones respecto al funcionamiento del modelo no son muy alentadoras.

Como podemos apreciar, las pruebas de hipótesis sobre la igualdad a cero de los promedios de los coeficientes a lo largo del periodo de contraste no pueden ser rechazadas. Ello implica, por un lado, la no detección de factores de riesgo sistemático premiados, y, por otro, el cumplimiento de la prueba recogida en [13.8] sobre el término independiente de la regresión [13.2]. En cualquier caso, conviene recordar que, aunque los resultados indican el no funcionamiento del modelo, son coherentes con los obtenidos a partir de datos semanales en el contraste del CAPM, véase Capítulo XI⁵.

4. APT: Contraste mediante corte transversal con medias

4.1 Metodología

La contrastación empírica del APT mediante un corte transversal con medias consiste en considerar los promedios de rentabilidad obtenidos a partir de "n" periodos de tiempo y analizar los títulos mediante el modelo ex-post recogido en [6.40]. A lo largo del apartado 5 del Capítulo VI, analizábamos la problemática econométrica desde una perspectiva teórica, planteándonos ahora realizar el contraste aplicando dicha metodología.

De la misma manera que en el CAPM, existe relación entre el contraste que nos ocupa y el analizado en el apartado anterior, aunque conviene señalar las diferencias fundamentales:

- Por un lado, el contraste de corte transversal con medias requiere de la introducción de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes a lo largo de los periodos analizados⁶.

⁵Concretamente, discutíamos en el Capítulo XI el problema de la falta de precisión de las estimaciones de los promedios obtenidas a partir de datos semanales, ya que se acepta, tanto la no significación, como la igualdad al valor teórico.

⁶ En cualquier caso, la introducción de la hipótesis de expectativas de riesgo constantes resulta necesaria, incluso en el contraste de corte transversal sin medias, debido al desconocimiento de los riesgos sistemáticos de los títulos en los diferentes factores.

-Por otro, la realización del contraste a partir de las medias de rentabilidad supone una pérdida de información, ya que, para cada activo, las "n" observaciones se ven reducidas a una única que es el promedio.

El contraste del APT se realiza en dos etapas idénticas a las descritas en el apartado anterior, donde en una primera se obtienen los coeficientes de riesgo sistemático, y en la segunda se estima el modelo empírico. De manera análoga a lo realizado en el apartado anterior, **no consideraremos el efecto de los errores de observación en los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos**, lo que equivale a considerar los obtenidos a partir del Modelo Factorial como los verdaderos valores (o bien, como estimaciones suficientemente precisas), para que el procedimiento de estimación del modelo empírico sea óptimo.

El contraste se aplicó para los datos semanales (donde disponemos de 160 observaciones) y mensuales (36 observaciones), partiendo del modelo expresado en excesos sobre el tipo sin riesgo⁷, y analizando en cada uno de ellos los diferentes grupos de títulos (Grupo 1, 2 y ambos). Hay que resaltar nuevamente la escasez de datos mensuales, lo que hace que los resultados del contraste para dicho periodo deben ser tomados con cierta precaución.

El modelo empírico de corte transversal con medias del APT (véase [6.41.b]), es el siguiente:

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \dots + \gamma_k \beta_{ik} + u_i \quad [13.12]$$

Las hipótesis, tanto estructurales como de las perturbaciones aleatorias, coinciden con las establecidas en el subapartado 5.3 del Capítulo VI. Comparando el modelo [13.12] con el ex-post en excesos, se deduce fácilmente que, si el APT es cierto, se deben cumplir las siguientes condiciones:

$$\gamma_0 = 0 \quad \gamma_j = (E(r_{ij}) - r_0) + \bar{F}_j \quad \forall j \quad [13.13]$$

⁷ A lo largo del Capítulo VI analizábamos desde el punto de vista econométrico el modelo, planteándolo en rentabilidades. En el presente capítulo, vamos a aplicar el contraste a datos en excesos, para el que la extensión de los resultados es inmediata.

Así, debe aceptarse que el término independiente es cero, y que los coeficientes angulares coinciden con los premios por riesgo (más el efecto promedio en el factor a lo largo del período considerado). Las pruebas que se realizan en la práctica son las de significación de dichos coeficientes, ya que para aceptar el modelo basta con que exista más de un factor de riesgo sistemático premiado.

La estimación del modelo propuesto en [13.12] se realiza en dos etapas, ya que requiere el conocimiento de las betas de los títulos en los factores: en la primera, y mediante el Modelo Factorial, se obtienen dichos valores; y en la segunda, se estima el modelo empírico por el método de Mínimos Cuadrados Generalizados⁸.

En nuestro caso, y partiendo de los 160 datos semanales y 36 mensuales en los diferentes grupos de títulos analizados, obtuvimos en primer lugar el riesgo sistemático de los activos en los cuatro factores más explicativos a partir del Modelo Factorial (ecuación [13.1]), y posteriormente, pasamos a obtener, mediante los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados, las estimaciones del modelo [13.12], realizando a continuación las pruebas de hipótesis sugeridas para la aceptación del modelo.

Las hipótesis que consideramos para la aceptación del modelo a lo largo de los periodos analizados son las siguientes:

Término independiente

$$H_0: \gamma_0 = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma_0 \neq 0 \quad [13.14]$$

Coefficiente angular

$$H_0: \gamma_j = 0 \quad \text{frente a} \quad H_a: \gamma_j \neq 0; \quad \forall j \quad [13.15]$$

Los estadísticos para la realización de la prueba de hipótesis son:

⁸ Conviene recordar (véase subapartado 5.3 del capítulo VI), los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación del modelo empírico [13.11], lo que hace que los estimadores Mínimo Cuadrático Ordinarios no sean eficientes. Siguiendo el mismo criterio que en el apartado anterior, presentamos, de todas maneras, las estimaciones obtenidas por ambos métodos.

Término independiente

$$\frac{g_0 - H_0}{S_{g_0}} \quad [13.16]$$

Coefficiente angular

$$\frac{g_j - H_0}{S_{g_j}} \quad \forall j \quad [13.17]$$

donde:

g_0 Estimación puntual del término independiente.

S_{g_0} Estimación de la desviación del término independiente.

g_j Estimación puntual del coeficiente angular asociado al factor "j".

S_{g_j} Estimación de la desviación del coeficiente angular del factor "j".

H_0 Recoge los valores que se pretenden contrastar (en nuestro caso, cero).

Los estadísticos propuestos siguen una distribución "t" de Student con "g - k" grados de libertad, siendo "g" el número de títulos considerados en cada grupo para la realización del contraste, y "k" el número de parámetros a estimar (en nuestro caso, cinco, término independiente y los coeficientes angulares asociados a los factores conservados).

Como complemento, realizamos una prueba de hipótesis sobre la significación del modelo a partir de los resultados obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios, donde la hipótesis a contrastar es la igualdad conjunta de los coeficientes angulares a cero, es decir:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0; \quad H_a: \exists \gamma_i \neq 0 \quad [13.18]$$

El estadístico para la realización del contraste, que puede encontrarse en Johnston (1984, págs. 186 y 187), es:

$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (g - k)} \quad [13.19]$$

que sigue una "F" de Fisher con " $k_1 = k - 1$ " y " $k_2 = g - k$ " grados de libertad, siendo "k" el número de parámetros a estimar en el modelo empírico (es decir, cinco, término independiente y cuatro coeficientes angulares) y "g" el número de títulos que entran en el análisis de cada grupo.

Por lo tanto, el valor de " k_1 " es igual a 4, y que el de " k_2 " oscila entre 30 para el Grupo 1, 24 para el 2, y 59 para el conjunto total de títulos. Los valores de la F teórica que dejan a su derecha una probabilidad igual al 5% y 1% dentro del rango que aquí nos interesa, son los presentados en el cuadro XIII-13.

k_1	k_2	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
4	24	2,759	4,177
4	30	2,690	4,018
4	59	2,557	3,720

Cuadro XIII-13

4.2 Resultados obtenidos

Los riesgos sistemáticos de los títulos a utilizar como variables explicativas, se encuentran en las tablas indicadas en el subapartado 2.2.

Presentamos en las tablas XIII-27 a XIII-28 y XIII-35 a XIII-36 del Apéndice 1, los resultados de la contrastación del APT, es decir, las estimaciones de los parámetros y las desviaciones típicas del modelo recogido en [13.12], así como los resultados de las pruebas de hipótesis para un error alfa del 5%. Todo ello realizado por los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados.

Ofrecemos, como resumen de los resultados, los cuadros XIII-14 a XIII-21, donde podemos encontrar las estimaciones puntuales, así como un extracto de las pruebas de hipótesis realizadas para un error alfa del 5%.

Datos semanales:

- Valores estimados de los parámetros de la ecuación [13.12]

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	0,23161	-0,08527	0,01955	0,08010	-0,04310
Grupo 2	0,23690	-0,15502	-0,04667	0,02517	0,01079
Gr. 1 y 2	0,25895	-0,13523	0,00934	0,05026	0,07099

Cuadro XIII-14

-Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	-0,05510	-0,00907	0,04244	0,10588	-0,03805
Grupo 2	0,32263	-0,17378	-0,05438	0,02451	0,00837
Gr. 1 y 2	-0,01515	-0,06624	0,02900	0,08192	0,07612

Cuadro XIII-15

- Resultados de las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	R	R		R	
Grupo 2	R	R	R		
Gr. 1 y 2	R	R			R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XIII-16

-Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1					
Grupo 2	R	R			
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XIII-17

Datos mensuales:

- Valores estimados de los parámetros de la ecuación [13.12]

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	1,33941	-0,14422	0,07312	-0,04435	-0,04397
Grupo 2	0,69720	-0,15890	-0,02832	-0,10071	-0,03887
Gr. 1 y 2	1,41895	-0,19696	0,00962	-0,08215	-0,05538

Cuadro XIII-18

-Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	-1,08552	0,11531	0,11093	0,08703	0,11730
Grupo 2	1,56214	-0,22825	-0,05501	-0,12775	-0,05114
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

Cuadro XIII-19

• **Resultados de las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes**

-Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	R	R			
Grupo 2		R			
Gr. 1 y 2	R	R			

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XIII-20

-Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1					
Grupo 2	R				
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Cuadro XIII-21

A la vista de los resultados obtenidos, podemos indicar respecto al contraste realizado para datos semanales que, por Mínimos Cuadrados Ordinarios, **aceptamos la significación del término independiente** (rechazando [13.14]) y, por otro lado, se acepta claramente la **existencia de un elemento de riesgo sistemático premiado**, concretamente el **primero**. Téngase en cuenta que en el subapartado 2.2, hemos interpretado el contenido del mismo, llegando a la conclusión que se trata del riesgo de mercado (por su elevada correlación con aquél). **El resto de coeficientes se acepta que es cero** con relativa facilidad, si bien es cierto que, en cada grupo, se acepta la significación de alguno de ellos (que bien podrían ser incluso el mismo, puesto que parten de diferentes aplicaciones de Componentes Principales). En cualquier caso, al tratarse de factores comunes a pocos títulos (o específicos de algunos de ellos), no parece que se desprenda evidencia alguna en favor del APT a partir de los datos de la muestra. Más bien, se llega a la conclusión de que únicamente existe un tipo de riesgo sistemático retribuido, lo que **nos lleva al CAPM**.

El contraste realizado por **Mínimos Cuadrados Generalizados** no aporta luz a las conclusiones apuntadas, ya que únicamente se detecta la existencia de un único factor (el primero) a partir de los datos del Grupo 2, aceptándose la igualdad a cero de todos los demás (incluidos los términos independientes -exceptuando el del Grupo 2-).

Para **datos mensuales**, y teniendo en cuenta que la escasez de los mismos obliga a considerar los resultados con **ciertas precauciones**, se reproducen las conclusiones mencionadas. Así, por Mínimos Cuadrados Ordinarios se acepta con facilidad la existencia de un único factor de riesgo común a todos los títulos (el de mercado) y se rechaza la prueba [13.14] del término independiente (excepto en el Grupo 2), volviendo por tanto al CAPM.

Los resultados por Mínimos Cuadrados Generalizados no aclaran nada la situación, ya que únicamente se acepta la significación del término independiente de la regresión del Grupo 2, mientras que la igualdad a cero del resto de coeficientes no puede ser rechazada.

Veamos ahora los resultados derivados del **test multivariante** sobre la significación conjunta de los coeficientes angulares de las regresiones realizadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios, cuyos resultados se presentan en los cuadros XIII-22 y XIII-23.

Datos semanales:

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	5,359	R	R
Grupo 2	9,495	R	R
Gr. 1 y 2	16,227	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de todas las γ_j simultáneamente

Cuadro XIII-22

Datos mensuales:

Grupo	F experimental	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Grupo 1	2,638		
Grupo 2	3,864	R	
Gr. 1 y 2	8,433	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de todas las γ_j simultáneamente

Cuadro XIII-23

Las conclusiones que pueden obtenerse a partir de esta prueba no aportan nada a lo anteriormente indicado, ya que, lógicamente, sus resultados tienen relación con los señalados en los párrafos anteriores.

Como **conclusión general** a los contrastes del APT efectuados, podemos señalar que, a partir de los datos del periodo 1990-93, **no parece que exista evidencia clara en favor del modelo**. Más bien nos decantamos por la existencia de un tipo de riesgo sistemático, cuya correlación con la rentabilidad de mercado es elevada, lo que nos lleva al CAPM. Ello es claro en los contrastes realizados por la metodología de corte con medias, mientras que con datos semanales y sin medias no se llega a resultados claros. La existencia de otros tipos de riesgo premiados por el mercado es bastante limitada, y teniendo en cuenta las conclusiones obtenidas en el apartado 2 (factores no comunes a todos los títulos), tampoco podemos aceptar con claridad el funcionamiento del modelo.

CONCLUSIONES

En este capítulo vamos a exponer las principales conclusiones derivadas de nuestro estudio empírico, referidas al funcionamiento de los modelos de valoración en el Mercado Continuo. El **punto de partida** lo constituye la **selección de la base de datos**, a partir de la cual realizaríamos los posteriores contrastes. Así, teniendo en cuenta la escasez de datos de que disponemos (recordemos que podemos situar el inicio del Mercado Continuo en abril de 1989), decidimos tomar, como **periodo base** para el estudio, el comprendido entre agosto de 1990 y agosto de 1993¹.

La **selección definitiva** de los títulos se realizó atendiendo al criterio de **mayor volumen de contratación**, separando posteriormente los mismos en dos grupos (equilibrados en cuanto al número de activos) en función de su **frecuencia de contratación**. Ambos incluyen activos de sectores diversos, aunque destaca el peso de la Banca, Electricidad y Construcción, fundamentalmente.

¹ Téngase en cuenta que la entrada de los títulos en el mercado interconectado se produce de forma progresiva desde la fecha de inicio, por lo que, en nuestro caso, para fijar el comienzo del análisis, debíamos sopesar el interés de incluir un mayor número de títulos frente a la pérdida de datos que supondría situar el comienzo más cercano en el tiempo.

Por otra parte, recordemos que, desde el punto de vista financiero, se suelen considerar como periodos idóneos de análisis los comprendidos entre cinco y siete años (para datos mensuales), que en nuestro caso resultan imposibles de obtener.

Como periodo básico de análisis para la realización de los contrastes consideramos dos, la semana y el mes, para los que calculamos las rentabilidades teniendo en cuenta las plusvalías, así como los dividendos y los importes obtenidos por la venta de los derechos de suscripción.

A partir de dichas rentabilidades, se realizaron los siguientes contrastes:

- Estudio de las distribuciones de rentabilidad de los títulos.
- Modelo de Mercado. Estimación de los riesgos sistemáticos de los títulos.
- CAPM. Contraste del modelo mediante la aplicación de metodologías de serie temporal y corte transversal, a los modelos reducidos y ampliados.
- APT. Contraste del modelo mediante metodologías de corte transversal.

Todos los aspectos teóricos que soportan los ulteriores procedimientos estadísticos pueden encontrarse en los seis primeros capítulos del trabajo, donde se describe en cierto detalle la problemática econométrica derivada de la realización de los diferentes tipos de contraste, destacando los puntos débiles así como la solución a los problemas más característicos.

Vamos a presentar brevemente las conclusiones a las que llegamos en el estudio.

1. Distribuciones de rentabilidad

La conclusión fundamental del análisis de la normalidad de las distribuciones de rentabilidad² es que no parecen existir problemas para aceptar dicha hipótesis teniendo en cuenta datos mensuales, aunque resulta más problemática para las observaciones semanales.

² Recordemos que la normalidad constituye un sustento básico en el contexto de la teoría de cartera, donde las decisiones se toman en función del binomio " $E(r_i)-D(r_i)$ ".

Así, en cuanto a los tests de asimetría, curtosis y rango estudentizado, podemos concluir que, para un error alfa del 1%, y en el caso de **rentabilidades semanales**, únicamente el 9,37% de los títulos superan las tres pruebas conjuntamente, siendo el porcentaje de aceptación parecido en ambos grupos (8,57% para el Grupo 1 y 10,34% para el Grupo 2). Es de destacar que el test más riguroso es el de curtosis, mientras que el del rango estudentizado, que también contrasta el apuntamiento, lleva al rechazo en una proporción de títulos bastante inferior en ambos grupos. El test de Shapiro-Wilk, para idéntico error alfa, resulta ser bastante menos riguroso en cuanto a la aceptación de la hipótesis, ya que no podemos rechazar la normalidad en el 46% de los títulos del Grupo 1 y en el 35% del Grupo 2.

Para las **rentabilidades mensuales**, y para un error alfa del 1%, la situación es bastante diferente, ya que el 83% de los títulos del Grupo 1, y el 66% del Grupo 2, superan las pruebas de asimetría, curtosis y rango estudentizado. Por otra parte, el test de Shapiro-Wilk indica que no podemos rechazar normalidad en el 91% de activos del Grupo 1 y en el 72% del Grupo 2.

Los resultados son coherentes con los obtenidos en los estudios clásicos, y además, coincidentes en cuanto a los problemas fundamentales detectados en las distribuciones de rentabilidad (asimetría a la derecha y leptocurtosis). Por ello, a la vista de los mismos y de los histogramas de los datos semanales y mensuales, y considerando el elevado coste que supondría el rechazo de la misma, aceptamos, aunque con reservas, la hipótesis de normalidad.

2. Una primera aproximación a la diversificación de riesgos en el Mercado Continuo español

En un primer análisis de la posibilidad de diversificación de riesgos en el Mercado Continuo español, llegamos a la conclusión de que, para datos semanales, la disminución de riesgo es pequeña a partir de diez títulos, y en el caso de **rentabilidades mensuales**, con cinco o seis activos se consigue ya eliminar gran parte del riesgo diversificable.

3. Modelo de Mercado

El Modelo de Mercado expresa la relación entre la rentabilidad de un título y la del mercado³, y su utilidad financiera radica en su utilización de cara a la estimación del riesgo sistemático de los títulos. El planteamiento del Modelo de Mercado se realizó en dos versiones: por un lado, definiendo el modelo en rentabilidades, cuya ecuación fundamental puede expresarse de la siguiente manera:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it}$$

y por otro, utilizando los excesos sobre el tipo de interés sin riesgo:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it}$$

Una idea importante contrastada, es la poca sensibilidad de la estimación de la beta por el hecho de plantear el Modelo de Mercado en rentabilidades o en excesos, utilizando diferentes aproximaciones al tipo sin riesgo. En las pruebas realizadas se puede observar la casi perfecta correlación entre las betas obtenidas mediante las diferentes aproximaciones al tipo sin riesgo, tanto para rentabilidades semanales como mensuales. No sucede lo mismo en cuanto al término independiente, sobre todo en el modelo expresado en rentabilidades, pero la conclusión que realmente nos interesa es que, los diferentes planteamientos llegan a parecida estimación del riesgo sistemático, lo que justifica la utilización de cualquiera de ellos. Debido a las ventajas que ofrece, estimamos el Modelo de Mercado en excesos sobre el tipo sin riesgo, utilizando como aproximación a éste el ofrecido por las Letras del Tesoro a 1-3 meses obtenido en el mercado secundario.

Las conclusiones más importantes acerca del Modelo de Mercado son las siguientes:

³ Para estimar la rentabilidad de la cartera de mercado se utilizó una aproximación no ponderada a la misma como combinación lineal de las rentabilidades de los títulos (media aritmética).

- La capacidad explicativa del modelo es elevada, ya que para datos semanales, casi se llega a un 40% de la varianza total explicada por el mercado para los títulos del Grupo 1, mientras que en el Grupo 2 la cifra baja hasta el 35%. La conclusión es que más de un tercio del riesgo total de los títulos es sistemático. Utilizando rentabilidades mensuales, no se observan diferencias en el riesgo sistemático total de los dos grupos, aumentando la capacidad explicativa del modelo hasta el 50% en ambos casos.
- En cuanto a la significación de las betas, y teniendo en cuenta las rentabilidades semanales, se acepta la influencia de la rentabilidad del mercado para todos los títulos considerados en ambos grupos (tanto para errores alfa del 5% como del 1%). Los datos mensuales indican que únicamente tres títulos presentan betas cuya significación estadística no puede ser aceptada, concretamente dos en el primer grupo y para errores alfa del 5% y 1% (Banco de Alicante y Banco Exterior), mientras que en el Grupo 2, únicamente se rechaza la influencia de la rentabilidad del mercado en un activo para un error alfa del 1% (Argón)⁴.
- Considerando datos semanales, no aparecen títulos superdefensivos ni superagresivos en ninguno de los dos grupos, apreciándose un equilibrio en lo que se refiere al número total de títulos defensivos y agresivos. En cualquier caso, conviene señalar que existe un predominio de activos defensivos en el Grupo 1 (63%), tendencia que se invierte para el Grupo 2 (41%). Para las rentabilidades mensuales, tampoco existen títulos superdefensivos, aunque sí aparecen dos activos superagresivos (con betas superiores a dos), ambos en el Grupo 2. De igual manera que en el caso de los datos semanales, aparece una mayor proporción de títulos defensivos en el Grupo 1 (63%) en comparación al Grupo 2 (48%).
- El comportamiento por sectores se muestra también revelador, ya que, en ambos grupos, y tanto para datos semanales como mensuales, aparecen como sectores defensivos (que amortiguan la marcha del mercado) los Bancos, Eléctricas y Comunicaciones, mientras que Construcción, Químico-Textil y

⁴ Téngase en cuenta que la escasez de datos mensuales puede afectar también al contraste de significación propuesto, favoreciendo la aceptación de la hipótesis nula.

Siderometalúrgico se muestran como **agresivos** (apalancan la marcha del mercado). Ello sirve también para explicar el comportamiento de los grupos señalado en el párrafo anterior, ya que el reparto de los títulos no es aleatorio, siendo mayor la concentración de Bancos y Eléctricas (sectores más defensivos) en el Grupo 1, y de las Químicas y Textiles y Siderometalúrgicas (sectores más agresivos) en el Grupo 2.

-La tendencia observada en las betas de los títulos en ambos grupos, comparando los datos semanales y mensuales, no confirma el aumento de éstas, ni el fenómeno de la "negociación asincrónica". En realidad, podemos concluir que los títulos escogidos no son suficientemente diferentes, perteneciendo, en realidad, a un único grupo (ya que los criterios de selección son muy exigentes en cuanto al volumen y frecuencia de contratación en ambos casos).

-El último análisis realizado consiste en estudiar la estabilidad de las betas para datos semanales⁵, mediante la utilización de variables bivalentes. El resultado indica que, para un error alfa del 1%, aproximadamente una quinta parte de los títulos presenta problemas de cambio de estructura. Por ello, y por el elevado coste que supondría el rechazo de la estabilidad (téngase en cuenta que el cambio de estructura invalida la mayoría de los contrastes del modelo CAPM que planteamos a partir de los datos semanales) aceptamos con salvedades dicha hipótesis.

4. El CAPM. Contraste de serie temporal

4.1 Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico reducido

El contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico reducido, que coincide con el Modelo de Mercado analizado en el apartado anterior, se realizó partiendo del

⁵ Recordemos que, para datos mensuales, la escasez de los mismos imposibilita la realización del contraste de cambio de estructura.

planteamiento en excesos de rentabilidad. Concretamente, el modelo a estimar lo podemos expresar de la siguiente manera:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it}$$

Recordemos que, si el CAPM es cierto, debe cumplirse que el término independiente del modelo planteado es cero, o lo que es lo mismo, que no es estadísticamente significativo.

Para comprobarlo, estimamos la ecuación para cada uno de los títulos, y realizamos, tanto pruebas individuales de significación, como una conjunta mediante un test multivariante⁶.

Las conclusiones más importantes derivadas de los resultados obtenidos son:

- En cuanto a las pruebas individuales de significación del término independiente, la coincidencia entre datos semanales y mensuales es muy elevada para un error alfa del 5%, no pudiéndose rechazar el modelo con el 1% para ningún título.
- En cuanto al test multivariante de significación conjunta, el resultado es bastante diferente. Para datos semanales, la aceptación de la hipótesis es absoluta (tanto para un error alfa del 5% como del 1%), mientras que en el caso de los mensuales, el rechazo es total para las dos posibilidades de error consideradas. Un importante detalle a tener en cuenta es la escasez de datos con carácter mensual (únicamente 36 observaciones), lo que puede afectar al test multivariante utilizado, y que obliga, en cualquier caso, a analizar con cautela los resultados obtenidos.

⁶ Hay que recordar de nuevo que los estudios clásicos señalan la escasa potencia del test individual propuesto. Por ello, proponen la realización del contraste aplicado a carteras en vez de a títulos individuales, cosa que en nuestro caso resulta difícil, debido a la escasez de activos estudiados. Así, como método alternativo que utiliza la información simultánea de todos los títulos, proponemos la realización de un test multivariante.

4.2 Contraste de serie temporal aplicado al modelo empírico ampliado

Las variables explicativas adicionales que ahora incorporamos al modelo analizado en el subapartado anterior son las denominadas fundamentales, y constituyen una serie de ratios utilizados tradicionalmente por los analistas financieros. Concretamente, se consideraron los siguientes:

- ACTIVO/MERCADO_{it}
- B²/PRECIO_{it}
- LIBROS/MERCADO_{it}
- VALOR_{it}
- CASH/PRECIO_{it}

Los aspectos metodológicos más importantes de cara a la realización del contraste son los siguientes:

- La aplicación del mismo únicamente considera los datos semanales, ya que la escasez de las observaciones mensuales de nuevo imposibilita la realización de este contraste.
- Se procedió a la eliminación de algunos títulos debido a diferentes problemas de carácter financiero y econométrico (véanse los Capítulos VII y X).
- La asimetría del ratio "VALOR_i" obligaba a considerar una transformación, consistente en utilizar el logaritmo neperiano del mismo.

Así, el modelo empírico ampliado de serie temporal en excesos de rentabilidad que se plantea para el título "I", es:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{0t}) + \phi_i z_{it} + \epsilon_{it}$$

Este es el planteamiento general en el que se considera una única variable explicativa adicional " z_i ", si bien en nuestro caso, y tal como veíamos anteriormente, consideramos cinco nuevas variables exógenas, además de la beta.

Como indicábamos en el apartado teórico de este trabajo, el contraste en el modelo ampliado es innecesario cuando, como en nuestro caso, se ha aceptado el CAPM en el modelo reducido considerando datos semanales. Por ello, **únicamente pretendemos detectar otras variables distintas del mercado que influyen en la rentabilidad de los títulos**, mediante pruebas estadísticas de significación (individuales y conjuntas) de los coeficientes angulares asociados a las mismas, lo que no implica su influencia en los promedios de rentabilidad. Un paso más en el análisis consiste en comprobar la igualdad conjunta de la influencia de los ratios en la rentabilidad de los títulos, lo que, si se acepta, nos permite estimar el modelo ampliado imponiendo como restricción dicha condición.

Las conclusiones más importantes derivadas de los resultados obtenidos son:

- Las pruebas de hipótesis individuales detectan la **influencia de los ratios en pocos títulos en cada grupo**, aceptándose la significación conjunta.
- Por otro lado se **rechaza con facilidad la prueba multivariante que contrasta la igualdad de influencia de los ratios considerados**, lo que invalida la imposición de dicha restricción para obtener una única estimación de la influencia de cada ratio, que de todas maneras decidimos realizar.
- Se detecta la existencia de **problemas de multicolinealidad**, debido a la relación lineal existente entre las variables explicativas.
- Para terminar, apuntamos que **no pueden extraerse conclusiones muy claras sobre la capacidad explicativa de las variables fundamentales**, así como de su utilidad de cara a la toma de decisiones futuras, basándonos en los resultados obtenidos.

5. El CAPM. Contraste de corte transversal sin medias

5.1 Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico reducido

El contraste de corte transversal sin medias se llevó a cabo en un amplio marco, que abarca dos modelos generales: el primero, suponiendo conocida (o estimada con pequeño error) la expectativa de riesgo de los títulos, y el segundo, utilizando la beta estimada con error. En el capítulo de conclusiones que nos ocupa, vamos a agrupar ambos modelos generales en uno único, de cara a resumir los resultados obtenidos. Para justificar la agrupación propuesta podemos indicar que:

- Debido al desconocimiento del riesgo sistemático de los títulos es necesario estimarlo, por lo que, empíricamente, siempre nos movemos en el entorno del segundo modelo general antes indicado. En cualquier caso, los procedimientos que suponen conocida la beta constituyen los métodos clásicos y aportan un punto de vista diferente de estimación del modelo empírico.
- Los resultados obtenidos no muestran diferencias en cuanto a las conclusiones sobre el funcionamiento del CAPM utilizando los métodos de estimación propuestos en ambos grupos generales. Estos son, Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados (en el caso en que supongamos conocida la beta), y los estimadores de Litzenberger y Ramaswamy, el propuesto en nuestro trabajo y el de Shanken (cuando estimamos la expectativa de riesgo sistemático de los títulos).

Como aspectos metodológicos a destacar para la realización de este contraste indicamos los siguientes:

- La aplicación del contraste de corte transversal sin medias se realizó para datos semanales y en excesos de rentabilidad sobre el tipo sin riesgo.
- La metodología utilizada para la realización del contraste imposibilita el uso de las observaciones mensuales debido a su escasez.
- El periodo 1990-93 se subdivide en dos bloques de 80 datos: con el primero, y aplicando el Modelo de Mercado, se calcula la beta de los títulos; con el segundo, se estima el modelo empírico, utilizando como variable explicativa la expectativa de riesgo obtenida en la primera etapa.

El modelo empírico reducido de corte transversal sin medias, para el conjunto de títulos analizados en el periodo "t" (semana) y expresado en excesos puede plantearse de la siguiente manera:

$$(r_{it} - r_{ft}) = \gamma_t + \delta_t b_{it} + w_{it}^7$$

Recordemos que, si el CAPM es cierto, tiene que cumplirse que el término independiente del modelo empírico es estadísticamente igual a cero y el coeficiente angular debe ser idéntico al premio por riesgo del periodo (modelo de Sharpe-Lintner) o significativamente distinto de cero (versión de Black o Cero Beta CAPM). Las estimaciones obtenidas para cada periodo (semana) tienen gran variabilidad, por lo que las pruebas anteriores se realizan para los promedios (ponderados y sin ponderar) de dichos coeficientes en el denominado periodo de estimación.

Las conclusiones generales de la realización del contraste son las siguientes:

- En cuanto al término independiente, el resultado obtenido es coherente con la predicción del CAPM, es decir, el promedio de las estimaciones no resulta significativamente distinto de cero por ninguna de las metodologías de

⁷ Puede observarse que en el modelo empírico introducimos como variable explicativa la estimación de la beta, aunque, como ya hemos advertido, también resumimos los resultados derivados de considerar conocida la expectativa de riesgo de los títulos.

estimación utilizadas en el estudio y en ninguno los grupos de títulos considerados.

-Los resultados en cuanto al **coeficiente angular** resultan más descorazonadores, ya que el promedio de dicho coeficiente **no es significativo a lo largo del periodo de contraste**. Ello implica la no detección de premio por riesgo estadísticamente distinto de cero. Pero por otra parte, tampoco es posible rechazar la igualdad al valor teórico (promedio de premio por riesgo a lo largo del periodo considerado), lo que pone de manifiesto la escasa precisión estadística de las estimaciones realizadas. Ello nos lleva a concluir que no podemos extraer conclusiones a partir del contraste de corte transversal sin medias, o cuando menos, los resultados deben ser considerados con la debida cautela.

-Resulta interesante destacar que el **premio por riesgo es negativo** en el periodo analizado. Ello es justificable aduciendo que se trata de un periodo corto en el que se produce una caída bursátil, ya que a largo plazo es inadmisibile la existencia de un premio negativo. En cualquier caso, es importante tener en cuenta que es válido testar el CAPM en subperiodos en los que la cartera de mercado no puede ser eficiente (aunque sí de mínima varianza).

5.2 Contraste de corte transversal sin medias aplicado al modelo empírico ampliado

En la misma línea que en el contraste de serie temporal, ampliamos el modelo de corte transversal sin medias, **introduciendo como variables explicativas adicionales** a la beta de cada título, las denominadas fundamentales, que constituyen los **ratios** indicados en el subapartado 4.2 (teniendo en cuenta los aspectos allí indicados, así como la metodología descrita en el subapartado anterior).

De idéntica manera al contraste sobre el modelo reducido (resumido en el subapartado 5.1), el modelo que nos ocupa fue estudiado en el marco teórico de manera amplia, distinguiendo los modelos generales allí indicados, y utilizando idénticos procedimientos de estimación. Precisamente, basándonos en una de las razones esgrimidas para agrupar ambas familias en una (el hecho de que los resultados obtenidos por los métodos de estimación propuestos no

presentan diferencias en cuanto a las conclusiones), en la contrastación empírica optamos por utilizar únicamente una metodología de estimación, concretamente Mínimos Cuadrados Ordinarios.

El modelo empírico ampliado de corte transversal sin medias, para el conjunto de títulos analizados en el periodo "t" (semana) y expresado en excesos puede plantearse como:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_t + \delta_t \beta_{it} + \theta_t z_{it} + u_{it}^8$$

Si el CAPM es cierto, debe cumplirse que el término independiente y los coeficientes angulares asociados a las nuevas variables explicativas no sean estadísticamente significativos, y que el coeficiente de la beta sea igual al premio por riesgo del periodo (modelo Sharpe-Lintner) o distinto de cero (Cero Beta CAPM). Las estimaciones de cada periodo (semana) tienen gran variabilidad, por lo que, de nuevo, realizamos las pruebas anteriores para los promedios (en este caso sólo sin ponderar) de dichos coeficientes en el denominado periodo de contraste.

A la vista de los resultados, destacamos las siguientes conclusiones generales:

- Se acepta con relativa facilidad la igualdad a cero de todos los promedios de los coeficientes, con lo que se cumplen las condiciones impuestas por el CAPM en relación al término independiente y a los coeficientes angulares asociados a los ratios. Pero en cambio, no detectamos un premio por riesgo significativo asociado a la beta de los títulos. Ello es coherente con los resultados obtenidos en el modelo reducido, y pone de manifiesto el problema de la falta de precisión de las estimaciones obtenidas, con lo que existe una gran dificultad a la hora de extraer conclusiones válidas.

⁸ Debe observarse que la metodología de estimación utilizada (Mínimos Cuadrados Ordinarios), se aplica dentro del contexto de la primera familia de modelos, es decir, aquella donde se supone que la expectativa de riesgo es conocida (o estimada con pequeño error). Por ello, en el modelo planteado aparece la beta y no su aproximación obtenida mediante el Modelo de Mercado, "b_{it}", aunque, como ya hemos indicado en varias ocasiones, al no ser conocida, es preciso, en un primer paso, obtener dicha estimación.

- Por otro lado, un problema que afecta a la mencionada falta de precisión es la relación lineal entre las variables explicativas, lo que provoca un **problema de multicolinealidad**.

6. El CAPM. Contraste de corte transversal con medias

6.1 Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico reducido

El contraste de corte transversal con medias vuelve a estudiarse para **dos modelos generales**: el primero, suponiendo conocida la beta de los títulos (o estimada con pequeño error), y en el segundo, cuando la expectativa de riesgo es estimada, habitualmente mediante el Modelo de Mercado.

De idéntica manera al contraste de corte sin medias, **vamos a agrupar**, de cara a la presentación de los resultados, **todos los métodos** utilizados en cada familia de modelos en uno único.

Los **aspectos metodológicos** a destacar para la realización de este contraste son los siguientes:

- Se aplicó el contraste de corte transversal sin medias a los datos tanto **semanales, como mensuales** y partiendo de excesos de rentabilidad sobre el tipo sin riesgo.
- El **periodo de contraste** del modelo lo constituye el trienio 1990-93, donde en **primer lugar**, se obtuvo la beta de los títulos mediante el Modelo de Mercado, tanto semanal, como mensual y en **segundo lugar** se procedió a la estimación del modelo empírico.

El **modelo empírico reducido** de corte transversal con medias para un conjunto de títulos a lo largo del periodo analizado y expresado en excesos es:

$$(\bar{r}_j - \bar{r}_0) = \gamma + \delta b_j + w_j^9$$

Si el CAPM es cierto, debe suceder que el término independiente sea igual a cero y el coeficiente angular coincida con el promedio de premio por riesgo del periodo de contraste (modelo de Sharpe-Lintner) o bien sea estadísticamente significativo (versión de Black o Cero Beta CAPM).

Es preciso indicar que no se produce una coincidencia en los resultados obtenidos en cuanto a las hipótesis señaladas, para los parámetros estimados por los cinco métodos utilizados, por lo que resulta complicado establecer un patrón general de cara a realizar un resumen. Trataremos, en cualquier caso, de presentar las líneas generales detectadas, que resumimos a continuación:

- Para los datos semanales, hay una tendencia en los diferentes a grupos a aceptar con facilidad la significación, tanto del término independiente, como del coeficiente angular (no así, la igualdad de éste último al promedio de premio por riesgo del trienio).
- Continuando con los datos semanales, únicamente mediante el método que corrige las varianzas de los estimadores Mínimo Cuadrático Generalizados, se llega a unos resultados que merecen explicación adicional. En realidad, se acepta la no significación, no sólo del término independiente (excepto en el Grupo 2), sino también del coeficiente angular. Ello implica el cumplimiento del CAPM en cuanto a la ordenada en el origen, pero no se detecta premio por riesgo significativo, aunque también se acepta la igualdad de éste último al promedio de premio por riesgo del periodo. Es necesario indicar, además, que este método es el único que tiene en cuenta el problema de los coeficientes aleatorios (además de los errores en las variables), por lo que podemos indicar que la significación estadística de las pendientes obtenidas por los otros cuatro métodos está exagerada.

⁹ Introducimos como variable explicativa la estimación de la beta, aunque también resumimos los resultados derivados de considerar los procedimientos de estimación que suponen conocida la expectativa de riesgo de los títulos (Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados).

-En cuanto a los **datos mensuales** podemos reproducir los comentarios indicados en el párrafo anterior, añadiendo además que la **escasez de observaciones** afecta a la **precisión** de los estimadores (con lo que resulta más sencillo aceptar la no significación, así como la igualdad al valor teórico para el coeficiente angular), y, en algún caso, a la **imposibilidad de aplicar alguna de las metodologías** (Mínimos Cuadrados Generalizados, para el Gr. 1 y 2).

6.2 Contraste de corte transversal con medias aplicado al modelo empírico ampliado

Se amplía aquí el modelo analizado en el subapartado anterior, **introduciendo como variables explicativas**, además de la beta, las denominadas fundamentales, y que coinciden con los promedios de los títulos en los cinco ratios que hemos utilizado a lo largo del estudio (véase subapartado 4.2 donde indicábamos algunos aspectos a tener en cuenta, así como la metodología descrita en el subapartado anterior).

Al igual que en la aplicación empírica realizada a partir de la metodología de corte transversal sin medias, **utilizaremos aquí un único procedimiento de estimación, Mínimos Cuadrados Ordinarios**, aunque en el marco teórico indicamos las diferentes posibilidades, que coinciden con las expuestas en el subapartado anterior. Hay que tener en cuenta, por tanto, que no vamos a abordar los problemas econométricos fundamentales (heteroscedasticidad, autocorrelación y errores en las variables), así como el de los coeficientes aleatorios, con lo que la significación del coeficiente angular asociado a la beta va a estar exagerada.

El **modelo empírico ampliado** de corte transversal con medias para el conjunto de títulos analizados a lo largo del periodo de tiempo considerado y expresado en excesos es:

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma + \delta \beta_i + \theta z_i + u_i$$

Las condiciones que deben cumplirse si el CAPM es cierto son las habituales de igualdad a cero del término independiente y de los coeficientes asociados a los ratios, y por otro lado, igualdad del coeficiente de la beta al promedio de premio por riesgo del periodo (modelo de Sharpe-Lintner) o significación estadística (Cero Beta CAPM).

Las conclusiones generales, a la vista de los resultados, son las siguientes:

- En cuanto a los datos semanales, se aceptan con facilidad las condiciones relativas al término independiente (excepto Gr. 1 y 2), coeficientes angulares asociados a los ratios (excepto "ln VALOR_i" en Gr. 1 y 2) y coeficiente angular asociado a la beta (ya que resulta significativo en todos los grupos considerados). En cualquier caso, los resultados deben ser estudiados con la debida cautela, ya que el método de estimación utilizado no tiene en cuenta los problemas econométricos del modelo.
- Los datos mensuales se diferencian de los semanales en cuanto a la aceptación de la hipótesis de nulidad del coeficiente angular de la beta (excepto Gr. 1 y 2), con lo que queda en entredicho la detección de un premio por riesgo significativo a lo largo del trienio.
- Es conveniente señalar que, debido a la relación entre las diferentes variables explicativas, las regresiones realizadas tienen las consecuencias derivadas de la existencia de un grado de multicolinealidad.

6.3 Análisis comparativo de las conclusiones del contraste del CAPM partiendo de rentabilidades y de excesos sobre distintos tipos sin riesgo

Hemos indicado en el apartado 3 cómo la estimación de la beta es poco sensible a la utilización de rentabilidades, o excesos de rentabilidad obtenidos a partir de diferentes tipos sin riesgo. Completaremos ahora el análisis realizado, con idéntico estudio aplicado a los contrastes del CAPM a partir de datos semanales y mensuales. Para ello, apoyándonos en la metodología de corte transversal con medias, y utilizando como método de estimación la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, obtuvimos los resultados que sirven de base para la comparación del contraste del CAPM a partir de rentabilidades y excesos con diferentes tipos sin riesgo.

Las conclusiones fundamentales las podemos resumir en los siguientes puntos:

- La pendiente del ajuste resulta significativa en cualquiera de las aproximaciones (y tanto para errores alfa del 5% como del 1%). Recordemos de nuevo que, en realidad, dichas estimaciones no tienen en cuenta el problema de

los coeficientes aleatorios, lo que hace que su significación estadística aparezca exagerada. En cualquier caso, la comparación de los valores puntuales, así como de las estimaciones de las desviaciones típicas de los estimadores, nos permite concluir que el parecido es prácticamente total. La igualdad al valor teórico se rechaza en casi todos los casos (excepto en el Grupo 1, con datos semanales, planteado en rentabilidades y en excesos sobre el tipo ofrecido por las Letras a 1-3 meses) para un error alfa del 5%.

- En cuanto a la **ordenada en el origen**, podemos indicar que el modelo se rechaza en todas las aproximaciones para el Grupo 1, mientras que en el Grupo 2 se acepta para rentabilidades mensuales (excepto en el caso de los excesos sobre los Depósitos de Ahorro al 5%) y en el caso de las semanales se rechaza considerando un error alfa del 5%.
- Como **conclusión final**, podemos indicar que el contraste del CAPM realizado mediante la metodología de corte transversal con medias es poco sensible al planteamiento en rentabilidades o excesos, siendo también poco sensible a la aproximación al tipo sin riesgo utilizada.

6.4 Valoración de los títulos según la LMT teórica

También realizamos un estudio sobre los títulos que, según la LMT teórica, aparecen sobrevalorados o infravalorados. La construcción de la LMT teórica se realiza (en el plano rendimiento-riesgo, para datos semanales y mensuales, y en rentabilidades) situando como ordenada en el origen el tipo sin riesgo promedio obtenido durante el periodo estudiado, y como pendiente, la diferencia entre el rendimiento medio ofrecido por la cartera de mercado y el promedio del tipo sin riesgo.

Podemos resaltar los siguiente aspectos interesantes:

- Los sectores **Construcción, Químico-Textil y Siderometalúrgico** aparecen claramente como **sobrevalorados**, mientras que **Bancos, Eléctricas y Comunicaciones** lo hacen como **infravalorados**.

- En definitiva, los sectores defensivos presentan el carácter de infravalorado, siendo los agresivos los que aparecen como sobrevalorados.
- El hecho de que el periodo base para la realización del estudio, -trienio 1990-93-, resulte corto, y además se corresponda con una fuerte recesión económica, hace que aparezcan algunas distorsiones.

7. El APT

7.1 Modelo Factorial

El primer paso, previo a la realización del contraste del modelo, consiste en obtener los riesgos de los activos en los diferentes factores sistemáticos, para lo que se utiliza el Modelo Factorial. El planteamiento del mismo es:

$$r_{it} = E(r_{it}) + \beta_{i1} F_{1t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it}$$

La técnica de estimación que utilizamos, al no ser los factores observables, es la de Componentes Principales, y como aspectos metodológicos a destacar tenemos que:

- Vamos a obtener los coeficientes de riesgo tanto para datos semanales como mensuales. En cuanto a los datos semanales, calculamos una estimación para el periodo total y otra para la primera mitad (que utilizamos posteriormente para realizar el contraste de corte transversal sin medias del APT).
- La escasez de datos mensuales constituye de nuevo un problema bastante grave, que hace que los resultados deban tomarse con cautela.
- En el contexto del APT se utilizan las variables macroeconómicas descritas en el Capítulo VII, que sirven para tratar de identificar los factores de riesgo.

Las conclusiones fundamentales las podemos resumir indicando que:

- Seleccionamos **cuatro factores**, tal como es habitual en los trabajos clásicos de contrastación. Además a partir del quinto factor la capacidad explicativa disminuye notablemente.
- La **capacidad explicativa conjunta** es elevada, pero es realmente el primer factor el que explica la mayor parte de la varianza total, tanto para datos semanales como mensuales. Observamos que, realmente, es el **primer factor** el que puede considerarse **común** a todos los títulos, siendo el resto **específicos** (o comunes, pero a unos pocos).
- La **interpretación del primer factor** es fácil, debido a la elevada relación que tiene su medición con la rentabilidad del mercado, que nos lleva a concluir que se trata del **factor de mercado**. En cuanto al resto de factores, no resulta sencillo identificar su contenido, ya que su relación con las variables macroeconómicas no es reseñable (algo lógico si realmente se trata de factores específicos o comunes a unos pocos títulos).
- Todo lo anterior nos lleva al CAPM, ya que no somos capaces de detectar factores de riesgo sistemático (sólo uno, coincidente con el de mercado), quedando por ver si el mercado premia dichos factores específicos.

7.2 APT: Contraste de corte transversal sin medias

El contraste del APT mediante la metodología de corte transversal sin medias es análogo al que hemos estudiado en el apartado 5 referido al CAPM. El procedimiento empírico lo dividimos en dos fases: en la primera, obtenemos las betas de los títulos en los factores de riesgo (en nuestro caso a partir de los 80 primeros datos); y, en la segunda, estimamos el modelo empírico, que resulta ser:

$$(r_{it} - r_{0t}) = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{i1t} + \dots + \gamma_{kt} \beta_{ikt} + u_{it}$$

La aplicación se realizó únicamente para los datos semanales y en excesos sobre el tipo sin riesgo, ya que la escasez de las observaciones mensuales imposibilita la realización del contraste aplicando la metodología bietápica anterior. Además, reseñamos que, en el ámbito del APT, no tenemos en cuenta las consecuencias derivadas de los errores de medición en las expectativas de riesgo de los títulos, considerando que las obtenidas por Componentes Principales son las verdaderas (o bien aproximaciones suficientemente precisas).

Se utilizaron como métodos de estimación los de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados, siendo éste último el óptimo. Si el APT es cierto, debe suceder que la ordenada en el origen no resulta significativa, y deben aparecer varios coeficientes asociados a las betas estadísticamente distintos de cero.

Las estimaciones del modelo empírico obtenidas para cada periodo (semana) carecen de precisión, por lo que las pruebas anteriores se realizan para los promedios (ponderados y sin ponderar) de dichos coeficientes, en el denominado periodo de estimación.

Las conclusiones generales del contraste son:

- Los resultados indican que, en cuanto a la ordenada en el origen, se acepta la condición de nulidad.
- Pero, sin embargo, no se detectan premios por riesgo sistemático (aunque los resultados son lógicos, si se comparan con los obtenidos para el CAPM mediante una metodología de contraste análoga a la aquí utilizada).

7.3 APT: Contraste de corte transversal con medias

El contraste de corte transversal con medias se realizó, tanto para datos semanales como mensuales y partiendo de excesos sobre el tipo sin riesgo. El procedimiento práctico consta de dos etapas: en la primera, se obtienen los coeficientes de riesgo sistemático de los títulos (en este caso, aplicando Componentes Principales al trienio, a partir de observaciones semanales y mensuales), y, en la segunda, se estima el modelo empírico. De nuevo hay que prevenir sobre la escasez de los datos mensuales que puede afectar a la calidad de los resultados obtenidos.

El modelo empírico de corte transversal con medias y en excesos sobre el tipo sin riesgo resulta ser:

$$(\bar{r}_i - \bar{r}_0) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \dots + \gamma_k \beta_{ik} + u_i$$

Se utilizaron los métodos de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Generalizados, y, si el APT es cierto, debe suceder que el término independiente sea cero y aparezcan coeficientes angulares asociados a las betas que sean significativos.

Las conclusiones generales del contraste son:

- A partir de los datos semanales y utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios podemos concluir que, resulta sencillo aceptar la existencia de un premio por riesgo asociado al primer factor, mientras que en cada grupo se detectan premios asociados a alguno del resto de factores. La utilización de Mínimos Cuadrados Generalizados no aporta luz, ya que sólo detecta el primer factor a partir de los datos del Grupo 2, aceptándose la igualdad a cero de todos los demás coeficientes. Se llega por tanto al CAPM, ya que únicamente podemos aceptar con claridad la existencia de un premio por riesgo significativo, el primero, que como ya hemos indicado en el subapartado anterior, podemos interpretar como el factor de mercado. En cualquier caso, si aceptáramos con claridad otros factores, tampoco constituiría evidencia a favor del modelo si, como hemos interpretado, son específicos o comunes a pocos títulos.
- A partir de los datos mensuales se reproducen las conclusiones indicadas en el párrafo anterior.

8. Limitaciones del trabajo, otras líneas de investigación futuras y breve reflexión

La amplitud del trabajo realizado no es condición suficiente para haber tratado, en toda su dimensión, la complejidad de los diferentes modelos de valoración estudiados. Por ello, en este

apartado vamos a reflejar, en un acto de humildad necesario, todos aquellos aspectos que, aún creyendo interesantes e importantes, no se abordan a lo largo del trabajo.

Una primera diferencia entre el contraste empírico realizado en el trabajo y otros trabajos clásicos, radica en la **utilización de títulos individuales en lugar de carteras**. Como hemos indicado en sucesivas ocasiones, los modelos estimados requieren de las hipótesis de estacionariedad, tanto de las primas por riesgo, como de las betas (también la rentabilidad del mercado). Realmente, parece difícil admitir dichos supuestos observando los resultados empíricos (recordemos los resultados del contraste de estabilidad de las betas semanales a lo largo del trienio 1990-93, comentados brevemente en el apartado 3), por lo que se suelen construir carteras. Además, la utilización de carteras para la realización de los contrastes de corte transversal tiene una utilidad adicional, ya que sirven para abordar el problema de los errores en las variables. En cualquier caso, el uso de carteras requiere muchos más títulos de los que hemos seleccionado en el trabajo, y ello, en un mercado estrecho como el español, exigiría escoger títulos cuyos volúmenes y frecuencias de contratación son realmente escasos. En nuestro trabajo entendemos que la aplicación de los modelos de valoración se justifica para aquellos activos cuyas cotizaciones son fruto de transacciones frecuentes y en grandes volúmenes, que recojan, en definitiva, el acuerdo general del mercado. También es importante señalar que, aunque el uso de carteras aborda la problemática de los errores en las variables, tampoco la resuelve de manera definitiva, y para su formación se requiere de criterios bastante complicados, que en ocasiones resultan un tanto confusos, hasta el punto de que algunos autores como Lo y MacKinlay (1990) desconfían de su utilización.

Otra línea de investigación importante, iniciada por Gibbons (1982), y que no hemos abordado a lo largo del trabajo, es la **metodología multivariante y su amplia gama de contrastes**. En la actualidad, constituye un campo relevante, en el cual destacados autores como Shanken (1985b, 1986) y Rubio (1988b) en el caso español, son pioneros, tanto en su desarrollo teórico, así como en las aplicaciones empíricas. **Destacamos**, dentro del contexto multivariante, **los contrastes de eficiencia de la cartera de mercado**, utilizada como aproximación a la verdadera (que no es observable). Nosotros no hemos planteado ninguno, y hemos utilizado como aproximación la media no ponderada (o igualmente ponderada), entendiendo que constituye un índice eficiente, lo cual es generalmente aceptado en los trabajos empíricos (los resultados dependen de los periodos analizados).

Un aspecto necesario para los diversos contrastes que hemos estudiado es realizar supuestos sobre las distribuciones de rendimientos de los títulos. Así, lo habitual es entender que éstos siguen la distribución normal, y sus realizaciones se entienden independientes e idénticamente distribuidas en el tiempo, con toda la problemática que ello encierra. Otro campo interesante de

análisis y que no hemos abordado, consiste en la **utilización del método generalizado de momentos**, que permite estimar los parámetros sin imponer restricciones sobre las distribuciones de rentabilidad.

Con todo, entendemos que, a pesar de las limitaciones, **el trabajo presenta una primera aproximación al funcionamiento de los modelos de valoración en el Mercado Continuo español**. Es necesario indicar, además, que dado el escaso periodo transcurrido desde su puesta en marcha, posteriores trabajos vendrán a confirmar las tendencias apuntadas a lo largo de los capítulos precedentes.

Señalamos como una posible línea de investigación futura el **contraste de los modelos de valoración en el contexto internacional**. Las cambiantes situaciones en el marco internacional obligan al especialista financiero a mantenerse alerta por los efectos de las alteraciones en las estructuras económicas y políticas de los países, sin olvidarnos de los actuales cambios en las estructuras geográficas de los mismos (cuya máxima expresión estaría en los países del este). Además de estos problemas donde, desde la perspectiva financiera, poco se tiene que decir al respecto, existen otros más típicos (y lógicamente más estudiados) de relaciones entre los países, como las tasas de cambio fluctuantes, diferentes regímenes fiscales, métodos contables distintos, etc.

Así, resultaría interesante analizar con datos actuales, los efectos de la diversificación internacional frente a la nacional en el riesgo de la cartera, y tratar de contrastar la disminución (o no) del mismo en carteras internacionales, así como, en un paso posterior, contrastar el modelo de valoración de activos internacional, IAPM, original de Solnik.

Otra línea de investigación interesante, consiste en **analizar la Teoría de Valoración de Opciones** propuesta por Black y Scholes (1973), contrastando su capacidad explicativa (en este contexto, es interesante la obra de Lamothe, 1993).

Para terminar, nos gustaría realizar un breve apunte a modo de **reflexión en defensa de los modelos de valoración**. Los diferentes métodos de contraste han ido sofisticándose cada vez más con el paso del tiempo, habiendo sido más escaso el avance teórico en la materia, lo que ha contribuido a la escasa utilidad práctica que a menudo se asigna a los modelos analizados. Es importante no perder de vista que los modelos constituyen una simplificación de la realidad, y, en este sentido, va a resultar imposible encerrar en una sencilla fórmula matemática el contenido de una realidad compleja y cambiante. Por ello, es fundamental entender que las mejoras en las herramientas estadísticas de estimación no van a hacer que la realidad cambie, ni que el modelo se ajuste mejor a la misma: en muchas ocasiones, como ya

hemos comentado, ni siquiera se llegan a notar las diferencias por la consideración de métodos alternativos.

Además, el aparato estadístico puede ser, en ocasiones, demasiado preciso para unos datos algo imprecisos, lo que nos lleva, al final, a no poder rechazar nada en muchos casos. En cualquier caso, parece que no hay evidencia para rechazar el CAPM pero si el APT.



BIBLIOGRAFIA

• Bibliografía citada en el trabajo

AITKEN, A. C. (1934-1935): "On least squares and linear combination of observations", *Proceedings of the Royal Society of Edinburgh*, 55, págs. 42-48.

BANCO BILBAO-VIZCAYA (Servicio de Estudios): *BBV Interactivos*, Bilbao, números correspondientes a los años 1990-1993.

BANCO BILBAO-VIZCAYA (Servicio de Estudios): *Registros informatizados*.

BANZ, R.W. (1981): "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of financial economics*, Marzo, págs. 3-18.

BASU, S. (1983): "The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence", *Journal of financial economics*, 12, págs. 129-156.

BERGES, A. (1984): *El mercado español de capitales en un contexto internacional*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

BHANDARI, L.C. (1988): "Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence", *Journal of finance*, 43, págs. 507-528.

BLACK, F. (1972): "Capital market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of business*, Julio, págs. 444-455.

BLACK, F., M.C. JENSEN and M. SCHOLES (1972): "The capital asset pricing model: some empirical tests", en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, págs. 79-121.

BLACK, F. and M. SCHOLES (1973): "The pricing of options and corporate liabilities", *Journal of political economy*, Mayo-Junio, págs. 637-654.

BLUME, M.E. (1971): "On the assesment of risk", *Journal of finance*, Marzo, págs. 1-10.

BLUME, M.E. and I. FRIEND (1973): "A new look at the capital asset pricing model", *Journal of finance*, Marzo, págs. 19-33.

BOLSA DE BILBAO: *Información semestral de las Entidades con valores negociados en Bolsa*, diferentes años.

BOLSA DE BILBAO: *Información trimestral de las Entidades con cotización oficial en Bolsa (Anexo al Boletín de cotización oficial)*, diferentes años.

BOLSA DE MADRID (Servicio de Estudios Económicos): *Informe anual*, Madrid, diferentes años.

BOLSA DE MADRID: *Servicio de Información Bursátil*.

BOLSAS DE MADRID Y BILBAO: *Boletines de cotización oficial de las Bolsas de Madrid y Bilbao*, ejemplares correspondientes a los años 1990-1993.

BREEDEN, D. T. (1979): "An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of financial economics*, 7, págs. 265-296.

CERROLAZA, A. Y OTROS (1987): "Los índices bursátiles", en *Curso de introducción a bolsa*, Bolsa de Madrid e Instituto Español de Analistas de Inversiones, Madrid, 2ª ed., págs. 319-339.

COPELAND, T.E. and J.F. WESTON (1988): *Financial theory and corporate policy*, Addison-Wesley, Reading, Massachusetts, 3ª ed.

CHACON, E. (1955): *Curso de estadística*, El Mensajero, Bilbao, vols. I, II y III.

CHAMBERLAIN, G. and M. ROTHSCILD (1983): "Arbitrage, factor structures, and mean-variance analysis on large asset markets", *Econometrica*, Septiembre, págs. 1281-1304.

CHAN, L.K.C., Y. HAMAO and J. LAKONISHOK (1991): "Fundamentals and stock returns in Japan", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1739-1764.

CHOW, G.C. (1960): "Test of equality between sets of coefficients in two linear regression", *Econometrica*, Vol. 28, nº 3, págs. 591-605.

DAVID, H.A., H.O. HARTLEY and E.S. PEARSON (1954): "The distribution of the ratio, in a single normal sample, of range to standard deviation", *Biometrika*, 41, págs. 482-493.

ELOSUA, M. Y OTROS (1993): *Diccionario empresarial Stanford*, LID Editorial Empresarial, Barcelona, 6ª ed.

FAMA, E. F. (1976): *Foundations of finance*, Basic books, Nueva York.

FAMA, E. F. (1991): "Efficient capital markets II", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1575-1617.

FAMA, E.F. and K.R. FRENCH (1991): *The cross-section of expected stock returns*, University of Chicago: centre for research in security prices.

FAMA, E.F. and K.R. FRENCH (1992): "The cross-section of expected stock returns", *Journal of finance*, Junio, págs. 427-465.

FAMA, E.F. and J.D. MacBETH (1973): "Risk, return and equilibrium: empirical tests", *Journal of political economy*, Mayo-Junio, págs. 607-636.

FRIEDMAN, M. and L.J. SAVAGE (1948): "The utility analysis of choices involving risk", *The journal of political economy*, Agosto, págs. 279-304.

FULLER, W. A. (1987): *Measurement error models*, John Wiley & Sons, Nueva York.

GALLEGO, A., GOMEZ, J.C. Y MARHUENDA, J. (1992): "Evidencias empíricas del CAPM en el mercado español de capitales", *Instituto valenciano de investigaciones económicas*, Diciembre.

GIBBONS, M. R. (1982): "Multivariate tests of financial models", *Journal of financial economics*, 10, págs. 3-27.

GOMEZ-BEZARES, F. (1983): *Cómo utilizar e interpretar la estadística (con aplicaciones a la gestión de la empresa y la investigación social)*, Ibérico-europea de ediciones, Madrid.

GOMEZ-BEZARES, F. (1989): "Modelos de valoración de acciones en la Bolsa de Bilbao", *Cuadernos de Gestión*, Marzo, págs. 103-128.

GOMEZ-BEZARES, F. (1990): "Stock pricing models in the spanish capital market", *16 Congreso de la FEAFF -Federación Europea de Asociaciones de Analistas Financieros-* Estocolmo, Junio.

GOMEZ-BEZARES, F. (1991): *Dirección financiera (Teoría y aplicaciones)*, Desclee de Brouwer, Bilbao, 2ª ed.

GOMEZ-BEZARES, F. (1993): *Gestión de carteras*, Desclee de Brouwer, Bilbao.

GUJARATI, D. N. (1990): *Econometría*, McGraw-Hill, 2ª ed., Bogotá.

HAWAWINI, G.A. (1983): "Why beta shifts as the return interval changes", *Financial analysts journal*, Mayo-Junio, págs. 73-77.

HUANG, C.J. and B.W. BOLCH (1974): "On the testing of regression disturbances for normality", *Journal of the American Statistical Association*, Junio, Vol. 69, págs. 330-335.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA: *Archivos de datos*.

IRURETAGOYENA, S. (1991): *Análisis de la evolución de los precios y rentabilidades en la Bolsa Española 1940-1988*, Tesis doctoral del autor, Universidad de Deusto, San Sebastián.

JENSEN, M.C. (1972): "The foundations and current state of capital market theory", en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, págs. 3-43.

JOHNSTON, J. (1984): *Econometric methods*, McGraw Hill, Singapur, 3ª ed.

KAKWANI, N. C. (1967): "The unbiasedness of Zellner's seemingly unrelated regression equations estimators", *Journal of the american statistical association*, 62, Marzo, págs. 141-142.

KMENTA, J. (1977): *Elementos de econometría*, Vicens Vives, Barcelona.

KMENTA, J., and R. F. GILBERT (1968): "Small sample properties of alternative estimators of seemingly unrelated regressions", *Journal of the american statistical association*, 63, Diciembre, págs. 1180-1200.

KOTHARI, S. P., J. SHANKEN and R. G. SLOAN (1992): *Another look at the cross-section of expected stock returns*, Working paper, Bradley policy research center, Diciembre, University of Rochester, New York.

LAMOTHE, P. (1993): *Opciones financieras. Un enfoque fundamental*, McGraw-Hill, Madrid.

LEY 24/1988 de 28 de Julio, del Mercado de Valores, B.O.E. nº 181 de 29 de julio de 1988.

LINTNER, J. (1965): "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of economics and statistics*, Febrero, págs. 13-37.

LITZENBERGER, R.H. and K. RAMASWAMY (1979): "The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence", *Journal of financial economics*, Junio, págs. 163-195.

LO, A.W. and A.C. MacKINLAY (1990): "Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models", *Review of financial studies*, 3, págs. 431-467.

MADDALA, G.S. (1985): *Econometría*, McGraw-Hill, Mexico.

MARKOWITZ, H. (1952): "Portfolio selection", *Journal of finance*, Marzo, págs. 77-91.

MARKOWITZ, H. (1959): *Portfolio selection: efficient diversification of investments*, Wiley, Nueva York.

MARKOWITZ, H. (1987): *Mean-variance analysis in portfolio choice and capital markets*, Basil Blackwell, Oxford.

MASCAREÑAS, J. (1991a): "La gestión de las carteras de renta fija (I): el cálculo del rendimiento", *Actualidad financiera*, 19, Mayo, págs. F227-F255.

MASCAREÑAS, J. (1991b): "La gestión de las carteras de renta fija (II): duración y convexidad", *Actualidad financiera*, 20, Mayo, págs. F257-F286.

MASCAREÑAS, J. (1991c): "La gestión de las carteras de renta fija (III): gestión activa y pasiva", *Actualidad financiera*, 24, Junio, págs. F421-F447.

MERTON, R.C. (1973): "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica*, 41, págs. 867-887.

MILLER, M.H. and M. SCHOLES (1972): "Rates of return in relation to risk: a re-examination of some recent findings", en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, págs. 47-78.

MORRISON, D.F. (1976): *Multivariate statistical methods*, McGraw Hill, New York, 2ª ed.

NARVAIZA, J.L. (1986): *Análisis multivariante aplicado al estudio de actitudes: comparación del análisis por componentes principales y por correspondencias*, Tesis doctoral (publicada en microficha), Universidad Comercial de Deusto, Bilbao.

NOVALES, A. (1993): *Econometría*, McGraw-Hill, Madrid, 2ª ed.

PALACIOS, J. (1973): *The stock market in Spain: test of efficiency and capital market theory*, Tesis doctoral no publicada, Stanford University.

PEÑA SANCHEZ DE RIVERA, D. (1992): *Estadística. Modelos y métodos. 1. Fundamentos*, Alianza Editorial, S. A., Madrid, 5ª ed.

PLAN GENERAL DE CONTABILIDAD (1991): Texto comentado del Real Decreto 1643/1990, de 20 de diciembre, *Situación*, 1.

PULIDO, A. (1983): *Modelos econométricos*, Pirámide, Madrid.

REILLY, F.K. and D.J. WRIGHT (1988): "A comparison of published betas", *Journal of portfolio management*, Primavera, págs. 64-69.

REINGANUM, M. R. (1981): "Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market values", *Journal of financial economics*, 12, págs. 89-104.

ROLL, R. (1977): "A critique of the asset pricing theory tests", *Journal of financial economics*, Marzo, págs. 129-176.

ROLL, R. and S.A. ROSS (1980): "An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of finance*, 35, Diciembre, págs. 1073-1103.

ROLL, R. and S.A. ROSS (1984): "The Arbitrage Pricing Theory approach to strategic portfolio planning", *Financial analysts journal*, Mayo-Junio, págs. 14-26.

ROSS, S.A. (1976): "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of economic theory*, Diciembre, págs. 341-360.

RUBIO, G. (1986): "Análisis multivariante del cero-beta CAPM: el mercado español de capitales", *Revista española de economía*, 3, págs. 344-365.

RUBIO, G. (1987): "El contenido informativo de los derechos de suscripción e información asimétrica en los mercados primarios", *Investigaciones económicas (Segunda época)*, Vol. XI, Nº 2, págs. 219-242.

RUBIO, G. (1988a): "Formación de precios en el mercado bursátil: teoría y evidencia empírica", *Documentos de trabajo Fundación FIES*, Nº 32.

RUBIO, G. (1988b): "Further international evidence on asset pricing. The case of the Spanish Capital Market", *Journal of banking and finance*, 12, págs. 221-242.

SANTIBAÑEZ, J. (1994): *Valoración de acciones en la Bolsa Española (1959-1988)*, Tesis doctoral del autor, Universidad de Deusto, Bilbao.

SHANKEN, J. (1982a): *An analysis of the traditional risk-return model*, Unpublished doctoral dissertation, Graduate School of Business, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.

SHANKEN, J. (1982b): "The arbitrage pricing theory: is it testable?", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1129-1140.

SHANKEN, J. (1985a): "Multi-beta CAPM or equilibrium-APT?: a reply", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 1189-1196.

SHANKEN, J. (1985b): "Multivariate tests of the zero-beta CAPM", *Journal of financial economics*, 14, págs. 327-348.

SHANKEN, J. (1986): "Testing portfolio efficiency when the zero-beta rate is unknown: A note", *Journal of finance*, 41, Marzo, págs. 269-276.

SHAPIRO, S.S. and M.B. WILK (1965): "An analysis of variance test for normality", *Biometrika*, Diciembre, págs. 591-611.

SHARPE, W.F. (1963): "A simplified model for portfolio analysis", *Management science*, Enero, págs. 277-293.

SHARPE, W.F. (1964): "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 425-442.

SHARPE, W.F. (1976): *Teoría de cartera y del mercado de capitales*, Deusto, Bilbao.

SHARPE, W.F. and G.M. COOPER (1972): "Risk return classes of New York stock exchange stocks, 1931-1967", *Financial analysts journal*, Marzo-Abril, págs. 46-54.

SHUKLA, R. and C. TRZCINKA (1990): "Sequential tests of the arbitrage pricing theory: a comparison of principal components and maximum likelihood factors", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1541-1564.

SOCIEDAD DE BOLSAS, S.A.: *Mercado Continuo. Curso de enseñanza asistida por ordenador*, Madrid.

STAMBAUGH, R.F. (1982): "On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: a sensitivity analysis", *Journal of financial economics*, Noviembre, págs. 237-268.

STATMAN, M. (1981): "Betas compared: Merryll Lynch vs. Value Line", *Journal of portfolio management*, Invierno, págs. 41-44.

SUAREZ, A. (1987): *Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa*, Ediciones Pirámide, Madrid, 8ª ed.

TOBIN, J. (1958): "Liquidity preference as behaviour towards risk", *The review of economic studies*, 25, Febrero, págs. 65-86.

UNIRED: *Base de datos PALOMA*.

ZELLNER, A. (1962): "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias", *Journal of the american statistical association*, 57, Junio, págs. 348-368.

ZELLNER, A. (1963): "Estimators of seemingly unrelated equations: some exact finite sample results", *Journal of the american statistical association*, 58, Diciembre, págs. 977-992.

• Otros trabajos consultados

ARROW, K.J. (1964): "The role of securities in the optimal allocation of risk-bearing", *Review of economic studies*, Abril, págs. 91-96.

BALL, R. (1978): "Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates", *Journal of financial economics*, 6, págs. 103-126.

BANZ, R.W. and W.J. BREEN (1986): "Sample-dependent results using accounting and market data: some evidence", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 779-793.

BAUMOL, W.J. (1963): "An expected gain-confidence limit criterion for portfolio selection", *Management science*, Octubre, págs. 174-182.

BLUME, M.E. (1975): "Betas and their regression tendencies", *Journal of finance*, Junio, págs. 785-795.

BREALEY, R. y S. MYERS (1988): *Fundamentos de financiación empresarial*, McGraw-Hill, Madrid.

CONNOR, G. (1982): *Asset pricing in factor economies*, Doctoral dissertation, Yale University.

CONNOR, G. (1984): "A unified beta pricing theory", *Journal of economic theory*, Diciembre, págs. 13-31.

CONNOR, G. and R. KORAJCZYK (1988): "Risk and return in an equilibrium APT: Application of a new methodology", *Journal of financial economics*, 21, págs. 255-289.

DHRYMES, P.J., I. FRIEND and N.B. GULTEKIN (1984): "A critical reexamination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory", *Journal of finance*, Junio, págs. 323-346.

DYBVIG, P.H. and S.A. ROSS (1985): "Yes, the APT is testable", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 1173-1188.

FAMA, E.F. (1965): "The behavior of stock market prices", *Journal of business*, Enero, págs. 34-105.

FAMA, E.F. (1970): "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work", *Journal of finance*, Mayo, págs. 383-417.

FAMA, E.F. and K.R. FRENCH (1988): "Permanent and temporary components of stock prices", *Journal of political economy*, 96, págs. 246-273.

FERNANDEZ AMATRIAIN, J. (1973): *La Bolsa. Su técnica y organización. Cómo operar en el Mercado de valores*, Ediciones Deusto, Bilbao.

FISHER, L. (1966): "Some new stock-market indexes", *Journal of business*, Enero, págs. 191-225.

FRANCIS J.C. y S.H. ARCHER (1977): *Análisis y gestión de carteras de valores*, ICE, Madrid.

FRIEND, I. and M. BLUME (1970): "Measurement of portfolio performance under uncertainty", *American economic review*, Septiembre, págs. 561-575.

GALBRAITH, J.K. (1991): *Breve historia de la euforia financiera*, Ariel, Barcelona.

GOMEZ-BEZARES, F. (1984): "Algunos modelos básicos para la selección de inversiones con flujos relacionados", *XIV Congreso de la Sociedad Española de investigación operativa, estadística e informática*, Caja de Ahorros de Granada, Granada, vol. I, págs. 40-51.

GOMEZ-BEZARES, F. (1987): "Criterios de selección de inversiones con riesgo", *Boletín de estudios económicos*, Agosto, págs. 287-321.

GOMEZ-BEZARES, F. (1987): *Distribución beta y penalización del VAN*, Documento interno no publicado, Master en Gestión Avanzada, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Deusto, Bilbao.

GOMEZ-BEZARES, F. (1988): "Decisioni di investimento con rischio", *L'Industria*, Octubre - Diciembre, págs. 637-647.

GOMEZ-BEZARES, F. (1989): "Riesgo, retorno y plazo", *Estudios empresariales*, 71, págs. 50-55.

GOMEZ-BEZARES, F. (1990): *Las decisiones financieras en la práctica*, Desclee de Brouwer, Bilbao, 3ª ed.

GOMEZ-BEZARES, F. (1990): "Los nuevos instrumentos y mercados financieros", *Boletín de estudios económicos*, Agosto, págs. 283-304.

GOMEZ-BEZARES, F. (1991): "Ética y objetivo financiero", *Boletín de estudios económicos*, 144, Diciembre, págs. 435-463.

GOMEZ-BEZARES, F. (1991): "Frontera eficiente y crítica de Roll", *Cuadernos de gestión*, Enero, págs. 19-44.

GOMEZ-BEZARES, F. (1992): "25 años de contrastaciones del CAPM", *Actualidad financiera*, 32, Septiembre, págs. F563-F588.

GOMEZ-BEZARES, F. (1992): "CAPM versus variables fundamentales", *Boletín de estudios económicos*, 147, Diciembre, págs. 337-352.

GOMEZ-BEZARES, F. (1993): "La empresa y los nuevos instrumentos financieros", *Alta dirección*, Enero-Febrero, págs. 29-36.

GOMEZ-BEZARES, F. (1993): "Penalized present value: net present value penalization with normal and beta distributions", en Aggarwal, ed., *Capital budgeting under uncertainty*, Prentice Hall, New Jersey.

GOMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA y J.V. UGARTE (1988): "La eficiencia en el mercado bursátil español", *Actualidad financiera*, 42, Noviembre, págs. 2238-2250.

GOMEZ-BEZARES, F. y J. SANTIBAÑEZ (1991): "Las carteras en la bolsa de Bilbao (1980-87)", *Actualidad financiera*, 28, Julio, págs. F547-F559.

HALEY, C.W. and L.D. SCHALL (1979): *The theory of financial decisions*, McGraw-Hill, London, 2ª ed.

HARRINGTON, D.R. (1987): *Modern portfolio theory, the capital asset pricing model and arbitrage pricing theory: a user's guide*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, Nueva Jersey, 2ª ed.

JAFFE, J., D.B. KEIM and R. WESTERFIELD (1989): "Earnings yields, market values and stock returns", *Journal of finance*, Marzo, págs. 135-148.

LEHMANN, B.N. and D.M. MODEST (1988): "The empirical foundations of the arbitrage pricing theory", *Journal of financial economics*, 21, págs. 213-254.

LEVY, H. and H. MARKOWITZ (1979): "Approximating expected utility by a function of mean and variance", *American economic review*, Junio, págs. 308-317.

MALKIEL, B.G. (1992): *Un paseo aleatorio por Wall Street*, Alianza, Madrid.

MANDELBROT, B. (1963): "The variation of certain speculative prices", *Journal of business*, Octubre, págs. 394-419.

MARKOWITZ, H. (1991): "Foundations of portfolio theory", *Journal of finance*, Junio, págs. 469-477.

MASCAREÑAS, J. (1992): "La valoración de acciones y obligaciones: el análisis fundamental", *Actualidad financiera*, 1, Enero, págs. F1-F20.

MATEOS-APARICIO, P. (1977): *Inversión mobiliaria colectiva*, Servicio de estudios de la Bolsa de Madrid, Madrid.

MERTON, R.C. (1972): "An analytic derivation of the efficient portfolio frontier", *Journal of financial and quantitative analysis*, Septiembre, págs. 1851-1872.

MILLER, E. (1977): "Risk, uncertainty and divergences of opinion", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 1151-1168.

MILLER, M.H. (1977): "Debt and taxes", *Journal of finance*, 32, Mayo, págs. 266-268.

MODIGLIANI, F. and M.H. MILLER (1958): "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment", *American economic review*, 48, Junio, págs. 261-297.

MODIGLIANI, F. and M.H. MILLER (1963): "Corporate income taxes and the cost of capital: A correction", *American economic review*, 53, Junio, págs. 433-443.

MORA DEL RIO, F.J. (1988): "El 'insider trading', delito con la nueva bolsa", *Boletín de estudios económicos*, Abril, págs. 87-99.

MOSSIN, J. (1966): "Equilibrium in capital asset market", *Econometrica*, Octubre, págs. 768-783.

OWEN, D.B. (1962): *Handbook of statistical tables*, Addison-Wesley, Reading, Massachusetts.

PEIRO, A. (1990): *Rentabilidad y eficiencia en el mercado de acciones español*, Instituto valenciano de investigaciones económicas, Valencia.

REINGANUM, M.R. (1991): "El colapso de la hipótesis del mercado eficiente", *Análisis financiero*, 55, págs. 30-37.

REISMAN, H. (1992): "Reference variables, factor structure, and the approximate multibeta representation", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 1303-1314.

ROLL, R. (1980): "Performance evaluation and benchmark errors", *Journal of portfolio management*, Verano, págs. 5-12.

ROLL, R. and S.A. ROSS (1984): "A critical reexamination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory: a reply", *Journal of finance*, Junio, págs. 347-350.

RUBIO, G. (1986): "Emisiones y eficiencia: un análisis empírico del mercado primario de acciones en España", *Revista española de economía*, 3, págs. 225-248.

RUBIO, G. (1986): "Los efectos de la contratación poco frecuente: tamaño y valoración", *Boletín de estudios económicos*, Agosto, págs. 369-383.

RUBIO, G. (1989): "An empirical evaluation of the intertemporal Capital Asset Pricing Model: the stock market in Spain", *Journal of business finance & accounting*, Vol. 16, Nº 5, págs. 729-743.

SHARPE, W.F. (1987): "Integrated asset allocation", *Financial analysts journal*, Septiembre-Octubre, págs. 25-32.

SHARPE, W. F. (1991): "Capital asset prices with and without negative holdings", *Journal of finance*, Junio, págs. 489-509.

TABLAS DE ESTADISTICA (1992). Universidad Comercial de Deusto. Publicación interna.

THE ECONOMIST (1992): "Beta beaten", *The economist*, 7 de Marzo, pág. 79.

URQUIJO, J.L. (1987): "¿Tiene alguna utilidad práctica el coeficiente beta?", *Boletín de estudios económicos*, Agosto, págs. 323-343.

VAN HORNE, J.C. (1983): *Financial management and policy*, Prentice-Hall, Nueva Jersey, 6ª ed.

VASICEK, O.A. (1973): "A note on using cross-sectional information in bayesian estimation of security betas", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1233-1239.

WEI, K.C.J. (1988): "An asset-pricing theory unifying the CAPM and APT", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 881-892.

WESTON, J.F. y E.F. BRIGHAM (1984): *Finanzas en administración*, Interamericana, Mexico, 7ª ed., 2 vols.

APÉNDICE 1

TABLAS

- Estadística descriptiva (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TITULO	$\bar{r}_i$	S_i	S'_i	ASIM _i	CURT _i	MIN _i	MAX _i	REC _i	RS' _i
B. ALICANTE	0,11	1,00	1,00	0,35	10,04	-4,55	5,20	9,74	9,75
B. ANDALUCIA	0,52	2,93	2,94	0,05	3,26	-10,23	11,91	22,14	7,54
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,03	2,74	2,75	0,73	3,45	-6,40	13,88	20,29	7,37
B. EXTERIOR	0,26	1,13	1,14	0,43	4,90	-4,79	4,98	9,77	8,59
B. PASTOR	0,16	4,06	4,07	-0,31	5,53	-18,20	17,95	36,15	8,87
B. POPULAR	0,51	3,57	3,58	0,21	1,63	-11,41	14,62	26,03	7,27
B. SANTANDER	0,44	4,52	4,53	0,51	2,46	-13,03	17,80	30,83	6,80
BANESTO	0,10	5,85	5,87	0,62	3,71	-19,52	26,89	46,41	7,91
BBV	0,21	4,08	4,09	0,17	0,28	-13,27	10,73	24,00	5,86
B. FOMENTO	0,29	4,32	4,34	1,62	7,60	-10,05	25,15	35,20	8,12
BANKINTER	0,13	4,15	4,16	0,00	1,26	-13,18	12,87	26,05	6,26
E. R. ZARAGOZANAS	0,78	4,91	4,93	0,81	3,56	-12,74	23,03	35,77	7,26
ENDESA	0,69	3,53	3,55	-0,11	0,33	-11,41	9,80	21,21	5,98
ENHER	0,32	3,73	3,74	0,56	3,20	-11,79	16,67	28,45	7,60
GESA	0,46	4,33	4,34	-1,28	9,58	-26,74	14,78	41,52	9,57
II. CANTABRICO	0,48	3,66	3,67	-0,41	5,41	-18,24	12,88	31,11	8,48
U. E. FENOSA	0,21	3,55	3,57	-0,92	5,41	-19,50	10,10	29,59	8,30
TABACALERA	0,27	4,47	4,48	-0,08	1,41	-13,42	16,67	30,09	6,71
VISCOFAN	-0,08	5,98	6,00	0,82	4,27	-17,00	30,26	47,26	7,88
ASLAND	-0,16	7,19	7,21	0,24	0,29	-18,08	21,54	39,62	5,49
DRAGADOS	0,21	5,47	5,49	0,13	2,50	-20,97	23,56	44,53	8,11
HUARTE	-0,06	6,50	6,52	0,20	1,98	-21,30	27,02	48,32	7,41
METROVACESA	0,04	4,37	4,38	-0,16	1,10	-14,02	12,65	26,67	6,09
URALITA	-0,34	7,31	7,34	0,02	1,26	-23,95	21,21	45,17	6,16
URBIS	-0,07	7,15	7,17	0,14	1,79	-25,07	26,02	51,09	7,13
VALLEHERMOSO	0,10	6,32	6,34	0,60	1,17	-17,35	21,05	38,41	6,05
CORP. FIN. ALBA	-0,07	4,99	5,00	0,11	1,02	-14,39	15,69	30,07	6,01
SARRIO	-0,29	5,91	5,93	0,16	2,58	-21,88	22,13	44,01	7,43
ENCE	-0,15	9,52	9,55	1,72	8,01	-21,15	56,53	77,69	8,14
REPSOL	0,38	3,37	3,38	0,39	1,01	-8,54	12,31	20,85	6,17
MAPFRE	0,11	5,58	5,59	0,15	1,39	-18,55	18,42	36,97	6,61
ACERINOX	0,30	6,35	6,37	0,44	4,63	-26,45	29,82	56,28	8,83
NISSAN	-0,00	6,85	6,87	1,26	4,42	-17,32	35,09	52,42	7,63
ACESA	0,50	3,66	3,67	-0,07	1,05	-11,20	12,16	23,36	6,36
TELEFONICA	0,55	3,45	3,46	0,39	2,94	-10,54	15,42	25,97	7,51
R* NO PONDERADA	0,05	3,32	3,33	0,09	0,99	-10,52	11,86	22,38	6,73
TIPO SIN RIESGO	0,23	0,02	0,02	-0,00	-1,01	0,19	0,26	0,07	3,77

Tabla VIII-1

Estadística descriptiva (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	$\bar{r}_i$	S_i	S'_i	ASIM _i	CURT _i	MIN _i	MAX _i	REC _i	RS' _i
B. VALENCIA	0,10	3,70	3,71	0,76	3,42	-11,36	15,64	26,99	7,28
FECSA	0,10	3,46	3,47	0,26	2,20	-12,09	14,13	26,21	7,55
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,43	3,22	3,23	0,07	2,43	-11,24	13,13	24,37	7,54
SEVILLANA	0,22	3,54	3,56	-0,04	1,26	-13,29	10,63	23,92	6,73
AGUILA	0,08	6,60	6,62	0,33	1,36	-21,21	22,52	43,74	6,60
CAMPOFRIO	-0,21	4,44	4,46	0,57	1,51	-11,65	16,96	28,61	6,42
EBRO	-0,31	6,65	6,67	1,40	6,77	-20,67	34,49	55,16	8,27
AGROMAN	-0,55	7,51	7,53	0,16	0,47	-20,61	20,10	40,71	5,41
CRISTALERIA	-0,16	6,40	6,42	0,15	1,76	-20,86	22,24	43,10	6,72
HISALBA	-0,49	7,90	7,92	0,79	2,57	-23,51	29,08	52,59	6,64
SOTOGRADE	-0,37	8,29	8,32	0,98	5,28	-27,21	41,30	68,52	8,24
VALDERRIVAS	-0,18	4,97	4,98	-0,12	1,51	-18,77	14,04	32,81	6,59
GRAL. DE INVERSIONES	0,07	5,61	5,62	1,15	16,17	-28,96	38,04	67,00	11,92
ARGON	0,15	4,86	4,88	0,83	5,19	-18,80	21,95	40,75	8,36
CARBUIROS METALICOS	-0,07	6,98	7,00	1,19	8,95	-25,57	42,05	67,61	9,65
CEPSA	0,24	3,82	3,83	0,15	5,48	-18,49	14,66	33,15	8,65
ERCROS	-0,23	14,70	14,75	2,67	16,60	-46,89	91,11	138,00	9,36
SNIAE	-0,40	9,88	9,91	0,14	2,40	-41,91	27,43	69,35	7,00
TAFISA	-0,34	7,35	7,38	0,50	2,74	-22,82	28,00	50,82	6,89
UNION Y EL FENIX	-0,36	6,35	6,37	0,12	0,40	-19,51	16,96	36,47	5,73
AMPER	-1,00	7,44	7,46	1,01	5,64	-27,99	37,78	65,77	8,82
ASTURIANA DEL ZINC	-0,47	8,80	8,82	0,50	2,58	-32,43	30,43	62,87	7,12
DURO FELGUERA	-0,24	5,55	5,56	0,05	2,61	-19,86	20,17	40,03	7,19
NUEVA MONTAÑA	-0,05	7,09	7,12	1,03	4,45	-24,05	33,65	57,70	8,11
TUBACEX	-0,42	8,85	8,88	-0,22	5,74	-47,93	27,24	75,17	8,47
ZARDOYA-OTIS	0,45	3,51	3,52	0,05	3,15	-12,87	12,92	25,79	7,32
TUDOR	-0,02	6,83	6,85	2,23	13,41	-14,29	47,24	61,53	8,98
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,33	3,73	3,74	0,09	0,71	-10,31	12,68	22,98	6,15
PROSEGUR	-0,19	6,14	6,16	0,50	2,28	-20,41	23,83	44,25	7,19
R* NO PONDERADA	0,05	3,32	3,33	0,09	0,99	-10,52	11,86	22,38	6,73
TIPO SIN RIESGO	0,23	0,02	0,02	-0,00	-1,01	0,19	0,26	0,07	3,77

Tabla VIII-2

- Estadística descriptiva (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

TITULO	$\bar{r}_i$	S_i	S'_i	ASIM _i	CURT _i	MIN _i	MAX _i	REC _i	RS' _i
B. ALICANTE	0.54	2.42	2.45	2.04	6.02	-2.95	10.38	13.33	5.44
B. ANDALUCIA	2.43	6.53	6.62	0.42	-0.33	-9.44	18.66	28.10	4.24
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0.11	5.22	5.29	-0.28	-0.10	-13.66	9.62	23.28	4.40
B. EXTERIOR	1.14	2.39	2.43	0.20	0.96	-5.16	7.51	12.67	5.22
B. PASTOR	0.72	7.36	7.47	0.31	0.18	-14.71	20.00	34.71	4.65
B. POPULAR	2.37	7.67	7.78	0.07	0.66	-17.65	20.92	38.57	4.96
B. SANTANDER	1.95	9.44	9.57	-0.39	0.44	-22.49	22.70	45.19	4.72
BANESTO	0.46	11.52	11.69	0.22	1.39	-30.93	34.33	65.26	5.58
BBV	1.07	8.43	8.55	0.13	-0.09	-16.80	22.06	38.86	4.55
B. FOMENTO	1.34	7.63	7.74	-0.97	2.50	-25.44	16.67	42.11	5.44
BANKINTER	1.79	9.61	9.75	-0.05	1.24	-26.34	25.22	51.55	5.29
E. R. ZARAGOZANAS	3.79	8.74	8.86	0.28	-0.17	-13.21	25.10	38.30	4.32
ENDESA	3.36	6.57	6.66	-0.05	-0.13	-11.95	17.06	29.01	4.36
ENHER	1.52	9.35	9.48	0.65	3.04	-20.59	33.74	54.33	5.73
GESA	2.45	9.75	9.88	-0.57	4.64	-33.68	30.45	64.13	6.49
H. CANTABRICO	2.56	7.75	7.86	0.44	0.13	-11.95	21.59	33.54	4.27
U. E. FENOSA	1.18	7.53	7.64	-1.02	2.22	-25.52	15.08	40.60	5.31
TABACALERA	1.03	9.26	9.39	-0.24	1.42	-26.05	25.67	51.71	5.51
VISCOFAN	-0.07	12.06	12.23	-0.45	0.27	-32.81	24.03	56.84	4.65
ASLAND	0.26	18.36	18.62	0.39	-0.02	-35.88	44.86	80.74	4.34
DRAGADOS	1.58	12.70	12.88	-0.05	-0.07	-28.34	28.61	56.96	4.42
HUARTE	0.10	15.05	15.27	-0.47	0.10	-41.43	26.86	68.29	4.47
METROVACESA	0.25	9.27	9.40	0.14	0.30	-21.00	22.08	43.08	4.58
URALITA	-0.69	15.90	16.13	-0.09	-0.11	-38.02	32.83	70.85	4.39
URBIS	0.20	15.04	15.26	-0.11	-0.54	-31.81	27.20	59.00	3.87
VALLEHERMOSO	1.14	15.01	15.23	-0.25	-0.41	-34.24	26.63	60.86	4.00
CORP. FIN. ALBA	0.31	10.13	10.28	-0.35	0.14	-23.06	23.87	46.94	4.57
SARRIO	-0.45	12.65	12.83	-0.26	-0.14	-29.17	26.13	55.29	4.31
ENCE	-0.24	19.41	19.69	0.82	2.11	-44.39	64.36	108.95	5.53
REPSOL	1.70	7.36	7.46	-0.40	0.49	-19.41	16.92	36.33	4.87
MAPFRE	0.96	11.39	11.55	-0.57	1.29	-35.44	23.83	59.27	5.13
ACERINOX	2.13	13.67	13.87	-0.40	0.69	-35.88	32.74	68.62	4.95
NISSAN	0.50	16.10	16.32	0.84	1.32	-26.70	50.00	76.70	4.70
ACESA	2.56	7.73	7.84	0.06	-0.60	-12.15	18.50	30.65	3.91
TELEFONICA	2.54	6.76	6.85	0.12	-0.61	-11.54	15.94	27.48	4.01
R* NO PONDERADA	0.67	8.44	8.56	-0.30	0.75	-23.41	19.04	42.45	4.96
TIPO SIN RIESGO	0.99	0.08	0.08	0.03	-0.97	0.81	1.12	0.31	3.73

Tabla VIII-3

- Estadística descriptiva (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	$\bar{r}_i$	S_i	S'_i	ASIM _i	CURT _i	MIN _i	MAX _i	REC _i	RS' _i
B. VALENCIA	0,59	7,64	7,75	-0,66	2,27	-22,37	17,92	40,29	5,20
FECSA	0,98	9,11	9,24	0,49	1,21	-22,74	26,06	48,79	5,28
IBERDUERO (IBERDROLA I)	2,00	6,44	6,53	0,06	-0,26	-13,27	16,03	29,30	4,49
SEVILLANA	1,35	8,05	8,17	-0,50	0,56	-23,18	16,52	39,70	4,86
AGUILA	1,29	15,95	16,17	-0,00	0,83	-39,33	40,96	80,28	4,96
CAMPOFRIO	-0,63	10,02	10,17	0,94	0,43	-16,20	28,07	44,28	4,35
EBRO	-1,10	13,17	13,36	0,90	2,73	-33,21	42,93	76,14	5,70
AGROMAN	0,00	26,44	26,81	1,85	7,06	-46,84	112,87	159,71	5,96
CRISTALERIA	0,33	16,88	17,12	0,75	2,17	-39,37	54,88	94,25	5,51
HISALBA	-1,02	17,48	17,73	0,50	0,45	-40,03	41,21	81,24	4,58
SOTOGRADE	-1,06	15,32	15,53	0,26	0,92	-36,19	40,14	76,33	4,91
VALDERRIVAS	-0,65	11,63	11,79	-0,43	0,99	-33,67	26,35	60,02	5,09
GRAL. DE INVERSIONES	0,50	12,20	12,38	0,46	2,80	-28,79	41,31	70,10	5,66
ARGON	0,64	10,05	10,20	1,40	3,24	-18,00	35,61	53,61	5,26
CARBUIROS METALICOS	0,42	12,90	13,08	0,44	2,03	-33,81	39,55	73,36	5,61
CEPSA	1,38	7,50	7,61	0,45	1,01	-15,43	19,40	34,82	4,58
ERCROS	-0,30	30,62	31,05	2,16	5,56	-43,33	119,61	162,94	5,25
SNIACE	0,25	26,13	26,50	0,74	0,77	-53,14	76,92	130,07	4,91
TAFISA	-0,59	15,24	15,45	-0,11	0,52	-38,38	33,64	72,01	4,66
UNION Y EL FENIX	-0,89	13,63	13,82	0,26	0,03	-27,03	33,53	60,56	4,38
AMPER	-3,53	16,75	16,99	0,27	-0,18	-40,48	34,09	74,57	4,39
ASTURIANA DEL ZINC	-0,87	18,24	18,50	0,90	2,75	-36,39	63,99	100,39	5,43
DURO FELGUERA	-0,65	12,94	13,12	0,81	0,95	-24,06	37,04	61,10	4,66
NUEVA MONTAÑA	-0,09	11,74	11,91	0,19	2,03	-34,13	36,36	70,49	5,92
TUBACEX	-1,54	20,13	20,41	-0,33	0,43	-57,60	38,48	96,08	4,71
ZARDOYA-OTIS	2,16	6,69	6,78	-0,25	-0,41	-12,21	14,76	26,97	3,98
TUDOR	0,40	14,49	14,69	1,17	1,08	-21,61	42,46	64,07	4,36
AUT. DEL MARE NOSTRUM	1,68	6,54	6,63	-0,25	0,26	-14,57	18,01	32,58	4,91
PROSEGUR	-0,76	12,94	13,13	-0,28	-0,07	-30,77	27,12	57,89	4,41
R* NO PONDERADA	0,67	8,44	8,56	-0,30	0,75	-23,41	19,04	42,45	4,96
TIPO SIN RIESGO	0,99	0,08	0,08	0,03	-0,97	0,81	1,12	0,31	3,73

Tabla VIII-4

- Test de asimetría (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TITULO	Estadístico asimetría	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	1,827		
B. ANDALUCIA	0,233		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	3,793	DERECHA	DERECHA
B. EXTERIOR	2,226	DERECHA	
B. PASTOR	-1,611		
B. POPULAR	1,094		
B. SANTANDER	2,651	DERECHA	DERECHA
BANESTO	3,183	DERECHA	DERECHA
BBV	0,887		
B. FOMENTO	8,377	DERECHA	DERECHA
BANKINTER	0,000		
E. R. ZARAGOZANAS	4,159	DERECHA	DERECHA
ENDESA	-0,572		
ENHER	2,909	DERECHA	DERECHA
GESA	-6,635	IZQUIERDA	IZQUIERDA
H. CANTABRICO	-2,136	IZQUIERDA	
U. E. FENOSA	-4,731	IZQUIERDA	IZQUIERDA
TABACALERA	-0,416		
VISCOFAN	4,226	DERECHA	DERECHA
ASLAND	1,240		
DRAGADOS	0,655		
HUARTE	1,018		
METROVACESA	-0,813		
URALITA	0,122		
URBIS	0,727		
VALLEHERMOSO	3,093	DERECHA	DERECHA
CORP. FIN. ALBA	0,581		
SARRIO	0,808		
ENCE	8,874	DERECHA	DERECHA
REPSOL	1,990	DERECHA	
MAPFRE	0,767		
ACERINOX	2,296	DERECHA	
NISSAN	6,512	DERECHA	DERECHA
ACESA	-0,373		
TELEFONICA	2,010	DERECHA	
R* NO PONDERADA	0,449		
TIPO SIN RIESGO	-0,018		

DERECHA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la derecha)

IZQUIERDA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la izquierda)

Tabla VIII-5

- Test de asimetría (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	Estadístico asimetría	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	3,929	DERECHA	DERECHA
FECSA	1,359		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,373		
SEVILLANA	-0,203		
AGUILA	1,679		
CAMPOFRIO	2,965	DERECHA	DERECHA
EBRO	7,227	DERECHA	DERECHA
AGROMAN	0,842		
CRISTALERIA	0,777		
HISALBA	4,064	DERECHA	DERECHA
SOTOGRADE	5,047	DERECHA	DERECHA
VALDERRIVAS	-0,628		
GRAL. DE INVERSIONES	5,962	DERECHA	DERECHA
ARGON	4,261	DERECHA	DERECHA
CARBUROS METALICOS	6,145	DERECHA	DERECHA
CEPSA	0,795		
ERCROS	13,767	DERECHA	DERECHA
SNIAE	0,731		
TAFISA	2,575	DERECHA	
UNION Y EL FENIX	0,632		
AMPER	5,211	DERECHA	DERECHA
ASTURIANA DEL ZINC	2,574	DERECHA	
DURO FELGUERA	0,267		
NUEVA MONTAÑA	5,295	DERECHA	DERECHA
TUBACEX	-1,111		
ZARDOYA-OTIS	0,271		
TUDOR	11,520	DERECHA	DERECHA
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,476		
PROSEGUR	2,566	DERECHA	
R* NO PONDERADA	0,449		
TIPO SIN RIESGO	-0,018		

DERECHA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la derecha)

IZQUIERDA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la izquierda)

Tabla VIII-6

- Test de asimetría (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

TITULO	Estadístico asimetría	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	5,001	DERECHA	DERECHA
B. ANDALUCIA	1,032		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-0,697		
B. EXTERIOR	0,489		
B. PASTOR	0,764		
B. POPULAR	0,166		
B. SANTANDER	-0,961		
BANESTO	0,533		
BBV	0,328		
B. FOMENTO	-2,364	IZQUIERDA	
BANKINTER	-0,128		
E. R. ZARAGOZANAS	0,695		
ENDESA	-0,116		
ENHER	1,584		
GESA	-1,385		
H. CANTABRICO	1,087		
U. E. PENOSA	-2,502	IZQUIERDA	
TABACALERA	-0,585		
VISCOFAN	-1,096		
ASLAND	0,967		
DRAGADOS	-0,114		
HUARTE	-1,152		
METROVACESA	0,347		
URALITA	-0,227		
URBIS	-0,267		
VALLEHERMOSO	-0,624		
CORP. FIN. ALBA	-0,865		
SARRIO	-0,649		
ENCE	2,020	DERECHA	
REPSOL	-0,983		
MAPFRE	-1,390		
ACERINOX	-0,971		
NISSAN	2,050	DERECHA	
ACESA	0,151		
TELEFONICA	0,294		
R* NO PONDERADA	-0,728		
TIPO SIN RIESGO	0,063		

DERECHA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la derecha)

IZQUIERDA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la izquierda)

Tabla VIII-7

- Test de asimetría (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	Estadístico asimetría	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	-1,621		
FECSA	1,191		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,147		
SEVILLANA	-1,231		
AGUILA	-0,008		
CAMPOFRIO	2,304	DERECHA	
EBRO	2,200	DERECHA	
AGROMAN	4,524	DERECHA	DERECHA
CRISTALERIA	1,848		
HISALBA	1,234		
SOTOGRADE	0,642		
VALDERRIVAS	-1,048		
GRAL. DE INVERSIONES	1,116		
ARGON	3,439	DERECHA	DERECHA
CARBUROS METALICOS	1,082		
CEPSA	1,099		
ERCROS	5,296	DERECHA	DERECHA
SNIACE	1,816		
TAFISA	-0,278		
UNION Y EL FENIX	0,638		
AMPER	0,660		
ASTURIANA DEL ZINC	2,197	DERECHA	
DURO FELGUERA	1,991	DERECHA	
NUEVA MONTAÑA	0,460		
TUBACEX	-0,800		
ZARDOYA-OTIS	-0,608		
TUDOR	2,876	DERECHA	DERECHA
AUT. DEL MARE NOSTRUM	-0,603		
PROSEGUR	-0,682		
R* NO PONDERADA	-0,728		
TIPO SIN RIESGO	0,063		

DERECHA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la derecha)

IZQUIERDA: Se rechaza normalidad de la distribución (asimetría a la izquierda)

Tabla VIII-8

- Test de curtosis (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TITULO	Estadístico curtosis	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	25,914	LEPTO.	LEPTO.
B. ANDALUCIA	8,415	LEPTO.	LEPTO.
B. CENTRAL (CEN-HISP)	8,903	LEPTO.	LEPTO.
B. EXTERIOR	12,661	LEPTO.	LEPTO.
B. PASTOR	14,270	LEPTO.	LEPTO.
B. POPULAR	4,213	LEPTO.	LEPTO.
B. SANTANDER	6,355	LEPTO.	LEPTO.
BANESTO	9,580	LEPTO.	LEPTO.
BBV	0,717		
B. FOMENTO	19,624	LEPTO.	LEPTO.
BANKINTER	3,247	LEPTO.	LEPTO.
E. R. ZARAGOZANAS	9,189	LEPTO.	LEPTO.
ENDESA	0,863		
ENHER	8,251	LEPTO.	LEPTO.
GESA	24,736	LEPTO.	LEPTO.
H. CANTABRICO	13,979	LEPTO.	LEPTO.
U. E. FENOSA	13,975	LEPTO.	LEPTO.
TABACALERA	3,650	LEPTO.	LEPTO.
VISCOFAN	11,023	LEPTO.	LEPTO.
ASLAND	0,749		
DRAGADOS	6,466	LEPTO.	LEPTO.
HUARTE	5,125	LEPTO.	LEPTO.
METROVACESA	2,847	LEPTO.	LEPTO.
URALITA	3,251	LEPTO.	LEPTO.
URBIS	4,610	LEPTO.	LEPTO.
VALLEHERMOSO	3,033	LEPTO.	LEPTO.
CORP. FIN. ALBA	2,634	LEPTO.	LEPTO.
SARRIO	6,651	LEPTO.	LEPTO.
ENCE	20,672	LEPTO.	LEPTO.
REPSOL	2,605	LEPTO.	LEPTO.
MAPFRE	3,594	LEPTO.	LEPTO.
ACERINOX	11,950	LEPTO.	LEPTO.
NISSAN	11,403	LEPTO.	LEPTO.
ACESA	2,718	LEPTO.	LEPTO.
TELEFONICA	7,586	LEPTO.	LEPTO.
R* NO PONDERADA	2,545	LEPTO.	
TIPO SIN RIESGO	-2,617	PLATI.	PLATI.

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-9

- Test de curtosis (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	Estadístico curtosis	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	8,831	LEPTO.	LEPTO.
FECSA	5,689	LEPTO.	LEPTO.
IBERDUERO (IBERDROLA I)	6,271	LEPTO.	LEPTO.
SEVILLANA	3,257	LEPTO.	LEPTO.
AGUILA	3,505	LEPTO.	LEPTO.
CAMPOFRIO	3,891	LEPTO.	LEPTO.
EBRO	17,489	LEPTO.	LEPTO.
AGROMAN	1,210		
CRISTALERIA	4,531	LEPTO.	LEPTO.
HISALBA	6,629	LEPTO.	LEPTO.
SOTOGRADE	13,637	LEPTO.	LEPTO.
VALDERRIVAS	3,904	LEPTO.	LEPTO.
GRAL. DE INVERSIONES	41,741	LEPTO.	LEPTO.
ARGON	13,413	LEPTO.	LEPTO.
CARBUROS METALICOS	23,108	LEPTO.	LEPTO.
CEPSA	14,139	LEPTO.	LEPTO.
ERCROS	42,856	LEPTO.	LEPTO.
SNIACE	6,184	LEPTO.	LEPTO.
TAFISA	7,086	LEPTO.	LEPTO.
UNION Y EL FENIX	1,030		
AMPER	14,559	LEPTO.	LEPTO.
ASTURIANA DEL ZINC	6,670	LEPTO.	LEPTO.
DURO FELGUERA	6,741	LEPTO.	LEPTO.
NUEVA MONTAÑA	11,503	LEPTO.	LEPTO.
TUBACEX	14,830	LEPTO.	LEPTO.
ZARDOYA-OTIS	8,126	LEPTO.	LEPTO.
TUDOR	34,615	LEPTO.	LEPTO.
AUT. DEL MARE NOSTRUM	1,846		
PROSEGUR	5,900	LEPTO.	LEPTO.
R* NO PONDERADA	2,545	LEPTO.	
TIPO SIN RIESGO	-2,617	PLATI.	PLATI.

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-10

- Test de curtosis (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo I

TITULO	Estadístico curtosis	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	7,371	LEPTO.	LEPTO.
B. ANDALUCIA	-0,409		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-0,125		
B. EXTERIOR	1,176		
B. PASTOR	0,215		
B. POPULAR	0,814		
B. SANTANDER	0,538		
BANESTO	1,698		
BBV	-0,107		
B. FOMENTO	3,059	LEPTO.	LEPTO.
BANKINTER	1,516		
E. R. ZARAGOZANAS	-0,208		
ENDESA	-0,154		
ENHER	3,727	LEPTO.	LEPTO.
GESA	5,688	LEPTO.	LEPTO.
H. CANTABRICO	0,163		
U. E. FENOSA	2,717	LEPTO.	LEPTO.
TABACALERA	1,744		
VISCOFAN	0,335		
ASLAND	-0,025		
DRAGADOS	-0,087		
HUARTE	0,128		
METROVACESA	0,370		
URALITA	-0,140		
URBIS	-0,660		
VALLEHERMOSO	-0,504		
CORP. FIN. ALBA	0,174		
SARRIO	-0,167		
ENCE	2,586	LEPTO.	LEPTO.
REPSOL	0,600		
MAPFRE	1,579		
ACERINOX	0,841		
NISSAN	1,619		
ACESA	-0,733		
TELEFONICA	-0,747		
R* NO PONDERADA	0,921		
TIPO SIN RIESGO	-1,188		

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-11

- Test de curtosis (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	Estadístico curtosis	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	2,778	LEPTO.	LEPTO.
FECSA	1,482		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	-0,319		
SEVILLANA	0,690		
AGUILA	1,010		
CAMPOFRIO	0,530		
EBRO	3,348	LEPTO.	LEPTO.
AGROMAN	8,650	LEPTO.	LEPTO.
CRISTALERIA	2,652	LEPTO.	LEPTO.
HISALBA	0,553		
SOTOGRADE	1,130		
VALDERRIVAS	1,218		
GRAL. DE INVERSIONES	3,426	LEPTO.	LEPTO.
ARGON	3,965	LEPTO.	LEPTO.
CARBUROS METALICOS	2,486	LEPTO.	
CEPSA	1,237		
ERCROS	6,814	LEPTO.	LEPTO.
SNIACE	0,938		
TAFISA	0,633		
UNION Y EL FENIX	0,042		
AMPER	-0,220		
ASTURIANA DEL ZINC	3,370	LEPTO.	LEPTO.
DURO FELGUERA	1,159		
NUEVA MONTAÑA	2,488	LEPTO.	
TUBACEX	0,526		
ZARDOYA-OTIS	-0,500		
TUDOR	1,327		
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,319		
PROSEGUR	-0,084		
R* NO PONDERADA	0,921		
TIPO SIN RIESGO	-1,188		

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-12

- Test del R. estudentizado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TITULO	Estadístico RS'	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	9,746	LEPTO.	LEPTO.
B. ANDALUCIA	7,542	LEPTO.	LEPTO.
B. CENTRAL (CEN-HISP)	7,369	LEPTO.	LEPTO.
B. EXTERIOR	8,588	LEPTO.	LEPTO.
B. PASTOR	8,871	LEPTO.	LEPTO.
B. POPULAR	7,272	LEPTO.	LEPTO.
B. SANTANDER	6,804	LEPTO.	
BANESTO	7,911	LEPTO.	LEPTO.
BBV	5,863		
B. FOMENTO	8,117	LEPTO.	LEPTO.
BANKINTER	6,261		
E. R. ZARAGOZANAS	7,259	LEPTO.	LEPTO.
ENDESA	5,982		
ENHER	7,599	LEPTO.	LEPTO.
GESA	9,568	LEPTO.	LEPTO.
H. CANTABRICO	8,479	LEPTO.	LEPTO.
U. E. FENOSA	8,300	LEPTO.	LEPTO.
TABACALERA	6,711	LEPTO.	
VISCOFAN	7,883	LEPTO.	LEPTO.
ASLAND	5,493		
DRAGADOS	8,109	LEPTO.	LEPTO.
HUARTE	7,410	LEPTO.	LEPTO.
METROVACESA	6,090		
URALITA	6,155		
URBIS	7,128	LEPTO.	LEPTO.
VALLEHERMOSO	6,055		
CORP. FIN. ALBA	6,012		
SARRIO	7,426	LEPTO.	LEPTO.
ENCE	8,136	LEPTO.	LEPTO.
REPSOL	6,173		
MAPFRE	6,609	LEPTO.	
ACERINOX	8,835	LEPTO.	LEPTO.
NISSAN	7,629	LEPTO.	LEPTO.
ACESA	6,359		
TELEFONICA	7,506	LEPTO.	LEPTO.
R* NO PONDERADA	6,726	LEPTO.	
TIPO SIN RIESGO	3,771	PLATI.	PLATI.

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-13

- Test del R. estudentizado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	Estadístico RS'	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	7,280	LEPTO.	LEPTO.
FECSA	7,551	LEPTO.	LEPTO.
IBERDUERO (IBERDROLA I)	7,539	LEPTO.	LEPTO.
SEVILLANA	6,729	LEPTO.	
AGUILA	6,603	LEPTO.	
CAMPOFRIO	6,419	LEPTO.	
EBRO	8,272	LEPTO.	LEPTO.
AGROMAN	5,407		
CRISTALERIA	6,718	LEPTO.	
HISALBA	6,636	LEPTO.	
SOTOGRADE	8,238	LEPTO.	LEPTO.
VALDERRIVAS	6,587	LEPTO.	
GRAL. DE INVERSIONES	11,916	LEPTO.	LEPTO.
ARGON	8,356	LEPTO.	LEPTO.
CARBUROS METALICOS	9,654	LEPTO.	LEPTO.
CEPSA	8,650	LEPTO.	LEPTO.
ERCROS	9,357	LEPTO.	LEPTO.
SNIACE	6,999	LEPTO.	LEPTO.
TAFISA	6,889	LEPTO.	LEPTO.
UNION Y EL FENIX	5,729		
AMPER	8,817	LEPTO.	LEPTO.
ASTURIANA DEL ZINC	7,125	LEPTO.	LEPTO.
DURO FELGUERA	7,194	LEPTO.	LEPTO.
NUEVA MONTAÑA	8,107	LEPTO.	LEPTO.
TUBACEX	8,468	LEPTO.	LEPTO.
ZARDOYA-OTIS	7,324	LEPTO.	LEPTO.
TUDOR	8,981	LEPTO.	LEPTO.
AUT. DEL MARE NOSTRUM	6,148		
PROSEGUR	7,188	LEPTO.	LEPTO.
R* NO PONDERADA	6,726	LEPTO.	
TIPO SIN RIESGO	3,771	PLATI.	PLATI.

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-14

- Test del R. estudentizado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

TITULO	Estadístico RS'	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	5,436	LEPTO.	
B. ANDALUCIA	4,244		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	4,398		
B. EXTERIOR	5,223		
B. PASTOR	4,647		
B. POPULAR	4,957		
B. SANTANDER	4,720		
BANESTO	5,585	LEPTO.	
BBV	4,548		
B. FOMENTO	5,439	LEPTO.	
BANKINTER	5,287		
E. R. ZARAGOZANAS	4,321		
ENDESA	4,355		
ENHER	5,732	LEPTO.	LEPTO.
GESA	6,488	LEPTO.	LEPTO.
H. CANTABRICO	4,267		
U. E. FENOSA	5,314		
TABACALERA	5,508	LEPTO.	
VISCOFAN	4,649		
ASLAND	4,336		
DRAGADOS	4,422		
HUARTE	4,472		
METROVACESA	4,581		
URALITA	4,394		
URBIS	3,867		
VALLEHERMOSO	3,997		
CORP. FIN. ALBA	4,568		
SARRIO	4,310		
ENCE	5,533	LEPTO.	
REPSOL	4,868		
MAPFRE	5,130		
ACERINOX	4,949		
NISSAN	4,699		
ACESA	3,908		
TELEFONICA	4,009		
R* NO PONDERADA	4,960		
TIPO SIN RIESGO	3,731		

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-15

- Test del R. estudentizado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	Estadístico RS'	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	5,198		
FECSA	5,282		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	4,487		
SEVILLANA	4,861		
AGUILA	4,963		
CAMPOFRIO	4,355		
EBRO	5,701	LEPTO.	LEPTO.
AGROMAN	5,957	LEPTO.	LEPTO.
CRISTALERIA	5,506	LEPTO.	
HISALBA	4,582		
SOTOGRADE	4,914		
VALDERRIVAS	5,089		
GRAL. DE INVERSIONES	5,664	LEPTO.	
ARGON	5,257		
CARBUROS METALICOS	5,609	LEPTO.	
CEPSA	4,576		
ERCROS	5,247		
SNIACE	4,908		
TAFISA	4,660		
UNION Y EL FENIX	4,382		
AMPER	4,390		
ASTURIANA DEL ZINC	5,428	LEPTO.	
DURO FELGUERA	4,657		
NUEVA MONTAÑA	5,921	LEPTO.	LEPTO.
TUBACEX	4,707		
ZARDOYA-OTIS	3,978		
TUDOR	4,361		
AUT. DEL MARE NOSTRUM	4,913		
PROSEGUR	4,410		
R* NO PONDERADA	4,960		
TIPO SIN RIESGO	3,731		

LEPTO.: Se rechaza normalidad de la distribución (mayor apuntamiento que normal)

PLATI.: Se rechaza normalidad de la distribución (menor apuntamiento que normal)

Tabla VIII-16

- Resumen (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TÍTULO	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	-RR	-RR
B. ANDALUCIA	-RR	-RR
B. CENTRAL (CEN-HISP)	RRR	RRR
B. EXTERIOR	RRR	-RR
B. PASTOR	-RR	-RR
B. POPULAR	-RR	-RR
B. SANTANDER	RRR	RR-
BANESTO	RRR	RRR
BBV	---	---
B. FOMENTO	RRR	RRR
BANKINTER	-R-	-R-
E. R. ZARAGOZANAS	RRR	RRR
ENDESA	---	---
ENHER	RRR	RRR
GESA	RRR	RRR
H. CANTABRICO	RRR	-RR
U. E. FENOSA	RRR	RRR
TABACALERA	-RR	-R-
VISCOFAN	RRR	RRR
ASLAND	---	---
DRAGADOS	-RR	-RR
HUARTE	-RR	-RR
METROVACESA	-R-	-R-
URALITA	-R-	-R-
URBIS	-RR	-RR
VALLEHERMOSO	RR-	RR-
CORP. FIN. ALBA	-R-	-R-
SARRIO	-RR	-RR
ENCE	RRR	RRR
REPSOL	RR-	-R-
MAPFRE	-RR	-R-
ACERINOX	RRR	-RR
NISSAN	RRR	RRR
ACESA	-R-	-R-
TELEFONICA	RRR	-RR
R* NO PONDERADA	-RR	---
TIPO SIN RIESGO	-RR	-RR

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

R--: Asimetría

-R-: Curtosis

--R: Rango estudentizado

Tabla VIII-17

- Resumen (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	RRR	RRR
FECSA	-RR	-RR
IBERDUERO (IBERDROLA I)	-RR	-RR
SEVILLANA	-RR	-R-
AGUILA	-RR	-R-
CAMPOFRIO	RRR	RR-
EBRO	RRR	RRR
AGROMAN	---	---
CRISTALERIA	-RR	-R-
HISALBA	RRR	RR-
SOTOGRADE	RRR	RRR
VALDERRIVAS	-RR	-R-
GRAL. DE INVERSIONES	RRR	RRR
ARGON	RRR	RRR
CARBUROS METALICOS	RRR	RRR
CEPSA	-RR	-RR
ERCROS	RRR	RRR
SNIACE	-RR	-RR
TAFISA	RRR	-RR
UNION Y EL FENIX	---	---
AMPER	RRR	RRR
ASTURIANA DEL ZINC	RRR	-RR
DURO FELGUERA	-RR	-RR
NUEVA MONTAÑA	RRR	RRR
TUBACEX	-RR	-RR
ZARDOYA-OTIS	-RR	-RR
TUDOR	RRR	RRR
AUT. DEL MARE NOSTRUM	---	---
PROSEGUR	RRR	-RR
R* NO PONDERADA	-RR	---
TIPO SIN RIESGO	-RR	-RR

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

R-: Asimetría

-R-: Curtosis

--R: Rango estudentizado

Tabla VIII-18

- Resumen (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

TITULO	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	RRR	RR-
B. ANDALUCIA	---	---
B. CENTRAL (CEN-HISP)	---	---
B. EXTERIOR	---	---
B. PASTOR	---	---
B. POPULAR	---	---
B. SANTANDER	---	---
BANESTO	--R	---
BBV	---	---
B. FOMENTO	RRR	-R-
BANKINTER	---	---
E. R. ZARAGOZANAS	---	---
ENDESA	---	---
ENHER	-RR	-RR
GESA	-RR	-RR
H. CANTABRICO	---	---
U. E. FENOSA	RR-	-R-
TABACALERA	--R	---
VISCOFAN	---	---
ASLAND	---	---
DRAGADOS	---	---
HUARTE	---	---
METROVACESA	---	---
URALITA	---	---
URBIS	---	---
VALLEHERMOSO	---	---
CORP. FIN. ALBA	---	---
SARRIO	---	---
ENCE	RRR	-R-
REPSOL	---	---
MAPFRE	---	---
ACERINOX	---	---
NISSAN	R--	---
ACESA	---	---
TELEFONICA	---	---
R* NO PONDERADA	---	---
TIPO SIN RIESGO	---	---

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

R--: Asimetría

-R-: Curtosis

--R: Rango estudentizado

Tabla VIII-19

- Resumen (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	-R-	-R-
FECSA	---	---
IBERDUERO (IBERDROLA I)	---	---
SEVILLANA	---	---
AGUILA	---	---
CAMPOFRIO	R--	---
EBRO	RRR	-RR
AGROMAN	RRR	RRR
CRISTALERIA	-RR	-R-
HISALBA	---	---
SOTOGRADE	---	---
VALDERRIVAS	---	---
GRAL. DE INVERSIONES	-RR	-R-
ARGON	RR-	RR-
CARBUROS METALICOS	-RR	---
CEPSA	---	---
ERCROS	RR-	RR-
SNIACE	---	---
TAFISA	---	---
UNION Y EL FENIX	---	---
AMPER	---	---
ASTURIANA DEL ZINC	RRR	-R-
DURO FELGUERA	R--	---
NUEVA MONTAÑA	-RR	--R
TUBACEX	---	---
ZARDOYA-OTIS	---	---
TUDOR	R--	R--
AUT. DEL MARE NOSTRUM	---	---
PROSEGUR	---	---
R* NO PONDERADA	---	---
TIPO SIN RIESGO	---	---

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

R--: Asimetría

-R-: Curtosis

--R: Rango estudentizado

Tabla VIII-20

- Test de Shapiro-Wilk (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TÍTULO	W	Probabilidad a la izda. de W	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	0,8249	0,0001	R	R
B. ANDALUCIA	0,9440	0,0001	R	R
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,9624	0,0042	R	R
B. EXTERIOR	0,9369	0,0001	R	R
B. PASTOR	0,9118	0,0001	R	R
B. POPULAR	0,9865	0,8068		
B. SANTANDER	0,9506	0,0001	R	R
BANESTO	0,9496	0,0001	R	R
BBV	0,9818	0,5047		
B. FOMENTO	0,9003	0,0001	R	R
BANKINTER	0,9681	0,0256	R	
E. R. ZARAGOZANAS	0,9435	0,0001	R	R
ENDESA	0,9873	0,8456		
ENHER	0,9441	0,0001	R	R
GESA	0,9173	0,0001	R	R
H. CANTABRICO	0,9313	0,0001	R	R
U. E. FENOSA	0,9555	0,0003	R	R
TABACALERA	0,9780	0,2807		
VISCOFAN	0,9504	0,0001	R	R
ASLAND	0,9807	0,4329		
DRAGADOS	0,9834	0,6172		
HUARTE	0,9846	0,6931		
METROVACESA	0,9761	0,1939		
URALITA	0,9732	0,1011		
URBIS	0,9839	0,6482		
VALLEHERMOSO	0,9686	0,0296	R	
CORP. FIN. ALBA	0,9800	0,3918		
SARRIO	0,9639	0,0069	R	R
ENCE	0,9060	0,0001	R	R
REPSOL	0,9766	0,2138		
MAPFRE	0,9798	0,3790		
ACERINOX	0,9476	0,0001	R	R
NISSAN	0,9334	0,0001	R	R
ACESA	0,9831	0,5932		
TELEFONICA	0,9619	0,0035	R	R
R* NO PONDERADA	0,9908	0,9626		
TIPO SIN RIESGO	0,9097	0,0001	R	R

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

Tabla VIII-21

- Test de Shapiro-Wilk (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	W	Probabilidad a la izda. de W	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	0,9402	0,0001	R	R
FECSA	0,9824	0,5468		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,9750	0,1529		
SEVILLANA	0,9844	0,6805		
AGUILA	0,9794	0,3554		
CAMPOFRIO	0,9643	0,0079	R	R
EBRO	0,8812	0,0001	R	R
AGROMAN	0,9769	0,2282		
CRISTALERIA	0,9709	0,0559		
HISALBA	0,9433	0,0001	R	R
SOTOGRADE	0,9143	0,0001	R	R
VALDERRIVAS	0,9773	0,2453		
GRAL. DE INVERSIONES	0,8584	0,0001	R	R
ARGON	0,8862	0,0001	R	R
CARBUROS METALICOS	0,9003	0,0001	R	R
CEPSA	0,9092	0,0001	R	R
ERCROS	0,7603	0,0001	R	R
SNIACE	0,9443	0,0001	R	R
TAFISA	0,9373	0,0001	R	R
UNION Y EL FENIX	0,9799	0,3857		
AMPER	0,9378	0,0001	R	R
ASTURIANA DEL ZINC	0,9423	0,0001	R	R
DURO FELGUERA	0,9632	0,0055	R	R
NUEVA MONTAÑA	0,9278	0,0001	R	R
TUBACEX	0,9266	0,0001	R	R
ZARDOYA-OTIS	0,9458	0,0001	R	R
TUDOR	0,8746	0,0001	R	R
ALT. DEL MARE NOSTRUM	0,9877	0,8661		
PROSEGUR	0,9702	0,0468	R	
R* NO PONDERADA	0,9908	0,9626		
TIPO SIN RIESGO	0,9097	0,0001	R	R

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

Tabla VIII-22

- Test de Shapiro-Wilk (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo I

TÍTULO	W	Probabilidad a la izda. de W	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	0,8204	0,0001	R	R
B. ANDALUCIA	0,9737	0,6224		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,9743	0,6398		
B. EXTERIOR	0,9750	0,6631		
B. PASTOR	0,9640	0,3600		
B. POPULAR	0,9775	0,7362		
B. SANTANDER	0,9777	0,7436		
BANESTO	0,9775	0,7371		
BBV	0,9831	0,8872		
B. FOMENTO	0,9485	0,1243		
BANKINTER	0,9684	0,4686		
E. R. ZARAGOZANAS	0,9788	0,7763		
ENDESA	0,9851	0,9292		
ENHER	0,9056	0,0050	R	R
GESA	0,8660	0,0003	R	R
H. CANTABRICO	0,9595	0,2685		
U. E. FENOSA	0,9213	0,0162	R	
TABACALERA	0,9691	0,4887		
VISCOFAN	0,9803	0,8185		
ASLAND	0,9743	0,6393		
DRAGADOS	0,9825	0,8737		
HUARTE	0,9711	0,5446		
METROVACESA	0,9800	0,8107		
URALITA	0,9828	0,8817		
URBIS	0,9749	0,6585		
VALLEHERMOSO	0,9700	0,5138		
CORP. FIN. ALBA	0,9703	0,5204		
SARRIO	0,9741	0,6355		
ENCE	0,9528	0,1687		
REPSOL	0,9822	0,8673		
MAPFRE	0,9655	0,3944		
ACERINOX	0,9769	0,7190		
NISSAN	0,9391	0,0619		
ACESA	0,9788	0,7748		
TELEFONICA	0,9775	0,7380		
R* NO PONDERADA	0,9759	0,6886		
TIPO SIN RIESGO	0,9331	0,0394	R	

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

Tabla VIII-23

- Test de Shapiro-Wilk (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	W	Probabilidad a la izda. de W	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	0,9064	0,0053	R	R
FECSA	0,9541	0,1854		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,9882	0,9723		
SEVILLANA	0,9557	0,2073		
AGUILA	0,9737	0,6206		
CAMPOFRIO	0,9234	0,0189	R	
EBRO	0,8933	0,0020	R	R
AGROMAN	0,8437	0,0001	R	R
CRISTALERIA	0,9400	0,0663		
HISALBA	0,9571	0,2279		
SOTOGRADE	0,9644	0,3683		
VALDERRIVAS	0,9703	0,5219		
GRAL. DE INVERSIONES	0,9121	0,0081	R	R
ARGON	0,8823	0,0009	R	R
CARBUROS METALICOS	0,9282	0,0273	R	
CEPSA	0,8883	0,0014	R	R
ERCROS	0,7667	0,0001	R	R
SNIAE	0,9568	0,2231		
TAFISA	0,9565	0,2190		
UNION Y EL FENIX	0,9766	0,7113		
AMPER	0,9733	0,6089		
ASTURIANA DEL ZINC	0,9352	0,0460	R	
DURO FELGUERA	0,9321	0,0365	R	
NUEVA MONTAÑA	0,9539	0,1829		
TUBACEX	0,9796	0,7974		
ZARDOYA-OTIS	0,9743	0,6404		
TUDOR	0,8929	0,0019	R	R
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,9727	0,5917		
PROSEGUR	0,9798	0,8041		
R* NO PONDERADA	0,9759	0,6886		
TIPO SIN RIESGO	0,9331	0,0394	R	

R: se rechaza la hipótesis de normalidad

Tabla VIII-24

- Eliminación del riesgo diversificable (1.990-93)

Rentabilidades semanales

• Promedio de riesgo de carteras de 2, 3, ..., k títulos

Nº de títulos	Simulación 1	Simulación 2	Simulación 3	Simulación 4	Promedio total
Carteras de 2	4,5739	4,6041	4,5914	4,5917	4,5903
Carteras de 3	4,1980	4,2443	4,1921	4,2438	4,2196
Carteras de 4	3,9807	4,0342	3,9722	4,0524	4,0099
Carteras de 5	3,8221	3,8880	3,8068	3,9368	3,8634
Carteras de 6	3,7162	3,7818	3,6843	3,8624	3,7612
Carteras de 7	3,6445	3,7013	3,5917	3,8048	3,6856
Carteras de 8	3,5873	3,6461	3,5183	3,7612	3,6282
Carteras de 9	3,5453	3,6024	3,4654	3,7303	3,5858
Carteras de 10	3,5139	3,5635	3,4237	3,7043	3,5513
Carteras de 11	3,4910	3,5340	3,3912	3,6841	3,5251
Carteras de 12	3,4682	3,5123	3,3631	3,6692	3,5032
Carteras de 13	3,4520	3,4947	3,3398	3,6571	3,4859
Carteras de 14	3,4395	3,4799	3,3229	3,6517	3,4735
Carteras de 15	3,4267	3,4674	3,3039	3,6435	3,4604
Carteras de 16	3,4172	3,4616	3,2866	3,6376	3,4507
Carteras de 17	3,4102	3,4567	3,2742	3,6335	3,4436
Carteras de 18	3,4045	3,4466	3,2644	3,6256	3,4353
Carteras de 19	3,4009	3,4365	3,2585	3,6186	3,4286
Carteras de 20	3,4002	3,4260	3,2545	3,6137	3,4236

• Variabilidad (desviación) del riesgo de carteras de 2, 3, ..., k títulos

Nº de títulos	Simulación 1	Simulación 2	Simulación 3	Simulación 4	Promedio total
Carteras de 2	1,2706	1,3567	1,3773	1,3271	1,3329
Carteras de 3	0,9026	1,0271	1,1107	1,0418	1,0206
Carteras de 4	0,7148	0,8219	0,9715	0,9049	0,8533
Carteras de 5	0,6011	0,6868	0,8363	0,7963	0,7302
Carteras de 6	0,5162	0,6077	0,7113	0,7083	0,6359
Carteras de 7	0,4572	0,5458	0,6189	0,6450	0,5667
Carteras de 8	0,4161	0,4972	0,5319	0,5930	0,5096
Carteras de 9	0,3774	0,4587	0,4828	0,5440	0,4657
Carteras de 10	0,3469	0,4275	0,4358	0,5074	0,4294
Carteras de 11	0,3199	0,4007	0,4038	0,4754	0,4000
Carteras de 12	0,2917	0,3691	0,3709	0,4449	0,3692
Carteras de 13	0,2644	0,3402	0,3485	0,4182	0,3428
Carteras de 14	0,2420	0,3176	0,3290	0,3876	0,3190
Carteras de 15	0,2126	0,3002	0,3075	0,3658	0,2965
Carteras de 16	0,1843	0,2859	0,2855	0,3449	0,2751
Carteras de 17	0,1656	0,2713	0,2776	0,3264	0,2602
Carteras de 18	0,1508	0,2622	0,2718	0,3166	0,2504
Carteras de 19	0,1299	0,2595	0,2726	0,3110	0,2432
Carteras de 20	0,1184	0,2581	0,2726	0,3046	0,2384

Tabla VIII-25

- Eliminación del riesgo diversificable (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

• Promedio de riesgo de carteras de 2, 3, ..., k títulos

Nº de títulos	Simulación 1	Simulación 2	Simulación 3	Simulación 4	Promedio total
Carteras de 2	10,4146	10,3624	10,5854	10,4311	10,4484
Carteras de 3	9,8390	9,7479	10,0114	9,8286	9,8567
Carteras de 4	9,5148	9,4119	9,6970	9,4877	9,5279
Carteras de 5	9,2969	9,1873	9,4611	9,2404	9,2964
Carteras de 6	9,1247	9,0450	9,2986	9,0566	9,1312
Carteras de 7	8,9955	8,9347	9,1809	8,9305	9,0104
Carteras de 8	8,9262	8,8600	9,1010	8,8486	8,9339
Carteras de 9	8,8616	8,8106	9,0387	8,7972	8,8770
Carteras de 10	8,7994	8,7829	8,9809	8,7610	8,8310
Carteras de 11	8,7317	8,7538	8,9450	8,7226	8,7883
Carteras de 12	8,6697	8,7158	8,8993	8,6816	8,7416
Carteras de 13	8,5978	8,6831	8,8651	8,6449	8,6977
Carteras de 14	8,5315	8,6598	8,8423	8,6246	8,6645
Carteras de 15	8,4737	8,6374	8,8209	8,6120	8,6360
Carteras de 16	8,4326	8,6191	8,7940	8,5897	8,6088
Carteras de 17	8,3975	8,5940	8,7769	8,5749	8,5858
Carteras de 18	8,3584	8,5762	8,7471	8,5634	8,5613
Carteras de 19	8,3209	8,5603	8,7299	8,5583	8,5424
Carteras de 20	8,2907	8,5500	8,7190	8,5635	8,5308

• Variabilidad (desviación) del riesgo de carteras de 2, 3, ..., k títulos

Nº de títulos	Simulación 1	Simulación 2	Simulación 3	Simulación 4	Promedio total
Carteras de 2	3,5387	3,3857	3,1285	3,7450	3,4495
Carteras de 3	2,8823	2,7675	2,4638	2,9443	2,7645
Carteras de 4	2,5163	2,4065	2,0174	2,4636	2,3510
Carteras de 5	2,2486	2,2514	1,7378	2,1392	2,0942
Carteras de 6	2,0509	2,1281	1,5243	1,8816	1,8962
Carteras de 7	1,9015	2,0192	1,3858	1,7052	1,7529
Carteras de 8	1,7955	1,9408	1,2603	1,5599	1,6391
Carteras de 9	1,7070	1,8642	1,1327	1,4152	1,5298
Carteras de 10	1,6420	1,8092	1,0424	1,2444	1,4345
Carteras de 11	1,5636	1,7479	0,9554	1,0770	1,3360
Carteras de 12	1,4897	1,6896	0,9172	0,9512	1,2619
Carteras de 13	1,4007	1,6236	0,8892	0,8391	1,1881
Carteras de 14	1,3056	1,5660	0,8533	0,7678	1,1232
Carteras de 15	1,2151	1,4998	0,8147	0,7237	1,0633
Carteras de 16	1,1242	1,4363	0,7819	0,6943	1,0092
Carteras de 17	1,0485	1,3747	0,7304	0,6554	0,9523
Carteras de 18	0,9775	1,3169	0,7047	0,6232	0,9056
Carteras de 19	0,9072	1,2590	0,6828	0,5933	0,8606
Carteras de 20	0,8549	1,2056	0,6630	0,5862	0,8274

Tabla VIII-26

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TITULO	a_i	D. típica a_i	b_i	D. típica b_i	D. típica e_i	R^2
B. ALICANTE	-0,10175	0,0774	0,06471	0,0233	0,977	0,047
B. ANDALUCIA	0,36824	0,2025	0,43733	0,0610	2,558	0,246
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-0,12628	0,1885	0,41974	0,0567	2,380	0,257
B. EXTERIOR	0,06009	0,0822	0,14233	0,0247	1,038	0,173
B. PASTOR	0,05294	0,2691	0,68059	0,0810	3,399	0,309
B. POPULAR	0,41582	0,2015	0,75853	0,0607	2,545	0,497
B. SANTANDER	0,40284	0,2131	1,09686	0,0642	2,692	0,649
BANESTO	0,08485	0,3440	1,18924	0,1036	4,345	0,455
BBV	0,15612	0,1967	0,97940	0,0592	2,485	0,634
B. FOMENTO	0,18610	0,2938	0,68025	0,0885	3,711	0,272
BANKINTER	0,26862	0,2092	0,96794	0,0630	2,642	0,599
E. R. ZARAGOZANAS	0,70193	0,3178	0,86549	0,0957	4,014	0,341
ENDESA	0,57316	0,2292	0,61947	0,0690	2,895	0,338
ENHER	0,17663	0,2703	0,46969	0,0814	3,414	0,174
GESA	0,37253	0,2737	0,79284	0,0824	3,457	0,369
H. CANTABRICO	0,37477	0,2206	0,72043	0,0664	2,786	0,427
U. E. FENOSA	0,10565	0,2160	0,69267	0,0651	2,729	0,418
TABACALERA	0,15176	0,3134	0,63941	0,0944	3,959	0,225
VISCOFAN	-0,14047	0,4088	0,92386	0,1231	5,164	0,263
ASLAND	-0,09857	0,3781	1,62879	0,1138	4,775	0,564
DRAGADOS	0,18720	0,3126	1,15055	0,0941	3,949	0,486
HUARTE	-0,02502	0,3351	1,49421	0,1009	4,233	0,581
METROVACESA	-0,03720	0,2604	0,87210	0,0784	3,289	0,439
URALITA	-0,29401	0,4141	1,55187	0,1247	5,231	0,495
URBIS	-0,01310	0,3749	1,62136	0,1129	4,736	0,566
VALLEHERMOSO	0,13043	0,3327	1,43153	0,1002	4,202	0,564
CORP. FIN. ALBA	-0,13560	0,3132	0,92506	0,0943	3,956	0,378
SARRIO	-0,30002	0,3467	1,20536	0,1044	4,379	0,458
ENCE	-0,09595	0,6316	1,58935	0,1902	7,977	0,307
REPSOL	0,28010	0,1933	0,70440	0,0582	2,441	0,481
MAPFRE	0,06970	0,3394	1,08500	0,1022	4,286	0,416
ACERINOX	0,32363	0,3413	1,41349	0,1028	4,311	0,545
NISSAN	-0,02115	0,4482	1,17833	0,1349	5,661	0,325
ACESA	0,39369	0,2333	0,66295	0,0702	2,947	0,361
TELEFONICA	0,40134	0,2475	0,45106	0,0745	3,126	0,188

SUMA $R^2 = 13,847$

% EXPLICADO = 39,56%

Tabla IX-I

- Modelo de mercado (1.990-93)
(Test de significación de las betas)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TITULO	b_i	D. típica	$H_0: \beta_i = 0$		
		b_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	0,06471	0,0233	2,777	R	R
B. ANDALUCIA	0,43733	0,0610	7,169	R	R
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,41974	0,0567	7,403	R	R
B. EXTERIOR	0,14233	0,0247	5,762	R	R
B. PASTOR	0,68059	0,0810	8,402	R	R
B. POPULAR	0,75853	0,0607	12,496	R	R
B. SANTANDER	1,09686	0,0642	17,085	R	R
BANESTO	1,18924	0,1036	11,479	R	R
BBV	0,97940	0,0592	16,544	R	R
B. FOMENTO	0,68025	0,0885	7,686	R	R
BANKINTER	0,96794	0,0630	15,364	R	R
E. R. ZARAGOZANAS	0,86549	0,0957	9,044	R	R
ENDESA	0,61947	0,0690	8,978	R	R
ENHER	0,46969	0,0814	5,770	R	R
GESA	0,79284	0,0824	9,622	R	R
H. CANTABRICO	0,72043	0,0664	10,850	R	R
U. E. FENOSA	0,69267	0,0651	10,640	R	R
TABACALERA	0,63941	0,0944	6,773	R	R
VISCOFAN	0,92386	0,1231	7,505	R	R
ASLAND	1,62879	0,1138	14,313	R	R
DRAGADOS	1,15055	0,0941	12,227	R	R
HUARTE	1,49421	0,1009	14,809	R	R
METROVACESA	0,87210	0,0784	11,124	R	R
URALITA	1,55187	0,1247	12,445	R	R
URBIS	1,62136	0,1129	14,361	R	R
VALLEHERMOSO	1,43153	0,1002	14,287	R	R
CORP. FIN. ALBA	0,92506	0,0943	9,810	R	R
SARRIO	1,20536	0,1044	11,546	R	R
ENCE	1,58935	0,1902	8,356	R	R
REPSOL	0,70440	0,0582	12,103	R	R
MAPFRE	1,08500	0,1022	10,616	R	R
ACERINOX	1,41349	0,1028	13,750	R	R
NISSAN	1,17833	0,1349	8,735	R	R
ACESA	0,66295	0,0702	9,444	R	R
TELEFONICA	0,45106	0,0745	6,055	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de beta

Tabla IX-2

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	a_i	D. típica a_i	b_i	D. típica b_i	D. típica e_i	R^2
B. VALENCIA	-0,00199	0,2240	0,72362	0,0674	2,829	0,421
FECSA	-0,00050	0,2057	0,69416	0,0619	2,598	0,443
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,30443	0,2051	0,58458	0,0618	2,590	0,362
SEVILLANA	0,11794	0,2113	0,70921	0,0636	2,669	0,440
AGUILA	0,02897	0,4526	1,01525	0,1363	5,716	0,260
CAMPOFRIO	-0,33175	0,3186	0,58330	0,0959	4,025	0,190
EBRO	-0,31673	0,4126	1,25621	0,1242	5,211	0,393
AGROMAN	-0,46296	0,3645	1,79381	0,1098	4,605	0,628
CRISTALERIA	-0,12197	0,3183	1,50565	0,0958	4,021	0,610
HISALBA	-0,41381	0,4383	1,70965	0,1320	5,537	0,515
SOTOGRADE	-0,30838	0,5051	1,61096	0,1521	6,380	0,415
VALDERRIVAS	-0,22606	0,2828	1,04717	0,0851	3,572	0,489
GRAL. DE INVERSIONES	-0,03009	0,4003	0,74904	0,1205	5,056	0,196
ARGON	0,03342	0,3519	0,61111	0,1060	4,445	0,174
CARBUIROS METALICOS	-0,10605	0,4786	1,07219	0,1441	6,046	0,259
CEPSA	0,11153	0,2698	0,53340	0,0812	3,408	0,214
ERCROS	-0,17582	1,0910	1,61362	0,3286	13,780	0,132
SNIACE	-0,31172	0,6305	1,78292	0,1898	7,963	0,358
TAFISA	-0,33998	0,4765	1,29060	0,1435	6,018	0,339
UNION Y EL FENIX	-0,38588	0,4094	1,12274	0,1233	5,171	0,344
AMPER	-0,99251	0,4767	1,33159	0,1435	6,021	0,353
ASTURIANA DEL ZINC	-0,38752	0,5312	1,73024	0,1600	6,710	0,425
DURO FELGUERA	-0,31228	0,3789	0,86061	0,1141	4,786	0,265
NUEVA MONTAÑA	-0,02789	0,4287	1,39418	0,1291	5,415	0,425
TUBACEX	-0,41296	0,6101	1,33696	0,1837	7,706	0,251
ZARDOYA-OTIS	0,34778	0,2075	0,70942	0,0625	2,621	0,449
TUDOR	-0,10427	0,4988	0,82319	0,1502	6,301	0,160
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,21553	0,2418	0,65158	0,0728	3,054	0,336
PROSEGUR	-0,23749	0,4032	1,04688	0,1214	5,093	0,320

SUMA $R^2 = 10,166$

% EXPLICADO = 35,06%

Tabla IX-3

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

(Test de significación de las betas)

TITULO	b_i	D. típica	$H_0: \beta_i = 0$		
		b_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	0,72362	0,0674	10,736	R	R
FECSA	0,69416	0,0619	11,214	R	R
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,58458	0,0618	9,459	R	R
SEVILLANA	0,70921	0,0636	11,151	R	R
AGUILA	1,01525	0,1363	7,449	R	R
CAMPOFRIO	0,58330	0,0959	6,082	R	R
EBRO	1,25621	0,1242	10,114	R	R
AGROMAN	1,79381	0,1098	16,337	R	R
CRISTALERIA	1,50565	0,0958	15,717	R	R
HISALBA	1,70965	0,1320	12,952	R	R
SOTOGRADE	1,61096	0,1521	10,591	R	R
VALDERRIVAS	1,04717	0,0851	12,305	R	R
GRAL. DE INVERSIONES	0,74904	0,1205	6,216	R	R
ARGON	0,61111	0,1060	5,765	R	R
CARBUROS METALICOS	1,07219	0,1441	7,441	R	R
CEPSA	0,53340	0,0812	6,569	R	R
ERCROS	1,61362	0,3286	4,911	R	R
SNIACE	1,78292	0,1898	9,394	R	R
TAFISA	1,29060	0,1435	8,994	R	R
UNION Y EL FENIX	1,12274	0,1233	9,106	R	R
AMPER	1,33159	0,1435	9,279	R	R
ASTURIANA DEL ZINC	1,73024	0,1600	10,814	R	R
DURO FELGUERA	0,86061	0,1141	7,543	R	R
NUEVA MONTAÑA	1,39418	0,1291	10,799	R	R
TUBACEX	1,33696	0,1837	7,278	R	R
ZARDOYA-OTIS	0,70942	0,0625	11,351	R	R
TUDOR	0,82319	0,1502	5,481	R	R
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,65158	0,0728	8,950	R	R
PROSEGUR	1,04688	0,1214	8,623	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de beta

Tabla IX-4

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

(Test de estabilidad de las betas)

TITULO	b_i^*	D. típica	$H_0: \beta_i^* = 0$		
		b_i^*	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	0,0951	0,0482	1,973	R	
B. ANDALUCIA	0,0652	0,1277	0,511		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,4960	0,1121	4,423	R	R
B. EXTERIOR	0,2053	0,0492	4,174	R	R
B. PASTOR	0,0797	0,1697	0,470		
B. POPULAR	0,2754	0,1252	2,199	R	
B. SANTANDER	0,1885	0,1336	1,411		
BANESTO	-0,2202	0,2163	-1,018		
BBV	0,2952	0,1218	2,422	R	
B. FOMENTO	0,0435	0,1853	0,235		
BANKINTER	0,0925	0,1317	0,702		
E. R. ZARAGOZANAS	0,2654	0,1994	1,331		
ENDESA	0,5535	0,1376	4,020	R	R
ENHER	0,0484	0,1705	0,284		
GESA	-0,0963	0,1725	-0,558		
H. CANTABRICO	0,0276	0,1391	0,199		
U. E. FENOSA	0,3782	0,1329	2,845	R	R
TABACALERA	0,2609	0,1966	1,327		
VISCOFAN	0,2382	0,2572	0,926		
ASLAND	-0,1196	0,2383	-0,502		
DRAGADOS	0,9168	0,1832	5,004	R	R
HUARTE	0,3860	0,2092	1,845		
METROVACESA	0,6799	0,1551	4,384	R	R
URALITA	-0,5619	0,2574	-2,183	R	
URBIS	-0,0284	0,2365	-0,120		
VALLEHERMOSO	0,7587	0,2010	3,775	R	R
CORP. FIN. ALBA	-0,0697	0,1975	-0,353		
SARRIO	-0,0244	0,2187	-0,112		
ENCE	0,0627	0,3985	0,157		
REPSOL	0,0999	0,1216	0,821		
MAPFRE	-0,1837	0,2136	-0,860		
ACERINOX	-0,8427	0,2046	-4,118	R	R
NISSAN	-0,2358	0,2821	-0,836		
ACESA	0,4615	0,1425	3,239	R	R
TELEFONICA	0,4746	0,1515	3,132	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de estabilidad de beta

Tabla IX-5

- Modelo de mercado (1.990-93)
(Test de estabilidad de las betas)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	b_i^*	D. típica b_i^*	$H_0: \beta_i^* = 0$ $t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	-0,0358	0,1413	-0,254		
FECSA	-0,0329	0,1297	-0,254		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,2087	0,1283	1,627		
SEVILLANA	0,0013	0,1333	0,010		
AGUILA	0,0045	0,2855	0,016		
CAMPOFRIO	-0,0190	0,2010	-0,095		
EBRO	0,1930	0,2598	0,743		
AGROMAN	-0,1686	0,2296	-0,734		
CRISTALERIA	-0,2857	0,1995	-1,432		
HISALBA	-0,3349	0,2753	-1,216		
SOTOGRADE	0,6226	0,3148	1,978	R	
VALDERRIVAS	0,3210	0,1765	1,818		
GRAL. DE INVERSIONES	-0,3131	0,2513	-1,246		
ARGON	-0,3393	0,2204	-1,540		
CARBUROS METALICOS	-1,0117	0,2910	-3,476	R	R
CEPSA	-0,4397	0,1666	-2,639	R	R
ERCROS	0,1822	0,6883	0,265		
SNIACE	-0,5414	0,3954	-1,369		
TAFISA	-0,6146	0,2966	-2,072	R	
UNION Y EL FENIX	0,0680	0,2582	0,264		
AMPER	-0,2001	0,3004	-0,666		
ASTURIANA DEL ZINC	-0,7646	0,3296	-2,320	R	
DURO FELGUERA	-0,2803	0,2380	-1,177		
NUEVA MONTAÑA	-0,4105	0,2685	-1,529		
TUBACEX	-0,0484	0,3849	-0,126		
ZARDOYA-OTIS	0,0489	0,1308	0,374		
TUDOR	-0,8152	0,3079	-2,647	R	R
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,3906	0,1493	2,615	R	R
PROSEGUR	-0,4515	0,2518	-1,792		

R: Se rechaza la hipótesis de estabilidad de beta

Tabla IX-6

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

TITULO	a_i	D. típica a_i	b_i	D. típica b_i	D. típica c_i	R^2
B. ALICANTE	-0,43054	0,4002	0,06635	0,0474	2,399	0,054
B. ANDALUCIA	1,60358	0,8608	0,49522	0,1020	5,161	0,410
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-0,75022	0,6657	0,41342	0,0789	3,991	0,447
B. EXTERIOR	0,17357	0,3991	0,06781	0,0473	2,393	0,057
B. PASTOR	-0,10605	1,0120	0,52369	0,1198	6,065	0,360
B. POPULAR	1,60157	0,8362	0,70021	0,0991	5,014	0,595
B. SANTANDER	1,22795	1,0580	0,84604	0,1253	6,343	0,573
BANESTO	-0,17207	1,1050	1,13300	0,1309	6,627	0,688
BBV	0,34928	0,7591	0,84911	0,0899	4,551	0,724
B. FOMENTO	0,49538	1,1310	0,45742	0,1340	6,780	0,255
BANKINTER	1,12595	0,7336	1,02043	0,0869	4,399	0,802
E. R. ZARAGOZANAS	3,01631	1,1230	0,68934	0,1331	6,735	0,441
ENDESA	2,51122	0,9362	0,43474	0,1109	5,613	0,311
ENHER	0,71438	1,3850	0,55930	0,1641	8,307	0,255
GESA	1,75541	1,0040	0,92366	0,1190	6,021	0,639
H. CANTABRICO	1,78836	0,8699	0,69342	0,1031	5,216	0,571
U. E. FENOSA	0,36641	1,0340	0,53419	0,1225	6,202	0,359
TABACALERA	0,26692	1,2180	0,70320	0,1443	7,303	0,411
VISCOFAN	-0,77107	1,6070	0,89840	0,1904	9,635	0,396
ASLAND	-0,18859	1,9770	1,69321	0,2342	11,860	0,606
DRAGADOS	0,93146	1,5450	1,06010	0,1831	9,265	0,497
HUARTE	-0,40617	1,3770	1,50951	0,1631	8,255	0,716
METROVACESA	-0,47683	1,0630	0,81647	0,1259	6,371	0,553
URALITA	-1,13116	1,0840	1,72921	0,1284	6,497	0,842
URBIS	-0,31243	1,3770	1,50791	0,1631	8,256	0,715
VALLEHERMOSO	0,57930	1,6690	1,35492	0,1977	10,010	0,580
CORP. FIN. ALBA	-0,36857	1,0130	0,97625	0,1199	6,071	0,661
SARRIO	-1,06970	1,3630	1,16774	0,1615	8,173	0,606
ENCE	-0,79687	2,7090	1,33982	0,3209	16,240	0,339
REPSOL	0,92662	0,8196	0,66443	0,0971	4,914	0,579
MAPFRE	0,33333	1,0800	1,12458	0,1279	6,474	0,694
ACERINOX	1,54237	1,4810	1,25675	0,1755	8,881	0,601
NISSAN	-0,13275	2,2320	1,12341	0,2644	13,380	0,347
ACESA	1,74931	1,0670	0,54291	0,1264	6,397	0,352
TELEFONICA	1,68593	0,9871	0,42965	0,1159	5,865	0,288

SUMA $R^2 = 17,324$

% EXPLICADO = 49,50%

Tabla IX-7

- Modelo de mercado (1.990-93)
(Test de significación de las betas)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

TITULO	b_i	D. típica	$H_0: \beta_i = 0$		
		b_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	0,06635	0,0474	1,400		
B. ANDALUCIA	0,49522	0,1020	4,855	R	R
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,41342	0,0789	5,240	R	R
B. EXTERIOR	0,06781	0,0473	1,434		
B. PASTOR	0,52369	0,1198	4,371	R	R
B. POPULAR	0,70021	0,0991	7,066	R	R
B. SANTANDER	0,84604	0,1253	6,752	R	R
BANESTO	1,13300	0,1309	8,655	R	R
BBV	0,84911	0,0899	9,445	R	R
B. FOMENTO	0,45742	0,1340	3,414	R	R
BANKINTER	1,02043	0,0869	11,743	R	R
E. R. ZARAGOZANAS	0,68934	0,1331	5,179	R	R
ENDESA	0,43474	0,1109	3,920	R	R
ENHER	0,55930	0,1641	3,408	R	R
GESA	0,92366	0,1190	7,762	R	R
H. CANTABRICO	0,69342	0,1031	6,726	R	R
U. E. FENOSA	0,53419	0,1225	4,361	R	R
TABACALERA	0,70320	0,1443	4,873	R	R
VISCOFAN	0,89840	0,1904	4,718	R	R
ASLAND	1,69321	0,2342	7,230	R	R
DRAGADOS	1,06010	0,1831	5,790	R	R
HUARTE	1,50951	0,1631	9,255	R	R
METROVACESA	0,81647	0,1259	6,485	R	R
URALITA	1,72921	0,1284	13,467	R	R
URBIS	1,50791	0,1631	9,245	R	R
VALLEHERMOSO	1,35492	0,1977	6,853	R	R
CORP. FIN. ALBA	0,97625	0,1199	8,142	R	R
SARRIO	1,16774	0,1615	7,231	R	R
ENCE	1,33982	0,3209	4,175	R	R
REPSOL	0,66443	0,0971	6,843	R	R
MAPFRE	1,12458	0,1279	8,793	R	R
ACERINOX	1,25675	0,1755	7,161	R	R
NISSAN	1,12341	0,2644	4,249	R	R
ACESA	0,54291	0,1264	4,295	R	R
TELEFONICA	0,42965	0,1159	3,707	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de beta

Tabla IX-8

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	a_i	D. típica a_i	b_i	D. típica b_i	D. típica c_i	R^2
B. VALENCIA	-0,19424	0,9317	0,63744	0,1104	5,586	0,495
FECSA	0,26054	0,9880	0,83362	0,1170	5,924	0,599
IBERDUERO (IBERDROLA I)	1,14111	0,9346	0,40501	0,1107	5,604	0,282
SEVILLANA	0,59524	0,8921	0,72946	0,1057	5,349	0,584
AGUILA	0,72441	1,9590	1,32085	0,2321	11,750	0,488
CAMPOFRIO	-1,38144	1,3370	0,74570	0,1584	8,019	0,395
EBRO	-1,68549	1,3010	1,27342	0,1541	7,801	0,667
AGROMAN	-0,33127	3,4130	2,06295	0,4043	20,460	0,434
CRISTALERIA	-0,12773	1,6200	1,65763	0,1919	9,714	0,687
HISALBA	-1,46634	1,7420	1,68738	0,2063	10,440	0,663
SOTOGRADE	-1,63707	1,8340	1,29936	0,2173	11,600	0,513
VALDERRIVAS	-1,33200	1,4090	0,97624	0,1669	8,447	0,502
GRAL. DE INVERSIONES	-0,21026	1,6820	0,86150	0,1993	10,090	0,355
ARGON	-0,19018	1,5700	0,49067	0,1850	9,414	0,170
CARBUIROS METALICOS	-0,27675	1,7640	0,92079	0,2089	10,580	0,364
CEPSA	0,55900	1,0410	0,52383	0,1234	6,245	0,346
ERCROS	-0,66647	4,4190	1,96786	0,5235	26,490	0,294
SNIACE	-0,02103	3,0800	2,25303	0,3648	18,460	0,529
TAFISA	-1,10882	1,5020	1,47839	0,1780	9,008	0,670
UNION Y EL FENIX	-1,46502	1,4170	1,28403	0,1678	8,495	0,633
AMPER	-4,01323	1,7260	1,58851	0,2045	10,350	0,640
ASTURIANA DEL ZINC	-1,33479	2,0400	1,63971	0,2416	12,230	0,575
DURO FELGUERA	-1,32619	1,6930	0,99074	0,2005	10,150	0,418
NUEVA MONTAÑA	-0,70392	1,0450	1,18878	0,1239	6,269	0,730
TUBACEX	-1,95033	2,2670	1,79979	0,2685	13,590	0,569
ZARDOYA-OTIS	1,37211	0,7102	0,62030	0,0841	4,258	0,615
TUDOR	-0,24221	1,9330	1,08136	0,2290	11,590	0,396
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,80868	0,9738	0,38091	0,1154	5,839	0,243
PROSEGUR	-1,42793	1,6930	0,99493	0,2006	10,150	0,420

SUMA $R^2 = 14,276$

% EXPLICADO = 49,23%

Tabla IX-9

- Modelo de mercado (1.990-93)
(Test de significación de las betas)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	b_i	D. típica	$H_0: \beta_i = 0$		
		b_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	0,63744	0,1104	5,774	R	R
FECSA	0,83362	0,1170	7,125	R	R
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,40501	0,1107	3,659	R	R
SEVILLANA	0,72946	0,1057	6,901	R	R
AGUILA	1,32085	0,2321	5,691	R	R
CAMPOFRIO	0,74570	0,1584	4,708	R	R
EBRO	1,27342	0,1541	8,264	R	R
AGROMAN	2,06295	0,4043	5,103	R	R
CRISTALERIA	1,65763	0,1919	8,638	R	R
HISALBA	1,68738	0,2063	8,179	R	R
SOTOGRADE	1,29936	0,2173	5,980	R	R
VALDERRIVAS	0,97624	0,1669	5,849	R	R
GRAL. DE INVERSIONES	0,86150	0,1993	4,323	R	R
ARGON	0,49067	0,1860	2,638	R	
CARBUROS METALICOS	0,92079	0,2089	4,408	R	R
CEPSA	0,52383	0,1234	4,245	R	R
ERCROS	1,96786	0,5235	3,759	R	R
SNIACE	2,25303	0,3648	6,176	R	R
TAFISA	1,47839	0,1780	8,306	R	R
UNION Y EL FENIX	1,28403	0,1678	7,652	R	R
AMPER	1,58851	0,2045	7,768	R	R
ASTURIANA DEL ZINC	1,63971	0,2416	6,787	R	R
DURO FELGUERA	0,99074	0,2005	4,941	R	R
NUEVA MONTAÑA	1,18878	0,1239	9,595	R	R
TUBACEX	1,79979	0,2685	6,703	R	R
ZARDOYA-OTIS	0,62030	0,0841	7,376	R	R
TUDOR	1,08136	0,2290	4,722	R	R
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,38091	0,1154	3,301	R	R
PROSEGUR	0,99493	0,2006	4,960	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de beta

Tabla IX-10

- Modelo de mercado (1.990-93)

Betas semanales vs betas mensuales. Grupo 1

TITULO	betas semanales	betas mensuales	variación
B. ALICANTE	0,06471	0,06635	+
B. ANDALUCIA	0,43733	0,49522	+
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,41974	0,41342	
B. EXTERIOR	0,14233	0,06781	
B. PASTOR	0,68059	0,52369	
B. POPULAR	0,75853	0,70021	
B. SANTANDER	1,09686	0,84604	
BANESTO	1,18924	1,13300	
BBV	0,97940	0,84911	
B. FOMENTO	0,68025	0,45742	
BANKINTER	0,96794	1,02043	+
E. R. ZARAGOZANAS	0,86549	0,68934	
ENDESA	0,61947	0,43474	
ENHER	0,46969	0,55930	+
GESA	0,79284	0,92366	+
H. CANTABRICO	0,72043	0,69342	
U. E. FENOSA	0,69267	0,53419	
TABACALERA	0,63941	0,70320	+
VISCOFAN	0,92386	0,89840	
ASLAND	1,62879	1,69321	+
DRAGADOS	1,15055	1,06010	
HUARTE	1,49421	1,50951	+
METROVACESA	0,87210	0,81647	
URALITA	1,55187	1,72921	+
URBIS	1,62136	1,50791	
VALLEHERMOSO	1,43153	1,35492	
CORP. FIN. ALBA	0,92506	0,97625	+
SARRIO	1,20536	1,16774	
ENCE	1,58935	1,33982	
REPSOL	0,70440	0,66443	
MAPFRE	1,08500	1,12458	+
ACERINOX	1,41349	1,25675	
NISSAN	1,17833	1,12341	
ACESA	0,66295	0,54291	
TELEFONICA	0,45106	0,42965	

% de betas que aumentan: 31,43%

+: Se produce un aumento en la beta mensual respecto de la semanal

Tabla IX-11

- Modelo de mercado (1.990-93)

Betas semanales vs betas mensuales. Grupo 2

TITULO	betas semanales	betas mensuales	variación
B. VALENCIA	0,72362	0,63744	
FECSA	0,69416	0,83362	+
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,58458	0,40501	
SEVILLANA	0,70921	0,72946	+
AGUILA	1,01525	1,32085	+
CAMPOFRIO	0,58330	0,74570	+
EBRO	1,25621	1,27342	+
AGROMAN	1,79381	2,06295	+
CRISTALERIA	1,50565	1,65763	+
HISALBA	1,70965	1,68738	
SOTOGRADE	1,61096	1,29936	
VALDERRIVAS	1,04717	0,97624	
GRAL. DE INVERSIONES	0,74904	0,86150	+
ARGON	0,61111	0,49067	
CARBUROS METALICOS	1,07219	0,92079	
CEPSA	0,53340	0,52383	
ERCROS	1,61362	1,96786	+
SNIACE	1,78292	2,25303	+
TAFISA	1,29060	1,47839	+
UNION Y EL FENIX	1,12274	1,28403	+
AMPER	1,33159	1,58851	+
ASTURIANA DEL ZINC	1,73024	1,63971	
DURO FELGUERA	0,86061	0,99074	+
NUEVA MONTAÑA	1,39418	1,18878	
TUBACEX	1,33696	1,79979	+
ZARDOYA-OTIS	0,70942	0,62030	
TUDOR	0,82319	1,08136	+
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,65158	0,38091	
PROSEGUR	1,04688	0,99493	

% de betas que aumentan: 55,17%

+: Se produce un aumento en la beta mensual respecto de la semanal

Tabla IX-12

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Comparación de betas: Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TITULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. ALICANTE	0,0649	0,0651	0,0647	0,0645	0,0647	0,0642
B. ANDALUCIA	0,4372	0,4377	0,4372	0,4370	0,4373	0,4374
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,4197	0,4202	0,4197	0,4196	0,4197	0,4190
B. EXTERIOR	0,1423	0,1426	0,1421	0,1420	0,1423	0,1418
B. PASTOR	0,6804	0,6803	0,6805	0,6800	0,6806	0,6837
B. POPULAR	0,7590	0,7590	0,7589	0,7589	0,7585	0,7595
B. SANTANDER	1,0972	1,0972	1,0971	1,0973	1,0969	1,0974
BANESTO	1,1892	1,1890	1,1894	1,1893	1,1892	1,1883
BBV	0,9796	0,9797	0,9795	0,9798	0,9794	0,9798
B. FOMENTO	0,6802	0,6798	0,6802	0,6800	0,6802	0,6831
BANKINTER	0,9679	0,9684	0,9680	0,9680	0,9679	0,9669
E. R. ZARAGOZANAS	0,8647	0,8654	0,8649	0,8650	0,8655	0,8666
ENDESA	0,6193	0,6196	0,6195	0,6194	0,6195	0,6189
ENHER	0,4694	0,4694	0,4693	0,4688	0,4697	0,4722
GESA	0,7927	0,7930	0,7927	0,7931	0,7928	0,7935
H. CANTABRICO	0,7207	0,7207	0,7206	0,7206	0,7204	0,7210
U. E. FENOSA	0,6928	0,6925	0,6927	0,6925	0,6927	0,6930
TABACALERA	0,6396	0,6390	0,6395	0,6390	0,6394	0,6390
VISCOFAN	0,9242	0,9242	0,9241	0,9238	0,9239	0,9228
ASLAND	1,6290	1,6289	1,6288	1,6295	1,6288	1,6257
DRAGADOS	1,1511	1,1511	1,1510	1,1513	1,1506	1,1532
HUARTE	1,4944	1,4942	1,4944	1,4943	1,4942	1,4958
METROVACESA	0,8724	0,8723	0,8723	0,8723	0,8721	0,8712
URALITA	1,5520	1,5523	1,5520	1,5525	1,5519	1,5516
URBIS	1,6217	1,6218	1,6217	1,6219	1,6214	1,6206
VALLEHERMOSO	1,4319	1,4317	1,4318	1,4318	1,4315	1,4316
CORP. FIN. ALBA	0,9249	0,9254	0,9284	0,9252	0,9251	0,9223
SARRIO	1,2049	1,2044	1,2050	1,2045	1,2054	1,2075
ENCE	1,5891	1,5884	1,5891	1,5892	1,5894	1,5891
REPSOL	0,7040	0,7044	0,7041	0,7040	0,7044	0,7039
MAPFRE	1,0854	1,0854	1,0852	1,0856	1,0850	1,0850
ACERINOX	1,4132	1,4135	1,4132	1,4137	1,4135	1,4143
NISSAN	1,1781	1,1780	1,1782	1,1782	1,1783	1,1764
ACESA	0,6632	0,6628	0,6630	0,6630	0,6629	0,6643
TELEFONICA	0,4511	0,4513	0,4512	0,4510	0,4511	0,4502

Tabla IX-13

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo I

Comparación de R^2 : Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TITULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. ALICANTE	0,047	0,047	0,046	0,046	0,047	0,045
B. ANDALUCIA	0,245	0,246	0,245	0,245	0,246	0,245
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,257	0,258	0,257	0,257	0,257	0,256
B. EXTERIOR	0,173	0,174	0,173	0,172	0,173	0,171
B. PASTOR	0,309	0,309	0,309	0,308	0,309	0,310
B. POPULAR	0,498	0,498	0,497	0,497	0,497	0,497
B. SANTANDER	0,649	0,649	0,649	0,649	0,649	0,649
BANESTO	0,455	0,455	0,455	0,455	0,455	0,454
BBV	0,634	0,634	0,634	0,634	0,634	0,633
B. FOMENTO	0,272	0,272	0,272	0,272	0,272	0,273
BANKINTER	0,599	0,599	0,599	0,599	0,599	0,598
E. R. ZARAGOZANAS	0,341	0,341	0,341	0,341	0,341	0,341
ENDESA	0,338	0,338	0,338	0,338	0,338	0,337
ENHER	0,174	0,174	0,174	0,174	0,174	0,175
GESA	0,369	0,370	0,369	0,369	0,369	0,369
H. CANTABRICO	0,427	0,427	0,427	0,427	0,427	0,426
U. E. FENOSA	0,418	0,418	0,418	0,417	0,418	0,417
TABACALERA	0,225	0,225	0,225	0,225	0,225	0,225
VISCOFAN	0,263	0,263	0,263	0,263	0,263	0,262
ASLAND	0,564	0,565	0,564	0,565	0,564	0,562
DRAGADOS	0,486	0,486	0,486	0,486	0,486	0,487
HUARTE	0,581	0,581	0,581	0,581	0,581	0,581
METROVACESA	0,439	0,439	0,439	0,439	0,439	0,438
URALITA	0,495	0,495	0,495	0,495	0,495	0,494
URBIS	0,566	0,567	0,566	0,566	0,566	0,565
VALLEHERMOSO	0,564	0,564	0,564	0,564	0,564	0,563
CORP. FIN. ALBA	0,378	0,379	0,378	0,378	0,378	0,377
SARRIO	0,457	0,457	0,457	0,457	0,458	0,458
ENCE	0,306	0,306	0,306	0,306	0,307	0,306
REPSOL	0,481	0,481	0,481	0,481	0,481	0,480
MAPFRE	0,417	0,417	0,416	0,417	0,416	0,416
ACERINOX	0,545	0,545	0,545	0,545	0,545	0,545
NISSAN	0,325	0,325	0,325	0,325	0,325	0,324
ACESA	0,361	0,361	0,360	0,360	0,361	0,361
TELEFONICA	0,188	0,188	0,188	0,188	0,188	0,187
SUMA R^2	13,846	13,853	13,842	13,841	13,847	13,827
% EXPLICADO	39,56%	39,58%	39,55%	39,55%	39,56%	39,51%

Tabla IX-14

• Modelo de merendo (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Comparación de betas: Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TÍTULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. VALENCIA	0,7235	0,7237	0,7236	0,7234	0,7236	0,7253
FECSA	0,6947	0,6944	0,6945	0,6945	0,6942	0,6929
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,5847	0,5846	0,5846	0,5845	0,5846	0,5848
SEVILLANA	0,7090	0,7088	0,7090	0,7087	0,7092	0,7130
AGUILA	1,0148	1,0147	1,0149	1,0147	1,0153	1,0144
CAMPOFRIO	0,5836	0,5834	0,5834	0,5831	0,5833	0,5823
EBRO	1,2573	1,2566	1,2571	1,2574	1,2562	1,2582
AGROMAN	1,7940	1,7939	1,7941	1,7943	1,7938	1,7959
CRISTALERIA	1,5059	1,5055	1,5057	1,5060	1,5056	1,5057
HISALBA	1,7093	1,7098	1,7095	1,7098	1,7096	1,7092
SOTOGRADE	1,6111	1,6113	1,6109	1,6118	1,6110	1,6122
VALDERRIVAS	1,0472	1,0472	1,0472	1,0473	1,0472	1,0453
GRAL. DE INVERSIONES	0,7492	0,7496	0,7493	0,7496	0,7490	0,7515
ARGON	0,6119	0,6116	0,6117	0,6120	0,6111	0,6096
CARBUROS METALICOS	1,0727	1,0724	1,0725	1,0728	1,0722	1,0724
CEPSA	0,5332	0,5330	0,5332	0,5330	0,5334	0,5319
ERCROS	1,6117	1,6121	1,6125	1,6117	1,6136	1,6146
SNIACE	1,7818	1,7827	1,7825	1,7822	1,7829	1,7791
TAFISA	1,2905	1,2903	1,2905	1,2903	1,2906	1,2919
UNION Y EL FENIX	1,1231	1,1230	1,1232	1,1233	1,1227	1,1221
AMPER	1,3311	1,3311	1,3314	1,3311	1,3316	1,3304
ASTURIANA DEL ZINC	1,7297	1,7296	1,7298	1,7303	1,7302	1,7265
DURO FELGUERA	0,8607	0,8602	0,8607	0,8603	0,8606	0,8640
NUEVA MONTAÑA	1,3944	1,3940	1,3943	1,3947	1,3942	1,3942
TUBACEX	1,3373	1,3373	1,3373	1,3374	1,3370	1,3355
ZARDOYA-OTIS	0,7097	0,7097	0,7095	0,7094	0,7094	0,7089
TUDOR	0,8223	0,8226	0,8223	0,8218	0,8232	0,8189
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,6518	0,6517	0,6517	0,6517	0,6516	0,6532
PROSEGUR	1,0463	1,0467	1,0465	1,0468	1,0469	1,0453

Tabla IX-15

• Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades semanales, Grupo 2

Comparación de R^2 : Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TTIULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. VALENCIA	0,421	0,422	0,421	0,421	0,421	0,422
FECSA	0,443	0,443	0,443	0,443	0,443	0,442
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,361
SEVILLANA	0,440	0,440	0,440	0,440	0,440	0,441
AGUILA	0,260	0,260	0,260	0,260	0,260	0,259
CAMPOFRIO	0,190	0,190	0,190	0,189	0,190	0,189
EBRO	0,393	0,393	0,393	0,393	0,393	0,393
AGROMAN	0,628	0,628	0,628	0,628	0,628	0,629
CRISTALERIA	0,610	0,610	0,610	0,610	0,610	0,609
HISALBA	0,515	0,515	0,515	0,515	0,515	0,514
SOTOGRADE	0,415	0,416	0,415	0,415	0,415	0,415
VALDERRIVAS	0,489	0,489	0,489	0,489	0,489	0,488
GRAL. DE INVERSIONES	0,196	0,197	0,196	0,197	0,196	0,197
ARGON	0,174	0,174	0,174	0,174	0,174	0,173
CARBUROS METALICOS	0,260	0,260	0,260	0,260	0,259	0,259
CEPSA	0,214	0,214	0,214	0,214	0,214	0,213
ERCROS	0,132	0,132	0,132	0,132	0,132	0,132
SNIAE	0,358	0,358	0,358	0,358	0,358	0,356
TAFISA	0,339	0,339	0,339	0,338	0,339	0,339
UNION Y EL FENIX	0,344	0,345	0,344	0,344	0,344	0,344
AMPER	0,352	0,353	0,352	0,352	0,353	0,352
ASTURIANA DEL ZINC	0,425	0,425	0,425	0,425	0,425	0,423
DURO FELGUERA	0,265	0,265	0,265	0,264	0,265	0,266
NUEVA MONTAÑA	0,425	0,425	0,425	0,425	0,425	0,424
TUBACEX	0,251	0,251	0,251	0,251	0,251	0,250
ZARDOYA-OTIS	0,449	0,450	0,449	0,449	0,449	0,448
TUDOR	0,159	0,160	0,159	0,159	0,160	0,158
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,336	0,337	0,336	0,336	0,336	0,337
PROSEGUR	0,320	0,320	0,320	0,320	0,320	0,319
SUMA R^2	10,165	10,173	10,165	10,163	10,166	10,152
% EXPLICADO	35,05%	35,08%	35,05%	35,04%	35,06%	35,01%

Tabla IX-16

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

Comparación de betas: Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TITULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. ALICANTE	0,0674	0,0674	0,0669	0,0661	0,0664	0,0659
B. ANDALUCIA	0,4952	0,4963	0,4952	0,4946	0,4952	0,4960
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,4137	0,4149	0,4138	0,4134	0,4134	0,4122
B. EXTERIOR	0,0681	0,0687	0,0677	0,0671	0,0678	0,0668
B. PASTOR	0,5235	0,5233	0,5235	0,5220	0,5237	0,5346
B. POPULAR	0,7016	0,7017	0,7012	0,7013	0,7002	0,7032
B. SANTANDER	0,8471	0,8474	0,8464	0,8471	0,8460	0,8453
BANESTO	1,1319	1,1326	1,1328	1,1325	1,1330	1,1297
BBV	0,8497	0,8501	0,8494	0,8502	0,8491	0,8519
B. FOMENTO	0,4573	0,4564	0,4572	0,4563	0,4574	0,4655
BANKINTER	1,0204	1,0217	1,0208	1,0208	1,0204	1,0196
E. R. ZARAGOZANAS	0,6873	0,6889	0,6880	0,6875	0,6893	0,6957
ENDESA	0,4343	0,4353	0,4347	0,4340	0,4347	0,4318
ENHER	0,5586	0,5587	0,5584	0,5569	0,5593	0,5675
GESA	0,9236	0,9241	0,9236	0,9248	0,9237	0,9254
H. CANTABRICO	0,6942	0,6941	0,6941	0,6939	0,6934	0,6937
U. E. FENOSA	0,5350	0,5340	0,5346	0,5337	0,5342	0,5359
TABACALERA	0,7041	0,7018	0,7037	0,7025	0,7032	0,7035
VISCOFAN	0,8997	0,8994	0,8993	0,8985	0,8984	0,8977
ASLAND	1,6942	1,6942	1,6937	1,6959	1,6932	1,6830
DRAGADOS	1,0612	1,0619	1,0611	1,0616	1,0601	1,0704
HUARTE	1,5090	1,5099	1,5097	1,5098	1,5095	1,5191
METROVACESA	0,8177	0,8170	0,8170	0,8171	0,8165	0,8137
URALITA	1,7292	1,7301	1,7295	1,7314	1,7292	1,7285
URBIS	1,5081	1,5091	1,5078	1,5087	1,5079	1,5016
VALLEHERMOSO	1,3555	1,3557	1,3554	1,3554	1,3549	1,3524
CORP. FIN. ALBA	0,9760	0,9768	0,9759	0,9771	0,9762	0,9690
SARRIO	1,1661	1,1652	1,1666	1,1650	1,1677	1,1722
ENCE	1,3389	1,3369	1,3387	1,3382	1,3398	1,3322
REPSOL	0,6636	0,6646	0,6638	0,6635	0,6644	0,6635
MAPFRE	1,1253	1,1256	1,1251	1,1260	1,1246	1,1233
ACERINOX	1,2562	1,2570	1,2559	1,2573	1,2568	1,2573
NISSAN	1,1236	1,1228	1,1233	1,1238	1,1234	1,1172
ACESA	0,5442	0,5428	0,5436	0,5432	0,5429	0,5478
TELEFONICA	0,4302	0,4303	0,4303	0,4296	0,4297	0,4273

Tabla IX-17

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

Comparación de R^2 : Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TITULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. ALICANTE	0,055	0,056	0,055	0,053	0,054	0,051
B. ANDALUCIA	0,410	0,410	0,410	0,409	0,410	0,408
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,448	0,448	0,447	0,446	0,447	0,444
B. EXTERIOR	0,058	0,058	0,057	0,056	0,057	0,053
B. PASTOR	0,360	0,360	0,360	0,358	0,360	0,363
B. POPULAR	0,596	0,596	0,595	0,595	0,595	0,594
B. SANTANDER	0,573	0,574	0,573	0,573	0,573	0,571
BANESTO	0,687	0,688	0,688	0,687	0,688	0,685
BBV	0,724	0,724	0,724	0,724	0,724	0,723
B. FOMENTO	0,256	0,255	0,255	0,254	0,255	0,258
BANKINTER	0,802	0,803	0,802	0,802	0,802	0,801
E. R. ZARAGOZANAS	0,440	0,441	0,441	0,440	0,441	0,443
ENDESA	0,311	0,312	0,311	0,310	0,311	0,308
ENHER	0,254	0,255	0,254	0,253	0,255	0,257
GESA	0,640	0,640	0,639	0,640	0,639	0,639
H. CANTABRICO	0,572	0,572	0,571	0,571	0,571	0,570
U. E. FENOSA	0,359	0,359	0,359	0,358	0,359	0,358
TABACALERA	0,412	0,411	0,412	0,411	0,411	0,410
VISCOFAN	0,397	0,397	0,396	0,395	0,396	0,394
ASLAND	0,607	0,607	0,606	0,607	0,606	0,599
DRAGADOS	0,497	0,498	0,497	0,497	0,497	0,500
HUARTE	0,716	0,716	0,716	0,716	0,716	0,719
METROVACESA	0,554	0,554	0,553	0,553	0,553	0,550
URALITA	0,842	0,843	0,842	0,843	0,842	0,840
URBIS	0,716	0,716	0,715	0,715	0,715	0,711
VALLEHERMOSO	0,581	0,581	0,580	0,580	0,580	0,577
CORP. FIN. ALBA	0,661	0,661	0,661	0,661	0,661	0,656
SARRIO	0,605	0,605	0,606	0,604	0,606	0,607
ENCE	0,339	0,338	0,338	0,338	0,339	0,335
REPSOL	0,579	0,580	0,579	0,579	0,579	0,577
MAPFRE	0,695	0,695	0,695	0,695	0,694	0,693
ACERINOX	0,601	0,602	0,601	0,601	0,601	0,600
NISSAN	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,343
ACESA	0,353	0,352	0,352	0,351	0,352	0,352
TELEFONICA	0,289	0,289	0,288	0,287	0,288	0,285
SUMA R^2	17,336	17,343	17,325	17,309	17,324	17,274
% EXPLICADO	49,53%	49,55%	49,50%	49,45%	49,50%	49,35%

Tabla IX-18

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

Comparación de betas: Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TITULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. VALENCIA	0,6374	0,6379	0,6376	0,6368	0,6374	0,6437
FECSA	0,8359	0,8341	0,8353	0,8356	0,8336	0,8331
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,4061	0,4054	0,4056	0,4050	0,4050	0,4048
SEVILLANA	0,7289	0,7281	0,7289	0,7277	0,7295	0,7401
AGUILA	1,3193	1,3184	1,3202	1,3192	1,3208	1,3189
CAMPOFRIO	0,7468	0,7460	0,7463	0,7460	0,7457	0,7482
EBRO	1,2765	1,2747	1,2758	1,2769	1,2734	1,2778
AGROMAN	2,0649	2,0622	2,0642	2,0645	2,0629	2,0458
CRISTALERIA	1,6579	1,6570	1,6576	1,6586	1,6576	1,6561
HISALBA	1,6864	1,6876	1,6868	1,6878	1,6874	1,6843
SOTOGRADE	1,2998	1,2998	1,2987	1,3009	1,2994	1,3002
VALDERRIVAS	0,9761	0,9764	0,9761	0,9763	0,9762	0,9707
GRAL. DE INVERSIONES	0,8616	0,8632	0,8623	0,8631	0,8615	0,8723
ARGON	0,4925	0,4924	0,4919	0,4925	0,4907	0,4865
CARBUROS METALICOS	0,9230	0,9214	0,9223	0,9230	0,9208	0,9199
CEPSA	0,5350	0,5228	0,5237	0,5227	0,5238	0,5197
ERCROS	1,9601	1,9622	1,9630	1,9598	1,9679	1,9730
SNIACE	2,2478	2,2519	2,2508	2,2504	2,2530	2,2432
TAFISA	1,4778	1,4766	1,4780	1,4774	1,4784	1,4810
UNION Y EL FENIX	1,2847	1,2844	1,2852	1,2859	1,2840	1,2826
AMPER	1,5863	1,5865	1,5875	1,5870	1,5885	1,5880
ASTURIANA DEL ZINC	1,6385	1,6385	1,6385	1,6406	1,6397	1,6279
DURO FELGUERA	0,9914	0,9901	0,9915	0,9909	0,9907	1,0044
NUEVA MONTAÑA	1,1891	1,1887	1,1888	1,1896	1,1888	1,1911
TUBACEX	1,7995	1,8004	1,7997	1,8012	1,7998	1,7979
ZARDOYA-OTIS	0,6215	0,6210	0,6209	0,6203	0,6203	0,6185
TUDOR	1,0787	1,0792	1,0790	1,0780	1,0814	1,0705
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,3827	0,3819	0,3818	0,3814	0,3809	0,3854
PROSEGUR	0,9929	0,9946	0,9935	0,9942	0,9949	0,9943

Tabla IX-19

- Modelo de mercado (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

Comparación de R^2 : Rentabilidades y excesos sobre diferentes tipos sin riesgo

TITULO	Sin excesos	c/c	Dep. 6-12	Dep. ahorro	Letras 1-3	REPOS 2-3
B. VALENCIA	0,496	0,496	0,495	0,495	0,495	0,496
FECSA	0,600	0,599	0,600	0,599	0,599	0,597
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,283	0,283	0,283	0,282	0,282	0,280
SEVILLANA	0,584	0,584	0,583	0,583	0,584	0,585
AGUILA	0,487	0,487	0,488	0,487	0,488	0,486
CAMPOFRIO	0,395	0,395	0,395	0,394	0,395	0,394
EBRO	0,669	0,668	0,669	0,669	0,667	0,668
AGROMAN	0,435	0,434	0,434	0,434	0,434	0,426
CRISTALERIA	0,687	0,687	0,687	0,687	0,687	0,685
HISALBA	0,663	0,663	0,663	0,663	0,663	0,660
SOTOGRADE	0,513	0,513	0,512	0,513	0,513	0,512
VALDERRIVAS	0,502	0,502	0,502	0,501	0,502	0,497
GRAL. DE INVERSIONES	0,355	0,356	0,355	0,355	0,355	0,359
ARGON	0,171	0,171	0,170	0,170	0,170	0,167
CARBUROS METALICOS	0,365	0,364	0,364	0,364	0,364	0,362
CEPSA	0,347	0,346	0,346	0,345	0,346	0,343
ERCROS	0,292	0,292	0,292	0,291	0,294	0,294
SNIAE	0,527	0,529	0,528	0,527	0,529	0,523
TAFISA	0,670	0,669	0,670	0,669	0,670	0,670
UNION Y EL FENIX	0,633	0,633	0,633	0,633	0,633	0,630
AMPER	0,639	0,639	0,639	0,638	0,640	0,638
ASTURIANA DEL ZINC	0,575	0,575	0,575	0,575	0,575	0,568
DURO FELGUERA	0,418	0,418	0,418	0,418	0,418	0,423
NUEVA MONTAÑA	0,731	0,731	0,730	0,730	0,730	0,730
TUBACEX	0,569	0,570	0,569	0,569	0,569	0,567
ZARDOYA-OTIS	0,616	0,616	0,615	0,615	0,615	0,613
TUDOR	0,395	0,395	0,395	0,394	0,396	0,390
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,244	0,244	0,243	0,243	0,243	0,243
PROSEGUR	0,419	0,420	0,419	0,419	0,420	0,418
SUMA R^2	14,280	14,279	14,272	14,262	14,276	14,224
% EXPLICADO	49,24%	49,24%	49,21%	49,18%	49,23%	49,05%

Tabla IX-20

- Contraste de serie temporal (1.990-93)
(Metodología de Black, Jensen y Scholes)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

TITULO	D. típica		H ₀ : $\alpha_i = 0$		
	a_i	a_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	-0,10175	0,0774	-1,315		
B. ANDALUCIA	0,36824	0,2025	1,818		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-0,12628	0,1885	-0,670		
B. EXTERIOR	0,06009	0,0822	0,731		
B. PASTOR	0,05294	0,2691	0,197		
B. POPULAR	0,41582	0,2015	2,064	R	
B. SANTANDER	0,40284	0,2131	1,890		
BANESTO	0,08485	0,3440	0,247		
BBV	0,15612	0,1967	0,794		
B. FOMENTO	0,18610	0,2938	0,633		
BANKINTER	0,26862	0,2092	1,284		
E. R. ZARAGOZANAS	0,70193	0,3178	2,209	R	
ENDESA	0,57316	0,2292	2,501	R	
ENHER	0,17663	0,2703	0,653		
GESA	0,37253	0,2737	1,361		
H. CANTABRICO	0,37477	0,2206	1,699		
U. E. FENOSA	0,10565	0,2160	0,489		
TABACALERA	0,15176	0,3134	0,484		
VISCOFAN	-0,14047	0,4088	-0,344		
ASLAND	-0,09857	0,3781	-0,261		
DRAGADOS	0,18720	0,3126	0,599		
HUARTE	-0,02502	0,3351	-0,075		
METROVACESA	-0,03720	0,2604	-0,143		
URALITA	-0,29401	0,4141	-0,710		
URBIS	-0,01310	0,3749	-0,035		
VALLEHERMOSO	0,13043	0,3327	0,392		
CORP. FIN. ALBA	-0,13560	0,3132	-0,433		
SARRIO	-0,30002	0,3467	-0,865		
ENCE	-0,09595	0,6316	-0,152		
REPSOL	0,28010	0,1933	1,449		
MAPFRE	0,06970	0,3394	0,205		
ACERINOX	0,32363	0,3413	0,948		
NISSAN	-0,02115	0,4482	-0,047		
ACESA	0,39369	0,2333	1,687		
TELEFONICA	0,40134	0,2475	1,622		

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de alfa

Tabla X-1

- Contraste de serie temporal (1.990-93)
(Metodología de Black, Jensen y Scholes)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

TITULO	a_i	D. típica a_i	$H_0: \alpha_i = 0$ $t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	-0,00199	0,2240	-0,009		
FECSA	-0,00050	0,2057	-0,002		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,30443	0,2051	1,484		
SEVILLANA	0,11794	0,2113	0,558		
AGUILA	0,02897	0,4526	0,064		
CAMPOFRIO	-0,33175	0,3186	-1,041		
EBRO	-0,31673	0,4126	-0,768		
AGROMAN	-0,46296	0,3645	-1,270		
CRISTALERIA	-0,12197	0,3183	-0,383		
HISALBA	-0,41381	0,4383	-0,944		
SOTOGRADE	-0,30838	0,5051	-0,611		
VALDERRIVAS	-0,22606	0,2828	-0,799		
GRAL. DE INVERSIONES	-0,03009	0,4003	-0,075		
ARGON	0,03342	0,3519	0,095		
CARBUROS METALICOS	-0,10605	0,4786	-0,222		
CEPSA	0,11153	0,2698	0,413		
ERCROS	-0,17582	1,0910	-0,161		
SNIACE	-0,31172	0,6305	-0,494		
TAFISA	-0,33998	0,4765	-0,713		
UNION Y EL FENIX	-0,38588	0,4094	-0,943		
AMPER	-0,99251	0,4767	-2,082	R	
ASTURIANA DEL ZINC	-0,38752	0,5312	-0,730		
DURO FELGUERA	-0,31228	0,3789	-0,824		
NUEVA MONTAÑA	-0,02789	0,4287	-0,065		
TUBACEX	-0,41296	0,6101	-0,677		
ZARDOYA-OTIS	0,34778	0,2075	1,676		
TUDOR	-0,10427	0,4988	-0,209		
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,21553	0,2418	0,891		
PROSEGUR	-0,23749	0,4032	-0,589		

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de alfa

Tabla X-2

- Contraste de serie temporal (1.990-93)
(Metodología de Black, Jensen y Scholes)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

TITULO	D. típica		H ₀ : $\alpha_i = 0$		
	a_i	a_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	-0,43054	0,4002	-1,076		
B. ANDALUCIA	1,60358	0,8608	1,863		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-0,75022	0,6657	-1,127		
B. EXTERIOR	0,17357	0,3991	0,435		
B. PASTOR	-0,10605	1,0120	-0,105		
B. POPULAR	1,60157	0,8362	1,915		
B. SANTANDER	1,22795	1,0580	1,161		
BANESTO	-0,17207	1,1050	-0,156		
BBV	0,34928	0,7591	0,460		
B. FOMENTO	0,49538	1,1310	0,438		
BANKINTER	1,12595	0,7336	1,535		
E. R. ZARAGOZANAS	3,01631	1,1230	2,686	R	
ENDESA	2,51122	0,9362	2,682	R	
ENHER	0,71438	1,3850	0,516		
GESA	1,75541	1,0040	1,748		
H. CANTABRICO	1,78836	0,8699	2,056	R	
U. E. FENOSA	0,36641	1,0340	0,354		
TABACALERA	0,26692	1,2180	0,219		
VISCOFAN	-0,77107	1,6070	-0,480		
ASLAND	-0,18859	1,9770	-0,095		
DRAGADOS	0,93146	1,5450	0,603		
HUARTE	-0,40617	1,3770	-0,295		
METROVACESA	-0,47683	1,0630	-0,449		
URALITA	-1,13116	1,0840	-1,044		
URBIS	-0,31243	1,3770	-0,227		
VALLEHERMOSO	0,57930	1,6690	0,347		
CORP. FIN. ALBA	-0,36857	1,0130	-0,364		
SARRIO	-1,06970	1,3630	-0,785		
ENCE	-0,79687	2,7090	-0,294		
REPSOL	0,92662	0,8196	1,131		
MAPFRE	0,33333	1,0800	0,309		
ACERINOX	1,54237	1,4810	1,041		
NISSAN	-0,13275	2,2320	-0,059		
ACESA	1,74931	1,0670	1,639		
TELEFONICA	1,68593	0,9871	1,708		

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de alfa

Tabla X-3

- Contraste de serie temporal (1.990-93)
(Metodología de Black, Jensen y Scholes)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

TITULO	D. típica		H ₀ : $\alpha_i = 0$		
	a_i	a_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	-0,19424	0,9317	-0,208		
FECSA	0,26054	0,9880	0,264		
IBERDUERO (IBERDROLA I)	1,14111	0,9346	1,221		
SEVILLANA	0,59524	0,8921	0,667		
AGUILA	0,72441	1,9590	0,370		
CAMPOFRIO	-1,38144	1,3370	-1,033		
EBRO	-1,68549	1,3010	-1,296		
AGROMAN	-0,33127	3,4130	-0,097		
CRISTALERIA	-0,12773	1,6200	-0,079		
HISALBA	-1,46634	1,7420	-0,842		
SOTOGRADE	-1,63707	1,8340	-0,893		
VALDERRIVAS	-1,33200	1,4090	-0,945		
GRAL. DE INVERSIONES	-0,21026	1,6820	-0,125		
ARGON	-0,19018	1,5700	-0,121		
CARBUROS METALICOS	-0,27675	1,7640	-0,157		
CEPSA	0,55900	1,0410	0,537		
ERCROS	-0,66647	4,4190	-0,151		
SNIACE	-0,02103	3,0800	-0,007		
TAFISA	-1,10882	1,5020	-0,738		
UNION Y EL FENIX	-1,46502	1,4170	-1,034		
AMPER	-4,01323	1,7260	-2,325	R	
ASTURIANA DEL ZINC	-1,33479	2,0400	-0,654		
DURO FELGUERA	-1,32619	1,6930	-0,783		
NUEVA MONTAÑA	-0,70392	1,0450	-0,674		
TUBACEX	-1,95033	2,2670	-0,860		
ZARDOYA-OTIS	1,37211	0,7102	1,932		
TUDOR	-0,24221	1,9330	-0,125		
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,80868	0,9738	0,830		
PROSEGUR	-1,42793	1,6930	-0,843		

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de alfa

Tabla X-4

V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) Est. puntual
(Metodología SUR sin restricciones) Rentabilidades semanales. Grupo 1

Título	T.independiente	$r_{mt} - r_{m}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. ALICANTE	-1338.887	0,050	89,964	1356,331	-798,422	118,331	-686,798
B. ANDALUCIA	185.666	0,380	-2,577	-124,210	61,995	-15,147	-92,701
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-	-	-	-	-	-	-
B. EXTERIOR	56,405	0,133	-3,500	-742,177	122,068	-3,835	43,901
B. PASTOR	175,621	0,659	-4,651	-37,208	84,712	-14,171	-46,848
B. POPULAR	310,152	0,714	3,777	2544,674	-730,106	-22,445	-236,520
B. SANTANDER	309,328	1,066	6,201	-710,643	-17,308	-21,687	160,950
BANESTO	317,931	1,115	6,854	177,131	-165,767	-22,624	-38,581
BBV	110,971	0,958	-2,851	-271,772	41,356	-7,544	129,521
B. FOMENTO	-270,904	0,634	1,311	2,180	19,802	25,506	-128,869
BANKINTER	70,300	0,928	-8,289	144,744	-22,526	-5,265	289,516
E. R. ZARAGOZANAS	56,249	0,785	-10,087	345,419	39,210	-4,294	-344,712
ENDESA	18,805	0,584	-3,474	-74,928	-6,810	-0,980	58,710
ENHER	252,212	0,470	4,740	333,126	-5,754	-20,075	-293,046
GESA	72,009	0,775	-6,304	-55,901	-15,006	-5,739	97,476
H. CANTABRICO	137,821	0,699	-2,730	-20,569	-2,659	-11,153	0,329
U. E. FENOSA	54,590	0,690	0,709	23,690	-2,830	-3,921	-20,369
TABACALERA	112,683	0,633	123,802	-684,514	-97,879	-8,436	-217,858
VISCOFAN	-16,633	0,890	-13,959	36,948	19,380	1,867	-43,544
ASLAND	92,844	1,625	76,604	213,890	-85,463	-7,285	-274,092
DRAGADOS	267,618	1,110	-55,834	313,253	64,797	-21,313	108,863
HUARTE	19,672	1,468	-11,251	458,028	-13,639	-1,404	-37,347
METROVACESA	404,663	0,852	-8,869	-3160,011	-57,928	-33,056	2774,630
URALITA	-3,323	1,534	2,474	-5,386	-8,391	0,536	15,514
URBIS	67,802	1,567	-1,590	131,814	1,736	-5,487	-179,233
VALLEHERMOSO	51,835	1,379	-4,764	18,091	-1,170	-3,967	18,813
CORP. FIN. ALBA	236,641	0,930	50,380	-304,517	-71,545	-18,703	174,592
SARRIO	33,486	1,227	-8,004	89,453	25,690	-3,030	-156,172
ENCE	126,916	1,620	11,181	105,503	-25,620	-11,215	-86,977
REPSOL	-271,474	0,656	-3,706	89,938	25,614	19,117	-46,886
MAPFRE	-	-	-	-	-	-	-
ACERINOX	349,625	1,416	-17,896	-58,673	-5,663	-28,877	23,051
NISSAN	330,751	1,201	-1,586	90,536	-5,636	-27,918	-84,625
ACESA	-	-	-	-	-	-	-
TELEFONICA	15,933	0,419	-4,029	324,475	-29,453	-0,782	46,777

Tabla X-5

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) ($\alpha = 5\%$)

(Metodología SUR sin restricciones)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Título	T. independiente	$r_{m} - r_{f}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. ALICANTE		R					
B. ANDALUCIA		R		R	R		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-	-	-	-	-	-	-
B. EXTERIOR		R					
B. PASTOR		R					
B. POPULAR		R					
B. SANTANDER		R					
BANESTO		R					
BBV		R	R				R
B. FOMENTO		R					R
BANKINTER		R					
E. R. ZARAGOZANAS		R					
ENDESA		R					
ENHER		R					
GESA		R					
H. CANTABRICO		R					
U. E. FENOSA		R					
TABACALERA		R					
VISCOFAN		R					
ASLAND		R					R
DRAGADOS	R	R	R	R	R	R	R
HUARTE		R					
METROVACESA	R	R		R	R	R	R
URALITA		R					
URBIS		R		R			R
VALLEHERMOSO		R					
CORP. FIN. ALBA		R					
SARRIO		R					
ENCE		R			R		
REPSOL		R					
MAPFRE	-	-	-	-	-	-	-
ACERINOX	R	R				R	
NISSAN	R	R				R	R
ACESA	-	-	-	-	-	-	-
TELEFONICA		R					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla X-6

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) Est. puntual
(Metodología SUR sin restricciones) Rentabilidades semanales. Grupo 2

Título	T. independiente	$r_{mt} - r_{nt}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. VALENCIA	-93.693	0.666	0.481	-62.464	5.364	9.185	12.933
FECSA	-125.368	0.699	1.646	43.434	8.547	9.966	-68.431
IBERD. (IBERDROLA I)	-	-	-	-	-	-	-
SEVILLANA	309.438	0.697	-23.187	-154.060	48.134	-23.828	50.695
AGUILA	262.166	1.019	3.705	114.777	-13.172	-23.612	-104.745
CAMPOFRIO	73.110	0.577	-8.048	-234.471	-230.509	-5.559	803.917
EBRO	-	-	-	-	-	-	-
AGROMAN	67.714	1.787	0.489	-145.926	25.271	-5.992	-85.528
CRISTALERIA	103.300	1.513	89.060	263.549	-149.681	-8.188	-195.928
HISALBA	-	-	-	-	-	-	-
SOTOGRADE	153.411	1.596	-27.746	534.162	23.422	-15.446	-570.075
VALDERRIVAS	270.155	0.993	-87.840	-1337.530	-71.150	-21.425	1593.013
GRAL. DE INVERS.	-704.580	0.755	110.524	-11.251	-67.130	68.898	-12.785
ARGON	197.196	0.641	16.491	-70.292	-110.427	-17.697	249.579
CARB. METALICOS	110.039	1.055	-23.278	99.833	26.259	-8.959	-15.853
CEPSA	36.683	0.531	-10.029	75.929	6.454	-2.353	-33.056
ERCROS	95.180	1.640	-2.225	14.404	1.992	-8.242	-13.193
SNIACE	59.119	1.749	211.947	5753.185	603.351	-6.224	-7276.890
TAFISA	260.615	1.269	33.840	55.891	-55.590	-25.151	-52.373
UNION Y EL FENIX	-	-	-	-	-	-	-
AMPER	-27.866	1.370	4.367	1.888	-6.637	3.220	-3.564
ASTURIANA DEL ZINC	101.650	1.770	0.208	-24.246	-30.934	-8.646	78.710
DURO FELGUERA	-	-	-	-	-	-	-
NUEVA MONTAÑA	219.072	1.401	-3.794	-12.204	-1.527	-21.413	-3.766
TUBACEX	139.324	1.245	118.431	-31.466	-228.833	-13.247	240.270
ZARDOYA-OTIS	-653.640	0.683	267.812	-2775.948	912.532	54.891	205.616
TUDOR	83.315	0.846	-4.829	-53.683	-5.661	-7.379	71.076
AUT. MARE NOSTRUM	-967.186	0.650	-48.484	-2678.556	296.449	78.915	1602.710
PROSEGUR	149.446	1.077	-62.726	-810.980	55.517	-12.879	664.459

Tabla X-7

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) ($\alpha = 5\%$)

(Metodología SUR sin restricciones)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Título	T. independiente	$r_{mt} - r_{ft}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. VALENCIA		R					
FECSA		R					
IBERD. (IBERDROLA I)	-	-	-	-	-	-	-
SEVILLANA		R					
AGUILA		R					
CAMPOFRIO		R					R
EBRO	-	-	-	-	-	-	-
AGROMAN		R					
CRISTALERIA		R					
HISALBA	-	-	-	-	-	-	-
SOTOGRADE		R		R			R
VALDERRIVAS		R	R	R	R		R
GRAL. DE INVERS.		R					
ARGON		R					
CARB. METALICOS		R					
CEPSA		R					
ERCROS	R	R				R	
SNIACE		R					
TAFISA	R	R				R	
UNION Y EL FENIX	-	-	-	-	-	-	-
AMPER		R					
ASTURIANA DEL ZINC		R					R
DURO FELGUERA	-	-	-	-	-	-	-
NUEVA MONTAÑA		R		R			
TUBACEX	R	R	R	R	R	R	R
ZARDOYA-OTIS	R	R	R	R	R	R	R
TUDOR		R					
AUT. MARE NOSTRUM		R		R	R		R
PROSEGUR		R					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla X-8

V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) Est. puntual
(Metodología SUR sin restricciones) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Título	T. independiente	$r_{mi} - r_{fk}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. ALICANTE	-1372.598	0.049	91.943	1387.351	-817.053	121.353	-700.928
B. ANDALUCIA	219.782	0.388	-2.844	-124.575	70.778	-18.137	-116.964
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-	-	-	-	-	-	-
B. EXTERIOR	58.846	0.134	-3.615	-776.195	127.466	-4.025	46.182
B. PASTOR	189.285	0.660	-4.840	-38.297	87.804	-15.341	-48.480
B. POPULAR	237.113	0.739	11.830	4067.753	-1217.084	-17.264	-273.308
B. SANTANDER	573.761	1.100	11.180	-1134.837	-39.940	-40.651	234.328
BANESTO	199.184	1.114	4.912	112.932	-118.455	-13.948	-19.449
BBV	90.034	0.973	-1.481	-125.626	17.243	-6.211	63.480
B. FOMENTO	-360.745	0.637	2.070	-0.529	21.352	33.583	-142.529
BANKINTER	97.729	0.924	-2.273	90.450	-35.197	-7.377	126.444
E. R. ZARAGOZANAS	-15.512	0.789	-15.463	305.519	47.847	2.301	-298.671
ENDESA	-46.466	0.590	-3.081	-108.819	-12.914	3.455	113.019
ENHER	316.169	0.470	4.722	359.395	-7.503	-25.296	-313.988
GESA	95.897	0.778	-7.327	-27.777	-14.482	-7.868	80.213
H. CANTABRICO	189.155	0.701	-2.978	-17.704	-5.394	-15.411	0.824
U. E. FENOSA	-20.229	0.696	1.316	20.033	-2.130	1.866	-19.467
TABACALERA	98.815	0.638	73.396	-473.539	-43.036	-7.484	-140.117
VISCOFAN	-39.523	0.898	-12.697	57.626	22.699	3.814	-60.948
ASLAND	91.704	1.634	45.290	213.797	-51.834	-7.296	-254.208
DRAGADOS	196.714	1.135	-37.926	216.152	44.290	-15.764	69.532
HUARTE	42.510	1.474	-14.485	575.839	-14.152	-3.570	-55.624
METROVACESA	346.275	0.855	-8.856	-2665.920	-43.416	-28.387	2321.974
URALITA	-34.084	1.534	3.737	-43.488	-14.117	3.270	96.477
URBIS	71.372	1.567	-1.615	131.455	1.646	-5.818	-179.108
VALLEHERMOSO	50.446	1.382	-4.421	7.159	-1.080	-3.885	25.422
CORP. FIN. ALBA	175.161	0.931	47.270	-292.648	-64.660	-13.711	169.924
SARRIO	-3.084	1.224	-7.268	75.768	24.609	0.182	-135.553
ENCE	251.841	1.622	8.814	96.340	-27.442	-23.259	-77.139
REPSOL	-245.137	0.665	-10.382	37.114	38.126	17.198	-26.804
MAPFRE	-	-	-	-	-	-	-
ACERINOX	256.331	1.412	-8.292	-88.061	-13.406	-21.058	56.103
NISSAN	380.198	1.205	-2.294	94.079	-5.983	-32.154	-89.671
ACESA	-	-	-	-	-	-	-
TELEFONICA	-131.456	0.424	-0.465	255.132	-10.964	9.107	-4.818

Tabla X-9

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) Est. puntual
(Metodología SUR sin restricciones) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Título	T. independiente	$r_{m} - r_{ft}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. VALENCIA	-91.978	0.675	0.607	-55.982	3.430	8.923	12.995
FECSA	-21.133	0.697	-1.109	75.498	20.597	1.868	-126.027
IBERD. (IBERDROLA I)	-	-	-	-	-	-	-
SEVILLANA	377.362	0.691	-30.595	-196.395	64.807	-29.003	62.520
AGUILA	176.735	1.012	0.675	64.953	-7.570	-15.801	-62.548
CAMPOFRIO	105.710	0.579	-12.518	-273.415	-268.757	-8.263	941.414
EBRO	-	-	-	-	-	-	-
AGROMAN	52.627	1.785	0.592	-128.987	21.941	-4.629	-74.548
CRISTALERIA	95.427	1.514	72.040	219.963	-122.457	7.628	-161.138
HISALBA	-	-	-	-	-	-	-
SOTOGRADE	140.683	1.600	-23.547	446.485	19.616	-14.311	-474.737
VALDERRIVAS	268.240	0.989	-91.742	-1441.750	-77.930	-21.165	1716.958
GRAL. DE INVERS.	-969.048	0.768	154.735	-9.264	-91.585	94.220	-23.481
ARGON	-37.584	0.634	12.084	146.730	-65.545	3.968	96.016
CARB. METALICOS	-143.560	1.059	8.326	12.269	-5.218	12.569	-6.591
CEPSA	78.939	0.535	-8.151	2.146	5.520	-5.735	-17.088
ERCROS	114.039	1.647	0.368	8.499	-2.157	-10.154	-6.166
SNIAE	32.642	1.741	96.124	2608.014	273.051	-3.441	-3298.946
TAFISA	252.154	1.272	35.086	31.929	-57.980	-24.539	-19.122
UNION Y EL FENIX	-	-	-	-	-	-	-
AMPER	-32.561	1.366	5.531	2.535	-8.224	3.681	-2.906
ASTURIANA DEL ZINC	88.864	1.767	-0.083	-22.642	-25.938	-7.594	69.643
DURO FELGUERA	-	-	-	-	-	-	-
NUEVA MONTAÑA	240.783	1.402	-4.098	-12.196	-1.332	-23.682	-4.781
TUBACEX	124.381	1.247	108.967	-29.399	-210.506	-11.802	221.305
ZARDOYA-OTIS	-398.230	0.673	171.594	-1783.753	571.442	33.624	132.923
TUDOR	165.338	0.841	-7.398	-56.889	-3.691	-15.640	76.486
AUT. MARE NOSTRUM	-1229.244	0.642	-60.229	-3359.512	371.061	100.346	2010.234
PROSEGUR	168.189	1.085	-75.197	-972.648	68.886	-14.419	791.407

Tabla X-9 (continuación)

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) (α = 5%)
(Metodología SUR sin restricciones) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Título	T.independiente	$r_{mt} - r_{ft}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. ALICANTE		R					
B. ANDALUCIA		R		R	R		
B. CENTRAL (CEN-HISP)	-	-	-	-	-	-	-
B. EXTERIOR		R					
B. PASTOR		R					
B. POPULAR		R					
B. SANTANDER	R	R	R	R	R	R	R
BANESTO		R					
BBV		R					
B. FOMENTO		R					R
BANKINTER		R					
E. R. ZARAGOZANAS		R					
ENDESA		R					
ENHER		R					
GESA		R					
H. CANTABRICO		R					
U. E. FENOSA		R					
TABACALERA		R					
VISCOFAN		R					
ASLAND		R					R
DRAGADOS		R					
HUARTE		R					
METROVACESA	R	R		R	R	R	R
URALITA		R					
URBIS		R		R			R
VALLEHERMOSO		R					
CORP. FIN. ALBA		R					
SARRIO		R					
ENCE	R	R			R	R	
REPSOL		R					
MAPFRE	-	-	-	-	-	-	-
ACERINOX		R					
NISSAN	R	R		R		R	R
ACESA	-	-	-	-	-	-	-
TELEFONICA		R					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla X-10

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93) ($\alpha = 5\%$)

(Metodología SUR sin restricciones)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Título	T. independiente	$r_{nd} - r_{0k}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
B. VALENCIA		R					
FECSA		R					
IBERD. (IBERDROLA I)	-	-	-	-	-	-	-
SEVILLANA		R					
AGUILA		R					
CAMPOFRIO		R		R	R		R
EBRO	-	-	-	-	-	-	-
AGROMAN		R					
CRISTALERIA		R					
HISALBA	-	-	-	-	-	-	-
SOTOGRADE		R		R			R
VALDERRIVAS	R	R	R	R	R		R
GRAL. DE INVERS.	R	R				R	
ARGON		R					
CARB. METALICOS		R					
CEPSA		R					
ERCROS	R	R				R	
SNIACE		R					
TAFISA	R	R				R	
UNION Y EL FENIX	-	-	-	-	-	-	-
AMPER		R					
ASTURIANA DEL ZINC		R					R
DURO FELGUERA	-	-	-	-	-	-	-
NUEVA MONTAÑA		R		R			
TUBACEX	R	R	R	R	R	R	R
ZARDOYA-OTIS	R	R	R	R	R	R	
TUDOR		R					
AUT. MARE NOSTRUM	R	R	R	R	R	R	R
PROSEGUR		R					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla X-10 (continuación)

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93)

(Metodología SUR sin restricciones)

Rentabilidades semanales

**Test multivariante para cada V. Fundamental: significación
del parámetro estimado en todos los títulos**

• Valores de la F de Fisher experimental

Grupo	T. independiente	Activo/Mercado	B%/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-	1,0947	2,0884	1,4638	1,3116	2,1984
Grupo 2	-	3,8143	4,0176	4,1919	2,6405	-
Gr. 1 y 2	-	2,2028	2,9828	2,7784	2,5546	3,3075

• Aceptación de la hipótesis para un error $\alpha = 5\%$

Grupo	T. independiente	Activo/Mercado	B%/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-		R	R		R
Grupo 2	-	R	R	R	R	-
Gr. 1 y 2	-	R	R	R	R	R

• Aceptación de la hipótesis para un error $\alpha = 1\%$

Grupo	T. independiente	Activo/Mercado	B%/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-		R			R
Grupo 2	-	R	R	R	R	-
Gr. 1 y 2	-	R	R	R	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado en todos los títulos

Tabla X-11

- V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93)

(Metodología SUR sin restricciones)

Rentabilidades semanales

**Test multivariante para cada V. Fundamental: igualdad
del parámetro estimado en todos los títulos**

• Valores de la F de Fisher experimental

Grupo	T. independiente	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-	0.9872	2.0966	1.4881	1.0649	2.1195
Grupo 2	-	3.9479	3.8232	4.2050	1.9752	4.4651
Gr. 1 y 2	-	2.1921	2.9184	2.6773	2.0029	3.3627

• Aceptación de la hipótesis para un error $\alpha = 5\%$

Grupo	T. independiente	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-		R	R		R
Grupo 2	-	R	R	R	R	R
Gr. 1 y 2	-	R	R	R	R	R

• Aceptación de la hipótesis para un error $\alpha = 1\%$

Grupo	T. independiente	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-		R			R
Grupo 2	-	R	R	R	R	R
Gr. 1 y 2	-	R	R	R	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de igualdad del parámetro estimado en todos los títulos

Tabla X-12

• V. fundamentales. Contraste de Serie Temporal (1.990-93)

(Metodología SUR con restricciones)

Rentabilidades semanales

• Valores estimados de los parámetros asociados a las variables

Título	T. independiente	$r_{mt} - r_{nt}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-	-	0,0014	0,2622	-0,5994	0,5726	-0,1184
Grupo 2	-	-	0,0751	-0,2380	-0,4860	0,7411	-0,9615
Gr. 1 y 2	-	-	0,0037	-0,4130	-0,4051	0,3921	-0,7341

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Título	T. independiente	$r_{mt} - r_{nt}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-	-	0,0331	0,9570	0,2257	0,2027	0,9401
Grupo 2	-	-	0,1039	0,3592	0,1765	0,3852	0,4597
Gr. 1 y 2	-	-	0,0259	0,2734	0,1000	0,1418	0,3552

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Título	T. independiente	$r_{mt} - r_{nt}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-	-	0,042	0,274	-2,655	2,825	-0,126
Grupo 2	-	-	0,723	-0,663	-2,754	1,924	-2,092
Gr. 1 y 2	-	-	0,142	-1,511	-4,051	2,766	-2,067

Título	T. independiente	$r_{mt} - r_{nt}$	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-	-			R	R	
Grupo 2	-	-			R		R
Gr. 1 y 2	-	-			R	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla X-13

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

(Test de significación de las betas del Modelo de mercado)

(con 80 observaciones)

TITULO	b_i	D. típica	$H_0: \beta_i = 0$		
		b_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. ALICANTE	0,03053	0,0174	1,756		
B. ANDALUCIA	0,41061	0,0804	5,108	R	R
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,23504	0,0656	3,583	R	R
B. EXTERIOR	0,06700	0,0283	2,370	R	
B. PASTOR	0,65564	0,0975	6,721	R	R
B. POPULAR	0,66098	0,0701	9,424	R	R
B. SANTANDER	1,02645	0,0733	13,997	R	R
BANESTO	1,26912	0,1216	10,433	R	R
BBV	0,87168	0,0704	12,374	R	R
B. FOMENTO	0,67223	0,1116	6,021	R	R
BANKINTER	0,93020	0,0753	12,354	R	R
E. R. ZARAGOZANAS	0,76700	0,1131	6,781	R	R
ENDESA	0,42250	0,0838	5,044	R	R
ENHER	0,45591	0,0972	4,691	R	R
GESA	0,82334	0,1104	7,461	R	R
H. CANTABRICO	0,71101	0,0880	8,084	R	R
U. E. FENOSA	0,56441	0,0584	9,669	R	R
TABACALERA	0,56111	0,0976	5,751	R	R
VISCOFAN	0,84425	0,1259	6,707	R	R
ASLAND	1,66849	0,1272	13,113	R	R
DRAGADOS	0,82066	0,0972	8,439	R	R
HUARTE	1,35934	0,0961	14,148	R	R
METROVACESA	0,62946	0,0804	7,829	R	R
URALITA	1,74415	0,1180	14,777	R	R
URBIS	1,62807	0,1216	13,385	R	R
VALLEHERMOSO	1,16124	0,1090	10,653	R	R
CORP. FIN. ALBA	0,94239	0,0981	9,609	R	R
SARRIO	1,22558	0,1275	9,613	R	R
ENCE	1,56992	0,2613	6,008	R	R
REPSOL	0,66822	0,0716	9,337	R	R
MAPFRE	1,14933	0,1385	8,299	R	R
ACERINOX	1,71074	0,1069	15,996	R	R
NISSAN	1,26454	0,1398	9,047	R	R
ACESA	0,50392	0,0836	6,024	R	R
TELEFONICA	0,28397	0,0833	3,408	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de beta

Tabla XI-1

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

(Test de significación de las betas del Modelo de mercado)

(con 80 observaciones)

TITULO	D. típica		$H_0: \beta_i = 0$		
	b_i	b_i	$t_{exp.}$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
B. VALENCIA	0,73674	0,0826	8,920	R	R
FECSA	0,71006	0,0849	8,360	R	R
IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,51468	0,0716	7,193	R	R
SEVILLANA	0,71398	0,0719	9,932	R	R
AGUILA	1,01563	0,1434	7,081	R	R
CAMPOFRIO	0,59206	0,1289	4,592	R	R
EBRO	1,19124	0,1147	10,385	R	R
AGROMAN	1,85149	0,1373	13,483	R	R
CRISTALERIA	1,61150	0,1135	14,201	R	R
HISALBA	1,82082	0,1677	10,859	R	R
SOTOGRADE	1,38264	0,1655	8,356	R	R
VALDERRIVAS	0,93340	0,0932	10,012	R	R
GRAL. DE INVERSIONES	0,85771	0,1096	7,823	R	R
ARGON	0,73131	0,1251	5,847	R	R
CARBUROS METALICOS	1,42847	0,1934	7,387	R	R
CEPSA	0,69623	0,1151	6,050	R	R
ERCROS	1,54054	0,2067	7,455	R	R
SNIACE	1,96577	0,1648	11,928	R	R
TAFISA	1,51069	0,1463	10,328	R	R
UNION Y EL FENIX	1,09532	0,1262	8,676	R	R
AMPER	1,40369	0,1843	7,617	R	R
ASTURIANA DEL ZINC	2,00514	0,2107	9,515	R	R
DURO FELGUERA	0,97019	0,1365	7,108	R	R
NUEVA MONTAÑA	1,54086	0,1869	8,246	R	R
TUBACEX	1,34990	0,1657	8,144	R	R
ZARDOYA-OTIS	0,69069	0,0662	10,431	R	R
TUDOR	1,11082	0,1483	7,490	R	R
AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,51471	0,0900	5,719	R	R
PROSEGUR	1,20466	0,1634	7,370	R	R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación de beta

Tabla XI-2

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCO)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	-0,4104	1,9691	2,7567	2,0107
28 feb 92	2,9848	1,5239	-1,4524	1,5561
6 mar 92	0,5888	1,1545	-3,4538	1,1789
13 mar 92	-0,2597	1,3422	0,1968	1,3705
20 mar 92	0,7223	0,7019	-1,7943	0,7167
27 mar 92	0,5384	0,7797	-2,0273	0,7961
3 abr 92	-0,6575	0,9184	-3,1263	0,9378
10 abr 92	-0,5367	0,7505	0,7146	0,7664
15 abr 92	0,6647	0,5875	-0,2150	0,5999
24 abr 92	-1,2543	0,7880	0,4197	0,8047
30 abr 92	-0,7583	1,0546	0,7890	1,0769
8 may 92	0,1958	1,1177	2,2532	1,1413
15 may 92	-0,1809	1,0991	2,5041	1,1223
22 may 92	0,1775	1,3482	-0,2566	1,3767
29 may 92	-0,2066	0,7798	0,6450	0,7963
5 jun 92	-0,4298	0,9436	-2,7890	0,9635
12 jun 92	-0,7015	0,6658	-2,4719	0,6799
19 jun 92	0,2082	1,0063	0,6506	1,0275
26 jun 92	0,8953	1,1920	-6,3588	1,2171
3 jul 92	0,5932	1,4728	-4,9809	1,5039
10 jul 92	0,6601	1,8334	-4,0477	1,8722
17 jul 92	-1,9211	1,5022	-6,4399	1,5339
24 jul 92	-4,0484	1,9138	-2,6828	1,9542
31 jul 92	3,0448	1,6913	-2,2522	1,7270
7 ago 92	-0,9856	1,4227	1,1780	1,4528
14 ago 92	-3,3708	1,7294	-1,4288	1,7659
21 ago 92	2,4091	1,4120	-1,4517	1,4419
28 ago 92	-1,4616	1,4102	-1,4629	1,4400
4 sep 92	5,0853	2,6559	0,6528	2,7120
11 sep 92	-1,6629	1,1346	-3,4195	1,1586
18 sep 92	-1,4477	3,1915	5,9836	3,2589
25 sep 92	-7,6878	1,6845	-0,7463	1,7201
2 oct 92	-6,8258	1,8221	1,6876	1,8606
9 oct 92	2,9299	1,5648	-0,4154	1,5979
16 oct 92	1,1528	2,4665	0,1976	2,5186
23 oct 92	4,0441	1,6571	-1,0101	1,6921
30 oct 92	0,7502	1,4949	-3,7795	1,5265
6 nov 92	-2,4362	1,6162	2,7285	1,6504
13 nov 92	1,7212	1,3850	-0,6928	1,4143
20 nov 92	3,9856	2,4076	0,8618	2,4585

Tabla XI-3

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCO)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	0,1344	1,3292	2,5470	1,3573
4 dic 92	-1,1502	1,4096	-1,4170	1,4393
11 dic 92	2,0631	0,8898	-1,6196	0,9086
18 dic 92	1,1582	1,6753	1,7049	1,7107
23 dic 92	0,7427	0,6343	-0,2910	0,6477
31 dic 92	1,1394	1,4757	-4,6176	1,5069
8 ene 93	1,7762	1,4361	1,0156	1,4664
15 ene 93	2,1613	1,7151	2,5724	1,7513
22 ene 93	0,1163	1,9272	1,4833	1,9679
29 ene 93	-1,6578	1,2592	1,6903	1,2858
5 feb 93	3,8043	1,2931	0,0125	1,3204
12 feb 93	1,3917	0,9706	-3,5859	0,9911
19 feb 93	-1,7889	1,0391	0,6870	1,0610
26 feb 93	0,5042	2,5301	0,8094	2,5836
5 mar 93	2,4330	1,8066	-0,4981	1,8447
12 mar 93	-2,7574	1,3443	2,2425	1,3727
19 mar 93	-1,3804	0,8257	1,5474	0,8431
26 mar 93	0,1208	0,7506	0,6183	0,7665
2 abr 93	0,7860	1,3405	-0,8259	1,3688
7 abr 93	-0,8761	0,4775	-0,5344	0,4876
16 abr 93	-0,7583	1,8941	4,3558	1,9341
23 abr 93	1,5951	2,0881	4,5784	2,1322
30 abr 93	-0,2679	1,2180	-1,0663	1,2437
7 may 93	-1,1878	1,1724	-0,6434	1,1971
14 may 93	3,4571	1,6244	0,9480	1,6588
21 may 93	0,0789	1,6910	1,2121	1,7267
28 may 93	-0,0817	1,6061	2,2285	1,6400
4 jun 93	-0,6335	1,3529	2,2174	1,3815
11 jun 93	-0,1044	1,0482	-3,0682	1,0703
18 jun 93	2,1846	1,3944	1,1883	1,4239
25 jun 93	-2,5256	1,1140	0,4272	1,1375
2 jul 93	-0,4222	1,3090	1,3739	1,3367
9 jul 93	0,1859	0,7666	-0,9748	0,7828
16 jul 93	1,0137	0,9192	-1,2644	0,9387
23 jul 93	0,8212	1,1066	0,3314	1,1300
30 jul 93	1,9317	1,5217	3,2475	1,5539
6 ago 93	0,2560	1,2310	-0,0610	1,2570
13 ago 93	0,7281	1,8110	3,5210	1,8493
20 ago 93	4,6755	1,2198	-1,8617	1,2456
27 ago 93	1,2089	1,5538	4,2742	1,5866

Tabla XI-3 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCO)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	3,2820	1,5662	-1,9368	1,2599
28 feb 92	0,9454	2,0695	-1,3579	1,6647
6 mar 92	5,5726	2,3476	-9,6852	1,8884
13 mar 92	2,6154	5,0550	-2,6383	4,0663
20 mar 92	-0,1909	1,8072	-0,9958	1,4538
27 mar 92	-2,2076	2,4328	1,0306	1,9569
3 abr 92	0,2448	2,0309	-3,2156	1,6337
10 abr 92	0,5519	2,1604	-0,3421	1,7378
15 abr 92	-0,0002	1,1367	0,2255	0,9144
24 abr 92	-0,8241	1,9634	0,1906	1,5794
30 abr 92	-2,9557	1,8676	2,2408	1,5023
8 may 92	-3,6870	2,6940	7,3773	2,1671
15 may 92	2,6981	2,1762	-1,8709	1,7506
22 may 92	1,9837	2,5481	-3,5741	2,0497
29 may 92	-0,6377	1,2022	2,1543	0,9671
5 jun 92	1,9746	1,7391	-4,8110	1,3990
12 jun 92	-1,3775	1,4436	-1,0673	1,1612
19 jun 92	4,6614	3,8012	-5,9194	3,0577
26 jun 92	-3,2263	4,9767	-1,9842	4,0033
3 jul 92	-0,8484	3,1163	-2,8238	2,5068
10 jul 92	2,6123	2,9283	-5,4086	2,3556
17 jul 92	3,0518	5,2668	-9,3061	4,2366
24 jul 92	-8,0956	10,0352	4,2100	8,0724
31 jul 92	5,6786	3,5251	-4,6909	2,8356
7 ago 92	-0,2314	3,3888	-1,3966	2,7260
14 ago 92	-3,6748	2,9451	-0,0909	2,3691
21 ago 92	1,8673	2,3800	-0,5846	1,9145
28 ago 92	-3,5551	2,2429	1,3014	1,8042
4 sep 92	-1,2011	4,8255	7,1672	3,8817
11 sep 92	0,5418	2,7005	-4,3029	2,1723
18 sep 92	-4,7586	3,0571	7,5803	2,4592
25 sep 92	-6,7418	2,3550	0,5860	1,8944
2 oct 92	-3,1636	2,5794	-1,7825	2,0749
9 oct 92	7,3141	3,4232	-4,6706	2,7537
16 oct 92	1,8120	3,1741	-2,5406	2,5533
23 oct 92	0,9939	3,0865	1,2213	2,4828
30 oct 92	-0,8349	2,5869	-1,1328	2,0810
6 nov 92	-3,6236	2,0838	1,8251	1,6762
13 nov 92	3,4707	1,9304	-4,5437	1,5529
20 nov 92	2,8055	2,2171	-2,0162	1,7835

Tabla XI-4

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCO)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	1,7906	2,4357	-1,0521	1,9593
4 dic 92	-1,1192	4,3002	0,2900	3,4592
11 dic 92	0,3069	3,9948	1,3387	3,2135
18 dic 92	0,0847	3,1274	2,5977	2,5157
23 dic 92	0,6698	2,0012	-0,9198	1,6098
31 dic 92	-0,2491	2,9943	-2,2644	2,4087
8 ene 93	0,8916	3,7338	1,0068	3,0035
15 ene 93	7,7702	2,9894	-4,2828	2,4047
22 ene 93	-0,9123	3,5777	2,3203	2,8779
29 ene 93	2,0642	5,1445	1,2257	4,1383
5 feb 93	5,6419	2,2809	-4,0483	1,8348
12 feb 93	-4,9297	2,2414	3,0752	1,8030
19 feb 93	-2,5948	1,8335	0,4516	1,4749
26 feb 93	-1,5735	2,5322	2,1393	2,0370
5 mar 93	-0,4419	3,8456	0,5372	3,0934
12 mar 93	-0,2720	1,8504	0,1358	1,4885
19 mar 93	-0,2342	3,0433	1,5965	2,4481
26 mar 93	1,1436	1,3542	-1,1915	1,0893
2 abr 93	-1,2441	1,8274	0,0885	1,4700
7 abr 93	-0,0542	1,2282	-0,8329	0,9880
16 abr 93	2,6430	2,5976	-1,7586	2,0895
23 abr 93	0,8353	2,8728	0,5204	2,3109
30 abr 93	3,7034	6,5619	-4,8672	5,2785
7 may 93	-2,9441	4,3417	1,9840	3,4925
14 may 93	4,4271	2,5219	-1,4089	2,0286
21 may 93	-4,8183	2,3156	6,1261	1,8627
28 may 93	-0,9906	3,5900	2,5104	2,8878
4 jun 93	-7,0061	8,9307	11,8037	7,1839
11 jun 93	0,8049	2,5001	-1,8745	2,0111
18 jun 93	-3,7428	4,6517	6,0185	3,7419
25 jun 93	1,8665	2,0637	-4,6299	1,6600
2 jul 93	-1,4420	2,6079	1,6339	2,0978
9 jul 93	-0,4090	1,5840	-0,3889	1,2742
16 jul 93	-1,7408	2,1623	0,1963	1,7394
23 jul 93	0,4343	2,3797	-0,2381	1,9143
30 jul 93	-2,1676	1,7541	3,4570	1,4110
6 ago 93	-3,4693	3,5136	4,3905	2,8264
13 ago 93	3,9793	3,1967	0,4239	2,5714
20 ago 93	4,4071	2,4089	0,7076	1,9377
27 ago 93	-2,7498	2,9793	7,1674	2,3966

Tabla XI-4 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología de MCO)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	1,2183	1,3410	0,3304	1,2117
28 feb 92	2,7025	1,2086	-2,0444	1,0921
6 mar 92	2,7615	1,1931	-6,6485	1,0781
13 mar 92	0,8060	2,0344	-1,0586	1,8383
20 mar 92	0,4090	0,7863	-1,4744	0,7105
27 mar 92	-0,5659	1,0299	-0,5575	0,9306
3 abr 92	-0,5208	0,9308	-2,9011	0,8411
10 abr 92	-0,1373	0,9140	0,2522	0,8259
15 abr 92	0,4714	0,5451	-0,0911	0,4925
24 abr 92	-1,1431	0,8607	0,3827	0,7777
30 abr 92	-1,3961	0,9373	1,1954	0,8470
8 may 92	-1,5634	1,2549	4,9505	1,1340
15 may 92	1,2658	1,0953	0,0589	0,9897
22 may 92	1,2266	1,2700	-2,2337	1,1476
29 may 92	-0,6343	0,6650	1,6719	0,6009
5 jun 92	0,3752	0,8601	-3,5689	0,7772
12 jun 92	-1,1344	0,6765	-1,6059	0,6113
19 jun 92	2,3971	1,6170	-2,9791	1,4611
26 jun 92	-0,7091	1,9879	-4,3191	1,7963
3 jul 92	-0,1228	1,4510	-3,7825	1,3112
10 jul 92	1,2443	1,5312	-4,4637	1,3836
17 jul 92	-0,5814	2,1620	-7,0352	1,9536
24 jul 92	-6,2656	3,9213	1,3290	3,5433
31 jul 92	3,9818	1,6457	-3,2796	1,4870
7 ago 92	-0,2536	1,5378	-0,5676	1,3895
14 ago 92	-3,7400	1,4989	-0,4930	1,3544
21 ago 92	2,1260	1,2112	-0,9576	1,0944
28 ago 92	-2,4105	1,1908	-0,0075	1,0760
4 sep 92	2,6772	2,4086	3,6416	2,1765
11 sep 92	-1,1647	1,2144	-3,3838	1,0974
18 sep 92	-2,2627	2,2049	6,1389	1,9924
25 sep 92	-7,8969	1,3604	0,5928	1,2293
2 oct 92	-5,5032	1,4517	0,1977	1,3118
9 oct 92	4,5381	1,5882	-2,2770	1,4351
16 oct 92	1,9131	1,8979	-1,7055	1,7149
23 oct 92	3,1054	1,5100	-0,2788	1,3645
30 oct 92	-0,1051	1,3195	-2,2492	1,1923
6 nov 92	-2,3638	1,2598	1,6425	1,1383
13 nov 92	2,8950	1,1549	-3,1010	1,0436
20 nov 92	4,5469	1,7465	-1,7493	1,5781

Tabla XI-5

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología de MCO)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	1,2341	1,2488	0,3031	1,1284
4 dic 92	-1,5681	1,8116	-0,0865	1,6370
11 dic 92	1,1091	1,5872	0,0959	1,4342
18 dic 92	0,8012	1,5189	2,0454	1,3724
23 dic 92	0,8888	0,8346	-0,8012	0,7542
31 dic 92	0,3816	1,4213	-3,2502	1,2843
8 ene 93	1,6660	1,6211	0,7203	1,4648
15 ene 93	4,5675	1,5759	-0,9010	1,4240
22 ene 93	-0,2212	1,7412	1,7953	1,5733
29 ene 93	-1,0703	2,0883	2,5448	1,8870
5 feb 93	5,0411	1,2119	-2,5293	1,0950
12 feb 93	-1,0571	1,1005	-0,4950	0,9944
19 feb 93	-1,8331	0,9237	0,2421	0,8346
26 feb 93	-0,0883	1,7622	1,1605	1,5923
5 mar 93	1,8121	1,7922	-0,6349	1,6194
12 mar 93	-1,9212	1,0549	1,4235	0,9532
19 mar 93	-1,2470	1,2351	1,9592	1,1160
26 mar 93	0,6979	0,6879	-0,4480	0,6215
2 abr 93	0,3022	1,0504	-0,7806	0,9491
7 abr 93	-0,6980	0,5384	-0,4973	0,4865
16 abr 93	1,1845	1,5783	0,7354	1,4261
23 abr 93	2,5014	1,7852	1,1916	1,6131
30 abr 93	1,1757	2,5379	-2,7112	2,2933
7 may 93	-2,0601	1,7582	0,8162	1,5887
14 may 93	4,1626	1,3585	-0,5588	1,2275
21 may 93	-1,7573	1,3513	3,4161	1,2210
28 may 93	-0,2668	1,6296	2,1501	1,4725
4 jun 93	-3,8116	3,4848	7,5543	3,1489
11 jun 93	-0,2839	1,1523	-1,8483	1,0412
18 jun 93	0,2383	1,9338	2,9914	1,7474
25 jun 93	-0,7182	1,0654	-2,0522	0,9627
2 jul 93	-0,6159	1,2371	1,2424	1,1179
9 jul 93	-0,0344	0,7393	-0,7156	0,6680
16 jul 93	0,3029	0,9844	-1,0328	0,8895
23 jul 93	0,9128	1,1023	-0,2353	0,9960
30 jul 93	1,3594	1,2317	2,0726	1,1129
6 ago 93	-1,3170	1,5191	2,1674	1,3726
13 ago 93	1,9062	1,6026	2,1857	1,4481
20 ago 93	4,0065	1,2024	0,0381	1,0865
27 ago 93	-0,0087	1,4489	5,2211	1,3092

Tabla XI-5 (continuación)

• Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Resumen Metodología de MCO)

Rentabilidades semanales

• Metodología de Fama

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$	
Grupo 1	0,21231	0,2399	0,885		
Grupo 2	0,01501	0,3533	0,042		
Gr. 1 y 2	0,19826	0,2617	0,758		

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$			$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$
Grupo 1	-0,12540	0,2723	-0,461			-0,026	-0,365	
Grupo 2	-0,16992	0,4093	-0,415			-0,026	-0,352	
Gr. 1 y 2	-0,22418	0,2837	-0,790			-0,026	-0,699	

• Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$	
Grupo 1	0,06690	0,1807	0,370		
Grupo 2	0,05239	0,2932	0,179		
Gr. 1 y 2	0,10081	0,2109	0,478		

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$			$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$
Grupo 1	-0,48466	0,2238	-2,166	NO		-0,026	-2,049	NO
Grupo 2	-0,39616	0,3192	-1,241			-0,026	-1,160	
Gr. 1 y 2	-0,43615	0,2216	-1,968			-0,026	-1,851	

Tabla XI-6

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCG)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	-0,3829	0,8588	0,5136	1,3749
28 feb 92	0,0749	0,6971	1,2668	1,1160
6 mar 92	-0,2361	0,5455	-2,1199	0,8733
13 mar 92	-0,3862	0,5285	0,0285	0,8461
20 mar 92	0,2778	0,3360	-1,0374	0,5380
27 mar 92	0,5517	0,3483	-1,8885	0,5576
3 abr 92	-0,4874	0,4875	-2,7979	0,7805
10 abr 92	-0,1358	0,5555	-0,5101	0,8894
15 abr 92	0,6616	0,3019	-0,1946	0,4833
24 abr 92	0,1864	0,4579	-1,5394	0,7332
30 abr 92	-1,0424	0,5400	1,8820	0,8644
8 may 92	0,4001	0,3477	1,1433	0,5566
15 may 92	0,5237	0,5324	1,5633	0,8524
22 may 92	-0,4356	0,4423	-0,6171	0,7081
29 may 92	-3,7160	0,6052	4,7441	0,9688
5 jun 92	3,7962	0,8129	-7,5592	1,3015
12 jun 92	-0,4457	0,3093	-2,9253	0,4952
19 jun 92	-0,7997	0,6359	1,5076	1,0181
26 jun 92	-4,0701	0,6686	-0,1770	1,0704
3 jul 92	-1,7805	0,6593	-1,7971	1,0555
10 jul 92	-0,8982	0,7886	-3,3226	1,2625
17 jul 92	-0,3171	0,6100	-7,3625	0,9767
24 jul 92	-1,4534	0,9894	-5,2042	1,5840
31 jul 92	0,8457	0,9042	0,7107	1,4476
7 ago 92	0,1066	0,6131	1,0393	0,9816
14 ago 92	0,5076	0,9899	-6,3988	1,5847
21 ago 92	0,3676	0,7767	1,1351	1,2435
28 ago 92	-0,6063	0,6591	-2,1232	1,0552
4 sep 92	1,4628	1,0351	3,3257	1,6572
11 sep 92	-1,4857	0,5048	-2,9826	0,8081
18 sep 92	-0,4491	1,1999	2,9513	1,9211
25 sep 92	-3,9736	1,1857	-3,6588	1,8982
2 oct 92	-2,0208	1,0628	-2,3675	1,7015
9 oct 92	-0,0176	0,9372	2,9240	1,5004
16 oct 92	0,1750	1,2530	0,9201	2,0060
23 oct 92	1,2827	0,7777	1,3219	1,2451
30 oct 92	0,4714	0,7759	-2,9237	1,2422
6 nov 92	-0,3963	0,7840	0,3067	1,2552
13 nov 92	-0,3688	0,7550	1,8007	1,2088
20 nov 92	1,7148	0,9367	1,9123	1,4996

Tabla XI-7

Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCG)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	0,0745	0,6557	1,3009	1,0497
4 dic 92	0,7871	0,6321	-2,6715	1,0119
11 dic 92	1,6918	0,4187	-1,0034	0,6703
18 dic 92	0,6631	0,6989	1,6624	1,1189
23 dic 92	1,6556	0,3208	-0,8974	0,5136
31 dic 92	2,6781	0,7246	-5,3530	1,1600
8 ene 93	0,0174	0,5771	3,0773	0,9240
15 ene 93	-0,3296	1,0894	3,2919	1,7442
22 ene 93	0,3530	0,7861	2,0075	1,2585
29 ene 93	-0,8857	0,7927	0,8641	1,2691
5 feb 93	0,0760	0,5853	3,6328	0,9370
12 feb 93	-0,1139	0,5414	-1,5249	0,8667
19 feb 93	-1,3533	0,4654	1,2811	0,7450
26 feb 93	-1,5966	1,1841	5,1867	1,8957
5 mar 93	0,8670	0,8053	0,3143	1,2892
12 mar 93	-0,9389	0,5213	0,0261	0,8345
19 mar 93	-0,6252	0,3828	0,5378	0,6128
26 mar 93	0,2877	0,4610	0,4672	0,7380
2 abr 93	0,1902	0,6618	0,0281	1,0596
7 abr 93	-0,3448	0,3004	-0,7533	0,4809
16 abr 93	0,7999	0,8114	1,4347	1,2990
23 abr 93	-1,7783	0,9813	9,7261	1,5710
30 abr 93	-0,2516	0,4850	-0,6434	0,7765
7 may 93	0,3770	0,5885	-3,0268	0,9421
14 may 93	1,1516	0,8431	4,2172	1,3498
21 may 93	1,0282	0,6910	-0,0405	1,1063
28 may 93	1,0589	0,7857	0,1142	1,2579
4 jun 93	1,2167	0,5910	0,1925	0,9462
11 jun 93	-0,1669	0,4425	-3,0236	0,7084
18 jun 93	0,9102	0,6317	2,4345	1,0114
25 jun 93	-0,3909	0,5588	-2,7224	0,8946
2 jul 93	-0,0463	0,5578	1,5295	0,8930
9 jul 93	-0,2708	0,3913	0,0943	0,6264
16 jul 93	-0,2550	0,4097	0,6815	0,6559
23 jul 93	-1,3063	0,6151	2,6407	0,9848
30 jul 93	1,1528	0,6917	4,8413	1,1074
6 ago 93	-0,2293	0,5473	1,4430	0,8761
13 ago 93	1,5145	0,6952	3,4392	1,1130
20 ago 93	0,7102	0,6757	1,0272	1,0818
27 ago 93	0,5901	0,8118	6,1272	1,2996

Tabla XI-7 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCG)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	3,6140	1,5402	-2,3366	1,4411
28 feb 92	1,7705	2,3146	-1,7562	2,1656
6 mar 92	3,2319	2,1177	-7,1835	1,9814
13 mar 92	7,4288	5,8770	-8,7145	5,4988
20 mar 92	0,2214	1,6631	-1,4504	1,5561
27 mar 92	-3,9065	2,3745	2,8172	2,2217
3 abr 92	-0,3194	1,6856	-2,8713	1,5771
10 abr 92	2,6411	1,6256	-2,8124	1,5209
15 abr 92	-0,8275	1,0281	1,1643	0,9619
24 abr 92	-0,1583	1,9067	-0,2556	1,7840
30 abr 92	1,7347	1,7465	-2,1290	1,6342
8 may 92	-1,1243	2,7405	4,3165	2,5641
15 may 92	-0,2318	2,3615	1,6519	2,2095
22 may 92	-0,4566	2,3954	-1,8129	2,2412
29 may 92	0,3428	1,1550	1,2510	1,0806
5 jun 92	1,0194	2,3956	-3,4720	2,2415
12 jun 92	0,2996	1,7469	-2,7887	1,6345
19 jun 92	4,3722	3,4678	-6,1934	3,2446
26 jun 92	-2,6475	5,4580	-2,9739	5,1068
3 jul 92	-2,4641	3,1510	-0,6441	2,9482
10 jul 92	3,2536	3,3048	-5,9863	3,0922
17 jul 92	-2,3198	3,5017	-4,9098	3,2763
24 jul 92	-7,4358	7,4660	5,7002	6,9856
31 jul 92	6,2103	3,2029	-5,2265	2,9968
7 ago 92	-0,0211	3,0382	-1,4379	2,8427
14 ago 92	-2,3881	2,7732	-1,4081	2,5948
21 ago 92	2,0212	2,9556	-0,0167	2,7654
28 ago 92	-3,9812	2,4855	1,8127	2,3256
4 sep 92	-1,6421	4,6809	7,3503	4,3797
11 sep 92	2,0735	2,5318	-5,5870	2,3689
18 sep 92	-3,0566	2,7796	6,7244	2,6007
25 sep 92	-9,3939	2,7263	2,9131	2,5508
2 oct 92	-2,4866	3,1710	-2,0910	2,9669
9 oct 92	7,7924	4,2420	-5,4878	3,9691
16 oct 92	6,7756	3,0395	-7,9183	2,8439
23 oct 92	-1,9641	2,9190	4,0625	2,7312
30 oct 92	-1,8791	2,5926	0,0530	2,4257
6 nov 92	-3,8504	2,2656	1,5842	2,1198
13 nov 92	4,3195	2,1032	-5,1623	1,9679
20 nov 92	1,4204	2,5611	-0,8174	2,3963

Tabla XI-8

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de MCG)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	0,6363	2,8445	0,3343	2,6614
4 dic 92	6,1957	4,7301	-6,5793	4,4258
11 dic 92	-4,5713	4,3886	4,8640	4,1062
18 dic 92	-3,0325	3,4358	5,9603	3,2147
23 dic 92	1,1681	2,7958	-1,6508	2,6159
31 dic 92	4,0362	3,5357	-5,9799	3,3082
8 ene 93	-3,8300	4,2086	5,6073	3,9378
15 ene 93	7,0669	3,5692	-3,9296	3,3396
22 ene 93	-3,4223	3,3787	4,6114	3,1613
29 ene 93	-1,8035	6,8153	4,6979	6,3767
5 feb 93	4,3076	3,0464	-2,6535	2,8504
12 feb 93	-7,9368	2,5896	6,1561	2,4229
19 feb 93	-4,2620	2,7363	1,9664	2,5603
26 feb 93	-3,0457	3,0001	3,7192	2,8070
5 mar 93	3,0202	4,8465	-2,2421	4,5347
12 mar 93	-2,2937	1,9170	1,9316	1,7937
19 mar 93	1,4975	3,2503	-0,4730	3,0411
26 mar 93	3,9847	1,8776	-3,8439	1,7568
2 abr 93	-3,0762	2,0606	1,1629	1,9280
7 abr 93	0,5105	1,7536	-1,2822	1,6408
16 abr 93	3,8597	2,9710	-3,0555	2,7798
23 abr 93	0,2049	3,0221	1,8103	2,8277
30 abr 93	11,5270	5,9938	-13,4681	5,6081
7 may 93	-7,3029	3,4586	5,8235	3,2360
14 may 93	5,5308	2,6731	-1,9192	2,5011
21 may 93	0,1428	3,1917	1,3523	2,9863
28 may 93	-2,1119	2,9655	4,0579	2,7746
4 jun 93	-5,3895	6,5937	10,8393	6,1694
11 jun 93	2,4108	2,2865	-2,9869	2,1394
18 jun 93	-3,3226	4,2156	6,9860	3,9443
25 jun 93	1,3689	2,1309	-4,1810	1,9938
2 jul 93	-1,4802	2,2975	1,9863	2,1497
9 jul 93	-0,4140	1,2222	-0,5825	1,1435
16 jul 93	1,4473	2,8480	-2,9854	2,6648
23 jul 93	0,3233	2,6171	-0,1451	2,4487
30 jul 93	0,3215	2,0088	0,6210	1,8795
6 ago 93	-10,3435	4,2227	11,4151	3,9509
13 ago 93	3,1278	3,9411	1,1287	3,6875
20 ago 93	4,0925	2,8160	1,2314	2,6348
27 ago 93	1,1419	3,3613	3,4181	3,1450

Tabla XI-8 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semunales. Grupos 1 y 2
(Metodología de MCG)

FECHA	g_i	Desv. g_i	d_i	Desv. d_i
21 feb 92	1,9408	0,6566	-0,5549	0,6100
28 feb 92	-1,3880	0,7021	1,9561	0,6522
6 mar 92	-1,0832	0,5445	-2,5574	0,5058
13 mar 92	3,2111	0,8938	-3,6256	0,8304
20 mar 92	0,7227	0,3170	-2,0097	0,2945
27 mar 92	-0,7710	0,5570	-0,3780	0,5175
3 abr 92	-1,8635	0,3815	-1,5865	0,3544
10 abr 92	1,1419	0,4651	-1,1478	0,4321
15 abr 92	-0,0292	0,3759	0,4126	0,3492
24 abr 92	0,3554	0,4495	-1,1133	0,4176
30 abr 92	-2,1870	0,5169	2,1700	0,4802
8 may 92	2,6008	0,5564	0,4569	0,5169
15 may 92	0,7241	0,5253	0,3963	0,4880
22 may 92	1,0161	0,4141	-1,8275	0,3847
29 may 92	-4,5653	0,4087	5,4383	0,3796
5 jun 92	5,4278	0,6843	-8,8071	0,6357
12 jun 92	0,5049	0,3400	-3,1178	0,3159
19 jun 92	0,1399	0,8591	-0,5979	0,7981
26 jun 92	-2,9740	0,8810	-2,7891	0,8184
3 jul 92	-4,9882	0,6618	1,2875	0,6148
10 jul 92	1,7097	0,9203	-4,8872	0,8549
17 jul 92	2,8890	1,1800	-10,5681	1,0962
24 jul 92	-8,4475	1,9095	4,1250	1,7739
31 jul 92	0,1702	0,8592	0,3212	0,7982
7 ago 92	1,1231	0,4902	-2,0717	0,4554
14 ago 92	-0,3919	0,7688	-3,1992	0,7142
21 ago 92	-0,5465	0,7393	1,9082	0,6868
28 ago 92	-0,4533	0,6380	-2,1876	0,5927
4 sep 92	2,8550	1,2330	3,0166	1,1454
11 sep 92	-1,2233	0,6549	-3,1586	0,6084
18 sep 92	2,3776	0,8660	1,1881	0,8045
25 sep 92	-5,9192	1,0159	-1,1591	0,9437
2 oct 92	-2,3765	1,0920	-2,8286	1,0145
9 oct 92	-0,3218	0,9644	2,7173	0,8960
16 oct 92	1,2095	1,4604	-0,2932	1,3567
23 oct 92	1,1774	0,8057	1,2304	0,7485
30 oct 92	0,9836	0,6261	-3,6631	0,5816
6 nov 92	-1,0207	0,7546	0,3263	0,7010
13 nov 92	0,6764	0,6965	-0,6498	0,6470
20 nov 92	5,1811	0,9169	-2,8660	0,8517

Tabla XI-9

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología de MCG)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	1,4719	0,6971	-0,4112	0,6476
4 dic 92	-0,3141	0,9175	-0,5380	0,8524
11 dic 92	2,7603	0,9260	-1,4854	0,8603
18 dic 92	0,1970	0,6661	3,0231	0,6188
23 dic 92	2,1218	0,4236	-2,0333	0,3936
31 dic 92	1,7108	0,7916	-4,4539	0,7354
8 ene 93	1,8521	1,0824	0,7862	1,0056
15 ene 93	0,7495	1,0816	2,7550	1,0048
22 ene 93	-1,3623	0,7675	2,9591	0,7130
29 ene 93	-1,8836	1,0921	3,0672	1,0145
5 feb 93	-0,6467	0,5741	3,3862	0,5334
12 feb 93	-1,2135	0,4808	-0,4964	0,4466
19 feb 93	-1,3405	0,5185	-0,1629	0,4817
26 feb 93	-4,2142	1,2943	5,9563	1,2023
5 mar 93	0,2462	1,1376	1,6672	1,0568
12 mar 93	-2,0510	0,5916	1,6115	0,5496
19 mar 93	-0,9935	0,5776	1,8396	0,5366
26 mar 93	1,3701	0,3962	-1,1689	0,3681
2 abr 93	0,1721	0,6201	-0,7850	0,5761
7 abr 93	-1,0254	0,3519	-0,1550	0,3269
16 abr 93	3,7295	0,6719	-2,0310	0,6242
23 abr 93	-3,9036	1,3718	7,9215	1,2744
30 abr 93	2,7722	1,3746	-4,7206	1,2770
7 may 93	1,4475	0,8718	-2,6156	0,8099
14 may 93	0,8398	0,8901	2,9342	0,8269
21 may 93	0,6735	0,5473	0,8862	0,5084
28 may 93	1,4553	0,8896	0,4104	0,8265
4 jun 93	-3,3135	1,8398	7,0567	1,7091
11 jun 93	-0,5950	0,5043	-1,1790	0,4685
18 jun 93	-1,3532	0,8348	4,4690	0,7755
25 jun 93	1,7821	0,5846	-4,6241	0,5431
2 jul 93	-2,9374	0,8131	3,8199	0,7553
9 jul 93	-0,9785	0,3637	0,3017	0,3379
16 jul 93	-0,1871	0,4987	-0,7431	0,4633
23 jul 93	-1,0451	0,7201	2,0913	0,6690
30 jul 93	3,7233	0,6888	-0,2767	0,6399
6 ago 93	-1,2170	0,8414	2,1362	0,7817
13 ago 93	0,7724	0,6500	3,5462	0,6038
20 ago 93	-0,8100	0,6832	4,5966	0,6346
27 ago 93	-1,4295	0,7600	6,7615	0,7060

Tabla XI-9 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Resumen Metodología de MCG)

Rentabilidades semanales

• Metodología de Fama

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		$\bar{g}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Grupo 1	-0,04413	0,1399	-0,315			
Grupo 2	0,10341	0,4498	0,230			
Gr. 1 y 2	-0,06724	0,2631	-0,256			

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{d}$ Acepto?		$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		$\bar{d}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0,16814	0,3281	0,512				-0,026	0,592		
Grupo 2	-0,22899	0,5014	-0,457				-0,026	-0,405		
Gr. 1 y 2	0,06760	0,3616	0,187				-0,026	0,259		

• Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		$\bar{g}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Grupo 1	0,01160	0,1170	0,099			
Grupo 2	0,18432	0,3401	0,542			
Gr. 1 y 2	-0,03613	0,2111	-0,171			

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{d}$ Acepto?		$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		$\bar{d}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,23184	0,2597	-0,893				-0,026	-0,793		
Grupo 2	-0,52474	0,3650	-1,438				-0,026	-1,366		
Gr. 1 y 2	-0,32320	0,2911	-1,110				-0,026	-1,021		

Tabla XI-10

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

(Metodología de Litzenberger y Ramaswamy)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	-0,0265	0,0810	0,2323	0,1379
28 feb 92	0,0435	0,0608	0,1417	0,1036
6 mar 92	0,0195	0,0505	-0,2936	0,0861
13 mar 92	0,0015	0,0531	-0,0392	0,0905
20 mar 92	0,0185	0,0290	-0,1324	0,0493
27 mar 92	0,0227	0,0336	-0,1591	0,0573
3 abr 92	0,0118	0,0400	-0,3943	0,0681
10 abr 92	-0,0073	0,0301	0,0311	0,0512
15 abr 92	0,0176	0,0236	0,0217	0,0402
24 abr 92	-0,0144	0,0330	-0,0456	0,0562
30 abr 92	-0,0215	0,0421	0,0255	0,0717
8 may 92	-0,0042	0,0475	0,2343	0,0808
15 may 92	-0,0191	0,0441	0,2669	0,0752
22 may 92	0,0060	0,0533	-0,0514	0,0907
29 may 92	-0,0560	0,0291	0,1220	0,0496
5 jun 92	0,0624	0,0369	-0,4050	0,0629
12 jun 92	0,0060	0,0290	-0,3299	0,0493
19 jun 92	-0,0138	0,0396	0,1143	0,0674
26 jun 92	0,0029	0,0602	-0,5333	0,1025
3 jul 92	0,0263	0,0625	-0,4773	0,1064
10 jul 92	0,0339	0,0742	-0,3923	0,1263
17 jul 92	0,0294	0,0571	-0,9230	0,0974
24 jul 92	-0,0272	0,0768	-0,6746	0,1308
31 jul 92	0,0458	0,0692	0,0444	0,1178
7 ago 92	-0,0082	0,0570	0,0283	0,0971
14 ago 92	0,0002	0,0702	-0,4990	0,1195
21 ago 92	0,0428	0,0578	0,0405	0,0984
28 ago 92	-0,0118	0,0592	-0,2604	0,1007
4 sep 92	0,0743	0,1067	0,5179	0,1817
11 sep 92	-0,0026	0,0529	-0,4907	0,0901
18 sep 92	-0,0427	0,1330	0,4559	0,2265
25 sep 92	-0,1225	0,0783	-0,7108	0,1334
2 oct 92	-0,0804	0,0772	-0,4600	0,1314
9 oct 92	0,0440	0,0621	0,2287	0,1057
16 oct 92	0,0019	0,0984	0,1290	0,1676
23 oct 92	0,0598	0,0676	0,2566	0,1150
30 oct 92	0,0338	0,0594	-0,3701	0,1011
6 nov 92	-0,0390	0,0661	0,0961	0,1126
13 nov 92	0,0259	0,0549	0,0981	0,0935
20 nov 92	0,0418	0,0967	0,4599	0,1647

Tabla XI-11

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

(Metodología de Litzenberger y Ramaswamy)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	-0,0254	0,0515	0,3257	0,0877
4 dic 92	0,0082	0,0584	-0,2495	0,0995
11 dic 92	0,0430	0,0371	-0,0045	0,0632
18 dic 92	-0,0014	0,0661	0,3087	0,1125
23 dic 92	0,0287	0,0246	0,0257	0,0419
31 dic 92	0,0811	0,0600	-0,4532	0,1022
8 ene 93	0,0001	0,0568	0,2974	0,0968
15 ene 93	-0,0040	0,0701	0,4869	0,1194
22 ene 93	-0,0117	0,0760	0,1970	0,1294
29 ene 93	-0,0446	0,0508	0,0307	0,0865
5 feb 93	0,0333	0,0524	0,3713	0,0892
12 feb 93	0,0371	0,0418	-0,2677	0,0711
19 feb 93	-0,0358	0,0417	-0,0793	0,0710
26 feb 93	-0,0140	0,1014	0,1148	0,1726
5 mar 93	0,0201	0,0709	0,2126	0,1207
12 mar 93	-0,0521	0,0559	0,0199	0,0952
19 mar 93	-0,0388	0,0337	0,0568	0,0575
26 mar 93	0,0025	0,0296	0,0801	0,0504
2 abr 93	0,0059	0,0536	-0,0152	0,0912
7 abr 93	-0,0116	0,0193	-0,1328	0,0329
16 abr 93	-0,0515	0,0726	0,4739	0,1237
23 abr 93	-0,0326	0,0851	0,6700	0,1450
30 abr 93	0,0149	0,0485	-0,1547	0,0826
7 may 93	0,0072	0,0468	-0,1996	0,0796
14 may 93	0,0464	0,0615	0,4369	0,1048
21 may 93	0,0052	0,0679	0,1112	0,1157
28 may 93	-0,0072	0,0635	0,2433	0,1082
4 jun 93	-0,0216	0,0551	0,1768	0,0939
11 jun 93	0,0268	0,0429	-0,3588	0,0730
18 jun 93	0,0217	0,0592	0,2965	0,1008
25 jun 93	-0,0328	0,0439	-0,2003	0,0748
2 jul 93	-0,0137	0,0524	0,1125	0,0892
9 jul 93	0,0094	0,0309	-0,0890	0,0525
16 jul 93	0,0054	0,0373	-0,0347	0,0636
23 jul 93	-0,0042	0,0439	0,1295	0,0747
30 jul 93	0,0036	0,0614	0,5346	0,1045
6 ago 93	-0,0064	0,0484	0,0621	0,0825
13 ago 93	-0,0150	0,0731	0,4557	0,1245
20 ago 93	0,0680	0,0560	0,1894	0,0954
27 ago 93	-0,0237	0,0636	0,5933	0,1083

Tabla XI-11 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

(Metodología de Litzenberger y Ramaswamy)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	0,2218	0,1804	-0,0963	0,1785
28 feb 92	0,2393	0,2328	-0,2723	0,2304
6 mar 92	1,0527	0,2905	-1,6538	0,2878
13 mar 92	0,1576	0,5705	-0,2464	0,5647
20 mar 92	0,1116	0,2033	-0,2597	0,2012
27 mar 92	-0,1050	0,2736	-0,0241	0,2708
3 abr 92	0,3434	0,2298	-0,7259	0,2276
10 abr 92	0,0729	0,2430	-0,0598	0,2405
15 abr 92	-0,0654	0,1265	0,1017	0,1252
24 abr 92	0,0197	0,2193	-0,1031	0,2171
30 abr 92	-0,1982	0,2155	0,1476	0,2134
8 may 92	-0,8568	0,3193	1,3560	0,3162
15 may 92	0,2836	0,2442	-0,2050	0,2417
22 may 92	0,3074	0,2906	-0,5549	0,2877
29 may 92	-0,1542	0,1403	0,3638	0,1389
5 jun 92	0,5100	0,1996	-0,9066	0,1977
12 jun 92	0,0617	0,1689	-0,3461	0,1672
19 jun 92	0,6080	0,4420	-0,8109	0,4375
26 jun 92	0,2532	0,5578	-0,8713	0,5522
3 jul 92	0,2695	0,3430	-0,7492	0,3396
10 jul 92	0,6004	0,3395	-0,9784	0,3362
17 jul 92	0,9430	0,6202	-1,7484	0,6141
24 jul 92	-0,4662	1,1233	-0,0111	1,1119
31 jul 92	0,6442	0,3973	-0,5528	0,3932
7 ago 92	0,1542	0,3856	-0,3289	0,3817
14 ago 92	0,0101	0,3241	-0,4583	0,3208
21 ago 92	0,1029	0,2673	0,0416	0,2646
28 ago 92	-0,2851	0,2546	0,0541	0,2521
4 sep 92	-0,6621	0,5343	1,4862	0,5290
11 sep 92	0,4634	0,2985	-0,9651	0,2955
18 sep 92	-0,7991	0,3686	1,2024	0,3650
25 sep 92	-0,4111	0,2276	-0,3404	0,2253
2 oct 92	0,0574	0,3157	-0,6083	0,3125
9 oct 92	0,7442	0,3880	-0,5355	0,3840
16 oct 92	0,3365	0,3556	-0,4611	0,3520
23 oct 92	-0,1255	0,3427	0,4128	0,3393
30 oct 92	0,0658	0,2938	-0,2993	0,2909
6 nov 92	-0,3170	0,2348	0,1371	0,2324
13 nov 92	0,6229	0,2198	-0,7789	0,2177
20 nov 92	0,4137	0,2431	-0,3361	0,2407

Tabla XI-12

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

(Metodología de Litzenberger y Ramaswamy)

FECHA	g_i	Desv. g_i	d_i	Desv. d_i
27 nov 92	0,1761	0,2727	-0,0877	0,2699
4 dic 92	-0,1471	0,4839	0,0651	0,4790
11 dic 92	-0,1507	0,4560	0,3007	0,4513
18 dic 92	-0,2539	0,3433	0,6276	0,3399
23 dic 92	0,1294	0,2255	-0,1580	0,2232
31 dic 92	0,3143	0,3357	-0,6232	0,3323
8 ene 93	-0,1379	0,4169	0,3813	0,4127
15 ene 93	0,5624	0,3446	-0,2241	0,3411
22 ene 93	-0,2011	0,4007	0,4203	0,3966
29 ene 93	-0,1164	0,5807	0,4977	0,5747
5 feb 93	0,5919	0,2553	-0,4441	0,2528
12 feb 93	-0,4042	0,2557	0,2297	0,2531
19 feb 93	-0,0713	0,2101	-0,1572	0,2080
26 feb 93	-0,2892	0,2855	0,3699	0,2826
5 mar 93	-0,0139	0,4326	0,0513	0,4282
12 mar 93	-0,1101	0,2071	0,1167	0,2050
19 mar 93	-0,1935	0,3479	0,3286	0,3444
26 mar 93	0,1868	0,1515	-0,2008	0,1500
2 abr 93	-0,1451	0,2036	0,0035	0,2015
7 abr 93	0,1143	0,1412	-0,2088	0,1398
16 abr 93	0,1742	0,2947	-0,1016	0,2917
23 abr 93	-0,0898	0,3138	0,3011	0,3106
30 abr 93	0,4598	0,7430	-0,6665	0,7354
7 may 93	-0,3587	0,4882	0,3213	0,4832
14 may 93	0,3407	0,2792	0,0013	0,2763
21 may 93	-0,5863	0,2761	0,8431	0,2733
28 may 93	-0,3554	0,4046	0,5429	0,4005
4 jun 93	-1,1439	1,0417	1,7681	1,0312
11 jun 93	0,2259	0,2811	-0,3739	0,2782
18 jun 93	-0,4769	0,5405	0,8093	0,5351
25 jun 93	0,4692	0,2493	-0,8302	0,2469
2 jul 93	-0,1011	0,2965	0,1357	0,2935
9 jul 93	-0,0597	0,1778	-0,0448	0,1760
16 jul 93	-0,0198	0,2440	-0,1505	0,2415
23 jul 93	0,0390	0,2676	-0,0128	0,2649
30 jul 93	-0,3854	0,2034	0,5735	0,2014
6 ago 93	-0,6409	0,3911	0,7989	0,3872
13 ago 93	0,0540	0,3483	0,4857	0,3448
20 ago 93	0,0749	0,2842	0,5043	0,2813
27 ago 93	-0,6610	0,3480	1,2794	0,3446

Tabla XI-12 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología de Litzenberger y Ramaswamy)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	-0,0068	0,0645	0,1678	0,0926
28 feb 92	0,0663	0,0584	0,0161	0,0839
6 mar 92	0,1009	0,0689	-0,5585	0,0991
13 mar 92	0,0139	0,0969	-0,0800	0,1393
20 mar 92	0,0260	0,0379	-0,1585	0,0545
27 mar 92	0,0142	0,0491	-0,1424	0,0706
3 abr 92	0,0330	0,0465	-0,4287	0,0668
10 abr 92	-0,0017	0,0436	0,0176	0,0627
15 abr 92	0,0125	0,0260	0,0288	0,0373
24 abr 92	-0,0111	0,0415	-0,0605	0,0596
30 abr 92	-0,0302	0,0453	0,0175	0,0651
8 may 92	-0,0714	0,0676	0,4526	0,0972
15 may 92	0,0082	0,0515	0,1539	0,0740
22 may 92	0,0348	0,0611	-0,1802	0,0879
29 may 92	-0,0690	0,0316	0,2014	0,0454
5 jun 92	0,0935	0,0426	-0,4774	0,0612
12 jun 92	0,0077	0,0335	-0,3166	0,0481
19 jun 92	0,0402	0,0796	-0,0966	0,1144
26 jun 92	0,0230	0,0974	-0,6016	0,1400
3 jul 92	0,0432	0,0697	-0,5164	0,1002
10 jul 92	0,0710	0,0761	-0,4605	0,1094
17 jul 92	0,0837	0,1077	-0,9751	0,1548
24 jul 92	-0,0658	0,1851	-0,5207	0,2660
31 jul 92	0,0840	0,0809	-0,0171	0,1163
7 ago 92	0,0114	0,0738	-0,0826	0,1060
14 ago 92	-0,0016	0,0709	-0,4756	0,1019
21 ago 92	0,0438	0,0585	0,0638	0,0841
28 ago 92	-0,0312	0,0584	-0,2122	0,0840
4 sep 92	0,0163	0,1154	0,7062	0,1659
11 sep 92	0,0276	0,0610	-0,5431	0,0877
18 sep 92	-0,0906	0,1120	0,5296	0,1610
25 sep 92	-0,1448	0,0668	-0,6414	0,0960
2 oct 92	-0,0711	0,0735	-0,4794	0,1057
9 oct 92	0,0917	0,0779	0,1252	0,1120
16 oct 92	0,0354	0,0911	-0,0290	0,1310
23 oct 92	0,0494	0,0719	0,2618	0,1033
30 oct 92	0,0310	0,0625	-0,3238	0,0898
6 nov 92	-0,0456	0,0615	0,0106	0,0883
13 nov 92	0,0773	0,0581	-0,0989	0,0834
20 nov 92	0,0856	0,0838	0,2166	0,1204

Tabla XI-13

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología de Litzenberger y Ramaswamy)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	-0,0025	0,0581	0,2025	0,0835
4 dic 92	-0,0093	0,0870	-0,1565	0,1250
11 dic 92	0,0253	0,0765	0,0694	0,1100
18 dic 92	-0,0207	0,0715	0,3669	0,1028
23 dic 92	0,0391	0,0398	-0,0248	0,0572
31 dic 92	0,0930	0,0677	-0,4469	0,0973
8 ene 93	-0,0061	0,0767	0,2856	0,1102
15 ene 93	0,0391	0,0760	0,3584	0,1093
22 ene 93	-0,0254	0,0827	0,2330	0,1188
29 ene 93	-0,0678	0,1008	0,2289	0,1448
5 feb 93	0,0811	0,0598	0,1894	0,0859
12 feb 93	0,0062	0,0517	-0,1949	0,0743
19 feb 93	-0,0328	0,0447	-0,1303	0,0642
26 feb 93	-0,0307	0,0847	0,1337	0,1217
5 mar 93	0,0271	0,0850	0,1219	0,1221
12 mar 93	-0,0576	0,0511	0,0447	0,0735
19 mar 93	-0,0542	0,0601	0,1294	0,0863
26 mar 93	0,0189	0,0328	0,0144	0,0471
2 abr 93	0,0025	0,0502	-0,0634	0,0722
7 abr 93	-0,0059	0,0263	-0,1217	0,0378
16 abr 93	-0,0205	0,0730	0,2816	0,1049
23 abr 93	-0,0162	0,0819	0,4702	0,1178
30 abr 93	0,0465	0,1219	-0,2331	0,1752
7 may 93	-0,0235	0,0846	-0,0868	0,1216
14 may 93	0,0718	0,0631	0,3382	0,0907
21 may 93	-0,0393	0,0675	0,2403	0,0970
28 may 93	-0,0271	0,0781	0,2559	0,1123
4 jun 93	-0,1155	0,1737	0,5195	0,2496
11 jun 93	0,0308	0,0546	-0,2906	0,0785
18 jun 93	-0,0109	0,0953	0,3550	0,1369
25 jun 93	0,0053	0,0526	-0,3141	0,0756
2 jul 93	-0,0163	0,0595	0,0906	0,0854
9 jul 93	0,0062	0,0354	-0,0939	0,0509
16 jul 93	0,0104	0,0472	-0,1001	0,0678
23 jul 93	0,0032	0,0525	0,0772	0,0754
30 jul 93	-0,0048	0,0583	0,4059	0,0838
6 ago 93	-0,0518	0,0729	0,1772	0,1047
13 ago 93	-0,0152	0,0753	0,4963	0,1082
20 ago 93	0,0532	0,0628	0,3441	0,0902
27 ago 93	-0,0667	0,0726	0,6829	0,1044

Tabla XI-13 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales

(Resumen Metodología de Litzenberger y Ramaswamy)

• Metodología de Fama

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		$\bar{\gamma}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Grupo 1	0,00244	0,0039	0,627			
Grupo 2	0,02532	0,0454	0,558			
Gr. 1 y 2	0,00530	0,0056	0,946			

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{\delta}$ Acepto?		$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		$\bar{\delta}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0,00847	0,0364	0,233				-0,026	0,947		
Grupo 2	-0,04390	0,0705	-0,623				-0,026	-0,254		
Gr. 1 y 2	-0,00814	0,0370	-0,220				-0,026	0,483		

• Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		$\bar{\gamma}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Grupo 1	0,00287	0,0033	0,870			
Grupo 2	0,04536	0,0363	1,250			
Gr. 1 y 2	0,00598	0,0048	1,246			

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$		$\bar{\delta}$ Acepto?		$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		$\bar{\delta}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,03423	0,0281	-1,218				-0,026	-0,293		
Grupo 2	-0,08775	0,0541	-1,622				-0,026	-1,141		
Gr. 1 y 2	-0,03862	0,0293	-1,318				-0,026	-0,431		

Tabla XI-14

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupo 1
(Metodología basada en la aplicación del estimador [4.65])

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	-0,0247	0,4114	0,2277	0,7023
28 feb 92	0,0446	0,4104	0,1389	0,7005
6 mar 92	0,0172	0,4100	-0,2878	0,6998
13 mar 92	0,0012	0,4101	-0,0384	0,7000
20 mar 92	0,0174	0,4093	-0,1297	0,6988
27 mar 92	0,0215	0,4095	-0,1559	0,6989
3 abr 92	0,0088	0,4096	-0,3864	0,6993
10 abr 92	-0,0071	0,4094	0,0305	0,6988
15 abr 92	0,0178	0,4092	0,0213	0,6986
24 abr 92	-0,0147	0,4094	-0,0447	0,6989
30 abr 92	-0,0213	0,4097	0,0250	0,6993
8 may 92	-0,0024	0,4099	0,2296	0,6996
15 may 92	-0,0171	0,4098	0,2615	0,6995
22 may 92	0,0056	0,4101	-0,0504	0,7000
29 may 92	-0,0550	0,4094	0,1195	0,6988
5 jun 92	0,0592	0,4096	-0,3968	0,6991
12 jun 92	0,0034	0,4094	-0,3232	0,6988
19 jun 92	-0,0129	0,4096	0,1120	0,6992
26 jun 92	-0,0012	0,4104	-0,5227	0,7006
3 jul 92	0,0226	0,4105	-0,4678	0,7007
10 jul 92	0,0309	0,4111	-0,3846	0,7017
17 jul 92	0,0224	0,4104	-0,9046	0,7005
24 jul 92	-0,0323	0,4113	-0,6613	0,7020
31 jul 92	0,0462	0,4108	0,0436	0,7012
7 ago 92	-0,0079	0,4102	0,0277	0,7002
14 ago 92	-0,0036	0,4109	-0,4891	0,7014
21 ago 92	0,0431	0,4103	0,0397	0,7003
28 ago 92	-0,0138	0,4103	-0,2553	0,7004
4 sep 92	0,0782	0,4132	0,5080	0,7054
11 sep 92	-0,0064	0,4101	-0,4809	0,7000
18 sep 92	-0,0394	0,4155	0,4473	0,7092
25 sep 92	-0,1279	0,4114	-0,6968	0,7022
2 oct 92	-0,0839	0,4112	-0,4509	0,7020
9 oct 92	0,0457	0,4105	0,2242	0,7006
16 oct 92	0,0029	0,4126	0,1265	0,7042
23 oct 92	0,0618	0,4107	0,2515	0,7011
30 oct 92	0,0310	0,4103	-0,3627	0,7005
6 nov 92	-0,0383	0,4106	0,0942	0,7009
13 nov 92	0,0267	0,4101	0,0962	0,7001
20 nov 92	0,0453	0,4125	0,4509	0,7041

Tabla XI-15

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupo 1
(Metodología basada en la aplicación del estimador [4.65])

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	-0,0229	0,4100	0,3192	0,6999
4 dic 92	0,0063	0,4103	-0,2445	0,7004
11 dic 92	0,0429	0,4095	-0,0044	0,6991
18 dic 92	0,0010	0,4106	0,3026	0,7010
23 dic 92	0,0289	0,4093	0,0252	0,6986
31 dic 92	0,0776	0,4104	-0,4442	0,7005
8 ene 93	0,0024	0,4102	0,2915	0,7003
15 ene 93	-0,0003	0,4109	0,4773	0,7013
22 ene 93	-0,0102	0,4111	0,1931	0,7018
29 ene 93	-0,0444	0,4100	0,0301	0,6998
5 feb 93	0,0362	0,4101	0,3639	0,7000
12 feb 93	0,0350	0,4097	-0,2624	0,6993
19 feb 93	-0,0365	0,4097	-0,0777	0,6993
26 feb 93	-0,0132	0,4128	0,1126	0,7046
5 mar 93	0,0217	0,4109	0,2084	0,7014
12 mar 93	-0,0519	0,4102	0,0195	0,7002
19 mar 93	-0,0384	0,4095	0,0557	0,6989
26 mar 93	0,0032	0,4094	0,0785	0,6988
2 abr 93	0,0057	0,4101	-0,0149	0,7000
7 abr 93	-0,0126	0,4092	-0,1301	0,6985
16 abr 93	-0,0479	0,4110	0,4645	0,7016
23 abr 93	-0,0276	0,4117	0,6569	0,7028
30 abr 93	0,0137	0,4099	-0,1516	0,6997
7 may 93	0,0057	0,4098	-0,1956	0,6996
14 may 93	0,0497	0,4104	0,4282	0,7006
21 may 93	0,0060	0,4107	0,1090	0,7011
28 may 93	-0,0053	0,4105	0,2385	0,7007
4 jun 93	-0,0202	0,4102	0,1732	0,7001
11 jun 93	0,0240	0,4097	-0,3516	0,6994
18 jun 93	0,0240	0,4103	0,2906	0,7004
25 jun 93	-0,0344	0,4097	-0,1963	0,6994
2 jul 93	-0,0129	0,4100	0,1103	0,6999
9 jul 93	0,0087	0,4094	-0,0872	0,6988
16 jul 93	0,0051	0,4095	-0,0340	0,6991
23 jul 93	-0,0032	0,4097	0,1269	0,6994
30 jul 93	0,0076	0,4105	0,5239	0,7006
6 ago 93	-0,0060	0,4099	0,0608	0,6997
13 ago 93	-0,0115	0,4110	0,4467	0,7016
20 ago 93	0,0694	0,4102	0,1857	0,7002
27 ago 93	-0,0192	0,4106	0,5815	0,7008

Tabla XI-15 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupo 2
(Metodología basada en la aplicación del estimador [4.65])

FECHA	g_i	Desv. g_i	d_i	Desv. d_i
21 feb 92	0,2144	1,7377	-0,0884	1,7234
28 feb 92	0,2185	1,7394	-0,2501	1,7251
6 mar 92	0,9267	1,7431	-1,5199	1,7287
13 mar 92	0,1398	1,7599	-0,2275	1,7453
20 mar 92	0,0917	1,7384	-0,2384	1,7241
27 mar 92	-0,1069	1,7410	-0,0222	1,7266
3 abr 92	0,2877	1,7396	-0,6667	1,7252
10 abr 92	0,0684	1,7398	-0,0549	1,7254
15 abr 92	-0,0575	1,7365	0,0933	1,7222
24 abr 92	0,0118	1,7389	-0,0947	1,7246
30 abr 92	-0,1868	1,7388	0,1356	1,7245
8 may 92	-0,7538	1,7440	1,2467	1,7296
15 may 92	0,2679	1,7398	-0,1883	1,7255
22 may 92	0,2651	1,7418	-0,5100	1,7275
29 may 92	-0,1261	1,7368	0,3339	1,7225
5 jun 92	0,4403	1,7387	-0,8325	1,7244
12 jun 92	0,0350	1,7375	-0,3177	1,7232
19 jun 92	0,5478	1,7504	-0,7469	1,7359
26 jun 92	0,1901	1,7592	-0,8044	1,7446
3 jul 92	0,2129	1,7445	-0,6890	1,7301
10 jul 92	0,5263	1,7445	-0,8997	1,7301
17 jul 92	0,8186	1,7659	-1,6163	1,7513
24 jul 92	-0,4668	1,8287	-0,0104	1,8136
31 jul 92	0,6028	1,7474	-0,5088	1,7330
7 ago 92	0,1295	1,7466	-0,3027	1,7322
14 ago 92	-0,0247	1,7434	-0,4214	1,7290
21 ago 92	0,1061	1,7407	0,0382	1,7263
28 ago 92	-0,2810	1,7402	0,0497	1,7258
4 sep 92	-0,5538	1,7580	1,3712	1,7435
11 sep 92	0,3899	1,7425	-0,8871	1,7281
18 sep 92	-0,7085	1,7463	1,1062	1,7319
25 sep 92	-0,4372	1,7393	-0,3126	1,7249
2 oct 92	0,0112	1,7430	-0,5593	1,7286
9 oct 92	0,7039	1,7468	-0,4928	1,7324
16 oct 92	0,3017	1,7450	-0,4241	1,7306
23 oct 92	-0,0943	1,7443	0,3796	1,7299
30 oct 92	0,0430	1,7419	-0,2751	1,7275
6 nov 92	-0,3065	1,7395	0,1259	1,7251
13 nov 92	0,5631	1,7393	-0,7154	1,7249
20 nov 92	0,3879	1,7398	-0,3087	1,7255

Tabla XI-16

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

(Metodología basada en la aplicación del estimador [4.65])

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	0,1694	1,7409	-0,0806	1,7265
4 dic 92	-0,1423	1,7530	0,0600	1,7385
11 dic 92	-0,1284	1,7511	0,2770	1,7366
18 dic 92	-0,2065	1,7444	0,5772	1,7300
23 dic 92	0,1173	1,7391	-0,1452	1,7248
31 dic 92	0,2671	1,7440	-0,5731	1,7296
8 ene 93	-0,1094	1,7485	0,3511	1,7341
15 ene 93	0,5454	1,7443	-0,2061	1,7299
22 ene 93	-0,1696	1,7475	0,3869	1,7331
29 ene 93	-0,0806	1,7609	0,4597	1,7463
5 feb 93	0,5579	1,7403	-0,4080	1,7260
12 feb 93	-0,3866	1,7403	0,2110	1,7259
19 feb 93	-0,0834	1,7386	-0,1444	1,7243
26 feb 93	-0,2610	1,7415	0,3400	1,7271
5 mar 93	-0,0100	1,7494	0,0472	1,7350
12 mar 93	-0,1011	1,7385	0,1072	1,7242
19 mar 93	-0,1687	1,7445	0,3022	1,7301
26 mar 93	0,1713	1,7370	-0,1843	1,7227
2 abr 93	-0,1448	1,7384	0,0032	1,7241
7 abr 93	0,0982	1,7368	-0,1916	1,7225
16 abr 93	0,1665	1,7419	-0,0934	1,7275
23 abr 93	-0,0669	1,7428	0,2768	1,7284
30 abr 93	0,4143	1,7770	-0,6182	1,7623
7 may 93	-0,3351	1,7534	0,2962	1,7389
14 may 93	0,3408	1,7412	0,0012	1,7268
21 may 93	-0,5220	1,7414	0,7748	1,7270
28 may 93	-0,3148	1,7478	0,4997	1,7334
4 jun 93	-1,0394	1,8176	1,6571	1,8026
11 jun 93	0,1974	1,7413	-0,3436	1,7270
18 jun 93	-0,4181	1,7577	0,7468	1,7432
25 jun 93	0,4056	1,7404	-0,7627	1,7260
2 jul 93	-0,0908	1,7420	0,1247	1,7276
9 jul 93	-0,0632	1,7377	-0,0412	1,7233
16 jul 93	-0,0313	1,7398	-0,1382	1,7254
23 jul 93	0,0380	1,7407	-0,0118	1,7263
30 jul 93	-0,3412	1,7386	0,5266	1,7242
6 ago 93	-0,5810	1,7472	0,7352	1,7328
13 ago 93	0,0907	1,7446	0,4467	1,7302
20 ago 93	0,1133	1,7415	0,4635	1,7271
27 ago 93	-0,5643	1,7453	1,1766	1,7309

Tabla XI-16 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología basada en la aplicación del estimador [4.65])

FECHA	g_i	Desv. g_i	d_i	Desv. d_i
21 feb 92	-0,0048	0,3559	0,1638	0,5140
28 feb 92	0,0665	0,3554	0,0157	0,5133
6 mar 92	0,0943	0,3563	-0,5452	0,5145
13 mar 92	0,0129	0,3592	-0,0782	0,5187
20 mar 92	0,0241	0,3542	-0,1547	0,5115
27 mar 92	0,0125	0,3548	-0,1390	0,5124
3 abr 92	0,0278	0,3547	-0,4184	0,5122
10 abr 92	-0,0015	0,3545	0,0172	0,5119
15 abr 92	0,0128	0,3537	0,0281	0,5108
24 abr 92	-0,0118	0,3544	-0,0590	0,5117
30 abr 92	-0,0300	0,3546	0,0170	0,5120
8 may 92	-0,0660	0,3562	0,4418	0,5144
15 may 92	0,0101	0,3550	0,1501	0,5126
22 may 92	0,0326	0,3556	-0,1759	0,5136
29 may 92	-0,0666	0,3539	0,1966	0,5111
5 jun 92	0,0877	0,3545	-0,4659	0,5119
12 jun 92	0,0038	0,3540	-0,3089	0,5112
19 jun 92	0,0391	0,3573	-0,0943	0,5159
26 jun 92	0,0160	0,3593	-0,5876	0,5188
3 jul 92	0,0370	0,3564	-0,5040	0,5146
10 jul 92	0,0656	0,3570	-0,4496	0,5155
17 jul 92	0,0724	0,3607	-0,9526	0,5208
24 jul 92	-0,0712	0,3744	-0,5099	0,5406
31 jul 92	0,0838	0,3574	-0,0167	0,5161
7 ago 92	0,0104	0,3567	-0,0806	0,5151
14 ago 92	-0,0072	0,3565	-0,4642	0,5148
21 ago 92	0,0445	0,3554	0,0623	0,5133
28 ago 92	-0,0337	0,3554	-0,2071	0,5133
4 sep 92	0,0244	0,3617	0,6900	0,5223
11 sep 92	0,0211	0,3557	-0,5300	0,5136
18 sep 92	-0,0845	0,3612	0,5174	0,5216
25 sep 92	-0,1525	0,3562	-0,6261	0,5143
2 oct 92	-0,0768	0,3567	-0,4680	0,5151
9 oct 92	0,0932	0,3571	0,1223	0,5157
16 oct 92	0,0350	0,3585	-0,0283	0,5177
23 oct 92	0,0525	0,3566	0,2555	0,5149
30 oct 92	0,0271	0,3558	-0,3161	0,5137
6 nov 92	-0,0454	0,3557	0,0103	0,5136
13 nov 92	0,0761	0,3554	-0,0966	0,5132
20 nov 92	0,0882	0,3577	0,2115	0,5165

Tabla XI-17

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología basada en la aplicación del estimador [4.65])

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	-0,0001	0,3554	0,1977	0,5133
4 dic 92	-0,0111	0,3580	-0,1528	0,5170
11 dic 92	0,0262	0,3570	0,0678	0,5155
18 dic 92	-0,0163	0,3565	0,3582	0,5148
23 dic 92	0,0388	0,3543	-0,0242	0,5116
31 dic 92	0,0877	0,3562	-0,4362	0,5144
8 ene 93	-0,0027	0,3570	0,2788	0,5155
15 ene 93	0,0433	0,3569	0,3498	0,5154
22 ene 93	-0,0226	0,3576	0,2275	0,5164
29 ene 93	-0,0652	0,3597	0,2236	0,5194
5 feb 93	0,0834	0,3555	0,1849	0,5134
12 feb 93	0,0039	0,3550	-0,1902	0,5126
19 feb 93	-0,0343	0,3545	-0,1272	0,5120
26 feb 93	-0,0291	0,3578	0,1305	0,5167
5 mar 93	0,0286	0,3578	0,1190	0,5167
12 mar 93	-0,0571	0,3549	0,0436	0,5125
19 mar 93	-0,0527	0,3556	0,1262	0,5135
26 mar 93	0,0190	0,3540	0,0140	0,5111
2 abr 93	0,0017	0,3549	-0,0618	0,5125
7 abr 93	-0,0074	0,3537	-0,1188	0,5108
16 abr 93	-0,0172	0,3567	0,2749	0,5150
23 abr 93	-0,0106	0,3575	0,4591	0,5163
30 abr 93	0,0438	0,3626	-0,2278	0,5236
7 may 93	-0,0245	0,3578	-0,0848	0,5167
14 may 93	0,0759	0,3558	0,3301	0,5138
21 may 93	-0,0364	0,3562	0,2346	0,5143
28 may 93	-0,0241	0,3571	0,2498	0,5157
4 jun 93	-0,1099	0,3719	0,5085	0,5371
11 jun 93	0,0273	0,3552	-0,2836	0,5129
18 jun 93	-0,0067	0,3590	0,3467	0,5184
25 jun 93	0,0015	0,3550	-0,3065	0,5127
2 jul 93	-0,0152	0,3555	0,0884	0,5134
9 jul 93	0,0050	0,3541	-0,0916	0,5113
16 jul 93	0,0092	0,3547	-0,0977	0,5122
23 jul 93	0,0042	0,3550	0,0753	0,5127
30 jul 93	0,0001	0,3555	0,3962	0,5133
6 ago 93	-0,0497	0,3566	0,1730	0,5150
13 ago 93	-0,0093	0,3569	0,4845	0,5154
20 ago 93	0,0573	0,3558	0,3358	0,5138
27 ago 93	-0,0586	0,3567	0,6666	0,5151

Tabla XI-17 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Rentabilidades semanales

(Metodología basada en la aplicación del estimador [4.65])

• Metodología de Fama

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	$\bar{\gamma}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0,00250	0,0039	0,642		
Grupo 2	0,02164	0,0409	0,529		
Gr. 1 y 2	0,00520	0,0055	0,945		

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$	$\bar{\delta}$ Acepto?		$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$\bar{\delta}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$ $\alpha=1\%$
Grupo 1	0,00832	0,0357	0,233			-0,026	0,961	
Grupo 2	-0,03999	0,0650	-0,615			-0,026	-0,215	
Gr. 1 y 2	-0,00794	0,0361	-0,220			-0,026	0,500	

• Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$	$\bar{\gamma}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0,00251	0,0039	0,645		
Grupo 2	0,02311	0,0407	0,568		
Gr. 1 y 2	0,00540	0,0055	0,981		

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$	$\bar{\delta}$ Acepto?		$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$\bar{\delta}$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$ $\alpha=1\%$
Grupo 1	0,00790	0,0356	0,222			-0,026	0,952	
Grupo 2	-0,04167	0,0646	-0,645			-0,026	-0,243	
Gr. 1 y 2	-0,00829	0,0359	-0,231			-0,026	0,493	

Tabla XI-18

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de Shanken)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	g_i	Desv. g_i	d_i	Desv. d_i
21 feb 92	-0,3901	-	0,5281	-
28 feb 92	0,0572	-	1,3025	-
6 mar 92	-0,2064	-	-2,1796	-
13 mar 92	-0,3866	-	0,0293	-
20 mar 92	0,2923	-	-1,0666	-
27 mar 92	0,5781	-	-1,9417	-
3 abr 92	-0,4482	-	-2,8767	-
10 abr 92	-0,1286	-	-0,5245	-
15 abr 92	0,6643	-	-0,2000	-
24 abr 92	0,2080	-	-1,5828	-
30 abr 92	-1,0688	-	1,9350	-
8 may 92	0,3841	-	1,1755	-
15 may 92	0,5018	-	1,6074	-
22 may 92	-0,4269	-	-0,6344	-
29 may 92	-3,7823	-	4,8777	-
5 jun 92	3,9020	-	-7,7721	-
12 jun 92	-0,4048	-	-3,0077	-
19 jun 92	-0,8207	-	1,5501	-
26 jun 92	-4,0676	-	-0,1820	-
3 jul 92	-1,7554	-	-1,8477	-
10 jul 92	-0,8517	-	-3,4161	-
17 jul 92	-0,2141	-	-7,5699	-
24 jul 92	-1,3806	-	-5,3507	-
31 jul 92	0,8357	-	0,7308	-
7 ago 92	0,0921	-	1,0686	-
14 ago 92	0,5971	-	-6,5790	-
21 ago 92	0,3518	-	1,1671	-
28 ago 92	-0,5765	-	-2,1829	-
4 sep 92	1,4163	-	3,4193	-
11 sep 92	-1,4440	-	-3,0666	-
18 sep 92	-0,4904	-	3,0344	-
25 sep 92	-3,9224	-	-3,7619	-
2 oct 92	-1,9876	-	-2,4342	-
9 oct 92	-0,0585	-	3,0063	-
16 oct 92	0,1621	-	0,9461	-
23 oct 92	1,2642	-	1,3592	-
30 oct 92	0,5123	-	-3,0061	-
6 nov 92	-0,4006	-	0,3153	-
13 nov 92	-0,3940	-	1,8514	-
20 nov 92	1,6880	-	1,9662	-

Tabla XI-19

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de Shanken)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	g_i	Desv. g_i	d_i	Desv. d_i
27 nov 92	0,0563	-	1,3375	-
4 dic 92	0,8245	-	-2,7468	-
11 dic 92	1,7059	-	-1,0316	-
18 dic 92	0,6398	-	1,7093	-
23 dic 92	1,6681	-	-0,9227	-
31 dic 92	2,7530	-	-5,5038	-
8 ene 93	-0,0257	-	3,1640	-
15 ene 93	-0,3757	-	3,3846	-
22 ene 93	0,3250	-	2,0640	-
29 ene 93	-0,8978	-	0,8884	-
5 feb 93	0,0252	-	3,7351	-
12 feb 93	-0,0926	-	-1,5679	-
19 feb 93	-1,3713	-	1,3172	-
26 feb 93	-1,6692	-	5,3328	-
5 mar 93	0,8626	-	0,3232	-
12 mar 93	-0,9393	-	0,0269	-
19 mar 93	-0,6328	-	0,5529	-
26 mar 93	0,2812	-	0,4804	-
2 abr 93	0,1899	-	0,0289	-
7 abr 93	-0,3343	-	-0,7745	-
16 abr 93	0,7799	-	1,4751	-
23 abr 93	-1,9144	-	10,0000	-
30 abr 93	-0,2426	-	-0,6615	-
7 may 93	0,4194	-	-3,1121	-
14 may 93	1,0926	-	4,3360	-
21 may 93	1,0288	-	-0,0417	-
28 may 93	1,0573	-	0,1174	-
4 jun 93	1,2140	-	0,1979	-
11 jun 93	-0,1246	-	-3,1087	-
18 jun 93	0,8761	-	2,5030	-
25 jun 93	-0,3529	-	-2,7990	-
2 jul 93	-0,0677	-	1,5726	-
9 jul 93	-0,2721	-	0,0969	-
16 jul 93	-0,2645	-	0,7007	-
23 jul 93	-1,3433	-	2,7151	-
30 jul 93	1,0851	-	4,9777	-
6 ago 93	-0,2495	-	1,4837	-
13 ago 93	1,4664	-	3,5361	-
20 ago 93	0,6958	-	1,0561	-
27 ago 93	0,5043	-	6,2997	-

Tabla XI-19 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de Shanken)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	4,0230	-	-2,7269	-
28 feb 92	2,0779	-	-2,0495	-
6 mar 92	4,4893	-	-8,3831	-
13 mar 92	8,9542	-	-10,1698	-
20 mar 92	0,4753	-	-1,6927	-
27 mar 92	-4,3997	-	3,2877	-
3 abr 92	0,1833	-	-3,3509	-
10 abr 92	3,1334	-	-3,2821	-
15 abr 92	-1,0313	-	1,3587	-
24 abr 92	-0,1135	-	-0,2983	-
30 abr 92	2,1074	-	-2,4845	-
8 may 92	-1,8799	-	5,0374	-
15 may 92	-0,5209	-	1,9278	-
22 may 92	-0,1393	-	-2,1156	-
29 may 92	0,1238	-	1,4599	-
5 jun 92	1,6271	-	-4,0519	-
12 jun 92	0,7878	-	-3,2544	-
19 jun 92	5,4564	-	-7,2277	-
26 jun 92	-2,1269	-	-3,4705	-
3 jul 92	-2,3513	-	-0,7517	-
10 jul 92	4,3015	-	-6,9860	-
17 jul 92	-1,4604	-	-5,7298	-
24 jul 92	-8,4336	-	6,6521	-
31 jul 92	7,1251	-	-6,0994	-
7 ago 92	0,2306	-	-1,6780	-
14 ago 92	-2,1416	-	-1,6432	-
21 ago 92	2,0241	-	-0,0195	-
28 ago 92	-4,2985	-	2,1154	-
4 sep 92	-2,9287	-	8,5778	-
11 sep 92	3,0515	-	-6,5201	-
18 sep 92	-4,2336	-	7,8474	-
25 sep 92	-9,9038	-	3,3995	-
2 oct 92	-2,1206	-	-2,4402	-
9 oct 92	8,7530	-	-6,4043	-
16 oct 92	8,1616	-	-9,2407	-
23 oct 92	-2,6752	-	4,7410	-
30 oct 92	-1,8883	-	0,0618	-
6 nov 92	-4,1277	-	1,8488	-
13 nov 92	5,2232	-	-6,0245	-
20 nov 92	1,5635	-	-0,9539	-

Tabla XI-20

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Metodología de Shanken)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
27 nov 92	0,5778	-	0,3901	-
4 dic 92	7,3474	-	-7,6781	-
11 dic 92	-5,4227	-	5,6763	-
18 dic 92	-4,0758	-	6,9557	-
23 dic 92	1,4570	-	-1,9265	-
31 dic 92	5,0829	-	-6,9786	-
8 ene 93	-4,8115	-	6,5438	-
15 ene 93	7,7547	-	-4,5859	-
22 ene 93	-4,2295	-	5,3816	-
29 ene 93	-2,6258	-	5,4824	-
5 feb 93	4,7720	-	-3,0966	-
12 feb 93	-9,0144	-	7,1842	-
19 feb 93	-4,6062	-	2,2948	-
26 feb 93	-3,6968	-	4,3403	-
5 mar 93	3,4127	-	-2,6165	-
12 mar 93	-2,6318	-	2,2542	-
19 mar 93	1,5803	-	-0,5520	-
26 mar 93	4,6576	-	-4,4859	-
2 abr 93	-3,2797	-	1,3571	-
7 abr 93	0,7349	-	-1,4963	-
16 abr 93	4,3945	-	-3,5658	-
23 abr 93	-0,1119	-	2,1126	-
30 abr 93	13,8845	-	-15,7173	-
7 may 93	-8,3223	-	6,7961	-
14 may 93	5,8668	-	-2,2397	-
21 may 93	-0,0939	-	1,5781	-
28 may 93	-2,8222	-	4,7356	-
4 jun 93	-7,2869	-	12,6495	-
11 jun 93	2,9336	-	-3,4857	-
18 jun 93	-4,5455	-	8,1527	-
25 jun 93	2,1008	-	-4,8792	-
2 jul 93	-1,8279	-	2,3180	-
9 jul 93	-0,3120	-	-0,6798	-
16 jul 93	1,9699	-	-3,4840	-
23 jul 93	0,3487	-	-0,1694	-
30 jul 93	0,2128	-	0,7247	-
6 ago 93	-12,3416	-	13,3215	-
13 ago 93	2,9303	-	1,3172	-
20 ago 93	3,8770	-	1,4371	-
27 ago 93	0,5436	-	3,9889	-

Tabla XI-20 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología de Shanken)

FECHA	g_t	Desv. g_t	d_t	Desv. d_t
21 feb 92	1,9510	-	-0,5644	-
28 feb 92	-1,4237	-	1,9897	-
6 mar 92	-1,0365	-	-2,6013	-
13 mar 92	3,2773	-	-3,6879	-
20 mar 92	0,7594	-	-2,0443	-
27 mar 92	-0,7641	-	-0,3845	-
3 abr 92	-1,8345	-	-1,6138	-
10 abr 92	1,1629	-	-1,1675	-
15 abr 92	-0,0367	-	0,4197	-
24 abr 92	0,3757	-	-1,1324	-
30 abr 92	-2,2266	-	2,2072	-
8 may 92	2,5925	-	0,4647	-
15 may 92	0,7169	-	0,4032	-
22 may 92	1,0495	-	-1,8589	-
29 may 92	-4,6646	-	5,5317	-
5 jun 92	5,5886	-	-8,9585	-
12 jun 92	0,5618	-	-3,1714	-
19 jun 92	0,1508	-	-0,6082	-
26 jun 92	-2,9231	-	-2,8370	-
3 jul 92	-5,0117	-	1,3096	-
10 jul 92	1,7990	-	-4,9712	-
17 jul 92	3,0819	-	-10,7497	-
24 jul 92	-8,5228	-	4,1959	-
31 jul 92	0,1643	-	0,3267	-
7 ago 92	1,1609	-	-2,1073	-
14 ago 92	-0,3335	-	-3,2542	-
21 ago 92	-0,5814	-	1,9410	-
28 ago 92	-0,4133	-	-2,2252	-
4 sep 92	2,7999	-	3,0685	-
11 sep 92	-1,1656	-	-3,2129	-
18 sep 92	2,3559	-	1,2085	-
25 sep 92	-5,8980	-	-1,1791	-
2 oct 92	-2,3249	-	-2,8772	-
9 oct 92	-0,3715	-	2,7640	-
16 oct 92	1,2148	-	-0,2982	-
23 oct 92	1,1550	-	1,2515	-
30 oct 92	1,0505	-	-3,7261	-
6 nov 92	-1,0266	-	0,3319	-
13 nov 92	0,6883	-	-0,6610	-
20 nov 92	5,2334	-	-2,9152	-

Tabla XI-21

- Contraste de CT sin medias (1.992-93) Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2
(Metodología de Shanken)

FECHA	g_i	Desv. g_i	d_i	Desv. d_i
27 nov 92	1,4795	-	-0,4183	-
4 dic 92	-0,3043	-	-0,5473	-
11 dic 92	2,7874	-	-1,5110	-
18 dic 92	0,1418	-	3,0750	-
23 dic 92	2,1589	-	-2,0683	-
31 dic 92	1,7921	-	-4,5305	-
8 ene 93	1,8378	-	0,7997	-
15 ene 93	0,6992	-	2,8024	-
22 ene 93	-1,4163	-	3,0099	-
29 ene 93	-1,9396	-	3,1200	-
5 feb 93	-0,7085	-	3,4444	-
12 feb 93	-1,2044	-	-0,5049	-
19 feb 93	-1,3376	-	-0,1657	-
26 feb 93	-4,3230	-	6,0586	-
5 mar 93	0,2158	-	1,6958	-
12 mar 93	-2,0804	-	1,6392	-
19 mar 93	-1,0271	-	1,8712	-
26 mar 93	1,3914	-	-1,1890	-
2 abr 93	0,1865	-	-0,7985	-
7 abr 93	-1,0225	-	-0,1576	-
16 abr 93	3,7666	-	-2,0659	-
23 abr 93	-4,0483	-	8,0576	-
30 abr 93	2,8584	-	-4,8017	-
7 may 93	1,4952	-	-2,6605	-
14 may 93	0,7863	-	2,9846	-
21 may 93	0,6573	-	0,9014	-
28 may 93	1,4478	-	0,4174	-
4 jun 93	-3,4423	-	7,1780	-
11 jun 93	-0,5735	-	-1,1993	-
18 jun 93	-1,4348	-	4,5458	-
25 jun 93	1,8665	-	-4,7036	-
2 jul 93	-3,0071	-	3,8855	-
9 jul 93	-0,9840	-	0,3069	-
16 jul 93	-0,1736	-	-0,7559	-
23 jul 93	-1,0833	-	2,1272	-
30 jul 93	3,7284	-	-0,2815	-
6 ago 93	-1,2560	-	2,1729	-
13 ago 93	0,7077	-	3,6071	-
20 ago 93	-0,8940	-	4,6756	-
27 ago 93	-1,5530	-	6,8777	-

Tabla XI-21 (continuación)

- Contraste de CT sin medias (1.992-93)
(Resumen Metodología de Shanken)

Rentabilidades semanales

• Metodología de Fama

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$	
Grupo 1	-0,04648	0,1404	-0,331		
Grupo 2	0,14349	0,5237	0,274		
Gr. 1 y 2	-0,06847	0,2667	-0,257		

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$			$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$
Grupo 1	0,17287	0,3373	0,513			-0,026	0,590	
Grupo 2	-0,26723	0,5851	-0,457			-0,026	-0,412	
Gr. 1 y 2	0,06876	0,3678	0,187			-0,026	0,258	

• Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	$\bar{g}$	Desv. $\bar{g}$	$H_0: \bar{\gamma} = 0$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$	
Grupo 1	-	-	-	-	-
Grupo 2	-	-	-	-	-
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

Grupo	$\bar{d}$	Desv. $\bar{d}$	$H_0: \bar{\delta} = 0$			$H_0: \bar{\delta} = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$		
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\% \quad \alpha=1\%$
Grupo 1	-	-	-	-	-	-	-	-
Grupo 2	-	-	-	-	-	-	-	-
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabla XI-22

- V. fundamentales. Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Estimación puntual de los parámetros

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
21 feb 92	15,7020	0,7437	0,0056	15,1850	2,8255	-1,3215	-16,8117
28 feb 92	-16,0056	0,5159	-0,0362	-10,7281	-1,4103	1,6072	3,6964
6 mar 92	0,6138	-3,9877	0,0346	-13,6628	-1,4386	0,2380	0,9622
13 mar 92	8,6737	-0,3423	-0,1130	-2,7391	0,8936	-0,8058	3,2313
20 mar 92	0,9779	-2,5665	-0,0408	-2,9956	0,4772	0,0972	-3,0764
27 mar 92	2,3678	-0,8115	-0,0567	5,1104	-2,0414	-0,0977	0,2229
3 abr 92	1,3977	-2,0641	-0,0606	-0,2681	-1,7513	-0,1845	7,0220
10 abr 92	2,0826	1,0072	0,1931	-0,6762	-0,7949	-0,2375	-1,1676
15 abr 92	-2,1381	0,0281	0,0313	7,3866	0,7825	0,1592	-4,3955
24 abr 92	2,4850	0,0636	0,2252	7,2970	-0,3560	-0,2575	-8,5020
30 abr 92	3,1755	-0,3272	-0,0348	-23,6487	-1,6750	0,0123	4,1137
8 may 92	-6,6600	2,5096	-0,0763	1,0520	0,9831	0,4634	3,2039
15 may 92	-4,2568	1,7540	0,0196	-5,2727	1,6622	0,3024	-1,0524
22 may 92	-3,4306	-2,0372	0,0013	-17,2638	1,6370	0,4534	-0,9217
29 may 92	-2,7828	1,4919	-0,2868	-0,0801	0,4017	0,0829	9,8240
5 jun 92	4,0316	-3,4821	0,1311	10,5851	0,8485	-0,4325	-6,1119
12 jun 92	-0,3105	-2,1563	-0,0016	5,0996	0,5193	-0,2092	4,3417
19 jun 92	0,0075	0,4282	-0,0063	-13,3101	-0,6550	0,0912	5,5969
26 jun 92	-6,1826	-4,5268	-0,2708	10,1002	-1,3671	0,5648	4,7,59
3 jul 92	-6,8996	-2,8208	0,1227	-13,4898	-2,5870	0,4672	18,4524
10 jul 92	-16,1609	-4,4622	0,1675	1,7949	2,3159	1,3600	-9,6850
17 jul 92	-6,1016	-8,8336	0,3296	-3,0186	2,2663	0,3452	-8,5686
24 jul 92	-5,5087	0,3870	-0,0742	-18,8710	-2,8755	-0,0110	21,5898
31 jul 92	-5,8515	-2,0435	-0,1338	14,9642	1,6338	0,6394	-7,4925
7 ago 92	-5,5249	1,2617	-0,0044	-13,8046	-0,0628	0,3328	10,2690
14 ago 92	-4,2363	-0,0879	-0,1671	-1,4237	-1,5618	0,3485	-3,4576
21 ago 92	3,3101	-2,1680	0,0797	2,3350	0,1017	0,0118	-5,0247
28 ago 92	-0,8280	-0,4905	0,3050	3,4492	-0,9118	-0,2763	2,0256
4 sep 92	-1,3884	0,2712	0,5161	15,1384	1,1024	0,5838	-25,7476
11 sep 92	-7,1605	-1,1706	-0,0879	-7,1743	-1,2581	0,2924	14,7969
18 sep 92	-7,0320	7,3866	0,0124	-31,3987	-1,9066	0,7029	11,1843
25 sep 92	6,4886	1,8888	-0,1438	4,8467	-3,7443	-1,0719	4,8034
2 oct 92	5,7493	-0,6885	0,1005	1,5663	0,1691	-0,7216	-12,5473
9 oct 92	-8,9062	4,0718	-0,0377	-11,8998	-3,0103	0,8596	16,7723
16 oct 92	22,9882	1,0475	-0,2424	-8,4457	-3,0031	-1,6809	13,5577
23 oct 92	-15,4741	-0,0104	-0,1202	9,7143	1,1340	1,7458	-11,9620
30 oct 92	-4,8020	-6,3880	0,1172	5,0507	2,1740	0,6644	-15,8455
6 nov 92	-8,7946	5,6727	-0,0647	1,3737	-1,8141	0,6044	0,3131
13 nov 92	-10,4669	1,4208	-0,0310	-4,4303	-1,0832	1,0668	4,2909
20 nov 92	-13,0416	4,2098	-0,3691	-0,4074	-1,3460	1,5182	4,5856

Tabla XI-23

- V. fundamentales. Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Estimación puntual de los parámetros

Rentabilidades semanales. Grupo 1

FECHA	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
27 nov 92	1.0320	2.4785	-0.1532	9.5685	0.2423	0.0016	-5.3395
4 dic 92	3.0656	-1.2894	0.0856	7.7433	-0.1300	-0.3959	-4.5679
11 dic 92	3.4539	-1.6552	0.0876	1.9177	-0.2945	-0.1040	-2.3045
18 dic 92	14.5714	0.8550	-0.1650	6.4975	-0.0077	-1.1259	1.7311
23 dic 92	-3.8615	-0.3251	-0.0658	2.5292	0.5705	0.4349	-3.9829
31 dic 92	10.0205	-2.9213	-0.0239	-13.2765	-3.2525	-0.6980	15.4819
8 ene 93	-11.5676	1.7281	-0.2483	3.1794	1.3843	1.0478	1.2787
15 ene 93	3.6512	1.9215	-0.1399	0.4905	0.4929	-0.0572	-2.3557
22 ene 93	0.2796	3.4978	0.0778	-3.9344	-1.7025	-0.1394	7.3458
29 ene 93	-3.3181	0.2043	0.1588	5.6769	2.1172	-0.0138	-4.9289
5 feb 93	-1.2833	2.6682	0.0122	-1.7093	-2.1839	0.4501	3.9470
12 feb 93	1.5273	-3.4871	0.0336	8.6731	0.3076	0.0626	-11.5301
19 feb 93	-4.1755	-0.1134	0.1743	-1.5521	0.5134	0.1260	0.0558
26 feb 93	15.6065	2.7974	-0.3721	-22.3995	-4.4746	-1.1471	28.3763
5 mar 93	4.0081	0.8688	-0.0340	-1.2660	-1.3762	-0.2546	9.3941
12 mar 93	-3.3581	4.7914	0.0307	-3.4876	-2.5812	-0.0319	9.5898
19 mar 93	-0.8314	0.9566	-0.1028	0.2769	1.1333	-0.0843	0.8616
26 mar 93	-0.6744	1.3818	-0.0283	1.5042	-0.6389	0.1030	-0.9856
2 abr 93	-2.2841	-3.8912	0.1397	22.3812	4.1593	0.2914	-26.2132
7 abr 93	0.5199	-0.8416	0.0017	5.2664	0.0937	-0.0271	-6.6172
16 abr 93	-7.8511	4.0974	0.0180	32.6246	3.1280	0.5418	-28.7169
23 abr 93	28.9713	6.5929	-0.4718	-38.6768	-6.2110	-2.2468	50.4113
30 abr 93	-6.5745	-2.5110	0.2107	18.2099	2.1799	0.6379	-25.2408
7 may 93	3.8292	-1.9161	-0.2815	1.8840	0.8127	-0.1958	-6.3174
14 may 93	-6.5129	5.9595	-0.3595	-27.3501	-5.5109	0.8042	36.1689
21 may 93	8.4076	-0.7708	-0.0116	-9.3930	1.3534	-0.6917	3.9224
28 may 93	-3.1482	1.3237	0.0932	36.1977	2.7038	0.4575	-42.3374
4 jun 93	-4.4424	-0.3615	-0.0260	17.4545	5.4043	0.1998	-19.0955
11 jun 93	-9.7148	-2.8668	0.0378	-9.4741	0.2242	0.7375	7.4679
18 jun 93	-1.8495	-0.1155	-0.0296	-9.9942	2.7454	0.2341	3.9171
25 jun 93	-1.8646	-0.1782	0.0931	0.0463	1.0735	-0.1326	-1.9418
2 jul 93	7.3598	0.0793	0.1928	4.8786	-0.5248	-0.4700	-11.4370
9 jul 93	2.6639	-0.2265	-0.1090	-2.0570	-1.1698	-0.1860	5.5989
16 jul 93	5.5243	-1.3712	-0.0281	9.3591	-0.5353	-0.2966	-5.5755
23 jul 93	8.3844	2.9125	-0.1929	-7.3417	-4.4671	-0.5538	16.8194
30 jul 93	-4.1118	3.6830	-0.0764	4.9951	-1.1035	0.6969	-8.2345
6 ago 93	-2.6006	1.4619	-0.0813	12.6530	-0.8088	0.2175	-1.4796
13 ago 93	-8.0089	4.8307	0.3604	14.6343	0.3763	0.5250	-9.3252
20 ago 93	8.3563	-1.0115	-0.2209	-15.9159	-1.1046	-0.3970	22.1210
27 ago 93	-3.3633	3.7261	0.0818	7.7765	2.6675	0.2914	-9.6526

Tabla XI-23 (continuación)

- V. fundamentales. Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Estimación puntual de los parámetros

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
21 feb 92	8,3410	-3,6668	-0,2685	-11,2898	0,0441	-0,2402	6,4561
28 feb 92	-15,0682	2,7655	0,3128	18,9389	0,1112	1,2396	-22,3511
6 mar 92	-0,4806	-7,5164	-0,3464	10,2750	-0,4458	0,4153	1,3509
13 mar 92	-18,2543	5,7392	-0,4634	43,1205	1,1699	1,3000	-25,5823
20 mar 92	4,3371	1,2621	0,1748	-2,3529	-1,8090	-0,4325	-0,7317
27 mar 92	13,6814	-2,7032	-0,1615	-19,2638	-0,1101	-1,1636	11,9826
3 abr 92	12,8343	-3,3211	-0,0509	-9,8933	-1,8413	-0,9990	8,3182
10 abr 92	7,4135	-1,4063	0,1202	22,2215	1,5978	-0,9160	-3,9236
15 abr 92	-4,3294	1,7382	-0,0364	-2,8361	-0,5701	0,4195	-2,0227
24 abr 92	-14,2479	0,0126	-0,3688	-2,6775	1,1227	1,1208	7,1553
30 abr 92	-9,8546	3,6997	0,3331	15,0933	0,8299	0,4410	-10,9820
8 may 92	-5,5794	9,2709	-0,1354	18,4745	1,5811	-0,0341	-15,7120
15 may 92	-2,4511	-1,2563	-0,2357	-18,0799	-1,3036	0,5972	10,9278
22 may 92	1,6836	-4,6419	-0,6722	-8,1361	0,6622	0,2665	2,3378
29 may 92	-5,3949	3,4219	0,2637	1,2297	-0,2204	0,3646	-4,0846
5 jun 92	-10,3414	-3,5783	-0,3819	-8,3317	-0,6396	1,1420	12,2321
12 jun 92	2,4035	-1,5419	0,0994	-3,7356	-0,5590	-0,2815	2,3880
19 jun 92	24,8763	-4,9344	0,7735	-4,1237	-2,4678	-1,5785	-15,3404
26 jun 92	-4,5831	1,4639	-0,9612	-13,9260	-3,0111	0,0071	34,5638
3 jul 92	-7,1488	-2,5786	0,0752	-2,3650	-0,9093	0,7377	-3,9797
10 jul 92	-6,4190	-5,9100	0,2021	-0,0414	-0,3652	0,9356	-3,4882
17 jul 92	10,2537	-8,8618	-0,6441	-20,6125	-0,8511	-0,7757	29,1444
24 jul 92	-57,5244	5,8607	0,3340	40,4380	6,0388	4,5141	-61,1643
31 jul 92	16,5829	-5,2115	0,0199	-7,9516	-1,1852	-0,9946	13,3092
7 ago 92	-5,4324	0,9548	0,2628	-5,7806	-1,7620	0,3485	8,0503
14 ago 92	-27,4568	-0,9027	0,0385	0,9787	1,2711	2,2417	-3,7155
21 ago 92	2,0865	1,9775	-0,0023	6,7535	-0,7597	0,0091	-10,1677
28 ago 92	15,4258	0,3401	0,0863	2,0723	-1,2198	-1,4913	-3,9269
4 sep 92	37,9591	5,1797	0,1984	13,7090	-0,4290	-3,4528	-10,2464
11 sep 92	-26,6570	-1,8939	-0,1349	-2,9046	0,2809	2,4046	-0,5850
18 sep 92	-25,6265	13,0605	-0,0707	10,3660	-0,4131	1,9448	-16,7992
25 sep 92	-8,1779	-0,3978	0,0371	0,6209	0,1426	0,2790	-1,8870
2 oct 92	7,0266	-1,9463	-0,0249	-2,0845	-0,9227	-0,7527	2,5338
9 oct 92	-18,1414	-1,3932	-0,3890	-2,9871	-0,2204	2,3109	-0,2446
16 oct 92	0,4938	-5,2180	0,3011	-1,2299	0,2300	0,1179	1,2299
23 oct 92	1,1890	4,0885	-0,3473	-1,6510	-0,6934	0,0114	-0,0020
30 oct 92	2,4676	-0,3839	-0,1631	0,8587	0,2363	-0,3752	0,1066
6 nov 92	7,7269	3,3526	0,0281	5,1045	-0,6574	-1,0416	-5,6216
13 nov 92	-11,9870	-1,4745	0,1141	-1,5160	-0,2595	1,1592	2,8817
20 nov 92	-6,8160	-0,3192	-0,1370	-1,5402	0,0987	0,7920	1,7772

Tabla XI-24

- V. fundamentales. Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Estimación puntual de los parámetros

Rentabilidades semanales. Grupo 2

FECHA	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
27 nov 92	-15,2856	3,4553	-0,3940	-3,0142	0,7747	1,1839	6,1230
4 dic 92	22,8999	-2,3780	1,0513	4,3026	-1,4353	-2,2244	-0,7630
11 dic 92	-3,7451	0,3534	-0,1926	4,9684	0,2911	0,6109	-10,3168
18 dic 92	-14,6572	2,3744	0,6504	4,3877	-0,2621	1,2405	-6,6176
23 dic 92	-10,5955	-0,3902	-0,3246	-0,6483	0,6636	1,0976	0,0959
31 dic 92	8,3307	-0,9323	0,0512	3,7372	-0,9285	-0,6244	-4,8303
8 ene 93	-9,3203	0,0090	0,2130	-2,5988	0,4646	0,7275	3,4965
15 ene 93	33,2871	-3,1534	-0,2026	5,1522	-0,9201	-2,3040	-7,5017
22 ene 93	-26,5370	4,1091	-0,8463	-12,0289	2,0834	2,0656	17,3138
29 ene 93	32,9575	-5,0030	0,0157	-5,3128	-0,8249	-2,2897	0,2055
5 feb 93	7,8563	-4,1008	1,1561	4,0318	-2,0139	-0,2796	-1,5619
12 feb 93	-3,1400	0,0565	-0,1247	-8,8593	-0,7971	0,2291	4,1171
19 feb 93	-9,4301	-0,2954	-0,1107	-4,0268	-0,3971	0,7994	-1,0856
26 feb 93	23,5957	-3,6753	0,2797	-3,9961	-0,8034	-1,8964	0,3516
5 mar 93	-21,4172	1,0078	1,0745	-0,1899	-1,0524	1,7550	-0,1548
12 mar 93	2,8428	-0,1146	0,1672	-0,3366	-0,1553	-0,3624	3,3669
19 mar 93	31,6038	-2,7831	0,1568	8,7690	-0,0439	-2,5681	-12,1790
26 mar 93	-1,6009	0,3683	-0,1349	2,6687	-0,1334	0,2912	-4,2945
2 abr 93	16,1533	-0,5798	-0,2712	3,0620	-0,2587	-1,4127	-4,4578
7 abr 93	-4,5094	-0,9538	0,1917	-0,7790	-0,2241	0,4053	1,1338
16 abr 93	14,8234	-1,1736	-0,3120	1,5611	-0,1879	-0,9701	0,3691
23 abr 93	-22,4849	7,2555	0,0976	0,9885	-0,7629	1,7462	1,2595
30 abr 93	35,1114	-4,7353	-0,6599	-2,3117	0,6217	-2,8819	12,7950
7 may 93	16,0954	1,2434	0,1325	-3,8855	-1,7458	-1,6204	3,3587
14 may 93	24,4826	-1,0201	0,1488	5,1503	-0,1593	-1,9063	-1,7255
21 may 93	-2,2325	5,8129	0,0745	4,8527	-0,7346	0,0302	-10,9518
28 may 93	41,1569	-3,2437	0,0784	1,6597	-1,5597	-3,1573	-9,6518
4 jun 93	-33,6145	5,7509	0,2897	15,8564	4,4007	2,6092	-29,7257
11 jun 93	5,3617	-4,0845	0,4303	2,7928	-0,7832	-0,1600	-8,7117
18 jun 93	-26,6535	3,5920	0,7434	4,6223	1,1270	2,2124	-14,3163
25 jun 93	-4,1193	-2,5528	-0,2159	-5,5835	-0,5463	0,4473	9,7962
2 jul 93	2,9110	-0,6954	0,4028	1,1163	0,0780	-0,3939	-4,1308
9 jul 93	-3,0772	-0,5070	-0,0804	-1,0229	0,1180	0,2665	1,2323
16 jul 93	-13,6498	2,3100	-0,0933	-2,1334	-1,2030	1,1444	2,2629
23 jul 93	-0,4425	0,1175	-0,3270	1,1402	1,4083	0,0017	-1,3953
30 jul 93	15,2992	1,5399	-0,3515	-0,8132	-0,4628	-1,3344	0,7080
6 ago 93	6,9185	3,0923	0,2903	0,8949	-0,6645	-0,9342	-1,9527
13 ago 93	9,9796	-2,1304	1,3294	2,7358	-0,5469	-0,6439	0,5921
20 ago 93	8,4502	0,3354	-0,4571	-0,5393	-0,3308	-0,1990	-2,8047
27 ago 93	-4,6422	4,4304	0,5301	-3,4651	-1,7956	0,4472	0,7439

Tabla XI-24 (continuación)

- V. fundamentales. Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Estimación puntual de los parámetros

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

FECHA	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
21 feb 92	7,9913	-0,6493	-0,0757	4,7894	0,8039	-0,4435	-9,3933
28 feb 92	-13,7151	0,8224	0,1007	2,3847	-0,6812	1,3462	-7,4033
6 mar 92	-2,5501	-4,7868	-0,1182	3,8988	-1,2750	0,4752	0,1797
13 mar 92	4,2546	2,0290	-0,2558	27,4123	-1,0681	-0,4362	-8,5213
20 mar 92	3,8305	-0,7872	-0,0698	-3,0741	-1,1893	-0,1936	0,6565
27 mar 92	2,6924	-1,8432	0,0429	-11,6942	0,3930	-0,2302	4,5224
3 abr 92	6,5515	-2,6811	-0,0197	-6,3738	-1,4934	-0,5507	6,8779
10 abr 92	0,8077	0,4415	0,1484	15,6261	0,9854	-0,3103	-4,2458
15 abr 92	-1,3017	0,6334	0,0214	0,0223	-0,3675	0,1646	-1,9021
24 abr 92	-6,2302	0,3692	0,0700	1,1054	0,5198	0,3544	0,7296
30 abr 92	-1,3208	1,3085	-0,0428	1,8781	0,0087	0,0451	-2,6637
8 may 92	-1,4897	4,9369	-0,0764	10,1355	0,8150	-0,0989	-2,8648
15 may 92	-4,5601	1,0157	-0,0807	-11,6644	-0,9049	0,5685	4,6153
22 may 92	-3,2460	-2,3751	-0,1749	-8,2496	-0,0599	0,5573	-0,1530
29 may 92	0,3198	1,6239	-0,1422	-1,0677	0,0828	-0,0861	3,1576
5 jun 92	-0,2115	-2,9552	-0,0887	-1,2432	-0,6845	0,0269	6,1385
12 jun 92	2,7362	-2,1323	0,0460	-1,2823	-0,2235	-0,3530	3,5941
19 jun 92	10,8373	-2,1586	0,3006	-6,3197	-1,9282	-0,4555	-11,7684
26 jun 92	-6,2404	-0,9204	-0,5848	-8,4652	-2,8485	0,3037	29,7671
3 jul 92	-6,3929	-3,5340	0,1765	-5,0917	-0,6868	0,5469	1,4624
10 jul 92	-8,0144	-4,2404	0,0769	-0,3442	-0,0624	0,8398	-2,9759
17 jul 92	8,3155	-6,5658	-0,0464	-14,7064	-2,1309	-0,8265	19,9954
24 jul 92	-24,4162	-2,2588	0,2246	29,1705	5,7666	1,7327	-45,4999
31 jul 92	4,0085	-2,1044	-0,1884	-6,8231	-0,4733	-0,1396	13,0429
7 ago 92	-5,2099	1,7637	0,0084	-6,7791	-1,5442	0,3600	8,3409
14 ago 92	-13,2567	-1,2775	-0,1456	2,4386	0,9245	1,0016	-7,1799
21 ago 92	5,1819	-0,4951	0,0642	4,8991	-0,6831	-0,1402	-7,5175
28 ago 92	6,6977	-0,2887	0,2908	0,4263	-1,0021	-0,8165	-0,1287
4 sep 92	15,7071	3,3178	0,3913	11,1089	-0,8529	-1,0961	-11,5865
11 sep 92	-13,9652	-2,4434	-0,0514	-2,6398	0,3752	1,0434	2,0416
18 sep 92	-12,1189	9,1166	0,0029	6,9017	-1,1693	1,0881	-15,2712
25 sep 92	-0,8485	-0,6000	-0,0486	1,2056	0,0537	-0,4929	-2,2189
2 oct 92	8,6568	-0,1894	-0,0269	0,1069	-1,2192	-0,9953	-1,7559
9 oct 92	-14,3546	0,8208	-0,0129	-1,2076	-0,7698	1,5888	-0,3693
16 oct 92	4,3822	-2,7489	-0,0118	-0,1806	0,2198	-0,1698	-0,2620
23 oct 92	-7,5450	2,2982	-0,1892	-2,2533	-0,5862	0,9701	0,7805
30 oct 92	2,4719	-2,8558	-0,0423	0,8795	-0,0458	-0,1246	-1,9371
6 nov 92	-7,6890	4,3042	0,0307	3,9564	-0,6117	0,4452	-4,8574
13 nov 92	-14,3018	0,1001	0,0181	-1,0136	-0,3014	1,3625	1,6485
20 nov 92	-18,8936	1,9666	-0,2350	-1,3126	0,1912	1,9439	1,1311

Tabla XI-25

- V. fundamentales. Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Estimación puntual de los parámetros

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

FECHA	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
27 nov 92	-7.8480	2.7772	-0.1844	-0.2422	0.3651	0.6407	3.1966
4 dic 92	12.0769	-1.4375	0.1689	0.1329	-0.2272	-1.2200	1.7054
11 dic 92	1.7377	-1.3171	0.0849	5.1173	0.0747	0.1071	-8.9780
18 dic 92	0.8685	0.7982	0.0323	2.5566	0.5753	0.0189	-3.4604
23 dic 92	-6.0578	-0.2541	-0.1190	1.0428	0.3257	0.6393	-1.4710
31 dic 92	10.2976	-3.2546	0.0525	1.7294	-0.9640	-0.7185	-2.8778
8 ene 93	-14.6775	1.1799	-0.1442	-3.6365	1.0374	1.2810	4.8302
15 ene 93	12.1530	0.5606	-0.0968	4.4532	-0.7707	-0.6077	-5.7650
22 ene 93	-11.6988	3.0374	-0.0664	-6.0528	0.5758	0.7420	10.2998
29 ene 93	14.2871	-0.8534	0.0772	-6.1226	-0.2506	-1.1721	3.6408
5 feb 93	-2.8524	0.0581	0.1984	1.4398	-0.9298	0.5839	-0.7819
12 feb 93	0.4642	-1.8097	-0.0379	-7.8505	-0.7683	0.0454	3.6352
19 feb 93	-5.8991	-0.0141	0.1564	-2.3031	-0.5606	0.3939	-0.9436
26 feb 93	8.3900	-1.0152	-0.0748	-6.0484	-0.3506	-0.5378	2.4975
5 mar 93	-8.5672	0.4067	0.1891	-0.9179	0.0954	0.7392	1.4182
12 mar 93	-4.0537	2.3277	0.0802	0.0533	-0.1391	0.0545	2.5060
19 mar 93	10.6147	-0.1743	-0.0181	5.5314	0.5756	-0.8739	-7.5968
26 mar 93	-1.7598	0.8110	-0.0195	3.2998	-0.2432	0.2384	-4.3544
2 abr 93	6.9877	-1.1480	0.0061	3.6640	-0.2059	-0.4910	-3.9158
7 abr 93	-0.2969	-0.6898	-0.0271	-0.2830	-0.0337	0.0028	0.0775
16 abr 93	-0.7000	3.5378	-0.1393	5.2998	0.0062	0.0586	-1.2887
23 abr 93	-0.8509	4.5334	-0.0778	0.8930	-1.0075	0.2243	1.2163
30 abr 93	13.1593	-1.6973	-0.1474	-0.6484	-0.2224	-1.1278	8.5490
7 may 93	10.1113	0.0091	-0.2708	-6.5868	-1.2147	-0.8305	4.9525
14 may 93	-4.9799	2.0338	-0.1070	1.4861	0.1040	0.6860	0.0977
21 may 93	9.5307	1.7089	0.0810	3.0979	-0.6551	-0.7279	-8.3586
28 may 93	11.4222	1.2814	-0.0281	1.2445	-1.0406	-0.7259	-7.8732
4 jun 93	-11.1779	1.4064	0.0868	16.0320	5.0238	0.7868	-26.4506
11 jun 93	0.6371	-3.2992	0.1131	-0.2098	-0.1595	0.0684	-4.7450
18 jun 93	-9.2902	1.0151	0.1606	2.4341	1.8179	0.9071	-10.9806
25 jun 93	-0.0926	-0.5319	-0.0296	-3.2099	-0.8485	-0.1594	7.5754
2 jul 93	-0.0823	0.1643	0.2175	0.9136	-0.0208	-0.0258	-4.0886
9 jul 93	-0.5788	-0.8319	-0.0745	-0.9948	0.0138	0.0732	1.2479
16 jul 93	-1.4056	-0.0270	-0.0526	-1.6523	-1.2442	0.2194	2.0631
23 jul 93	-2.4834	0.0476	-0.0854	0.9869	0.6911	0.2723	-1.2001
30 jul 93	-6.7160	3.5486	-0.0965	-1.2842	-0.9867	0.7451	0.9303
6 ago 93	-0.2854	1.6149	0.0524	0.0275	-0.4903	-0.0096	-1.7677
13 ago 93	-2.0596	2.7905	0.3955	1.8091	0.2227	0.1306	0.7135
20 ago 93	13.2171	-1.7748	-0.1161	-0.1991	-0.2380	-0.5969	-2.7621
27 ago 93	-2.9066	4.6379	0.1264	-3.0613	-0.8595	0.3298	0.6193

Tabla XI-25 (continuación)

- V. fundamentales. Contraste de CT sin medias (1.992-93)

Metodología de Fama

Rentabilidades semanales

• Valores promedio estimados de los parámetros asociados a las variables

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B%/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-0,6257	0,2207	-0,0175	-0,1796	-0,2390	0,0865	0,1689
Grupo 2	0,1722	-0,0520	0,0280	0,9731	-0,2239	0,0217	-1,6953
Gr. 1 y 2	-0,7974	0,0767	-0,0056	0,4788	-0,2081	0,1121	-1,1210

• Desviación estándar de los estimadores del promedio de los parámetros

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B%/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	0,8836	0,3220	0,0190	1,4120	0,2350	0,0760	1,5420
Grupo 2	1,9570	0,4200	0,0470	1,1330	0,1440	0,1590	1,3360
Gr. 1 y 2	0,9385	0,2760	0,0170	0,7690	0,1320	0,0780	0,9860

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B%/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-0,708	0,685	-0,921	-0,127	-1,017	1,138	0,110
Grupo 2	0,088	-0,124	0,595	0,859	-1,555	0,137	-1,269
Gr. 1 y 2	-0,850	0,278	-0,329	0,623	-1,577	1,437	-1,137

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B%/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1							
Grupo 2							
Gr. 1 y 2							

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XI-26

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades semanales

Resumen diversas metodologías

• Metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$		
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?	
				$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0.30499	0.0957	3.188	NO	NO
Grupo 2	0.28531	0.1166	2.446	NO	
Gr. 1 y 2	0.35190	0.0838	4.198	NO	NO

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$			$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$			
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?	
				$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$			$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0.35842	0.0953	-3.759	NO	NO	-0.177	-1.903		
Grupo 2	-0.58844	0.0994	-5.919	NO	NO	-0.177	-4.139	NO	NO
Gr. 1 y 2	-0.52887	0.0773	-6.838	NO	NO	-0.177	-4.549	NO	NO

• Metodología de Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$		
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?	
				$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0.04579	0.0599	-0.764		
Grupo 2	0.37499	0.1425	2.632	NO	
Gr. 1 y 2	-0.01006	0.0524	-0.192		

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$			$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$			
			$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?		$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	¿Acepto?	
				$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$			$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0.07163	0.0791	-0.905			-0.177	1.332		
Grupo 2	-0.63555	0.1445	-4.400	NO	NO	-0.177	-3.174	NO	NO
Gr. 1 y 2	-0.17230	0.0527	-3.267	NO	NO	-0.177	0.089		

Tabla XII-I

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades semanales

Resumen diversas metodologías

• Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$	γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0,02840	0,0559	0,508		
Grupo 2	0,47571	0,1095	4,343	NO	NO
Gr. 1 y 2	0,09326	0,0527	1,769		

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$	δ Acepto?		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$			$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,02505	0,0806	-0,311			-0,177	1,884		
Grupo 2	-0,74330	0,1144	-6,496	NO	NO	-0,177	-4,949	NO	NO
Gr. 1 y 2	-0,20738	0,0685	-3,029	NO	NO	-0,177	-0,444		

• Metodología basada en la aplicación del estimador [5.51]

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$	γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0,03156	0,0414	0,762		
Grupo 2	0,56582	0,0955	5,927	NO	NO
Gr. 1 y 2	0,13469	0,0450	2,994	NO	NO

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$	δ Acepto?		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$			$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,03086	0,0600	-0,514			-0,177	2,436	NO	
Grupo 2	-0,84359	0,1002	-8,416	NO	NO	-0,177	-6,650	NO	NO
Gr. 1 y 2	-0,27265	0,0590	-4,620	NO	NO	-0,177	-1,621		

Tabla XII-I (continuación)

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades semanales

Resumen diversas metodologías

• Metodología basada en la corrección de las varianzas calculadas por MCG

Grupo	g	Desv. g	H ₀ : $\gamma = 0$		¿Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Grupo 1	-0,04579	0,0599	-0,764			
Grupo 2	0,37499	0,1451	2,585			NO
Gr. 1 y 2	-0,01006	0,0525	-0,192			

Grupo	d	Desv. d	H ₀ : $\delta = 0$		¿Acepto?		H ₀ : $\delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$		¿Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$		$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,07163	3,3209	-0,022				-0,177	0,032		
Grupo 2	-0,63555	3,3233	-0,191				-0,177	-0,138		
Gr. 1 y 2	-0,17230	3,3204	-0,052				-0,177	0,001		

Tabla XII-1 (continuación)

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

Resumen diversas metodologías

• Metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$	γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	1,26882	0,3904	3,250	NO	NO
Grupo 2	0,54117	0,4769	1,135		
Gr. 1 y 2	1,20512	0,3088	3,903	NO	NO

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$	δ Acepto?		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	δ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$			$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-1,20224	0,4068	-2,955	NO	NO	-0,319	-2,171	NO	
Grupo 2	-1,30773	0,3761	-3,477	NO	NO	-0,319	-2,629	NO	
Gr. 1 y 2	-1,52379	0,2782	-5,478	NO	NO	-0,319	-4,331	NO	NO

• Metodología de Mínimos Cuadrados Generalizados

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$	γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,06948	0,3772	-0,184		
Grupo 2	1,56561	0,4087	3,831	NO	NO
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$	δ Acepto?		$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	δ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$			$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,38464	0,3187	-1,207			-0,319	-0,206		
Grupo 2	-2,24995	0,3625	-6,207	NO	NO	-0,319	-5,327	NO	NO
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabla XII-2

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

Resumen diversas metodologías

• Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$	γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0.33339	0.2900	1.149		
Grupo 2	1.92937	0.4621	4.175	NO	NO
Gr. 1 y 2	0.65299	0.2473	2.641	NO	

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$	δ Acepto?		$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$		δ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0.13429	0.4048	-0.332			-0.319	0.456		
Grupo 2	-2.63879	0.4842	-5.450	NO	NO	-0.319	-4.791	NO	NO
Gr. 1 y 2	-0.87846	0.3123	-2.813	NO	NO	-0.319	-1.791		

• Metodología basada en la aplicación del estimador [5.51]

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$	γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	0.32876	1.2022	0.273		
Grupo 2	1.58787	3.2376	0.490		
Gr. 1 y 2	0.60993	0.9614	0.634		

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$	δ Acepto?		$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$		δ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0.12639	1.6944	-0.075			-0.319	0.114		
Grupo 2	-2.25628	3.3990	-0.664			-0.319	-0.570		
Gr. 1 y 2	-0.81434	1.2351	-0.659			-0.319	-0.401		

Tabla XII-2 (continuación)

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

Resumen diversas metodologías

- Metodología basada en la corrección de las varianzas calculadas por MCG

Grupo	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$	γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,06948	0,3776	-0,184		
Grupo 2	1,56561	0,4229	3,702	NO	NO
Gr. 1 v 2	-	-	-	-	-

Grupo	d	Desv. d	$H_0: \delta = 0$	δ Acepto?		$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		δ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Grupo 1	-0,38464	8,4460	-0,046			-0,319	-0,008		
Grupo 2	-2,24995	8,4478	-0,266			-0,319	-0,229		
Gr. 1 v 2	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabla XII-2 (continuación)

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades semanales

Comprobación distintos tipos sin riesgo y sin excesos

(metodología de MCO)

• Grupo 1

Concepto	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$		γ Acepto?		$H_0: \gamma = \bar{r}_0$		γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\bar{r}_0$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Sin excesos	0.53283	0.0957	5.568	NO	NO	0.22782	3.187	NO	NO	
c/c	0.36799	0.0957	3.845	NO	NO	-	-	-	-	
Dep. 6-12	0.34108	0.0957	3.564	NO	NO	-	-	-	-	
Dep. ahorro	0.44021	0.0956	4.605	NO	NO	-	-	-	-	
Letras 1-3	0.30498	0.0957	3.187	NO	NO	-	-	-	-	
REPOS 2-3	0.32714	0.0958	3.415	NO	NO	-	-	-	-	

			$H_0: \delta = 0$			$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$			
Concepto	d	Desv. d	δ Acepto?			δ Acepto?			
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
Sin excesos	-0,35844	0,0953	-3,760	NO	NO	-0,17698	-1,904		
c/c	-0,35842	0,0954	-3,759	NO	NO	-0,11399	-2,563	NO	
Dep. 6-12	-0,35855	0,0953	-3,762	NO	NO	-0,14104	-2,282	NO	
Dep. ahorro	-0,35816	0,0953	-3,758	NO	NO	-0,04152	-3,323	NO	NO
Letras 1-3	-0,35842	0,0953	-3,759	NO	NO	-0,17698	-1,903		
REPOS 2-3	-0,35814	0,0954	-3,753	NO	NO	-0,15462	-2,133	NO	

• Grupo 2

Concepto	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$		γ Acepto?		$H_0: \gamma = \bar{r}_0$		γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\bar{r}_0$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Sin excesos	0.51348	0.1167	4.400	NO	NO	0.22782	2.448	NO		
c/c	0.34844	0.1166	2.988	NO	NO	-	-	-	-	
Dep. 6-12	0.32146	0.1166	2.757	NO		-	-	-	-	
Dep. ahorro	0.42076	0.1166	3.609	NO	NO	-	-	-	-	
Letras 1-3	0.28532	0.1166	2.447	NO		-	-	-	-	
REPOS 2-3	0.30773	0.1167	2.637	NO		-	-	-	-	

			$H_0: \delta = 0$		δ Acepto?		$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_n)$		δ Acepto?	
Concepto	d	Desv. d	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_n)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Sin excesos	-0.58878	0.0995	-5.920	NO	NO	-0.17698	-4.141	NO	NO	
c/c	-0.58861	0.0994	-5.920	NO	NO	-0.11399	-4.773	NO	NO	
Dep. 6-12	-0.58863	0.0994	-5.921	NO	NO	-0.14104	-4.502	NO	NO	
Dep. ahorro	-0.58843	0.0994	-5.920	NO	NO	-0.04152	-5.502	NO	NO	
Letras 1-3	-0.58845	0.0994	-5.919	NO	NO	-0.17698	-4.139	NO	NO	
REPOS 2-3	-0.58858	0.0995	-5.914	NO	NO	-0.15462	-4.361	NO	NO	

Tabla XII-3

- Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

Comprobación distintos tipos sin riesgo y sin excesos

(metodología de MCO)

• Grupo 1

Concepto	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$		γ Acepto?		$H_0: \gamma = \bar{r}_0$		γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\bar{r}_0$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Sin excesos	2,25845	0,3905	5,783	NO	NO	0,98867	3,252	NO	NO	
c/c	1,54360	0,3907	3,951	NO	NO	-	-	-	-	
Dep. 6-12	1,42420	0,3905	3,647	NO	NO	-	-	-	-	
Dep. ahorro	1,85529	0,3901	4,756	NO	NO	-	-	-	-	
Letras 1-3	1,26883	0,3904	3,250	NO	NO	-	-	-	-	
REPOS 2-3	1,37114	0,3920	3,498	NO	NO	-	-	-	-	

			$H_0: \delta = 0$			$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$				
			δ Acepto?						δ Acepto?	
Concepto	d	Desv. d	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Sin excesos	-1,20311	0,4069	-2,957	NO	NO	-0,31867	-2,174	NO		
c/c	-1,20127	0,4070	-2,952	NO	NO	-0,04342	-2,845	NO	NO	
Dep. 6-12	-1,20253	0,4069	-2,956	NO	NO	-0,16365	-2,553	NO		
Dep. ahorro	-1,19976	0,4064	-2,953	NO	NO	0,26991	-3,617	NO	NO	
Letras 1-3	-1,20225	0,4068	-2,955	NO	NO	-0,31867	-2,172	NO		
REPOS 2-3	-1,20214	0,4086	-2,942	NO	NO	-0,21677	-2,411	NO		

• Grupo 2

Concepto	g	Desv. g	$H_0: \gamma = 0$		γ Acepto?		$H_0: \gamma = \bar{r}_0$		γ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\bar{r}_0$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Sin excesos	1,53510	0,4783	3,209	NO	NO	0,98867	1,142			
c/c	0,81914	0,4772	1,717			-	-	-	-	
Dep. 6-12	0,69864	0,4773	1,464			-	-	-	-	
Dep. ahorro	1,13344	0,4770	2,376	NO		-	-	-	-	
Letras 1-3	0,54118	0,4769	1,135			-	-	-	-	
REPOS 2-3	0,65654	0,4780	1,374			-	-	-	-	

			$H_0: \delta = 0$		δ Acepto?		$H_0: \delta = (\bar{r}_m - \bar{r}_0)$		δ Acepto?	
Concepto	d	Desv. d	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$(\bar{r}_m - \bar{r}_0)$	$t_{\text{exper.}}$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	
Sin excesos	-1,31206	0,3773	-3,477	NO	NO	-0,31867	-2,633	NO		
c/c	-1,31049	0,3765	-3,481	NO	NO	-0,04342	-3,365	NO	NO	
Dep. 6-12	-1,30994	0,3765	-3,479	NO	NO	-0,16365	-3,045	NO	NO	
Dep. ahorro	-1,31094	0,3762	-3,485	NO	NO	0,26991	-4,202	NO	NO	
Letras 1-3	-1,30774	0,3761	-3,477	NO	NO	-0,31867	-2,630	NO		
REPOS 2-3	-1,31988	0,3774	-3,497	NO	NO	-0,21677	-2,923	NO	NO	

Tabla XII-4

- Valoración de los títulos según la LMT teórica (1.990-93)

Grupo 1

Título	R. semanales	R. mensuales
B. ALICANTE	S	S
B. ANDALUCIA	I	I
B. CENTRAL (CEN-HISP)	S	S
B. EXTERIOR	I	I
B. PASTOR	I	S
B. POPULAR	I	I
B. SANTANDER	I	I
BANESTO	I	S
BBV	I	I
B. FOMENTO	I	I
BANKINTER	I	I
E. R. ZARAGOZANAS	I	I
ENDESA	I	I
ENHER	I	I
GESA	I	I
H. CANTABRICO	I	I
U. E. FENOSA	I	I
TABACALERA	I	I
VISCOFAN	S	S
ASLAND	S	S
DRAGADOS	I	I
HUARTE	S	S
METROVACESA	S	S
URALITA	S	S
URBIS	S	S
VALLEHERMOSO	I	I
CORP. FIN. ALBA	S	S
SARRIO	S	S
ENCE	S	S
REPSOL	I	I
MAPFRE	I	I
ACERINOX	I	I
NISSAN	S	S
ACESA	I	I
TELEFONICA	I	I

S: Título sobrevalorado

I: Título infravalorado

Tabla XII-5

- Valoración de los títulos según la LMT teórica (1.990-93)

Grupo 2

Título	R. semanales	R. mensuales
B. VALENCIA	S	S
FECSA	S	I
IBERDUERO (IBERDROLA I)	I	I
SEVILLANA	I	I
AGUILA	I	I
CAMPOFRIO	S	S
EBRO	S	S
AGROMAN	S	S
CRISTALERIA	S	S
HISALBA	S	S
SOTOGRADE	S	S
VALDERRIVAS	S	S
GRAL. DE INVERSIONES	S	S
ARGON	I	S
CARBUROS METALICOS	S	S
CEPSA	I	I
ERCROS	S	S
SNIACE	S	S
TAFISA	S	S
UNION Y EL FENIX	S	S
AMPER	S	S
ASTURIANA DEL ZINC	S	S
DURO FELGUERA	S	S
NUEVA MONTAÑA	S	S
TUBACEX	S	S
ZARDOYA-OTIS	I	I
TUDOR	S	S
AUT. DEL MARE NOSTRUM	I	I
PROSEGUR	S	S

S: Título sobrevalorado

I: Título infravalorado

Tabla XII-6

- V. fundamentales. Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades semanales

• Valores estimados de los parámetros asociados a las variables

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-0.6325	-0.2659	-0.0091	0.0205	-0.0093	0.0694	0.5695
Grupo 2	-0.2303	-0.4343	0.0241	0.5311	-0.0336	0.0433	-0.6987
Gr. 1 y 2	-0.8129	-0.3354	0.0022	0.3422	0.0085	0.0915	-0.2173

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	0.5057	0.1235	0.0113	0.6655	0.1149	0.0395	0.7699
Grupo 2	0.6334	0.1365	0.0242	0.3243	0.0531	0.0528	0.4250
Gr. 1 y 2	0.3637	0.0871	0.0091	0.2813	0.0419	0.0287	0.3584

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-1.251	-2.153	-0.804	0.031	-0.081	1.757	0.740
Grupo 2	-0.364	-3.182	0.999	1.638	-0.634	0.820	-1.644
Gr. 1 y 2	-2.235	3.851	0.237	1.217	0.203	3.185	-0.606

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	Bº/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1		R					
Grupo 2		R					
Gr. 1 y 2	R	R				R	

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XII-7

- V. fundamentales. Contraste de CT con medias (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

• Valores estimados de los parámetros asociados a las variables

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B ⁰ /Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-2,2506	-1,0130	-0,0713	1,1614	0,1598	0,2687	1,6719
Grupo 2	-3,8807	-0,4751	0,1275	0,7243	-0,3165	0,3784	-1,4347
Gr. 1 y 2	-3,5512	-0,7941	-0,0205	-0,0005	-0,0141	0,3837	0,3190

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B ⁰ /Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	2,1562	0,5182	0,0470	2,8280	0,4800	0,1678	3,2507
Grupo 2	2,9399	0,6058	0,1161	1,6084	0,2551	0,2497	2,1070
Gr. 1 y 2	1,6106	0,3784	0,0406	1,2621	0,1887	0,1279	1,6275

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B ⁰ /Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1	-1,044	-1,955	-1,516	0,411	0,333	1,601	0,514
Grupo 2	-1,320	-0,784	1,098	0,450	-1,241	1,515	-0,681
Gr. 1 y 2	-2,205	-2,099	-0,504	0,000	-0,075	3,000	0,196

Grupo	T. independiente	Beta	Activo/Mercado	B ⁰ /Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
Grupo 1							
Grupo 2							
Gr. 1 y 2	R	R				R	

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XII-8

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Modelo factorial (Componentes principales)

(con 80 observaciones. CT sin medias)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. ALICANTE	0,08958	0,03368	-0,05735	0,00510
B. ANDALUCIA	1,40455	0,28134	-0,99807	1,16291
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,86377	0,22957	0,15829	-0,24745
B. EXTERIOR	0,21607	0,15858	0,07109	-0,08144
B. PASTOR	2,44297	-0,11301	0,53272	1,58080
B. POPULAR	2,48599	0,87356	0,12863	0,58563
B. SANTANDER	3,88067	1,05697	-0,30253	0,49588
BANESTO	4,71993	1,14271	-0,25986	2,27613
BBV	3,29180	0,41660	0,33823	0,97646
B. FOMENTO	2,53783	1,06292	-0,12184	0,15872
BANKINTER	3,38439	1,06106	0,84519	0,67279
E. R. ZARAGOZANAS	2,83042	0,81710	-1,04623	-0,03501
ENDESA	1,67469	0,10747	-0,19353	0,33251
ENHER	1,64975	-0,27154	0,87305	0,94548
GESA	3,15165	0,98631	-1,48363	0,61977
H. CANTABRICO	2,61139	0,80953	-0,97613	-0,39248
U. E. FENOSA	2,10919	0,64875	0,35397	0,26137
TABACALERA	2,08807	0,28508	1,21078	-0,32051
VISCOFAN	3,15046	0,35942	0,27723	1,92459
ASLAND	6,48970	-0,30452	2,25149	-1,26580
DRAGADOS	3,12993	0,97264	0,86178	0,01491
HUARTE	5,10768	1,59010	0,44331	-0,29579
METROVACESA	2,26374	0,54881	-0,73766	0,47338
URALITA	6,79595	0,85415	-0,60956	-0,25327
URBIS	6,41261	0,59228	-0,68621	-0,78855
VALLEHERMOSO	4,53479	0,18601	-0,26944	0,57928
CORP. FIN. ALBA	3,54495	0,77421	-1,47239	0,19870
SARRIO	4,82291	-0,63706	0,01084	-0,25405
ENCE	6,76127	-7,95592	-1,29073	0,45147
REPSOL	2,53856	0,43068	0,46999	-0,42260
MAPFRE	4,32578	0,27694	-1,14836	-3,22676
ACERINOX	6,42990	1,11051	-0,74170	-1,27655
NISSAN	4,87675	-1,45339	3,50297	-0,16876
ACESA	1,92176	0,38476	-0,17174	0,40865
TELEFONICA	1,07524	0,10564	0,77898	-0,62289

Tabla XIII-1

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (80 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. ALICANTE	2,29%	0,32%	0,94%	0,01%	3,55%
B. ANDALUCIA	20,48%	0,82%	10,34%	14,04%	45,68%
B. CENTRAL (CEN-HISP)	13,33%	0,94%	0,45%	1,09%	15,82%
B. EXTERIOR	4,88%	2,63%	0,53%	0,69%	8,73%
B. PASTOR	35,56%	0,08%	1,69%	14,89%	52,22%
B. POPULAR	52,60%	6,49%	0,14%	2,92%	62,15%
B. SANTANDER	71,40%	5,30%	0,43%	1,17%	78,30%
BANESTO	56,28%	3,30%	0,17%	13,09%	72,83%
BBV	65,99%	1,06%	0,70%	5,81%	73,55%
B. FOMENTO	31,59%	5,54%	0,07%	0,12%	37,33%
BANKINTER	61,18%	6,01%	3,82%	2,42%	73,43%
E. R. ZARAGOZANAS	35,27%	2,94%	4,82%	0,01%	43,04%
ENDESA	26,98%	0,11%	0,36%	1,06%	28,52%
ENHER	20,12%	0,55%	5,64%	6,61%	32,91%
GESA	42,62%	4,17%	9,44%	1,65%	57,88%
H. CANTABRICO	42,95%	4,13%	6,00%	0,97%	54,05%
U. E. FENOSA	53,17%	5,03%	1,50%	0,82%	60,52%
TABACALERA	28,80%	0,54%	9,68%	0,68%	39,70%
VISCOFAN	35,57%	0,46%	0,28%	13,27%	49,58%
ASLAND	72,69%	0,16%	8,75%	2,77%	84,36%
DRAGADOS	48,49%	4,68%	3,68%	0,00%	56,85%
HUARTE	70,96%	6,88%	0,53%	0,24%	78,61%
METROVACESA	39,75%	2,34%	4,22%	1,74%	48,04%
URALITA	78,13%	1,23%	0,63%	0,11%	80,10%
URBIS	75,49%	0,64%	0,86%	1,14%	78,14%
VALLEHERMOSO	63,12%	0,11%	0,22%	1,03%	64,48%
CORP. FIN. ALBA	53,57%	2,56%	9,24%	0,17%	65,54%
SARRIO	58,65%	1,02%	0,00%	0,16%	59,83%
ENCE	40,99%	56,75%	1,49%	0,18%	99,41%
REPSOL	53,20%	1,53%	1,82%	1,47%	58,03%
MAPFRE	46,39%	0,19%	3,27%	25,81%	75,66%
ACERINOX	75,61%	2,26%	1,01%	2,98%	81,85%
NISSAN	53,19%	4,72%	27,44%	0,06%	85,42%
ACESA	32,25%	1,29%	0,26%	1,46%	35,26%
TELEFONICA	12,98%	0,13%	6,81%	4,35%	24,27%
Cap. expl. total	54,14%	8,90%	3,84%	3,54%	70,43%

Tabla XIII-2

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Modelo factorial (Componentes principales)

(con 80 observaciones. CT sin medias)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. VALENCIA	2,55470	0,24780	0,26826	0,76606
FECSA	2,55442	-0,16886	0,19643	-0,17836
IBERDUERO (IBERDROLA I)	1,81873	0,02507	0,66640	0,44965
SEVILLANA	2,50140	0,55308	0,90586	0,15242
AGUILA	3,69986	0,51710	0,14403	0,44320
CAMPOFRIO	2,14228	-0,03965	-0,15619	1,21039
EBRO	4,55017	1,16422	-0,25020	0,00100
AGROMAN	7,24555	-0,64740	1,32845	-0,45623
CRISTALERIA	6,10488	-0,89994	-0,48665	0,62496
HISALBA	7,31142	0,28107	0,49108	1,02810
SOTOGRADE	5,40523	-0,43521	1,58845	-0,68154
VALDERRIVAS	3,42993	-0,09696	0,26571	-0,70564
GRAL. DE INVERSIONES	3,04038	0,04710	0,79454	0,68179
ARGON	2,71687	1,07338	-0,28804	2,03372
CARBUROS METALICOS	5,40283	4,24035	-1,28480	1,02591
CEPSA	2,39965	1,08027	0,24057	0,65508
ERCROS	6,08474	-5,25324	-1,30695	0,67068
SNIACE	7,58722	1,66137	2,25333	-1,69825
TAFISA	5,84231	1,87935	1,00290	-0,09817
UNION Y EL FENIX	3,89317	0,06677	0,47248	1,97494
AMPER	5,82491	-1,28620	0,65919	-4,21425
ASTURIANA DEL ZINC	8,09764	1,24360	-5,40611	0,00248
DURO FELGUERA	3,60794	0,51203	1,48680	0,05470
NUEVA MONTAÑA	6,10668	-4,05817	-0,35012	1,12104
TUBACEX	5,28300	0,42899	-1,66363	-3,52225
ZARDOYA-OTIS	2,58564	0,90842	0,24941	0,38824
TUDOR	4,32882	-0,45556	-0,98611	1,58383
AUT. DEL MARE NOSTRUM	1,85468	0,44259	0,12502	-0,49404
PROSEGUR	4,38243	-0,34029	3,03784	1,65761

Tabla XIII-3

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (80 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. VALENCIA	42,41%	0,40%	0,47%	3,81%	47,09%
FECSA	42,71%	0,19%	0,25%	0,21%	43,36%
IBERDUERO (IBERDROLA I)	34,78%	0,01%	4,67%	2,13%	41,58%
SEVILLANA	47,87%	2,34%	6,28%	0,18%	56,66%
AGUILA	36,26%	0,71%	0,05%	0,52%	37,55%
CAMPOFRIO	19,46%	0,01%	0,10%	6,21%	25,78%
EBRO	59,13%	3,87%	0,18%	0,00%	63,18%
AGROMAN	74,85%	0,60%	2,52%	0,30%	78,26%
CRISTALERIA	72,28%	1,57%	0,46%	0,76%	75,06%
HISALBA	67,78%	0,10%	0,31%	1,34%	69,52%
SOTOGRADE	50,42%	0,33%	4,35%	0,80%	55,90%
VALDERRIVAS	53,04%	0,04%	0,32%	2,24%	55,64%
GRAL. DE INVERSIONES	38,58%	0,01%	2,64%	1,94%	43,17%
ARGON	29,38%	4,59%	0,33%	16,46%	50,75%
CARBUROS METALICOS	41,13%	25,33%	2,33%	1,48%	70,27%
CEPSA	26,50%	5,37%	0,27%	1,97%	34,11%
ERCROS	45,33%	33,79%	2,09%	0,55%	81,76%
SNIACE	67,20%	3,22%	5,93%	3,37%	79,72%
TAFISA	60,33%	6,24%	1,78%	0,02%	68,37%
UNION Y EL FENIX	43,33%	0,01%	0,64%	11,15%	55,14%
AMPER	51,30%	2,50%	0,66%	26,85%	81,32%
ASTURIANA DEL ZINC	61,19%	1,44%	27,27%	0,00%	89,90%
DURO FELGUERA	37,97%	0,76%	6,45%	0,01%	45,19%
NUEVA MONTAÑA	51,09%	22,56%	0,17%	1,72%	75,54%
TUBACEX	49,16%	0,32%	4,87%	21,85%	76,21%
ZARDOYA-OTIS	57,01%	7,04%	0,53%	1,29%	65,86%
TUDOR	44,37%	0,49%	2,30%	5,94%	53,11%
AUT. DEL MARE NOSTRUM	26,79%	1,53%	0,12%	1,90%	30,34%
PROSEGUR	37,95%	0,23%	18,23%	5,43%	61,84%
Cap. expl. total	51,88%	6,16%	4,81%	4,32%	67,16%

Tabla XIII-4

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Modelo factorial (Componentes principales)

(con 80 observaciones. CT sin medias)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. ALICANTE	0,10570	-0,00826	0,06180	0,01811
B. ANDALUCIA	1,51653	-0,00382	0,60328	-0,16657
B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,88091	0,21178	-0,07287	0,25356
B. EXTERIOR	0,24575	0,15480	-0,00620	0,03915
B. PASTOR	2,38820	-0,39064	-0,17952	0,93345
B. POPULAR	2,41260	0,25058	0,75986	0,85168
B. SANTANDER	3,82067	0,37827	0,80878	0,67496
BANESTO	4,70439	0,11814	0,90700	1,31823
BBV	3,24639	-0,00006	-0,07914	0,69934
B. FOMENTO	2,41933	0,37093	0,57424	1,42700
BANKINTER	3,47266	0,64458	0,12348	0,54535
E. R. ZARAGOZANAS	2,82326	0,26707	0,50101	0,74703
ENDESA	1,52293	-0,24323	0,16081	1,06494
ENHER	1,66414	-0,34408	-0,31177	0,41801
GESA	2,97867	0,14322	0,94234	0,96213
H. CANTABRICO	2,67456	0,14781	1,22667	0,01908
U. E. FENOSA	2,08514	0,24403	0,10181	0,69861
TABACALERA	2,11580	0,25821	-0,53103	0,03797
VISCOFAN	3,15055	0,04438	0,05936	0,65233
ASLAND	6,40387	-0,06636	-1,79535	-0,19371
DRAGADOS	3,01154	0,53090	-0,02026	1,34680
HUARTE	5,13915	1,21701	0,08111	0,77159
METROVACESA	2,33828	0,25288	0,54117	0,08457
URALITA	6,58939	-0,30859	1,10778	0,91768
URBIS	6,25002	-0,15040	0,40895	0,25755
VALLEHERMOSO	4,36162	-0,42124	0,60886	0,66567
CORP. FIN. ALBA	3,52981	0,45895	1,07656	-0,44246
SARRIO	4,65632	-1,44247	0,66966	0,58701
ENCE	6,09168	-7,93465	-2,13505	-1,04446
REPSOL	2,50959	0,36373	-0,40933	0,20591
MAPFRE	4,34638	-0,25609	-0,03471	0,23476
ACERINOX	6,49489	0,21450	1,23440	0,22857
NISSAN	4,80861	-0,68684	-3,31150	0,94555
ACESA	1,81915	-0,15222	0,52917	1,04262
TELEFONICA	1,04362	0,18710	-0,18102	0,24938

Tabla XIII-5

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Modelo factorial (Componentes principales)

(con 80 observaciones. CT sin medias)

TITULO	b_1	b_2	b_3	b_4
B. VALENCIA	2,70424	-0,28261	0,40423	1,02976
FECSA	2,58672	0,70120	0,01061	0,56536
IBERDUERO (IBERDROLA I)	1,87942	0,01330	-0,02522	0,86836
SEVILLANA	2,62297	-0,40509	0,32777	0,82243
AGUILA	3,76522	-0,77854	-0,12770	0,60674
CAMPOFRIO	2,10746	1,47976	0,71870	0,80230
EBRO	4,52627	-0,06913	1,21642	-0,63280
AGROMAN	7,19043	-0,07595	-1,07074	-0,49495
CRISTALERIA	6,12910	0,72432	-0,45533	0,16416
HISALBA	7,00768	0,76358	-0,25948	-1,51412
SOTOGRADE	5,25414	0,62846	-0,75967	0,15063
VALDERRIVAS	3,50678	0,61765	0,17003	0,23034
GRAL. DE INVERSIONES	3,16213	0,60213	0,47520	1,46291
ARGON	2,75762	-1,86676	0,38148	-0,33503
CARBUROS METALICOS	5,36705	-0,11869	4,27437	-0,74011
CEPSA	2,56255	-0,72284	0,94549	0,49501
ERCROS	5,93650	2,55574	-4,69247	-0,42173
SNIAE	7,58374	-2,03982	-0,25065	-0,96415
TAFISA	5,72214	0,31248	1,68606	-0,36296
UNION Y EL FENIX	4,08029	-0,85056	0,17280	1,33392
AMPER	5,46311	1,26091	-1,65557	-2,43168
ASTURIANA DEL ZINC	7,83317	1,63773	2,22347	-4,48278
DURO FELGUERA	3,65769	-0,40533	0,34569	1,02949
NUEVA MONTAÑA	5,91561	3,21369	-2,67641	0,67184
TUBACEX	5,19116	0,65404	-0,14482	-2,37910
ZARDOYA-OTIS	2,60257	-0,20061	0,86400	0,00553
TUDOR	4,23199	-0,47704	-0,52991	-1,11482
AUT. DEL MARE NOSTRUM	1,91092	0,29622	0,36424	0,18874
PROSEGUR	4,49829	0,00203	-0,21250	2,56726

Tabla XIII-5 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (80 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. ALICANTE	3,18%	0,02%	1,09%	0,09%	4,38%
B. ANDALUCIA	23,88%	0,00%	3,78%	0,29%	27,94%
B. CENTRAL (CEN-HISP)	13,87%	0,80%	0,09%	1,15%	15,91%
B. EXTERIOR	6,31%	2,51%	0,00%	0,16%	8,98%
B. PASTOR	33,99%	0,91%	0,19%	5,19%	40,28%
B. POPULAR	49,54%	0,53%	4,91%	6,17%	61,16%
B. SANTANDER	69,21%	0,68%	3,10%	2,16%	75,15%
BANESTO	55,91%	0,04%	2,08%	4,39%	62,41%
BBV	64,18%	0,00%	0,04%	2,98%	67,20%
B. FOMENTO	28,71%	0,67%	1,62%	9,99%	40,99%
BANKINTER	64,42%	2,22%	0,08%	1,59%	68,30%
E. R. ZARAGOZANAS	35,10%	0,31%	1,11%	2,46%	38,97%
ENDESA	22,32%	0,57%	0,25%	10,91%	34,05%
ENHER	20,47%	0,88%	0,72%	1,29%	23,36%
GESA	38,07%	0,09%	3,81%	3,97%	45,94%
H. CANTABRICO	45,05%	0,14%	9,48%	0,00%	54,67%
U. E. FENOSA	51,97%	0,71%	0,12%	5,83%	58,64%
TABACALERA	29,57%	0,44%	1,86%	0,01%	31,89%
VISCOFAN	35,57%	0,01%	0,01%	1,53%	37,12%
ASLAND	70,78%	0,01%	5,56%	0,06%	76,41%
DRAGADOS	44,89%	1,40%	0,00%	8,98%	55,27%
HUARTE	71,83%	4,03%	0,02%	1,62%	77,50%
METROVACESA	42,41%	0,50%	2,27%	0,06%	45,23%
URALITA	73,45%	0,16%	2,08%	1,42%	77,11%
URBIS	71,71%	0,04%	0,31%	0,12%	72,18%
VALLEHERMOSO	58,39%	0,54%	1,14%	1,36%	61,44%
CORP. FIN. ALBA	53,11%	0,90%	4,94%	0,83%	59,79%
SARRIO	54,67%	5,25%	1,13%	0,87%	61,91%
ENCE	33,27%	56,45%	4,09%	0,98%	94,78%
REPSOL	51,99%	1,09%	1,38%	0,35%	54,82%
MAPFRE	46,83%	0,16%	0,00%	0,14%	47,14%
ACERINOX	77,15%	0,08%	2,79%	0,10%	80,11%
NISSAN	51,71%	1,06%	24,52%	2,00%	79,29%
ACESA	28,90%	0,20%	2,45%	9,49%	41,04%
TELEFONICA	12,22%	0,39%	0,37%	0,70%	13,68%

Tabla XIII-6

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (80 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. VALENCIA	47,52%	0,52%	1,06%	6,89%	55,99%
FECSA	43,80%	3,22%	0,00%	2,09%	49,11%
IBERDUERO (IBERDROLA I)	37,14%	0,00%	0,01%	7,93%	45,07%
SEVILLANA	52,63%	1,26%	0,82%	5,17%	59,89%
AGUILA	37,56%	1,61%	0,04%	0,98%	40,18%
CAMPOFRIO	18,83%	9,28%	2,19%	2,73%	33,03%
EBRO	58,51%	0,01%	4,23%	1,14%	63,90%
AGROMAN	73,71%	0,01%	1,63%	0,35%	75,70%
CRISTALERIA	72,85%	1,02%	0,40%	0,05%	74,32%
HISALBA	62,26%	0,74%	0,09%	2,91%	65,99%
SOTOGRADE	47,64%	0,68%	1,00%	0,04%	49,36%
VALDERRIVAS	55,44%	1,72%	0,13%	0,24%	57,53%
GRAL. DE INVERSIONES	41,74%	1,51%	0,94%	8,93%	53,13%
ARGON	30,26%	13,87%	0,58%	0,45%	45,16%
CARBURROS METALICOS	40,58%	0,02%	25,74%	0,77%	67,12%
CEPSA	30,22%	2,40%	4,11%	1,13%	37,87%
ERCROS	43,15%	8,00%	26,96%	0,22%	78,32%
SNIACE	67,14%	4,86%	0,07%	1,09%	73,15%
TAFISA	57,88%	0,17%	5,02%	0,23%	63,31%
UNION Y EL FENIX	47,60%	2,07%	0,09%	5,09%	54,84%
AMPER	45,13%	2,40%	4,14%	8,94%	60,62%
ASTURIANA DEL ZINC	57,26%	2,50%	4,61%	18,75%	83,12%
DURO FELGUERA	39,02%	0,48%	0,35%	3,09%	42,94%
NUEVA MONTAÑA	47,94%	14,15%	9,81%	0,62%	72,52%
TUBACEX	47,47%	0,75%	0,04%	9,97%	58,23%
ZARDOYA-OTIS	57,76%	0,34%	6,37%	0,00%	64,47%
TUDOR	42,41%	0,54%	0,66%	2,94%	46,56%
AUT. DEL MARE NOSTRUM	28,44%	0,68%	1,03%	0,28%	30,44%
PROSEGUR	39,98%	0,00%	0,09%	13,02%	53,09%
Cap. expl. total	51,21%	4,83%	4,32%	3,27%	63,63%

Tabla XIII-6 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Estimación puntual

FECHA	g_{0t}	g_{1t}	g_{2t}	g_{3t}	g_{4t}
21 feb 92	0,3687	0,5632	-1,7037	-1,4176	1,0246
28 feb 92	2,2548	-0,2239	1,4971	0,8421	-0,9289
6 mar 92	-0,1761	-0,7302	0,9096	-0,2989	-0,0171
13 mar 92	0,7702	-0,1747	-1,2031	-0,4183	-0,1632
20 mar 92	0,2709	-0,3589	0,0512	0,3685	0,5198
27 mar 92	-0,1568	-0,3751	0,8777	-0,3023	-0,0203
3 abr 92	-1,1027	-0,7176	0,4988	-0,1933	0,0424
10 abr 92	-0,6608	0,2120	0,1338	0,0721	0,1026
15 abr 92	0,6082	-0,0436	-0,0007	-0,0027	0,1082
24 abr 92	-1,7627	0,2211	0,5672	-0,4384	0,2188
30 abr 92	-0,4744	0,1385	0,0926	-0,4676	-0,5509
8 may 92	0,9127	0,4343	-1,0626	0,9597	0,0805
15 may 92	0,3560	0,5244	0,2069	-1,1108	-0,9966
22 may 92	1,4022	-0,3268	-1,4524	-1,6077	-0,2717
29 may 92	-0,3968	0,2065	0,3239	0,1673	-0,0364
5 jun 92	-0,4620	-0,7170	-0,1662	-0,3705	0,2060
12 jun 92	-0,9932	-0,5778	0,1260	-0,1640	0,2788
19 jun 92	0,2893	0,1444	0,4828	-1,2744	-0,6061
26 jun 92	0,6771	-1,6147	0,4774	0,4100	-0,4869
3 jul 92	0,2417	-1,2167	0,2314	-1,3839	0,2324
10 jul 92	1,1539	-1,1629	-0,5483	0,5223	-0,3873
17 jul 92	-1,2022	-1,8291	-1,2183	-0,4319	0,0872
24 jul 92	-3,7477	-0,7633	-0,5071	1,8087	-0,1797
31 jul 92	2,6379	-0,5100	1,3440	0,6665	-1,2048
7 ago 92	0,1771	0,0390	-0,7036	-0,6130	-0,8812
14 ago 92	-3,1881	-0,4068	-0,3474	-0,8264	0,0798
21 ago 92	2,4017	-0,3748	-0,1486	-0,3650	0,1997
28 ago 92	-2,2551	-0,2087	0,9637	0,3586	0,0490
4 sep 92	5,1129	0,1763	-0,4294	0,2138	0,3373
11 sep 92	-2,0390	-0,8121	0,6070	0,5134	-0,3059
18 sep 92	0,8230	1,0686	-3,1199	-0,7236	0,4212
25 sep 92	-8,0872	-0,1209	1,3127	-0,0300	-0,9834
2 oct 92	-5,6154	0,1787	-1,3604	-0,5716	-0,3288
9 oct 92	2,7663	-0,0758	0,4993	-1,0350	-0,2786
16 oct 92	-0,4838	0,4243	0,4828	-0,1243	2,3932
23 oct 92	4,1440	-0,2850	0,2876	-0,1193	-0,7222
30 oct 92	0,9459	-1,0199	-0,7354	-0,9488	0,5566
6 nov 92	-2,4208	0,7054	0,4815	-0,9264	-0,5527
13 nov 92	1,7476	-0,1873	0,0867	0,1945	-0,2261
20 nov 92	4,8981	0,0115	0,2793	1,9982	-2,3019

Tabla XIII-7

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Estimación puntual

FECHA	ξ_{0t}	ξ_{1t}	ξ_{2t}	ξ_{3t}	ξ_{4t}
27 nov 92	-0,0195	0,6909	0,8532	-0,6412	-0,7347
4 dic 92	-1,7755	-0,2318	0,7115	-0,7202	0,1897
11 dic 92	1,8943	-0,3846	0,1017	-1,0276	0,2436
18 dic 92	0,3854	0,6186	0,9686	-0,5702	0,0708
23 dic 92	1,0794	-0,1552	-0,0107	-0,3563	-0,5351
31 dic 92	1,1431	-1,2055	-0,1583	-1,4887	0,2856
8 ene 93	1,3161	0,3643	0,5599	2,1554	-0,1240
15 ene 93	2,8370	0,5193	-0,3071	-0,5836	-0,6975
22 ene 93	-0,9621	0,6292	0,8351	-1,5108	1,0225
29 ene 93	-1,8785	0,4884	0,0824	0,3042	0,3823
5 feb 93	2,0486	0,4059	0,6376	0,0973	2,2615
12 feb 93	1,6731	-0,9948	-0,1223	-0,2487	-0,5550
19 feb 93	-1,1291	0,0222	-0,4029	0,6144	-0,4885
26 feb 93	0,8637	0,1181	-0,3742	2,8179	-0,1032
5 mar 93	1,5575	0,0619	1,3087	-1,7292	-0,0859
12 mar 93	-2,7909	0,5822	0,7988	-1,0299	-0,7921
19 mar 93	-1,5193	0,4358	-0,1474	1,2909	0,3954
26 mar 93	-0,0327	0,1949	0,1569	0,7476	0,0020
2 abr 93	0,7347	-0,2058	0,0109	0,1908	0,0827
7 abr 93	-0,9356	-0,1263	0,0765	-0,1944	0,0044
16 abr 93	-1,4620	1,2765	1,9430	0,4222	-1,2485
23 abr 93	1,0913	1,2959	0,1264	1,1640	1,1204
30 abr 93	0,0610	-0,3491	-0,5138	0,6702	-0,0033
7 may 93	-0,0985	-0,4104	-0,6208	-0,1270	-1,2308
14 may 93	3,2413	0,2796	0,8787	0,0382	-0,5790
21 may 93	0,4570	0,2439	-0,8840	-1,4974	0,5988
28 may 93	-0,2023	0,6072	0,3120	0,8403	-0,2713
4 jun 93	-0,4576	0,5387	-0,0947	-0,3932	-0,0704
11 jun 93	0,4147	-0,9159	-0,5573	0,4162	-0,3049
18 jun 93	2,5787	0,2334	-1,1057	1,0107	0,6482
25 jun 93	-2,1137	0,0201	-0,4680	-0,1392	-0,0545
2 jul 93	-0,8444	0,4553	0,0861	-0,4416	0,7569
9 jul 93	0,2166	-0,2589	0,1136	-0,3214	-0,3044
16 jul 93	0,6015	-0,2396	0,5057	-0,3794	0,0566
23 jul 93	0,4798	0,1593	0,1618	0,3341	0,4912
30 jul 93	2,1092	0,7975	-0,0926	-0,5334	0,2215
6 ago 93	-1,1545	0,2992	0,9535	-0,1278	1,3237
13 ago 93	-0,5177	1,1873	0,9653	0,1658	1,2953
20 ago 93	5,1978	-0,5916	-0,5886	-0,1068	-0,4196
27 ago 93	0,7933	1,2095	0,0381	0,0060	0,8891

Tabla XIII-7 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Desviación estimador

FECHA	S (g _{0t})	S (g _{1t})	S (g _{2t})	S (g _{3t})	S (g _{4t})
21 feb 92	1,7402	0,4529	0,5275	0,7664	0,8327
28 feb 92	1,3026	0,3390	0,3948	0,5736	0,6233
6 mar 92	1,1255	0,2929	0,3412	0,4957	0,5386
13 mar 92	1,2849	0,3344	0,3895	0,5659	0,6148
20 mar 92	0,7393	0,1924	0,2241	0,3256	0,3538
27 mar 92	0,6478	0,1686	0,1964	0,2853	0,3100
3 abr 92	0,9492	0,2470	0,2877	0,4180	0,4542
10 abr 92	0,8272	0,2153	0,2507	0,3643	0,3958
15 abr 92	0,6491	0,1689	0,1968	0,2859	0,3106
24 abr 92	0,7810	0,2032	0,2367	0,3439	0,3737
30 abr 92	1,1303	0,2941	0,3426	0,4978	0,5408
8 may 92	0,9518	0,2477	0,2885	0,4192	0,4554
15 may 92	1,0512	0,2736	0,3186	0,4629	0,5030
22 may 92	1,0160	0,2644	0,3080	0,4474	0,4861
29 may 92	0,8402	0,2186	0,2547	0,3700	0,4020
5 jun 92	1,0245	0,2666	0,3105	0,4512	0,4902
12 jun 92	0,7152	0,1861	0,2168	0,3150	0,3422
19 jun 92	0,9028	0,2350	0,2737	0,3976	0,4320
26 jun 92	1,2141	0,3160	0,3680	0,5347	0,5809
3 jul 92	1,5073	0,3923	0,4569	0,6638	0,7212
10 jul 92	1,9909	0,5181	0,6034	0,8767	0,9526
17 jul 92	1,5060	0,3919	0,4565	0,6632	0,7206
24 jul 92	1,9592	0,5098	0,5938	0,8628	0,9375
31 jul 92	1,5612	0,4063	0,4732	0,6875	0,7470
7 ago 92	1,4650	0,3812	0,4440	0,6451	0,7010
14 ago 92	1,8751	0,4880	0,5684	0,8258	0,8972
21 ago 92	1,5517	0,4038	0,4703	0,6833	0,7425
28 ago 92	1,4335	0,3730	0,4345	0,6313	0,6859
4 sep 92	2,9222	0,7605	0,8857	1,2869	1,3983
11 sep 92	1,1527	0,3000	0,3494	0,5076	0,5516
18 sep 92	2,9061	0,7563	0,8809	1,2798	1,3905
25 sep 92	1,6229	0,4223	0,4919	0,7147	0,7766
2 oct 92	1,8152	0,4724	0,5502	0,7994	0,8686
9 oct 92	1,6448	0,4280	0,4985	0,7243	0,7870
16 oct 92	2,5647	0,6674	0,7774	1,1295	1,2272
23 oct 92	1,8028	0,4692	0,5465	0,7939	0,8626
30 oct 92	1,5360	0,3997	0,4656	0,6764	0,7350
6 nov 92	1,7067	0,4442	0,5173	0,7516	0,8167
13 nov 92	1,5276	0,3975	0,4630	0,6727	0,7309
20 nov 92	2,3622	0,6147	0,7160	1,0403	1,1303

Tabla XIII-8

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
27 nov 92	1,3203	0,3436	0,4002	0,5814	0,6317
4 dic 92	1,4638	0,3809	0,4437	0,6446	0,7004
11 dic 92	0,8775	0,2284	0,2660	0,3865	0,4199
18 dic 92	1,7462	0,4544	0,5293	0,7690	0,8355
23 dic 92	0,6556	0,1706	0,1987	0,2887	0,3137
31 dic 92	1,4946	0,3890	0,4530	0,6582	0,7152
8 ene 93	1,2740	0,3315	0,3861	0,5610	0,6096
15 ene 93	1,8511	0,4817	0,5611	0,8152	0,8857
22 ene 93	1,9463	0,5065	0,5899	0,8571	0,9313
29 ene 93	1,3819	0,3596	0,4189	0,6086	0,6613
5 feb 93	1,0991	0,2860	0,3331	0,4840	0,5259
12 feb 93	1,0510	0,2735	0,3186	0,4628	0,5029
19 feb 93	1,0829	0,2818	0,3282	0,4769	0,5182
26 feb 93	2,5367	0,6601	0,7689	1,1171	1,2138
5 mar 93	1,6843	0,4383	0,5105	0,7417	0,8059
12 mar 93	1,3048	0,3395	0,3955	0,5746	0,6243
19 mar 93	0,7166	0,1865	0,2172	0,3156	0,3429
26 mar 93	0,7664	0,1994	0,2323	0,3375	0,3667
2 abr 93	1,4808	0,3854	0,4488	0,6521	0,7086
7 abr 93	0,5196	0,1352	0,1575	0,2288	0,2486
16 abr 93	1,6607	0,4322	0,5034	0,7313	0,7946
23 abr 93	2,2335	0,5812	0,6770	0,9836	1,0687
30 abr 93	1,2841	0,3342	0,3892	0,5655	0,6144
7 may 93	1,1650	0,3032	0,3531	0,5131	0,5575
14 may 93	1,7030	0,4432	0,5162	0,7500	0,8149
21 may 93	1,6544	0,4305	0,5015	0,7286	0,7916
28 may 93	1,7294	0,4501	0,5242	0,7616	0,8275
4 jun 93	1,4845	0,3863	0,4500	0,6538	0,7103
11 jun 93	1,0958	0,2852	0,3321	0,4826	0,5243
18 jun 93	1,2813	0,3334	0,3884	0,5643	0,6131
25 jun 93	1,1985	0,3119	0,3633	0,5278	0,5735
2 jul 93	1,4077	0,3663	0,4267	0,6199	0,6736
9 jul 93	0,8276	0,2154	0,2508	0,3644	0,3960
16 jul 93	0,9520	0,2477	0,2886	0,4192	0,4555
23 jul 93	1,2014	0,3126	0,3641	0,5291	0,5748
30 jul 93	1,6724	0,4352	0,5069	0,7365	0,8002
6 ago 93	1,1456	0,2981	0,3472	0,5045	0,5482
13 ago 93	1,8837	0,4902	0,5710	0,8296	0,9014
20 ago 93	1,3070	0,3401	0,3962	0,5756	0,6254
27 ago 93	1,6820	0,4377	0,5098	0,7407	0,8048

Tabla XIII-8 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Estimación puntual

FECHA	ε_{0t}	ε_{1t}	ε_{2t}	ε_{3t}	ε_{4t}
21 feb 92	2,6996	-0,3913	-0,2621	0,8097	-0,1483
28 feb 92	0,8688	-0,3359	0,8740	-0,7072	0,0130
6 mar 92	2,8712	-1,9937	0,2772	-0,1141	1,7093
13 mar 92	3,5047	-0,8472	-0,2075	-2,6581	1,1719
20 mar 92	-0,5792	-0,1835	0,5948	-0,3262	0,2175
27 mar 92	-1,4745	0,1235	-0,4337	0,5242	-0,7400
3 abr 92	-1,5653	-0,4875	1,1214	0,0939	0,7454
10 abr 92	2,5243	-0,4558	-1,3805	-0,5910	-0,9256
15 abr 92	-0,4921	0,1477	0,5724	-0,0301	0,3319
24 abr 92	-0,3387	-0,0426	-0,8597	-0,3163	0,3108
30 abr 92	-0,9635	0,2060	-0,7102	-0,9320	-0,6886
8 may 92	-1,6271	1,5217	-1,0671	-0,4737	-0,3911
15 may 92	1,6508	-0,2912	0,8312	0,2497	0,3320
22 may 92	-0,2420	-0,5069	1,2228	1,0369	0,3945
29 may 92	-0,2552	0,4841	0,5492	-0,4768	-0,0506
5 jun 92	0,5432	-0,9725	-0,1251	-0,0248	1,0467
12 jun 92	-1,7882	-0,1979	0,3774	0,1554	-0,0627
19 jun 92	1,4361	-0,9203	1,9657	1,9131	-0,1590
26 jun 92	-7,9000	0,3898	-0,2631	0,1911	4,1550
3 jul 92	-0,6786	-0,7704	-0,2144	-0,5321	0,3408
10 jul 92	2,8890	-1,4545	-1,3480	0,6616	-0,5729
17 jul 92	-1,7824	-1,4864	3,7050	0,5095	1,2142
24 jul 92	-0,5128	-0,3549	-6,7816	-1,1217	-2,1848
31 jul 92	3,6249	-0,8224	2,2922	0,4479	-0,1954
7 ago 92	-0,2398	-0,3622	0,5841	-1,3208	0,7566
14 ago 92	-1,9806	-0,3417	0,3861	-1,6550	-0,6170
21 ago 92	0,0494	0,1892	-0,4688	0,5715	1,7228
28 ago 92	-4,2797	0,4756	0,1410	0,7630	0,0843
4 sep 92	-3,0327	2,2157	-0,4881	1,9981	0,7832
11 sep 92	1,2243	-1,2472	0,6596	-1,4822	-0,1168
18 sep 92	-2,2018	1,4711	-0,3935	-2,1406	0,4529
25 sep 92	-7,2278	0,2419	0,0318	-0,2386	0,8175
2 oct 92	-4,4405	-0,2211	0,2696	0,6234	0,4753
9 oct 92	6,5601	-1,0599	0,8982	-0,7049	0,2138
16 oct 92	3,8848	-1,0454	-0,2109	-0,0415	-2,4096
23 oct 92	-0,3157	0,5555	0,4465	0,6702	0,8814
30 oct 92	-1,2340	-0,2174	-0,1086	-0,2045	0,5408
6 nov 92	-4,7416	0,6836	0,2372	0,7867	0,5322
13 nov 92	3,8338	-1,2483	0,5321	-0,7683	-0,3890
20 nov 92	0,8339	-0,1461	0,3282	1,1258	0,5849

Tabla XIII-9

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Estimación puntual

FECHA	ξ_{0t}	ξ_{1t}	ξ_{2t}	ξ_{3t}	ξ_{4t}
27 nov 92	1,6319	-0,2394	-0,5699	-0,1519	0,4534
4 dic 92	0,5285	-0,2377	0,9111	-0,8312	-1,4816
11 dic 92	0,9129	0,2346	0,5907	-1,7308	0,6143
18 dic 92	0,7700	0,5304	-0,6491	0,7527	-0,3790
23 dic 92	0,3852	-0,1801	0,1125	0,3847	-0,3251
31 dic 92	-2,4873	-0,1571	0,2752	-0,1327	1,9140
8 ene 93	2,2357	0,0040	-0,3519	0,1152	-1,1347
15 ene 93	5,5290	-0,6816	0,4994	0,5812	1,0091
22 ene 93	-1,4235	0,6991	0,8778	1,1135	-0,7920
29 ene 93	2,9833	0,1256	-0,7873	1,0954	-0,8352
5 feb 93	4,6174	-0,8540	0,8115	-0,4937	0,6077
12 feb 93	-4,6158	0,7343	0,5181	0,1444	-0,3842
19 feb 93	-2,6369	0,1197	0,1030	0,0897	0,0989
26 feb 93	-0,4028	0,3292	0,4033	0,3018	-1,4355
5 mar 93	0,5756	-0,0564	-0,6794	0,1207	-0,6293
12 mar 93	-0,8935	0,1493	-0,4210	0,3969	0,6655
19 mar 93	2,4098	-0,0904	-0,6554	-0,8166	-1,3977
26 mar 93	0,5280	-0,1911	0,1622	-0,0715	0,4662
2 abr 93	-2,1796	0,2002	-0,0564	0,5280	0,5499
7 abr 93	-0,2141	-0,1844	0,4170	0,0148	-0,2092
16 abr 93	1,7057	-0,2724	-0,0951	0,3526	0,3899
23 abr 93	-0,5039	0,3824	-0,3103	0,1705	1,6615
30 abr 93	1,0878	-0,7379	1,3908	-1,0880	1,6072
7 may 93	-6,8209	1,2419	3,2452	1,7414	0,9299
14 may 93	4,9035	-0,4508	0,0265	-0,3305	-0,4832
21 may 93	-4,2153	1,4746	-0,1576	-0,6714	0,6118
28 may 93	-0,0293	0,4547	0,0100	1,2280	-1,4743
4 jun 93	-0,2974	1,7890	-5,7842	-0,6596	-1,8552
11 jun 93	1,9485	-0,7062	0,0567	-0,3146	-1,0207
18 jun 93	-0,0600	0,8590	-3,3896	0,0703	-1,2166
25 jun 93	-0,0487	-0,8341	0,8688	0,1492	0,8227
2 jul 93	-0,6132	0,2618	-0,9528	0,4393	-0,3977
9 jul 93	-0,2629	-0,1266	-0,6239	-0,0395	0,1664
16 jul 93	-1,7255	0,0508	0,8440	-0,4645	-0,1706
23 jul 93	-0,2842	0,0742	0,6480	-0,0127	0,3564
30 jul 93	-0,5755	0,5973	0,1744	-0,4649	-1,1120
6 ago 93	-4,8460	1,3808	-0,4387	2,2272	0,6437
13 ago 93	2,3016	0,4318	0,3018	0,6309	0,9319
20 ago 93	5,6351	-0,0563	-0,4362	-0,8479	0,0030
27 ago 93	-1,3240	1,5911	-0,6114	0,7643	-1,2297

Tabla XIII-9 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
21 feb 92	1,5080	0,3105	0,3251	0,3763	0,4022
28 feb 92	1,9686	0,4054	0,4244	0,4912	0,5251
6 mar 92	2,0965	0,4317	0,4520	0,5232	0,5592
13 mar 92	4,8568	1,0002	1,0472	1,2120	1,2955
20 mar 92	1,8251	0,3759	0,3935	0,4554	0,4868
27 mar 92	2,4727	0,5092	0,5331	0,6171	0,6596
3 abr 92	1,8213	0,3751	0,3927	0,4545	0,4858
10 abr 92	1,7630	0,3631	0,3801	0,4399	0,4702
15 abr 92	1,0679	0,2199	0,2303	0,2665	0,2849
24 abr 92	1,9068	0,3927	0,4111	0,4758	0,5086
30 abr 92	1,6586	0,3416	0,3576	0,4139	0,4424
8 may 92	2,6407	0,5438	0,5694	0,6590	0,7044
15 may 92	2,1684	0,4465	0,4675	0,5411	0,5784
22 may 92	2,3085	0,4754	0,4977	0,5761	0,6158
29 may 92	1,1073	0,2280	0,2387	0,2763	0,2954
5 jun 92	1,6681	0,3435	0,3597	0,4163	0,4449
12 jun 92	1,5005	0,3090	0,3235	0,3744	0,4002
19 jun 92	3,2679	0,6730	0,7046	0,8155	0,8717
26 jun 92	4,2738	0,8801	0,9215	1,0665	1,1400
3 jul 92	3,2858	0,6767	0,7085	0,8199	0,8764
10 jul 92	2,7765	0,5718	0,5986	0,6929	0,7406
17 jul 92	4,3365	0,8930	0,9350	1,0821	1,1567
24 jul 92	8,5034	1,7512	1,8334	2,1220	2,2681
31 jul 92	3,0661	0,6314	0,6611	0,7651	0,8178
7 ago 92	3,3579	0,6915	0,7240	0,8380	0,8957
14 ago 92	2,7972	0,5760	0,6031	0,6980	0,7461
21 ago 92	2,0863	0,4297	0,4498	0,5206	0,5565
28 ago 92	2,3225	0,4783	0,5008	0,5796	0,6195
4 sep 92	4,8408	0,9969	1,0437	1,2080	1,2912
11 sep 92	2,5400	0,5231	0,5477	0,6338	0,6775
18 sep 92	2,7155	0,5592	0,5855	0,6776	0,7243
25 sep 92	2,4371	0,5019	0,5255	0,6082	0,6501
2 oct 92	2,6853	0,5530	0,5790	0,6701	0,7163
9 oct 92	3,5283	0,7266	0,7607	0,8805	0,9411
16 oct 92	2,8765	0,5924	0,6202	0,7178	0,7673
23 oct 92	3,1899	0,6569	0,6878	0,7960	0,8509
30 oct 92	2,7343	0,5631	0,5895	0,6823	0,7293
6 nov 92	2,1098	0,4345	0,4549	0,5265	0,5628
13 nov 92	1,8756	0,3862	0,4044	0,4680	0,5003
20 nov 92	2,1398	0,4407	0,4614	0,5340	0,5707

Tabla XIII-10

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
27 nov 92	2,5282	0,5206	0,5451	0,6309	0,6743
4 dic 92	4,3313	0,8920	0,9339	1,0808	1,1553
11 dic 92	3,9565	0,8148	0,8531	0,9873	1,0553
18 dic 92	3,2359	0,6664	0,6977	0,8075	0,8631
23 dic 92	2,1061	0,4337	0,4541	0,5256	0,5618
31 dic 92	2,8419	0,5852	0,6127	0,7092	0,7580
8 ene 93	3,8951	0,8021	0,8398	0,9720	1,0390
15 ene 93	3,0476	0,6276	0,6571	0,7605	0,8129
22 ene 93	3,5728	0,7358	0,7703	0,8916	0,9530
29 ene 93	5,3525	1,1023	1,1540	1,3357	1,4277
5 feb 93	2,2270	0,4586	0,4802	0,5557	0,5940
12 feb 93	2,3344	0,4807	0,5033	0,5825	0,6227
19 feb 93	1,9643	0,4045	0,4235	0,4902	0,5240
26 feb 93	2,4254	0,4995	0,5229	0,6052	0,6469
5 mar 93	4,0472	0,8335	0,8726	1,0100	1,0795
12 mar 93	1,8475	0,3805	0,3983	0,4610	0,4928
19 mar 93	2,9739	0,6124	0,6412	0,7421	0,7932
26 mar 93	1,3974	0,2878	0,3013	0,3487	0,3727
2 abr 93	1,8707	0,3852	0,4033	0,4668	0,4990
7 abr 93	1,2451	0,2564	0,2685	0,3107	0,3321
16 abr 93	2,7591	0,5682	0,5949	0,6885	0,7359
23 abr 93	2,7873	0,5740	0,6010	0,6956	0,7435
30 abr 93	6,7622	1,3926	1,4580	1,6875	1,8037
7 may 93	3,2354	0,6663	0,6976	0,8074	0,8630
14 may 93	2,6743	0,5507	0,5766	0,6673	0,7133
21 may 93	2,3463	0,4832	0,5059	0,5855	0,6258
28 may 93	3,5291	0,7268	0,7609	0,8807	0,9413
4 jun 93	7,7100	1,5878	1,6623	1,9240	2,0565
11 jun 93	2,5561	0,5264	0,5511	0,6378	0,6818
18 jun 93	3,7082	0,7637	0,7995	0,9254	0,9891
25 jun 93	1,9546	0,4025	0,4214	0,4877	0,5213
2 jul 93	2,6048	0,5364	0,5616	0,6500	0,6948
9 jul 93	1,5868	0,3268	0,3421	0,3960	0,4233
16 jul 93	2,1335	0,4394	0,4600	0,5324	0,5691
23 jul 93	2,4654	0,5077	0,5316	0,6152	0,6576
30 jul 93	1,6016	0,3298	0,3453	0,3997	0,4272
6 ago 93	3,2924	0,6780	0,7099	0,8216	0,8782
13 ago 93	3,3148	0,6826	0,7147	0,8272	0,8842
20 ago 93	2,4603	0,5067	0,5305	0,6139	0,6562
27 ago 93	2,8802	0,5931	0,6210	0,7187	0,7682

Tabla XIII-10 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Estimación puntual

FECHA	ε_{0t}	ε_{1t}	ε_{2t}	ε_{3t}	ε_{4t}
21 feb 92	1,3332	0,0619	-1,7460	-0,6891	0,3490
28 feb 92	1,9079	-0,3700	0,9105	1,2061	0,0912
6 mar 92	0,2413	-1,2188	0,3285	1,0805	1,6497
13 mar 92	1,7545	-0,4823	-0,1253	0,1175	-0,8854
20 mar 92	0,2513	-0,3539	0,0244	0,5766	-0,1541
27 mar 92	-0,5585	-0,1481	0,5193	-0,2378	0,0229
3 abr 92	-1,2493	-0,6101	-0,0479	1,0657	0,1522
10 abr 92	0,4200	-0,0515	0,7455	-0,8403	-0,2238
15 abr 92	0,0954	0,0553	-0,1230	0,4186	0,1855
24 abr 92	-1,2304	0,1195	0,5336	-0,3417	0,1796
30 abr 92	-0,4159	0,1075	0,5209	-0,2481	-0,8037
8 may 92	0,4767	0,8718	-0,0121	-1,5389	-1,0817
15 may 92	-0,4869	0,3870	-0,4291	1,1279	1,1695
22 may 92	-0,0767	-0,3140	-1,6755	0,8481	0,9479
29 may 92	-0,1233	0,3321	0,2392	0,4903	-0,6335
5 jun 92	-0,3224	-0,7927	-0,1430	0,0923	0,5091
12 jun 92	-1,0241	-0,4464	-0,0361	0,1973	-0,2241
19 jun 92	-0,2154	-0,2312	-1,0463	1,7905	1,6463
26 jun 92	-1,6799	-0,9305	0,9148	0,2447	0,5492
3 ju' 92	-0,2711	-0,9661	-0,1703	0,1372	0,0016
10 jul 92	1,6919	-1,2705	-0,1865	-1,6693	0,1519
17 jul 92	-1,5649	-1,6453	-1,5422	2,7993	-0,3066
24 ju 92	-2,8140	-0,3805	2,3427	-5,9772	-0,8855
31 jul 92	2,2898	-0,5055	0,5561	2,1570	0,5189
7 ago 92	0,5704	-0,3239	-0,9131	0,4182	-0,8591
14 ago 92	-2,1389	-0,4707	-0,0146	0,3849	-1,5947
21 ago 92	1,0767	-0,0292	-0,0424	-0,1343	0,9693
28 ago 92	-2,6871	0,0569	0,5725	-0,0019	0,1979
4 sep 92	2,6857	0,9580	0,5667	-0,8197	0,3746
11 sep 92	-0,7531	-0,9791	0,3838	0,7079	-0,7834
18 sep 92	-0,2688	1,1961	-1,7491	-0,6017	-1,2587
25 sep 92	-8,3047	0,2407	1,1581	0,3227	0,1880
2 oct 92	-5,6544	0,0856	-1,2553	-0,0019	0,2258
9 oct 92	3,3540	-0,3498	0,1111	1,5595	0,3817
16 oct 92	1,7264	-0,4096	0,0366	-0,1205	0,1629
23 oct 92	2,0848	0,1415	-0,0699	0,2931	0,8277
30 oct 92	0,4376	-0,7069	0,0162	0,1163	-0,6159
6 nov 92	-3,7662	0,7302	0,1080	0,6705	1,0334
13 nov 92	2,4412	-0,7207	-0,3673	0,6712	0,0794
20 nov 92	2,8589	-0,1029	0,0970	-0,2422	1,5652

Tabla XIII-11

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Estimación puntual

FECHA	E_{0t}	E_{1t}	E_{2t}	E_{3t}	E_{4t}
27 nov 92	0,2612	0,2855	0,4320	0,1053	0,8208
4 dic 92	-0,3758	-0,2740	0,2012	0,9583	-1,5131
11 dic 92	2,1664	-0,2015	0,5966	0,8300	-1,2965
18 dic 92	-0,6316	0,8445	0,6181	0,1028	1,2298
23 dic 92	1,0925	-0,2541	0,0211	0,0604	-0,2359
31 dic 92	0,6288	-0,9086	-0,2289	0,4966	-0,5002
8 ene 93	1,7562	0,1722	0,3466	-0,7491	0,1870
15 ene 93	3,2285	0,0469	-1,1102	0,5380	1,0568
22 ene 93	-1,3936	0,7195	0,4403	1,2690	0,5961
29 ene 93	-1,8267	0,8309	-0,1624	-0,8736	1,1235
5 feb 93	3,8859	-0,4228	-0,4555	0,9768	0,6384
12 feb 93	0,1575	-0,3875	-0,1350	-0,0037	-1,1068
19 feb 93	-1,5406	0,0015	-0,4925	-0,5441	0,0104
26 feb 93	0,9610	0,0828	-0,3998	-1,2356	-0,3725
5 mar 93	0,9890	0,0068	0,7278	0,1817	0,5977
12 mar 93	-3,3707	0,6817	0,2351	0,3869	1,1863
19 mar 93	-0,1086	0,2737	0,4771	-0,7808	-0,6796
26 mar 93	0,3073	-0,0354	-0,0428	-0,0437	0,3641
2 abr 93	-0,0843	-0,1246	0,0128	-0,0897	0,3773
7 abr 93	-0,6219	-0,1471	0,0140	0,3583	-0,2305
16 abr 93	-0,9295	0,6418	1,1026	0,5534	1,6174
23 abr 93	0,4881	0,7406	-0,3167	-0,3034	2,0092
30 abr 93	2,6214	-1,0218	-0,4941	1,0311	-1,7452
7 may 93	-2,6943	0,3506	-1,4155	1,8521	-0,0506
14 may 93	3,4437	0,0041	0,6500	0,4523	0,4142
21 may 93	-0,0671	0,5443	-0,4110	-0,0434	-1,4233
28 may 93	-0,5209	0,6209	0,0482	-0,4455	0,4576
4 jun 93	0,4648	1,0846	1,8011	-4,8300	-1,8688
11 jun 93	1,2726	-0,8174	-0,2570	-0,5655	-1,2017
18 jun 93	2,1777	0,3788	0,2934	-3,4693	-0,3204
25 jun 93	-1,7486	-0,3217	-0,7696	0,7390	0,6323
2 jul 93	-0,8021	0,3676	-0,0562	-0,7925	0,5166
9 jul 93	0,2114	-0,2402	0,0520	-0,3864	-0,0980
16 jul 93	0,3264	-0,2768	0,1910	0,9114	-0,4422
23 jul 93	0,3281	0,0604	0,0356	0,5579	0,3200
30 jul 93	1,9683	0,4174	-0,1627	0,1236	-0,5354
6 ago 93	-3,0727	0,9425	0,4640	-0,1695	1,6917
13 ago 93	0,7995	0,8090	0,1284	0,3738	0,9278
20 ago 93	5,0504	-0,2128	-0,0791	-0,5043	-0,7065
27 ago 93	1,4964	1,0582	-0,2230	-0,9892	-0,8228

Tabla XIII-11 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
21 feb 92	1,3055	0,3030	0,3853	0,4145	0,5340
28 feb 92	1,2413	0,2881	0,3664	0,3941	0,5077
6 mar 92	1,1847	0,2750	0,3497	0,3761	0,4846
13 mar 92	2,3298	0,5408	0,6877	0,7397	0,9529
20 mar 92	0,8742	0,2029	0,2580	0,2775	0,3575
27 mar 92	1,1626	0,2699	0,3432	0,3691	0,4755
3 abr 92	0,9790	0,2273	0,2890	0,3108	0,4004
10 abr 92	0,9394	0,2181	0,2773	0,2983	0,3842
15 abr 92	0,6011	0,1395	0,1774	0,1909	0,2459
24 abr 92	0,9526	0,2211	0,2812	0,3024	0,3896
30 abr 92	1,0205	0,2369	0,3012	0,3240	0,4174
8 may 92	1,2641	0,2934	0,3731	0,4013	0,5170
15 may 92	1,1117	0,2581	0,3281	0,3530	0,4547
22 may 92	1,1781	0,2735	0,3477	0,3740	0,4818
29 may 92	0,6978	0,1620	0,2060	0,2215	0,2854
5 jun 92	0,9741	0,2261	0,2875	0,3092	0,3984
12 jun 92	0,7729	0,1794	0,2281	0,2454	0,3161
19 jun 92	1,5793	0,3666	0,4661	0,5014	0,6459
26 jun 92	2,2514	0,5226	0,6645	0,7148	0,9208
3 jul 92	1,6709	0,3879	0,4932	0,5305	0,6834
10 jul 92	1,6257	0,3774	0,4799	0,5161	0,6649
17 jul 92	2,0940	0,4861	0,6181	0,6648	0,8565
24 jul 92	3,6559	0,8486	1,0791	1,1607	1,4953
31 jul 92	1,6591	0,3851	0,4897	0,5267	0,6786
7 ago 92	1,6971	0,3939	0,5009	0,5388	0,6941
14 ago 92	1,6418	0,3811	0,4846	0,5212	0,6715
21 ago 92	1,3606	0,3158	0,4016	0,4320	0,5565
28 ago 92	1,3501	0,3134	0,3985	0,4286	0,5522
4 sep 92	2,7446	0,6371	0,8101	0,8714	1,1226
11 sep 92	1,3327	0,3094	0,3934	0,4231	0,5451
18 sep 92	2,3790	0,5522	0,7022	0,7553	0,9730
25 sep 92	1,4796	0,3435	0,4367	0,4698	0,6052
2 oct 92	1,5797	0,3667	0,4663	0,5015	0,6461
9 oct 92	1,7146	0,3980	0,5061	0,5443	0,7013
16 oct 92	2,1897	0,5083	0,6463	0,6952	0,8956
23 oct 92	1,7199	0,3992	0,5077	0,5460	0,7034
30 oct 92	1,5105	0,3506	0,4458	0,4795	0,6178
6 nov 92	1,3960	0,3241	0,4121	0,4432	0,5710
13 nov 92	1,2933	0,3002	0,3817	0,4106	0,5290
20 nov 92	1,9467	0,4519	0,5746	0,6180	0,7962

Tabla XIII-12

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCO) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
27 nov 92	1,4058	0,3263	0,4150	0,4463	0,5750
4 dic 92	1,9852	0,4608	0,5860	0,6303	0,8120
11 dic 92	1,7237	0,4001	0,5088	0,5472	0,7050
18 dic 92	1,6889	0,3921	0,4985	0,5362	0,6908
23 dic 92	0,9603	0,2229	0,2834	0,3049	0,3928
31 dic 92	1,6158	0,3751	0,4769	0,5130	0,6609
8 ene 93	1,8373	0,4265	0,5423	0,5833	0,7515
15 ene 93	1,7063	0,3961	0,5037	0,5417	0,6979
22 ene 93	1,9292	0,4478	0,5694	0,6125	0,7891
29 ene 93	2,3511	0,5458	0,6940	0,7464	0,9616
5 feb 93	1,3104	0,3042	0,3868	0,4160	0,5359
12 feb 93	1,2196	0,2831	0,3600	0,3872	0,4988
19 feb 93	1,0199	0,2367	0,3010	0,3238	0,4171
26 feb 93	1,9611	0,4552	0,5788	0,6226	0,8021
5 mar 93	2,0346	0,4723	0,6006	0,6460	0,8322
12 mar 93	1,1491	0,2667	0,3392	0,3648	0,4700
19 mar 93	1,3590	0,3155	0,4011	0,4315	0,5558
26 mar 93	0,7846	0,1821	0,2316	0,2491	0,3209
2 abr 93	1,2052	0,2798	0,3557	0,3826	0,4929
7 abr 93	0,5977	0,1387	0,1764	0,1898	0,2445
16 abr 93	1,6730	0,3883	0,4938	0,5311	0,6843
23 abr 93	1,9459	0,4517	0,5744	0,6178	0,7959
30 abr 93	2,8303	0,6570	0,8354	0,8986	1,1576
7 may 93	1,7723	0,4114	0,5231	0,5627	0,7249
14 may 93	1,5266	0,3544	0,4506	0,4847	0,6244
21 may 93	1,4756	0,3425	0,4356	0,4685	0,6035
28 may 93	1,8651	0,4329	0,5505	0,5921	0,7628
4 jun 93	3,3696	0,7822	0,9946	1,0698	1,3782
11 jun 93	1,2560	0,2916	0,3707	0,3988	0,5137
18 jun 93	1,7097	0,3969	0,5047	0,5428	0,6993
25 jun 93	1,1264	0,2615	0,3325	0,3576	0,4607
2 jul 93	1,3766	0,3195	0,4063	0,4370	0,5630
9 jul 93	0,8385	0,1946	0,2475	0,2662	0,3430
16 jul 93	1,0556	0,2450	0,3116	0,3351	0,4317
23 jul 93	1,2488	0,2899	0,3686	0,3965	0,5108
30 jul 93	1,4072	0,3267	0,4154	0,4468	0,5756
6 ago 93	1,6558	0,3844	0,4887	0,5257	0,6772
13 ago 93	1,8235	0,4233	0,5382	0,5789	0,7458
20 ago 93	1,3567	0,3149	0,4005	0,4307	0,5549
27 ago 93	1,5966	0,3706	0,4713	0,5069	0,6530

Tabla XIII-12 (continuación)

• APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales

Contraste de corte transversal sin medias (Resumen metodología de MCO)

Metodología de Fama

• Valores promedio estimados de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,18271	-0,02649	0,06064	-0,09940	-0,02191
Grupo 2	-0,08332	-0,02549	-0,00184	0,00702	0,08397
Gr. 1 y 2	0,10482	-0,03932	0,00834	0,02586	0,06806

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,2361	0,0711	0,0889	0,0966	0,0803
Grupo 2	0,3154	0,0872	0,1549	0,0981	0,1137
Gr. 1 y 2	0,2320	0,0670	0,0785	0,1399	0,0980

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,774	-0,373	0,682	-1,029	-0,273
Grupo 2	-0,264	-0,292	-0,012	0,072	0,738
Gr. 1 y 2	0,452	-0,587	0,106	0,185	0,695

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-13

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales

Contraste de corte transversal sin medius (Resumen metodología de MCO)

Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

• Valores promedio estimados de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,01106	-0,09992	0,10727	-0,09924	-0,02047
Grupo 2	-0,13302	-0,06678	0,14496	-0,01920	0,10924
Gr. 1 y 2	-0,04018	-0,08416	-0,00627	0,16591	0,05555

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,1809	0,0584	0,0696	0,0804	0,0640
Grupo 2	0,2691	0,0727	0,0886	0,0752	0,0863
Gr. 1 y 2	0,1971	0,0543	0,0607	0,0904	0,0805

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,061	-1,711	1,541	-1,234	-0,320
Grupo 2	-0,494	-0,919	1,636	-0,255	1,266
Gr. 1 y 2	-0,204	-1,550	-0,103	1,835	0,690

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-13 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Estimación puntual

FECHA	E_{0t}	E_{1t}	E_{2t}	E_{3t}	E_{4t}
21 feb 92	-0,4032	0,7425	-1,6337	-1,4058	1,1305
28 feb 92	0,0685	0,2840	1,6953	0,8756	-0,6288
6 mar 92	-0,2538	-0,7122	0,9166	-0,2977	-0,0064
13 mar 92	-0,3703	0,0902	-1,0997	-0,4008	-0,0067
20 mar 92	0,2616	-0,3567	0,0520	0,3686	0,5211
27 mar 92	0,5346	-0,5358	0,8150	-0,3129	-0,1152
3 abr 92	-0,5015	-0,8572	0,4442	-0,2025	-0,0401
10 abr 92	-0,1502	0,0934	0,0875	0,0643	0,0325
15 abr 92	0,6584	-0,0551	-0,0052	-0,0035	0,1014
24 abr 92	0,1676	-0,2273	0,3922	-0,4679	-0,0462
30 abr 92	-1,0130	0,2636	0,1415	-0,4594	-0,4769
8 may 92	0,4053	0,5522	-1,0166	0,9675	0,1501
15 may 92	0,5537	0,4785	0,1889	-1,1139	-1,0237
22 may 92	-0,4235	0,0974	-1,2868	-1,5798	-0,0211
29 may 92	-3,7028	0,9745	0,6237	0,2180	0,4173
5 jun 92	3,7671	-1,6994	-0,5497	-0,4353	-0,3744
12 jun 92	-0,4686	-0,6997	0,0785	-0,1721	0,2068
19 jun 92	-0,7870	0,3944	0,5804	-1,2579	-0,4583
26 jun 92	-4,0717	-0,5115	0,9080	0,4828	0,1649
3 jul 92	-1,7935	-0,7439	0,4160	-1,3527	0,5117
10 jul 92	-0,9153	-0,6822	-0,3607	0,5540	-0,1033
17 jul 92	-0,3254	-2,0327	-1,2978	-0,4453	-0,0332
24 jul 92	-1,4627	-1,2941	-0,7143	1,7737	-0,4933
31 jul 92	0,8582	-0,0966	1,5053	0,6937	-0,9605
7 ago 92	0,1561	0,0439	-0,7017	-0,6126	-0,8783
14 ago 92	0,4831	-1,2596	-0,6803	-0,8826	-0,4240
21 ago 92	0,3700	0,0972	0,0356	-0,3339	0,4785
28 ago 92	-0,6252	-0,5874	0,8159	0,3336	-0,1747
4 sep 92	1,4526	1,0266	-0,0975	0,2699	0,8397
11 sep 92	-1,4947	-0,9386	0,5577	0,5050	-0,3806
18 sep 92	-0,4228	1,3580	-3,0070	-0,7045	0,5922
25 sep 92	-3,9631	-1,0789	0,9388	-0,0932	-1,5494
2 oct 92	-1,9806	-0,6657	-1,6900	-0,6273	-0,8277
9 oct 92	-0,0072	0,5685	0,7508	-0,9925	0,1021
16 oct 92	0,1139	0,2854	0,4286	-0,1334	2,3111
23 oct 92	1,2873	0,3786	0,5466	-0,0755	-0,3301
30 oct 92	0,4616	-0,9074	-0,6915	-0,9414	0,6231
6 nov 92	-0,3828	0,2320	0,2967	-0,9576	-0,8324
13 nov 92	-0,3597	0,3022	0,2777	0,2267	0,0632
20 nov 92	1,7452	0,7439	0,5651	2,0465	-1,8692

Tabla XIII-14

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Estimación puntual

FECHA	E_{0i}	E_{1i}	E_{2i}	E_{3i}	E_{4i}
27 nov 92	0,0735	0,6693	0,8448	-0,6426	-0,7475
4 dic 92	0,7776	-0,8249	0,4800	-0,7593	-0,1607
11 dic 92	1,6841	-0,3358	0,1207	-1,0243	0,2724
18 dic 92	0,6514	0,5568	0,9445	-0,5743	0,0343
23 dic 92	1,6709	-0,2926	-0,0643	-0,3653	-0,6162
31 dic 92	2,6658	-1,5593	-0,2963	-1,5120	0,0766
8 ene 93	0,0198	0,6654	0,6774	2,1752	0,0539
15 ene 93	-0,3216	1,2530	-0,0207	-0,5352	-0,2639
22 ene 93	0,3429	0,3261	0,7167	-1,5308	0,8434
29 ene 93	-0,8897	0,2587	-0,0072	0,2891	0,2466
5 feb 93	0,0203	0,8771	0,8215	0,1284	2,5399
12 feb 93	-0,1060	-0,5815	0,0390	-0,2215	-0,3108
19 feb 93	-1,3199	0,0666	-0,3856	0,6173	-0,4623
26 feb 93	-1,5540	0,6798	-0,1550	2,8549	0,2287
5 mar 93	0,8445	0,2275	1,3733	-1,7183	0,0120
12 mar 93	-0,9262	0,1490	0,6297	-1,0585	-1,0480
19 mar 93	-0,6329	0,2299	-0,2278	1,2773	0,2737
26 mar 93	0,2869	0,1207	0,1279	0,7427	-0,0419
2 abr 93	0,1886	-0,0789	0,0604	0,1992	0,1577
7 abr 93	-0,3436	-0,2638	0,0228	-0,2035	-0,0768
16 abr 93	0,8003	0,7509	1,7379	0,3875	-1,5590
23 abr 93	-1,7532	1,9567	0,3843	1,2076	1,5108
30 abr 93	-0,2451	-0,2780	-0,4861	0,6748	0,0388
7 may 93	0,3944	-0,5249	-0,6655	-0,1346	-1,2985
14 may 93	1,1763	0,7594	1,0660	0,0698	-0,2955
21 may 93	1,0295	0,1109	-0,9359	-1,5061	0,5202
28 may 93	1,0529	0,3156	0,1982	0,8210	-0,4436
4 jun 93	1,2262	0,1475	-0,2474	-0,4190	-0,3016
11 jun 93	-0,1695	-0,7802	-0,5043	0,4251	-0,2247
18 jun 93	0,9138	0,6202	-0,9547	1,0363	0,8767
25 jun 93	-0,4004	-0,3779	-0,6233	-0,1655	-0,2897
2 jul 93	-0,0484	0,2704	0,0139	-0,4538	0,6476
9 jul 93	-0,2589	-0,1484	0,1568	-0,3141	-0,2391
16 jul 93	-0,2553	-0,0405	0,5834	-0,3663	0,1742
23 jul 93	-1,3131	0,5758	0,3244	0,3616	0,7372
30 jul 93	1,1800	1,0134	-0,0083	-0,5191	0,3490
6 ago 93	-0,2537	0,0899	0,8718	-0,1416	1,2001
13 ago 93	1,5006	0,7185	0,7823	0,1349	1,0183
20 ago 93	0,7057	0,4519	-0,1813	-0,0379	0,1970
27 ago 93	0,6111	1,2518	0,0546	0,0088	0,9141

Tabla XIII-14 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Desviación estimador

FECHA	S (g _{0t})	S (g _{1t})	S (g _{2t})	S (g _{3t})	S (g _{4t})
21 feb 92	0,8761	2,0603	2,0517	2,0502	2,0537
28 feb 92	0,7121	1,6747	1,6678	1,6665	1,6694
6 mar 92	0,5644	1,3274	1,3219	1,3209	1,3232
13 mar 92	0,5451	1,2819	1,2766	1,2756	1,2778
20 mar 92	0,3474	0,8170	0,8136	0,8130	0,8144
27 mar 92	0,3573	0,8403	0,8369	0,8363	0,8377
3 abr 92	0,5073	1,1929	1,1880	1,1871	1,1891
10 abr 92	0,5810	1,3663	1,3606	1,3596	1,3619
15 abr 92	0,3156	0,7422	0,7392	0,7386	0,7399
24 abr 92	0,4773	1,1224	1,1177	1,1169	1,1188
30 abr 92	0,5632	1,3244	1,3189	1,3179	1,3202
8 may 92	0,3447	0,8105	0,8071	0,8066	0,8079
15 may 92	0,5436	1,2785	1,2732	1,2722	1,2744
22 may 92	0,4346	1,0220	1,0177	1,0170	1,0187
29 may 92	0,6328	1,4882	1,4820	1,4810	1,4835
5 jun 92	0,8516	2,0028	1,9945	1,9930	1,9964
12 jun 92	0,3237	0,7611	0,7580	0,7574	0,7587
19 jun 92	0,6553	1,5410	1,5346	1,5335	1,5361
26 jun 92	0,6934	1,6307	1,6239	1,6228	1,6255
3 jul 92	0,6780	1,5944	1,5878	1,5866	1,5893
10 jul 92	0,8242	1,9382	1,9302	1,9288	1,9321
17 jul 92	0,6270	1,4746	1,4685	1,4674	1,4699
24 jul 92	1,0238	2,4076	2,3976	2,3959	2,4000
31 jul 92	0,9339	2,1962	2,1871	2,1855	2,1892
7 ago 92	0,6338	1,4904	1,4843	1,4832	1,4857
14 ago 92	1,0347	2,4331	2,4231	2,4213	2,4254
21 ago 92	0,8113	1,9080	1,9001	1,8987	1,9019
28 ago 92	0,6856	1,6122	1,6056	1,6044	1,6071
4 sep 92	1,0796	2,5388	2,5283	2,5265	2,5308
11 sep 92	0,5222	1,2281	1,2231	1,2222	1,2242
18 sep 92	1,2277	2,8871	2,8751	2,8730	2,8779
25 sep 92	1,2314	2,8958	2,8838	2,8817	2,8866
2 oct 92	1,1006	2,5883	2,5776	2,5757	2,5801
9 oct 92	0,9762	2,2956	2,2861	2,2844	2,2883
16 oct 92	1,2976	3,0514	3,0388	3,0366	3,0417
23 oct 92	0,8117	1,9089	1,9010	1,8996	1,9029
30 oct 92	0,8040	1,8907	1,8828	1,8815	1,8847
6 nov 92	0,8135	1,9131	1,9051	1,9038	1,9070
13 nov 92	0,7897	1,8570	1,8493	1,8480	1,8511
20 nov 92	0,9535	2,2424	2,2331	2,2315	2,2352

Tabla XIII-15

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
27 nov 92	0,6768	1,5915	1,5849	1,5838	1,5865
4 dic 92	0,6563	1,5434	1,5370	1,5359	1,5385
11 dic 92	0,4296	1,0103	1,0061	1,0054	1,0071
18 dic 92	0,7253	1,7058	1,6987	1,6974	1,7003
23 dic 92	0,3306	0,7773	0,7741	0,7736	0,7749
31 dic 92	0,7463	1,7550	1,7477	1,7465	1,7494
8 ene 93	0,5779	1,3591	1,3535	1,3525	1,3548
15 ene 93	1,1363	2,6721	2,6610	2,6591	2,6636
22 ene 93	0,8095	1,9037	1,8958	1,8944	1,8977
29 ene 93	0,8285	1,9484	1,9403	1,9389	1,9422
5 feb 93	0,5765	1,3558	1,3502	1,3492	1,3515
12 feb 93	0,5645	1,3274	1,3219	1,3210	1,3232
19 feb 93	0,4827	1,1352	1,1305	1,1297	1,1316
26 feb 93	1,2215	2,8725	2,8606	2,8585	2,8634
5 mar 93	0,8244	1,9386	1,9306	1,9292	1,9325
12 mar 93	0,5302	1,2469	1,2418	1,2409	1,2430
19 mar 93	0,3865	0,9089	0,9052	0,9045	0,9060
26 mar 93	0,4785	1,1253	1,1206	1,1198	1,1217
2 abr 93	0,6919	1,6270	1,6203	1,6191	1,6219
7 abr 93	0,3134	0,7370	0,7339	0,7334	0,7346
16 abr 93	0,8267	1,9442	1,9361	1,9347	1,9380
23 abr 93	1,0227	2,4049	2,3950	2,3932	2,3973
30 abr 93	0,5028	1,1825	1,1776	1,1767	1,1787
7 may 93	0,6066	1,4265	1,4206	1,4196	1,4220
14 may 93	0,8797	2,0688	2,0602	2,0587	2,0622
21 may 93	0,7081	1,6653	1,6584	1,6572	1,6600
28 may 93	0,8180	1,9238	1,9158	1,9144	1,9176
4 jun 93	0,6164	1,4496	1,4436	1,4426	1,4450
11 jun 93	0,4597	1,0811	1,0767	1,0759	1,0777
18 jun 93	0,6480	1,5239	1,5176	1,5165	1,5191
25 jun 93	0,5837	1,3727	1,3670	1,3660	1,3683
2 jul 93	0,5805	1,3652	1,3596	1,3586	1,3609
9 jul 93	0,4077	0,9588	0,9549	0,9542	0,9558
16 jul 93	0,4251	0,9997	0,9956	0,9949	0,9966
23 jul 93	0,6404	1,5060	1,4997	1,4986	1,5012
30 jul 93	0,7242	1,7030	1,6960	1,6947	1,6976
6 ago 93	0,5612	1,3198	1,3143	1,3134	1,3156
13 ago 93	0,7214	1,6966	1,6895	1,6883	1,6912
20 ago 93	0,7058	1,6599	1,6530	1,6518	1,6546
27 ago 93	0,8496	1,9980	1,9897	1,9883	1,9917

Tabla XIII-15 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Estimación puntual

FECHA	ξ_{0t}	ξ_{1t}	ξ_{2t}	ξ_{3t}	ξ_{4t}
21 feb 92	3,3900	-0,5242	-0,2855	0,7650	-0,2039
28 feb 92	1,8160	-0,5181	0,8418	-0,7685	-0,0634
6 mar 92	2,5037	-1,9230	0,2897	-0,0903	1,7390
13 mar 92	7,0022	-1,5202	-0,3264	-2,8843	0,8899
20 mar 92	0,0931	-0,3129	0,5719	-0,3697	0,1633
27 mar 92	-3,6195	0,5362	-0,3608	0,6630	-0,5670
3 abr 92	-0,8125	-0,6324	1,0958	0,0452	0,6847
10 abr 92	2,9199	-0,5319	-1,3939	-0,6166	-0,9575
15 abr 92	-0,8841	0,2231	0,5857	-0,0048	0,3635
24 abr 92	-0,0633	-0,0956	-0,8691	-0,3342	0,2886
30 abr 92	2,0972	-0,3829	-0,8142	-1,1300	-0,9354
8 may 92	-0,7343	1,3499	-1,0975	-0,5315	-0,4630
15 may 92	-0,2400	0,0726	0,8955	0,3720	0,4845
22 may 92	-1,0865	-0,3444	1,2515	1,0915	0,4626
29 may 92	0,4615	0,3462	0,5248	-0,5231	-0,1084
5 jun 92	0,6881	-1,0004	-0,1301	-0,0342	1,0350
12 jun 92	0,0947	-0,5602	0,3134	0,0336	-0,2145
19 jun 92	3,4359	-1,3051	1,8978	1,7837	-0,3202
26 jun 92	-3,9394	-0,3724	-0,3977	-0,0652	3,8357
3 jul 92	-2,3359	-0,4515	-0,1581	-0,4248	0,4744
10 jul 92	3,1292	-1,5007	-1,3562	0,6460	-0,5922
17 jul 92	-3,4742	-1,1608	3,7625	0,6190	1,3506
24 jul 92	-5,3008	0,5665	-6,6188	-0,8120	-1,7988
31 jul 92	5,6928	-1,2204	2,2219	0,3141	-0,3622
7 ago 92	-0,0448	-0,3997	0,5775	-1,3334	0,7409
14 ago 92	-2,0139	-0,3352	0,3873	-1,6529	-0,6143
21 ago 92	1,6434	-0,1175	-0,5230	0,4684	1,5943
28 ago 92	-4,0663	0,4345	0,1337	0,7492	0,0671
4 sep 92	-1,8941	1,9966	-0,5268	1,9244	0,6914
11 sep 92	2,1093	-1,4175	0,6295	-1,5394	-0,1882
18 sep 92	-2,2434	1,4792	-0,3921	-2,1379	0,4562
25 sep 92	-9,4648	0,6723	0,1078	-0,0938	0,9979
2 oct 92	-2,7953	-0,5376	0,2137	0,5170	0,3426
9 oct 92	7,4690	-1,2348	0,8673	-0,7637	0,1405
16 oct 92	6,9388	-1,6331	-0,3147	-0,2391	-2,6559
23 oct 92	-2,1848	0,9151	0,5100	0,7912	1,0321
30 oct 92	-1,9277	-0,0839	-0,0850	-0,1596	0,5967
6 nov 92	-4,1840	0,5763	0,2182	0,7506	0,4872
13 nov 92	4,3161	-1,3411	0,5157	-0,7995	-0,4278
20 nov 92	0,9484	-0,1682	0,3243	1,1184	0,5756

Tabla XIII-16

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Estimación puntual

FECHA	ξ_{0t}	ξ_{1t}	ξ_{2t}	ξ_{3t}	ξ_{4t}
27 nov 92	0,6785	-0,0560	-0,5374	-0,0902	0,5303
4 dic 92	6,3718	-1,3621	0,7125	-1,2092	-1,9527
11 dic 92	-4,4288	1,2624	0,7723	-1,3852	1,0450
18 dic 92	-2,6790	1,1941	-0,5319	0,9758	-0,1009
23 dic 92	1,0394	-0,3060	0,0903	0,3423	-0,3779
31 dic 92	3,3415	-1,2787	0,0771	-0,5098	1,4440
8 ene 93	-3,2509	1,0597	-0,1654	0,4701	-0,6923
15 ene 93	6,3971	-0,8486	0,4698	0,5250	0,9391
22 ene 93	-3,3376	1,0674	0,9428	1,2373	-0,6376
29 ene 93	-1,5662	1,0010	-0,6327	1,3897	-0,4683
5 feb 93	4,0684	-0,7483	0,8302	-0,4582	0,6520
12 feb 93	-7,5951	1,3076	0,6193	0,3371	-0,1440
19 feb 93	-4,2427	0,4286	0,1575	0,1936	0,2284
26 feb 93	-2,5740	0,7470	0,4771	0,4422	-1,2604
5 mar 93	3,2219	-0,5657	-0,7693	-0,0505	-0,8427
12 mar 93	-2,4414	0,4472	-0,3683	0,4971	0,7903
19 mar 93	1,9855	-0,0088	-0,6410	-0,7892	-1,3635
26 mar 93	3,6973	-0,8009	0,0545	-0,2765	0,2106
2 abr 93	-3,3941	0,4339	-0,0151	0,6065	0,6478
7 abr 93	0,4776	-0,3175	0,3935	-0,0300	-0,2650
16 abr 93	3,5331	-0,6240	-0,1572	0,2344	0,2425
23 abr 93	-0,0134	0,2880	-0,3269	0,1388	1,6220
30 abr 93	10,3696	-2,5240	1,0754	-1,6885	0,8588
7 may 93	-8,0154	1,4718	3,2858	1,8187	1,0262
14 may 93	5,7363	-0,6111	-0,0018	-0,3844	-0,5504
21 may 93	0,1973	0,6255	-0,3075	-0,9569	0,2560
28 may 93	-1,7099	0,7781	0,0671	1,3367	-1,3388
4 jun 93	-3,5800	2,4207	-5,6726	-0,4472	-1,5906
11 jun 93	2,6706	-0,8451	0,0321	-0,3613	-1,0789
18 jun 93	-2,0977	1,2511	-3,3204	0,2021	-1,0523
25 jun 93	0,8409	-1,0053	0,8385	0,0916	0,7510
2 jul 93	-1,2207	0,3787	-0,9321	0,4786	-0,3488
9 jul 93	-0,4502	-0,0905	-0,6176	-0,0274	0,1815
16 jul 93	1,3382	-0,5387	0,7399	-0,6627	-0,4176
23 jul 93	0,1598	-0,0112	0,6329	-0,0414	0,3206
30 jul 93	0,6286	0,3656	0,1335	-0,5428	-1,2091
6 ago 93	-10,3080	2,4318	-0,2530	2,5806	1,0841
13 ago 93	2,7643	0,3428	0,2861	0,6010	0,8946
20 ago 93	4,4031	0,1808	-0,3944	-0,7682	0,1023
27 ago 93	1,5228	1,0433	-0,7081	0,5802	-1,4593

Tabla XIII-16 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
21 feb 92	1,5725	0,8678	0,8151	0,8197	0,8232
28 feb 92	2,3675	1,3066	1,2272	1,2341	1,2394
6 mar 92	2,0702	1,1425	1,0731	1,0791	1,0837
13 mar 92	6,0373	3,3318	3,1294	3,1470	3,1604
20 mar 92	1,7118	0,9447	0,8873	0,8923	0,8961
27 mar 92	2,4516	1,3530	1,2708	1,2779	1,2834
3 abr 92	1,6835	0,9291	0,8726	0,8775	0,8813
10 abr 92	1,5570	0,8592	0,8071	0,8116	0,8151
15 abr 92	1,0400	0,5740	0,5391	0,5421	0,5444
24 abr 92	1,9490	1,0756	1,0103	1,0159	1,0203
30 abr 92	1,7089	0,9431	0,8858	0,8908	0,8946
8 may 92	2,7890	1,5391	1,4457	1,4538	1,4600
15 may 92	2,4288	1,3404	1,2590	1,2660	1,2714
22 may 92	2,4040	1,3267	1,2461	1,2531	1,2585
29 may 92	1,1647	0,6428	0,6037	0,6071	0,6097
5 jun 92	2,4529	1,3537	1,2714	1,2786	1,2840
12 jun 92	1,8209	1,0049	0,9438	0,9492	0,9532
19 jun 92	3,4724	1,9163	1,7999	1,8100	1,8177
26 jun 92	5,4863	3,0277	2,8438	2,8598	2,8720
3 jul 92	3,2688	1,8040	1,6944	1,7039	1,7112
10 jul 92	3,3868	1,8691	1,7556	1,7655	1,7730
17 jul 92	3,2809	1,8106	1,7007	1,7102	1,7175
24 jul 92	7,3048	4,0313	3,7864	3,8077	3,8239
31 jul 92	3,2175	1,7757	1,6678	1,6772	1,6843
7 ago 92	3,0987	1,7101	1,6062	1,6153	1,6221
14 ago 92	2,8038	1,5474	1,4534	1,4615	1,4678
21 ago 92	3,0024	1,6569	1,5563	1,5651	1,5717
28 ago 92	2,5738	1,4204	1,3341	1,3416	1,3473
4 sep 92	4,8052	2,6518	2,4908	2,5048	2,5154
11 sep 92	2,5591	1,4123	1,3265	1,3340	1,3396
18 sep 92	2,7729	1,5303	1,4374	1,4454	1,4516
25 sep 92	2,8169	1,5546	1,4601	1,4683	1,4746
2 oct 92	3,2926	1,8171	1,7067	1,7163	1,7236
9 oct 92	4,4021	2,4294	2,2819	2,2947	2,3044
16 oct 92	3,0319	1,6732	1,5716	1,5804	1,5871
23 oct 92	3,0021	1,6568	1,5561	1,5649	1,5715
30 oct 92	2,6897	1,4843	1,3942	1,4020	1,4080
6 nov 92	2,3304	1,2861	1,2080	1,2148	1,2199
13 nov 92	2,1538	1,1886	1,1164	1,1227	1,1275
20 nov 92	2,6197	1,4457	1,3579	1,3656	1,3714

Tabla XIII-17

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
27 nov 92	2,9484	1,6271	1,5283	1,5369	1,5434
4 dic 92	4,8567	2,6803	2,5175	2,5316	2,5424
11 dic 92	4,5097	2,4888	2,3376	2,3508	2,3608
18 dic 92	3,5700	1,9702	1,8505	1,8609	1,8689
23 dic 92	2,9076	1,6046	1,5072	1,5156	1,5221
31 dic 92	3,6436	2,0108	1,8886	1,8993	1,9073
8 ene 93	4,3851	2,4200	2,2730	2,2858	2,2955
15 ene 93	3,6929	2,0380	1,9142	1,9250	1,9332
22 ene 93	3,4635	1,9114	1,7953	1,8054	1,8131
29 ene 93	7,0769	3,9055	3,6683	3,6890	3,7046
5 feb 93	3,1379	1,7317	1,6265	1,6357	1,6426
12 feb 93	2,7027	1,4916	1,4010	1,4088	1,4148
19 feb 93	2,8499	1,5728	1,4773	1,4856	1,4919
26 feb 93	3,0814	1,7005	1,5972	1,6062	1,6130
5 mar 93	5,0307	2,7763	2,6077	2,6223	2,6335
12 mar 93	1,9616	1,0826	1,0168	1,0225	1,0269
19 mar 93	3,3219	1,8333	1,7219	1,7316	1,7390
26 mar 93	1,9619	1,0827	1,0170	1,0227	1,0270
2 abr 93	2,1175	1,1686	1,0976	1,1038	1,1085
7 abr 93	1,8177	1,0031	0,9422	0,9475	0,9515
16 abr 93	3,0960	1,7086	1,6048	1,6138	1,6207
23 abr 93	3,0850	1,7025	1,5991	1,6081	1,6149
30 abr 93	6,2432	3,4454	3,2361	3,2543	3,2682
7 may 93	3,2800	1,8101	1,7002	1,7098	1,7170
14 may 93	2,7708	1,5291	1,4362	1,4443	1,4505
21 may 93	3,2935	1,8176	1,7072	1,7168	1,7241
28 may 93	3,0077	1,6599	1,5590	1,5678	1,5745
4 jun 93	6,4717	3,5715	3,3546	3,3735	3,3878
11 jun 93	2,3402	1,2915	1,2131	1,2199	1,2251
18 jun 93	4,1930	2,3140	2,1734	2,1856	2,1949
25 jun 93	2,1751	1,2004	1,1275	1,1338	1,1386
2 jul 93	2,3565	1,3005	1,2215	1,2284	1,2336
9 jul 93	1,2485	0,6890	0,6471	0,6508	0,6536
16 jul 93	2,9443	1,6248	1,5262	1,5347	1,5413
23 jul 93	2,7124	1,4969	1,4060	1,4139	1,4199
30 jul 93	2,0218	1,1158	1,0480	1,0539	1,0584
6 ago 93	4,3128	2,3801	2,2355	2,2481	2,2577
13 ago 93	4,0836	2,2536	2,1167	2,1286	2,1377
20 ago 93	2,9151	1,6088	1,5111	1,5196	1,5260
27 ago 93	3,4263	1,8908	1,7760	1,7860	1,7936

Tabla XIII-17 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Estimación puntual

FECHA	ξ_{0t}	ξ_{1t}	ξ_{2t}	ξ_{3t}	ξ_{4t}
21 feb 92	2,4102	-0,1683	-1,7583	-0,7540	0,1371
28 feb 92	-1,1361	0,2806	0,9454	1,3894	0,6902
6 mar 92	-1,8132	-0,7797	0,3521	1,2043	2,0539
13 mar 92	3,6847	-0,8949	-0,1475	0,0012	-1,2653
20 mar 92	1,3612	-0,5911	0,0117	0,5098	-0,3725
27 mar 92	-0,6976	-0,1184	0,5209	-0,2294	0,0503
3 abr 92	-1,7881	-0,4949	-0,0417	1,0981	0,2582
10 abr 92	1,4939	-0,2811	0,7332	-0,9050	-0,4351
15 abr 92	-0,0407	0,0844	-0,1214	0,4268	0,2122
24 abr 92	0,3491	-0,2181	0,5155	-0,4368	-0,1312
30 abr 92	-2,7110	0,5981	0,5472	-0,1098	-0,3521
8 may 92	3,5661	0,2115	-0,0475	-1,7250	-1,6896
15 may 92	1,3030	0,0044	-0,4496	1,0201	0,8173
22 may 92	0,4435	-0,4252	-1,6815	0,8168	0,8455
29 may 92	-4,0898	1,1799	0,2847	0,7292	0,1470
5 jun 92	5,9618	-2,1358	-0,2151	-0,2863	-0,7275
12 jun 92	0,1394	-0,6951	-0,0494	0,1272	-0,4530
19 jun 92	-0,2343	-0,2271	-1,0461	1,7917	1,6500
26 jun 92	-0,8636	-1,1049	0,9055	0,1956	0,3885
3 jul 92	-5,5842	0,1695	-0,1094	0,4572	1,0471
10 jul 92	1,5890	-1,2485	-0,1854	-1,6631	0,1722
17 jul 92	3,0660	-2,6351	-1,5953	2,5203	-1,2178
24 jul 92	-10,2035	1,1989	2,4274	-5,5321	0,5685
31 jul 92	0,7660	-0,1798	0,5735	2,2488	0,8187
7 ago 92	1,4963	-0,5218	-0,9238	0,3625	-1,0413
14 ago 92	-2,2305	-0,4511	-0,0135	0,3904	-1,5767
21 ago 92	-1,1126	0,4387	-0,0173	-0,0024	1,4001
28 ago 92	0,1894	-0,5579	0,5396	-0,1752	-0,3682
4 sep 92	4,1454	0,6460	0,5500	-0,9076	0,0873
11 sep 92	-1,7016	-0,7764	0,3947	0,7650	-0,5967
18 sep 92	3,2898	0,4355	-1,7899	-0,8161	-1,9590
25 sep 92	-6,5705	-0,1299	1,1382	0,2182	-0,1533
2 oct 92	-2,6645	-0,5534	-1,2896	-0,1820	-0,3625
9 oct 92	-0,7196	0,5208	0,1578	1,8049	1,1833
16 oct 92	-0,8359	0,1381	0,0659	0,0339	0,6671
23 oct 92	2,3772	0,0790	-0,0733	0,2754	0,7701
30 oct 92	1,9248	-1,0248	-0,0008	0,0268	-0,9086
6 nov 92	-1,1043	0,1612	0,0775	0,5102	0,5096
13 nov 92	0,0006	-0,1990	-0,3393	0,8182	0,5596
20 nov 92	6,5621	-0,8944	0,0546	-0,4653	0,8365

Tabla XIII-18

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Estimación puntual

FECHA	E_{0t}	E_{1t}	E_{2t}	E_{3t}	E_{4t}
27 nov 92	2,8404	-0,2658	0,4024	-0,0501	0,3133
4 dic 92	-2,6187	0,2054	0,2269	1,0934	-1,0717
11 dic 92	2,5670	-0,2872	0,5920	0,8059	-1,3754
18 dic 92	-0,8874	0,8991	0,6210	0,1182	1,2801
23 dic 92	2,1215	-0,4741	0,0093	-0,0015	-0,4384
31 dic 92	1,3509	-1,0629	-0,2372	0,4530	-0,6423
8 ene 93	1,1263	0,3068	0,3538	-0,7111	0,3109
15 ene 93	1,2056	0,4793	-1,0870	0,6599	1,4549
22 ene 93	-1,4338	0,7281	0,4407	1,2714	0,6041
29 ene 93	-1,0501	0,6649	-0,1713	-0,9203	0,9706
5 feb 93	-1,3151	0,6889	-0,3959	1,2901	1,6618
12 feb 93	-0,7516	-0,1932	-0,1246	0,0511	-0,9279
19 feb 93	-1,5914	0,0123	-0,4919	-0,5411	0,0204
26 feb 93	-6,1435	1,6013	-0,3183	-0,8077	1,0256
5 mar 93	-1,8824	0,6205	0,7607	0,3547	1,1627
12 mar 93	-2,2268	0,4372	0,2220	0,3180	0,9612
19 mar 93	-1,3727	0,5439	0,4916	-0,7046	-0,4308
26 mar 93	1,5085	-0,2921	-0,0565	-0,1160	0,1277
2 abr 93	0,5570	-0,2617	0,0054	-0,1283	0,2511
7 abr 93	-1,0680	-0,0517	0,0191	0,3852	-0,1427
16 abr 93	4,3585	-0,4884	1,0419	0,2348	0,5769
23 abr 93	-4,8573	1,8831	-0,2554	0,0186	3,0610
30 abr 93	3,9717	-1,3104	-0,5096	0,9498	-2,0109
7 may 93	1,2296	-0,4881	-1,4605	1,6157	-0,8227
14 may 93	0,3427	0,6669	0,6856	0,6391	1,0244
21 may 93	0,9725	0,3221	-0,4229	-0,1060	-1,6278
28 may 93	1,5065	0,1876	0,0250	-0,5676	0,0587
4 jun 93	-3,2904	1,8872	1,8442	-4,6037	-1,1299
11 jun 93	-1,6199	-0,1992	-0,2239	-0,3912	-0,6325
18 jun 93	-1,0161	1,0614	0,3300	-3,2769	0,3081
25 jun 93	1,9844	-1,1196	-0,8123	0,5141	-0,1023
2 jul 93	-3,6785	0,9824	-0,0232	-0,6192	1,0827
9 jul 93	-1,1894	0,0592	0,0680	-0,3020	0,1776
16 jul 93	0,3907	-0,2905	0,1903	0,9075	-0,4549
23 jul 93	-2,1126	0,5821	0,0636	0,7049	0,8002
30 jul 93	3,6875	0,0499	-0,1824	0,0200	-0,8737
6 ago 93	-1,4253	0,5904	0,4451	-0,2687	1,3675
13 ago 93	0,1123	0,9558	0,1363	0,4151	1,0630
20 ago 93	-0,0642	0,8804	-0,0204	-0,1962	0,2999
27 ago 93	-1,7655	1,7554	-0,1856	-0,7927	-0,1809

Tabla XIII-18 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
21 feb 92	0,5953	2,8613	2,8585	2,8587	2,8608
28 feb 92	0,6292	3,0245	3,0215	3,0217	3,0240
6 mar 92	0,5100	2,4515	2,4491	2,4492	2,4511
13 mar 92	0,8065	3,8763	3,8725	3,8728	3,8758
20 mar 92	0,3198	1,5369	1,5354	1,5355	1,5367
27 mar 92	0,4985	2,3959	2,3936	2,3937	2,3956
3 abr 92	0,3404	1,6362	1,6346	1,6347	1,6360
10 abr 92	0,4227	2,0316	2,0296	2,0298	2,0313
15 abr 92	0,3361	1,6153	1,6137	1,6138	1,6150
24 abr 92	0,4018	1,9313	1,9294	1,9295	1,9310
30 abr 92	0,4784	2,2993	2,2970	2,2972	2,2989
8 may 92	0,5406	2,5983	2,5957	2,5959	2,5979
15 may 92	0,4881	2,3461	2,3437	2,3439	2,3457
22 may 92	0,3890	1,8698	1,8680	1,8681	1,8695
29 may 92	0,3817	1,8349	1,8331	1,8332	1,8346
5 jun 92	0,6252	3,0049	3,0020	3,0022	3,0045
12 jun 92	0,3158	1,5180	1,5165	1,5166	1,5177
19 jun 92	0,7698	3,7002	3,6966	3,6969	3,6997
26 jun 92	0,9290	4,4652	4,4608	4,4612	4,4645
3 jul 92	0,6071	2,9182	2,9153	2,9156	2,9178
10 jul 92	0,8226	3,9541	3,9502	3,9504	3,9535
17 jul 92	1,0534	5,0630	5,0580	5,0584	5,0622
24 jul 92	1,7498	8,4105	8,4022	8,4029	8,4093
31 jul 92	0,7788	3,7432	3,7396	3,7398	3,7427
7 ago 92	0,4452	2,1400	2,1379	2,1380	2,1397
14 ago 92	0,8101	3,8936	3,8897	3,8900	3,8930
21 ago 92	0,6730	3,2350	3,2318	3,2321	3,2345
28 ago 92	0,5899	2,8352	2,8324	2,8326	2,8348
4 sep 92	1,1428	5,4928	5,4874	5,4878	5,4920
11 sep 92	0,5958	2,8638	2,8610	2,8612	2,8634
18 sep 92	0,7987	3,8389	3,8352	3,8354	3,8384
25 sep 92	0,9209	4,4265	4,4221	4,4225	4,4258
2 oct 92	0,9788	4,7045	4,6999	4,7003	4,7038
9 oct 92	0,8658	4,1614	4,1573	4,1577	4,1608
16 oct 92	1,3901	6,6818	6,6752	6,6757	6,6808
23 oct 92	0,7733	3,7167	3,7131	3,7133	3,7162
30 oct 92	0,6007	2,8874	2,8846	2,8848	2,8870
6 nov 92	0,6752	3,2452	3,2420	3,2422	3,2447
13 nov 92	0,6417	3,0845	3,0815	3,0817	3,0841
20 nov 92	0,8815	4,2368	4,2326	4,2329	4,2362

Tabla XIII-19

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Contraste de corte transversal sin medias (metodología de MCG) Desviación estimador

FECHA	S (g_{0t})	S (g_{1t})	S (g_{2t})	S (g_{3t})	S (g_{4t})
27 nov 92	0,7006	3,3673	3,3640	3,3642	3,3668
4 dic 92	0,9805	4,7126	4,7079	4,7083	4,7119
11 dic 92	0,8286	3,9828	3,9789	3,9792	3,9822
18 dic 92	0,6453	3,1018	3,0987	3,0989	3,1013
23 dic 92	0,3789	1,8214	1,8196	1,8197	1,8211
31 dic 92	0,7130	3,4270	3,4236	3,4238	3,4265
8 ene 93	0,9828	4,7241	4,7194	4,7198	4,7234
15 ene 93	0,9725	4,6744	4,6698	4,6702	4,6737
22 ene 93	0,6858	3,2963	3,2931	3,2933	3,2958
29 ene 93	0,9957	4,7858	4,7811	4,7815	4,7851
5 feb 93	0,5331	2,5625	2,5599	2,5601	2,5621
12 feb 93	0,4422	2,1257	2,1236	2,1237	2,1253
19 feb 93	0,4672	2,2456	2,2434	2,2436	2,2453
26 feb 93	1,2418	5,9686	5,9627	5,9631	5,9677
5 mar 93	1,1305	5,4337	5,4283	5,4287	5,4328
12 mar 93	0,5301	2,5478	2,5453	2,5455	2,5474
19 mar 93	0,5239	2,5181	2,5156	2,5158	2,5177
26 mar 93	0,3560	1,7111	1,7094	1,7096	1,7109
2 abr 93	0,5621	2,7017	2,6990	2,6992	2,7013
7 abr 93	0,3148	1,5133	1,5118	1,5119	1,5130
16 abr 93	0,6184	2,9726	2,9697	2,9699	2,9721
23 abr 93	1,2443	5,9806	5,9747	5,9751	5,9797
30 abr 93	1,2592	6,0524	6,0465	6,0469	6,0515
7 may 93	0,7792	3,7453	3,7416	3,7419	3,7448
14 may 93	0,8038	3,8633	3,8595	3,8598	3,8627
21 may 93	0,4920	2,3648	2,3625	2,3627	2,3645
28 may 93	0,7959	3,8257	3,8219	3,8222	3,8251
4 jun 93	1,6404	7,8845	7,8767	7,8773	7,8833
11 jun 93	0,5106	2,4543	2,4518	2,4520	2,4539
18 jun 93	0,7455	3,5834	3,5798	3,5801	3,5828
25 jun 93	0,5248	2,5226	2,5201	2,5203	2,5222
2 jul 93	0,7468	3,5897	3,5862	3,5865	3,5892
9 jul 93	0,3290	1,5813	1,5797	1,5798	1,5810
16 jul 93	0,4651	2,2355	2,2333	2,2335	2,2352
23 jul 93	0,6895	3,3143	3,3110	3,3112	3,3138
30 jul 93	0,6159	2,9604	2,9574	2,9577	2,9599
6 ago 93	0,7532	3,6204	3,6169	3,6171	3,6199
13 ago 93	0,6004	2,8859	2,8830	2,8832	2,8854
20 ago 93	0,6354	3,0541	3,0511	3,0513	3,0537
27 ago 93	0,6845	3,2900	3,2867	3,2870	3,2895

Tabla XIII-19 (continuación)

- APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales

Contraste de corte transversal sin medias (Resumen metodología de MCG)

Metodología de Fama

• Valores promedio estimados de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	-0,04385	0,02614	0,08119	-0,09593	0,00919
Grupo 2	0,07473	-0,05591	-0,00721	-0,00321	0,07122
Gr. 1 y 2	-0,14387	0,01383	0,01119	0,04085	0,11700

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,1396	0,0818	0,0887	0,0973	0,0827
Grupo 2	0,4307	0,1106	0,1525	0,1034	0,1100
Gr. 1 y 2	0,3103	0,0906	0,0795	0,1351	0,1081

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	-0,314	0,320	0,915	-0,986	0,111
Grupo 2	0,174	-0,505	-0,047	-0,031	0,647
Gr. 1 y 2	-0,464	0,153	0,141	0,302	1,082

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-20

• APT (1.992-93)

Rentabilidades semanales

Contraste de corte transversal sin medias (Resumen metodología de MCG)

Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

• Valores promedio estimados de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,01246	-0,07791	0,05471	-0,08749	0,00251
Grupo 2	0,14109	-0,12510	0,11651	-0,04901	0,06311
Gr. 1 y 2	-0,03573	-0,08925	-0,03694	0,16948	0,02836

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,1164	0,0661	0,0732	0,0845	0,0668
Grupo 2	0,3328	0,0848	0,0990	0,0801	0,0860
Gr. 1 y 2	0,2390	0,0715	0,0640	0,0900	0,0894

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1	0,107	-1,179	0,747	-1,035	0,038
Grupo 2	0,424	-1,475	1,177	-0,612	0,734
Gr. 1 y 2	-0,150	-1,248	-0,577	1,883	0,317

Grupo	$\bar{g}_0$	$\bar{g}_1$	$\bar{g}_2$	$\bar{g}_3$	$\bar{g}_4$
Grupo 1					
Grupo 2					
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-20 (continuación)

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Modelo factorial (Componentes principales) (con 160 observaciones. CT con medias)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. ALICANTE	0,20424	0,03297	0,07113	-0,11801
B. ANDALUCIA	1,43731	0,34598	-0,32677	-0,29182
B. CENTRAL (CEN-HISP)	1,38585	0,16298	0,72574	-0,50953
B. EXTERIOR	0,46374	0,15259	0,27812	-0,07989
B. PASTOR	2,23878	0,10094	-0,03051	0,05407
B. POPULAR	2,63348	0,78663	0,23799	0,12828
B. SANTANDER	3,71384	0,59148	0,55429	-0,36955
BANESTO	3,86739	0,79466	-0,62317	-0,46847
BBV	3,34321	0,33904	0,86375	-0,07916
B. FOMENTO	2,21577	0,23907	1,13104	-0,75684
BANKINTER	3,16525	0,68975	0,64796	0,08684
E. R. ZARAGOZANAS	2,96800	0,63358	0,18815	0,27755
ENDESA	2,18937	0,15348	0,86064	-0,31106
ENHER	1,52800	-0,03915	-0,48675	0,54546
GESA	2,70007	0,40943	0,01137	-0,97366
H. CANTABRICO	2,34472	0,23817	-0,16916	-0,46807
U. E. FENOSA	2,31221	0,55292	0,10818	0,00144
TABACALERA	2,14053	0,64202	0,55828	0,51963
VISCOFAN	3,12044	0,66769	-1,39904	3,17398
ASLAND	5,70929	-0,22316	1,72637	-0,00649
DRAGADOS	4,10574	0,98222	1,79915	-0,18252
HUARTE	5,09116	1,18816	-0,76369	-0,52177
METROVACESA	2,94917	0,49082	0,76037	-0,61952
URALITA	5,28878	1,70106	-2,94522	-0,48322
URBIS	5,54105	0,44979	-0,93907	-0,22332
VALLEHERMOSO	4,99306	-0,29539	1,53449	-0,96650
CORP. FIN. ALBA	3,04554	0,64877	-0,56298	-0,51843
SARRIO	3,99084	-0,34854	-2,38783	0,93605
ENCE	5,75540	-7,43594	-0,69784	-1,00332
REPSOL	2,40709	0,39910	0,66724	0,12150
MAPFRE	3,64847	0,93236	0,21941	-0,26736
ACERINOX	4,78698	0,10738	-0,89906	-0,32250
NISSAN	3,86512	-1,37428	1,58233	4,40129
ACESA	2,28657	0,48731	0,20106	0,14863
TELEFONICA	1,52359	0,32325	0,89178	-0,20266

Tabla XIII-21

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 1

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (160 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. ALICANTE	4,19%	0,11%	0,51%	1,40%	6,21%
B. ANDALUCIA	23,96%	1,39%	1,24%	0,99%	27,58%
B. CENTRAL (CEN-HISP)	25,34%	0,35%	6,95%	3,42%	36,06%
B. EXTERIOR	16,61%	1,80%	5,97%	0,49%	24,87%
B. PASTOR	30,18%	0,06%	0,01%	0,02%	30,26%
B. POPULAR	54,16%	4,83%	0,44%	0,13%	59,57%
B. SANTANDER	67,22%	1,71%	1,50%	0,67%	71,09%
BANESTO	43,46%	1,84%	1,13%	0,64%	47,06%
BBV	66,72%	0,69%	4,45%	0,04%	71,90%
B. FOMENTO	26,11%	0,30%	6,80%	3,05%	36,26%
BANKINTER	57,89%	2,75%	2,43%	0,04%	63,11%
E. R. ZARAGOZANAS	36,25%	1,65%	0,15%	0,32%	38,36%
ENDESA	38,12%	0,19%	5,89%	0,77%	44,97%
ENHER	16,65%	0,01%	1,69%	2,12%	20,47%
GESA	38,71%	0,89%	0,00%	5,03%	44,64%
H. CANTABRICO	40,85%	0,42%	0,21%	1,63%	43,11%
U. E. FENOSA	42,06%	2,41%	0,09%	0,00%	44,56%
TABACALERA	22,80%	2,05%	1,55%	1,34%	27,74%
VISCOFAN	27,09%	1,24%	5,45%	28,03%	61,81%
ASLAND	62,66%	0,10%	5,73%	0,00%	68,48%
DRAGADOS	55,92%	3,20%	10,74%	0,11%	69,97%
HUARTE	60,97%	3,32%	1,37%	0,64%	66,31%
METROVACESA	45,37%	1,26%	3,02%	2,00%	51,65%
URALITA	51,95%	5,37%	16,11%	0,43%	73,87%
URBIS	59,76%	0,39%	1,72%	0,10%	61,97%
VALLEHERMOSO	61,98%	0,22%	5,85%	2,32%	70,37%
CORP. FIN. ALBA	37,06%	1,68%	1,27%	1,07%	41,09%
SARRIO	45,33%	0,35%	16,23%	2,49%	64,40%
ENCE	36,32%	60,63%	0,53%	1,10%	98,60%
REPSOL	50,77%	1,40%	3,90%	0,13%	56,20%
MAPFRE	42,55%	2,78%	0,15%	0,23%	45,71%
ACERINOX	56,46%	0,03%	1,99%	0,26%	58,74%
NISSAN	31,65%	4,00%	5,30%	41,03%	81,98%
ACESA	38,75%	1,76%	0,30%	0,16%	40,98%
TELEFONICA	19,40%	0,87%	6,65%	0,34%	27,27%
Cap. expl. total	45,34%	7,65%	4,17%	4,09%	61,25%

Tabla XIII-22

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Modelo factorial (Componentes principales) (con 160 observaciones. CT con medias)

TITULO	b_1	b_2	b_3	b_4
B. VALENCIA	2,05263	1,07080	-0,03339	-0,25605
FECSA	2,02010	0,67340	0,10347	-0,09799
IBERDUERO (IBERDROLA I)	1,60202	0,56880	-0,12280	0,29859
SEVILLANA	2,04073	0,50410	-0,27072	0,36115
AGUILA	3,22313	0,66010	0,56515	0,57333
CAMPOFRIO	1,55195	1,17070	0,42678	0,61047
EBRO	3,80982	1,56650	-0,54378	0,40663
AGROMAN	6,02873	1,64660	0,24889	-0,22627
CRISTALERIA	4,64621	2,23820	0,87375	-0,61026
HISALBA	5,68479	2,59490	1,73798	-0,00697
SOTOGRADE	5,41955	0,94940	1,17187	-3,00613
VALDERRIVAS	3,28006	0,42760	0,10158	-0,44660
GRAL. DE INVERSIONES	2,55306	0,30230	-0,78769	0,70207
ARGON	1,64531	1,63000	0,44987	-0,08377
CARBUROS METALICOS	3,40207	1,71260	0,68184	1,11737
CEPSA	1,53218	0,92790	0,22070	0,20192
ERCROS	8,47680	-11,75940	2,22101	0,19580
SNIACE	6,94929	-1,44010	-4,94437	3,71810
TAFISA	4,13413	2,73190	0,64405	2,13527
UNION Y EL FENIX	3,38895	1,97500	-0,54324	0,43784
AMPER	5,20109	-0,83000	-0,67280	0,13267
ASTURIANA DEL ZINC	5,87297	2,54590	1,70145	-0,78274
DURO FELGUERA	2,56057	1,10930	-0,89208	0,44309
NUEVA MONTAÑA	5,01670	-0,07220	1,32541	-0,18942
TUBACEX	5,07091	-0,42780	-4,45804	-4,91019
ZARDOYA-OTIS	2,09362	1,17430	0,06300	0,55442
TUDOR	2,70987	1,86770	1,97746	0,37489
AUT. DEL MARE NOSTRUM	1,74350	0,87420	0,01478	-0,12685
PROSEGUR	3,18570	1,24820	-0,74452	0,07891

Tabla XIII-23

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupo 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (160 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. VALENCIA	30,64%	8,34%	0,01%	0,48%	39,47%
FECSA	33,89%	3,77%	0,09%	0,08%	37,83%
IBERDUERO (IBERDROLA I)	24,56%	3,10%	0,14%	0,85%	28,65%
SEVILLANA	32,93%	2,01%	0,58%	1,03%	36,55%
AGUILA	23,68%	0,99%	0,73%	0,75%	26,15%
CAMPOFRIO	12,13%	6,90%	0,92%	1,88%	21,82%
EBRO	32,66%	5,52%	0,67%	0,37%	39,21%
AGROMAN	64,12%	4,78%	0,11%	0,09%	69,11%
CRISTALERIA	52,46%	12,17%	1,86%	0,90%	67,39%
HISALBA	51,45%	10,72%	4,81%	0,00%	66,98%
SOTOGRADE	42,46%	1,30%	1,99%	13,06%	58,82%
VALDERRIVAS	43,36%	0,74%	0,04%	0,80%	44,94%
GRAL. DE INVERSIONES	20,62%	0,29%	1,96%	1,56%	24,43%
ARGON	11,39%	11,18%	0,85%	0,03%	23,45%
CARBUROS METALICOS	23,60%	5,98%	0,95%	2,55%	33,08%
CEPSA	15,98%	5,86%	0,33%	0,28%	22,45%
ERCROS	33,03%	63,56%	2,27%	0,02%	98,87%
SNIACE	49,18%	2,11%	24,90%	14,08%	90,27%
TAFISA	31,40%	13,71%	0,76%	8,38%	54,26%
UNION Y EL FENIX	28,34%	9,63%	0,73%	0,47%	39,17%
AMPER	48,61%	1,24%	0,81%	0,03%	50,69%
ASTURIANA DEL ZINC	44,29%	8,32%	3,72%	0,79%	57,12%
DURO FELGUERA	21,18%	3,97%	2,57%	0,63%	28,35%
NUEVA MONTAÑA	49,69%	0,01%	3,47%	0,07%	53,24%
TUBACEX	32,64%	0,23%	25,22%	30,60%	88,69%
ZARDOYA-OTIS	35,36%	11,13%	0,03%	2,48%	49,00%
TUDOR	15,64%	7,43%	8,33%	0,30%	31,70%
AUT. DEL MARE NOSTRUM	21,76%	5,47%	0,00%	0,12%	27,35%
PROSEGUR	26,77%	4,11%	1,46%	0,02%	32,36%
Cap. expl. total	36,27%	14,56%	5,03%	4,21%	60,07%

Tabla XIII-24

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Modelo factorial (Componentes principales)

(con 160 observaciones. CT con medias)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. ALICANTE	0,19224	0,11370	0,06899	0,05607
B. ANDALUCIA	1,36283	0,93250	-0,00427	-0,01247
B. CENTRAL (CEN-HISP)	1,37153	0,04540	0,51946	0,26991
B. EXTERIOR	0,43854	0,14220	0,24294	0,10166
B. PASTOR	2,13743	0,80040	0,24605	0,28830
B. POPULAR	2,37338	0,97010	0,91128	-0,09998
B. SANTANDER	3,55275	0,70010	0,93813	0,59650
BANESTO	3,86491	0,72860	0,42588	-0,50210
BBV	3,15231	0,58860	0,87013	0,74134
B. FOMENTO	2,17404	0,37790	0,82045	0,62087
BANKINTER	3,12916	0,61410	0,60601	-0,26274
E. R. ZARAGOZANAS	2,73310	0,92100	0,90261	0,07670
ENDESA	1,93225	0,48020	0,75954	0,48022
ENHER	1,48361	0,22240	0,07982	-0,01695
GESA	2,50218	0,70220	0,59531	0,31179
H. CANTABRICO	2,33956	0,77960	0,04537	-0,12135
U. E. FENOSA	2,17099	0,44900	0,86604	0,00011
TABACALERA	1,97955	0,76960	0,64348	0,16920
VISCOFAN	3,01291	-0,38430	0,66184	-0,35111
ASLAND	5,44696	0,96150	0,51389	1,04635
DRAGADOS	3,65533	1,28590	1,83183	0,66599
HUARTE	5,00379	0,35690	1,50286	0,33779
METROVACESA	2,77578	0,99630	0,81477	0,42793
URALITA	5,15277	0,62620	1,05176	-1,74137
URBIS	5,46577	0,90020	-0,15351	-0,81525
VALLEHERMOSO	4,75341	0,49010	0,64664	1,15684
CORP. FIN. ALBA	2,98650	0,94050	0,50314	0,02720
SARRIO	4,03590	-0,29120	-0,37774	-0,14712
ENCE	5,43057	0,56460	-5,54667	4,21181
REPSOL	2,29832	0,23750	0,64329	0,17458
MAPFRE	3,52505	0,83890	0,86328	-0,06677
ACERINOX	4,66681	1,40720	-0,34630	-0,12487
NISSAN	4,02033	-1,33580	-0,90783	0,23701
ACESA	2,05474	0,77810	0,83374	0,26351
TELEFONICA	1,40120	0,33720	0,76173	0,31164

Tabla XIII-25

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Modelo factorial (Componentes principales)

(con 160 observaciones. CT con medias)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. VALENCIA	2,31840	0,76840	0,40068	0,07058
FECSA	2,19998	0,39780	0,84325	-0,05968
IBERDUERO (IBERDROLA I)	1,80486	0,39350	0,78941	-0,05567
SEVILLANA	2,25078	0,23300	0,43788	-0,15619
AGUILA	3,35259	0,12340	-0,57669	0,94769
CAMPOFRIO	1,78247	0,96820	1,25096	-0,50864
EBRO	4,09968	0,90510	0,62562	-0,78912
AGROMAN	6,14628	0,40390	-0,42979	-0,17803
CRISTALERIA	4,99488	1,37020	-0,22693	0,64988
HISALBA	5,72805	1,31450	-0,17692	0,48995
SOTOGRADE	5,45462	-0,04460	0,95736	1,89545
VALDERRIVAS	3,46497	-0,04800	0,49894	0,12492
GRAL. DE INVERSIONES	2,49349	-0,25170	-0,48425	-0,97220
ARGON	1,90650	1,25780	-1,07613	0,69429
CARBUROS METALICOS	3,51382	1,03200	-0,10113	-0,53103
CEPSA	1,71268	0,65930	-0,17536	0,15571
ERCROS	6,27957	-12,95950	1,41376	1,89066
SNIACE	6,31703	-2,97040	-3,00548	-4,07716
TAFISA	4,22872	1,64730	-0,23351	-1,15522
UNION Y EL FENIX	3,66529	1,30680	-0,39572	-0,13916
AMPER	4,66997	-1,98230	-0,65856	-1,52140
ASTURIANA DEL ZINC	5,88750	1,16980	-1,64598	0,04537
DURO FELGUERA	2,79748	0,63790	-0,02085	-0,84119
NUEVA MONTAÑA	4,79782	-1,10760	0,99582	0,17354
TUBACEX	4,65974	-1,58600	-1,52753	-3,59712
ZARDOYA-OTIS	2,29700	0,80840	-0,11386	-0,10146
TUDOR	2,69380	1,04830	-2,11576	0,99517
AUT. DEL MARE NOSTRUM	2,06145	0,70060	0,78519	0,05527
PROSEGUR	3,41597	0,69540	0,35487	-0,43397

Tabla XIII-25 (continuación)

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (160 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. ALICANTE	3,71%	1,30%	0,48%	0,32%	5,81%
B. ANDALUCIA	21,54%	10,09%	0,00%	0,00%	31,63%
B. CENTRAL (CEN-HISP)	24,81%	0,03%	3,56%	0,96%	29,36%
B. EXTERIOR	14,85%	1,56%	4,56%	0,80%	21,77%
B. PASTOR	27,51%	3,86%	0,36%	0,50%	32,23%
B. POPULAR	43,99%	7,35%	6,49%	0,08%	57,91%
B. SANTANDER	61,52%	2,39%	4,29%	1,73%	69,93%
BANESTO	43,41%	1,54%	0,53%	0,73%	46,21%
BBV	59,32%	2,07%	4,52%	3,28%	69,10%
B. FOMENTO	25,13%	0,76%	3,58%	2,05%	31,52%
BANKINTER	56,58%	2,18%	2,12%	0,40%	61,28%
E. R. ZARAGOZANAS	30,74%	3,49%	3,55%	0,02%	37,61%
ENDESA	29,70%	1,83%	4,59%	1,83%	37,95%
ENHER	15,70%	0,35%	0,05%	0,00%	16,10%
GESA	33,25%	2,62%	1,88%	0,52%	38,26%
H. CANTABRICO	40,67%	4,52%	0,02%	0,11%	45,31%
U. E. FENOSA	37,08%	1,59%	5,90%	0,00%	44,57%
TABACALERA	19,50%	2,95%	2,06%	0,14%	24,65%
VISCOFAN	25,26%	0,41%	1,22%	0,34%	27,23%
ASLAND	57,03%	1,78%	0,51%	2,10%	61,42%
DRAGADOS	44,32%	5,49%	11,13%	1,47%	62,41%
HUARTE	58,90%	0,30%	5,31%	0,27%	64,78%
METROVACESA	40,19%	5,18%	3,46%	0,96%	49,79%
URALITA	49,31%	0,73%	2,05%	5,63%	57,73%
URBIS	58,15%	1,58%	0,05%	1,29%	61,06%
VALLEHERMOSO	56,17%	0,60%	1,04%	3,33%	61,14%
CORP. FIN. ALBA	35,64%	3,53%	1,01%	0,00%	40,19%
SARRIO	46,36%	0,24%	0,41%	0,06%	47,07%
ENCE	32,34%	0,35%	33,74%	19,45%	85,88%
REPSOL	46,29%	0,49%	3,63%	0,27%	50,67%
MAPFRE	39,72%	2,25%	2,38%	0,01%	44,36%
ACERINOX	53,67%	4,88%	0,30%	0,04%	58,88%
NISSAN	34,24%	3,78%	1,75%	0,12%	39,88%
ACESA	31,29%	4,49%	5,15%	0,51%	41,45%
TELEFONICA	16,41%	0,95%	4,85%	0,81%	23,02%

Tabla XIII-26

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales. Grupos 1 y 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales) (160 observaciones)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. VALENCIA	39,09%	4,29%	1,17%	0,04%	44,59%
FECSA	40,20%	1,31%	5,91%	0,03%	47,45%
IBERDUERO (IBERDROLA I)	31,17%	1,48%	5,96%	0,03%	38,65%
SEVILLANA	40,06%	0,43%	1,52%	0,19%	42,20%
AGUILA	25,62%	0,03%	0,76%	2,05%	28,46%
CAMPOFRIO	16,00%	4,72%	7,88%	1,30%	29,90%
EBRO	37,81%	1,84%	0,88%	1,40%	41,94%
AGROMAN	66,65%	0,29%	0,33%	0,06%	67,32%
CRISTALERIA	60,63%	4,56%	0,13%	1,03%	66,34%
HISALBA	52,24%	2,75%	0,05%	0,38%	55,42%
SOTOGRADE	43,02%	0,00%	1,33%	5,19%	49,54%
VALDERRIVAS	48,39%	0,01%	1,00%	0,06%	49,46%
GRAL. DE INVERSIONES	19,67%	0,20%	0,74%	2,99%	23,60%
ARGON	15,29%	6,66%	4,87%	2,03%	28,85%
CARBUROS METALICOS	25,18%	2,17%	0,02%	0,58%	27,94%
CEPSA	19,97%	2,96%	0,21%	0,17%	23,30%
ERCROS	18,12%	77,19%	0,92%	1,64%	97,88%
SNIACE	40,64%	8,99%	9,20%	16,93%	75,75%
TAFISA	32,86%	4,99%	0,10%	2,45%	40,39%
UNION Y EL FENIX	33,16%	4,21%	0,39%	0,05%	37,80%
AMPER	39,19%	7,06%	0,78%	4,16%	51,19%
ASTURIANA DEL ZINC	44,51%	1,76%	3,48%	0,00%	49,75%
DURO FELGUERA	25,28%	1,31%	0,00%	2,29%	28,88%
NUEVA MONTAÑA	45,45%	2,42%	1,96%	0,06%	49,89%
TUBACEX	27,56%	3,19%	2,96%	16,42%	50,13%
ZARDOYA-OTIS	42,57%	5,27%	0,10%	0,08%	48,03%
TUDOR	15,46%	2,34%	9,53%	2,11%	29,44%
AUT. DEL MARE NOSTRUM	30,42%	3,51%	4,41%	0,02%	38,37%
PROSEGUR	30,78%	1,28%	0,33%	0,50%	32,89%
Cap. expl. total	37,35%	9,87%	3,55%	3,28%	54,05%

Tabla XIII-26 (continuación)

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales

Contraste de corte transversal con medias (Resumen metodología de MCO)

• Valores estimados de los parámetros

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	0,23161	-0,08527	0,01955	0,08010	-0,04310
Grupo 2	0,23690	-0,15502	-0,04667	0,02517	0,01079
Gr. 1 y 2	0,25895	-0,13523	0,00934	0,05026	0,07099

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	0,0956	0,0276	0,0275	0,0368	0,0362
Grupo 2	0,1098	0,0260	0,0185	0,0266	0,0292
Gr. 1 y 2	0,0829	0,0225	0,0173	0,0287	0,0282

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	2,423	-3,087	0,711	2,176	-1,192
Grupo 2	2,158	-5,965	-2,524	0,947	0,369
Gr. 1 y 2	3,122	-6,016	0,540	1,749	2,515

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	R	R		R	
Grupo 2	R	R	R		
Gr. 1 y 2	R	R			R

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-27

• APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales

Contraste de corte transversal con medias (Resumen metodología de MCG)

• Valores estimados de los parámetros

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	-0,05510	-0,00907	0,04244	0,10588	-0,03805
Grupo 2	0,32263	-0,17378	-0,05438	0,02451	0,00837
Gr. 1 y 2	-0,01515	-0,06624	0,02900	0,08192	0,07612

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	0,0603	0,0799	0,0784	0,0785	0,0783
Grupo 2	0,1363	0,0667	0,0610	0,0597	0,0598
Gr. 1 y 2	0,0529	0,0808	0,0798	0,0799	0,0797

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1	-0,913	-0,113	0,541	1,349	-0,486
Grupo 2	2,368	-2,603	-0,892	0,410	0,140
Gr. 1 y 2	-0,286	-0,820	0,363	1,025	0,955

Grupo	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4
Grupo 1					
Grupo 2	R	R			
Gr. 1 y 2					

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-28

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

Modelo factorial (Componentes principales)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. ALICANTE	0,47078	0,27288	-0,13851	1,27736
B. ANDALUCIA	4,27183	-0,37348	0,22045	0,45118
B. CENTRAL (CEN-HISP)	3,38109	1,15578	-0,04637	-0,35984
B. EXTERIOR	0,63716	0,67868	-0,12453	0,47103
B. PASTOR	4,28011	1,96982	0,33436	1,75531
B. POPULAR	6,28421	1,81926	1,17037	-0,42933
B. SANTANDER	7,61137	1,29794	0,13305	0,69180
BANESTO	9,06541	1,27866	3,10311	-0,63457
BBV	7,47167	0,29939	0,68300	-0,00515
B. FOMENTO	3,91185	0,65449	-0,70255	-2,02263
BANKINTER	8,64167	1,48840	0,68869	-0,58757
E. R. ZARAGOZANAS	5,82564	1,17804	1,35312	0,89362
ENDESA	3,95139	0,97845	1,77609	1,61279
ENHER	4,78852	0,81650	2,95901	1,43156
GESA	7,68620	2,12063	1,51661	-0,36928
H. CANTABRICO	5,87722	-0,20948	1,15508	3,03175
U. E. FENOSA	4,43332	0,76540	3,33598	3,01817
TABACALERA	6,06520	0,09747	3,07888	3,24869
VISCOFAN	8,02529	-1,46648	5,98605	2,44647
ASLAND	15,89826	0,15943	-5,17348	-5,25187
DRAGADOS	9,74438	4,39622	-2,86451	0,61425
HUARTE	13,37919	4,01429	-3,71339	0,34572
METROVACESA	7,17724	0,36945	-2,02016	2,11260
URALITA	14,76188	2,43230	1,35156	0,01191
URBIS	13,18978	1,15860	1,53697	-1,96252
VALLEHERMOSO	12,40072	0,41290	-6,81002	1,85899
CORP. FIN. ALBA	8,21448	1,27550	2,70317	1,51420
SARRIO	9,89420	-2,93009	2,14599	3,10504
ENCE	11,60154	-14,37323	-5,10472	3,59196
REPSOL	5,99403	-0,01120	0,27614	0,39597
MAPFRE	10,03707	0,05906	2,28134	-1,84172
ACERINOX	10,91104	1,21152	-3,27575	-2,41490
NISSAN	9,31062	-7,38472	6,53889	-7,90936
ACESA	4,65165	-0,54688	2,79958	2,38251
TELEFONICA	3,76262	0,26325	-1,13141	0,40451

Tabla XIII-29

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 1

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. ALICANTE	3,75%	1,26%	0,32%	27,58%	32,91%
B. ANDALUCIA	41,64%	0,32%	0,11%	0,46%	42,53%
B. CENTRAL (CEN-HISP)	40,85%	4,77%	0,01%	0,46%	46,09%
B. EXTERIOR	6,88%	7,81%	0,26%	3,76%	18,72%
B. PASTOR	32,82%	6,95%	0,20%	5,52%	45,50%
B. POPULAR	65,49%	5,49%	2,27%	0,31%	73,55%
B. SANTANDER	63,34%	1,84%	0,02%	0,52%	65,72%
BANESTO	60,16%	1,20%	7,05%	0,29%	68,70%
BBV	76,59%	0,12%	0,64%	0,00%	77,35%
B. FOMENTO	25,52%	0,71%	0,82%	6,82%	33,88%
BANKINTER	78,60%	2,33%	0,50%	0,36%	81,80%
E. R. ZARAGOZANAS	43,05%	1,76%	2,32%	1,01%	48,14%
ENDESA	35,13%	2,15%	7,10%	5,85%	50,24%
ENHER	25,50%	0,74%	9,74%	2,28%	38,25%
GESA	60,49%	4,60%	2,36%	0,14%	67,59%
H. CANTABRICO	56,06%	0,07%	2,17%	14,92%	73,21%
U. E. FENOSA	33,74%	1,01%	19,10%	15,64%	69,48%
TABACALERA	41,80%	0,01%	10,77%	11,99%	64,57%
VISCOFAN	43,15%	1,44%	24,01%	4,01%	72,61%
ASLAND	72,97%	0,01%	7,73%	7,96%	88,67%
DRAGADOS	57,32%	11,67%	4,95%	0,23%	74,17%
HUARTE	76,84%	6,92%	5,92%	0,05%	89,72%
METROVACESA	58,39%	0,15%	4,63%	5,06%	68,23%
URALITA	83,86%	2,28%	0,70%	0,00%	86,84%
URBIS	74,78%	0,58%	1,02%	1,66%	78,03%
VALLEHERMOSO	66,39%	0,07%	20,02%	1,49%	87,97%
CORP. FIN. ALBA	63,92%	1,54%	6,92%	2,17%	74,56%
SARRIO	59,44%	5,21%	2,80%	5,85%	73,31%
ENCE	34,72%	53,28%	6,72%	3,33%	98,05%
REPSOL	64,42%	0,00%	0,14%	0,28%	64,84%
MAPFRE	75,59%	0,00%	3,90%	2,54%	82,04%
ACERINOX	61,94%	0,76%	5,58%	3,03%	71,32%
NISSAN	32,55%	20,48%	16,05%	23,49%	92,56%
ACESA	35,28%	0,49%	12,78%	9,26%	57,81%
TELEFONICA	30,17%	0,15%	2,73%	0,35%	33,40%
Cap. expl. total	57,35%	7,96%	6,89%	4,51%	76,70%

Tabla XIII-30

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

Modelo factorial (Componentes principales)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. VALENCIA	5,21850	0,62923	0,06017	0,89432
FECSA	6,85181	0,76940	-0,58893	-1,34947
IBERDUERO (IBERDROLA I)	3,06526	0,65483	-1,76113	1,40126
SEVILLANA	6,01281	-0,06207	-0,21309	2,01104
AGUILA	11,47553	0,76963	-0,34740	-3,36310
CAMPOFRIO	5,72904	1,61693	3,32540	-1,26904
EBRO	10,12915	2,34640	1,80344	3,63055
AGROMAN	17,78169	9,08413	-15,86142	-7,55486
CRISTALERIA	13,55652	3,81856	5,68799	-4,52269
HISALBA	14,87135	3,23255	3,43672	-1,57179
SOTOGRADE	10,53471	3,62618	7,02836	-1,08047
VALDERRIVAS	8,13599	0,93120	0,51849	-1,55877
GRAL. DE INVERSIONES	7,29772	1,73059	0,19837	3,91658
ARGON	4,23226	1,71516	0,16838	2,52970
CARBUROS METALICOS	7,55072	4,11004	0,06048	1,97346
CEPSA	4,46353	1,97005	0,85196	-0,12952
ERCROS	20,61285	-22,44520	-0,77698	-5,23146
SNIACE	21,47717	-2,17461	-6,03057	10,90913
TAFISA	12,06631	4,85549	2,28242	2,17099
UNION Y EL FENIX	11,16639	1,22535	-1,28137	2,69787
AMPER	14,14761	-3,93273	-1,96595	2,69322
ASTURIANA DEL ZINC	14,29009	4,27501	4,49466	-3,52173
DURO FELGUERA	7,75170	0,61060	3,17671	3,36271
NUEVA MONTAÑA	10,54601	-0,38919	1,10738	-1,34454
TUBACEX	16,52109	-1,47063	2,79985	2,98612
ZARDOYA-OTIS	4,97823	1,09417	0,11758	0,22766
TUDOR	9,42524	1,57891	3,47785	-4,00362
AUT. DEL MARE NOSTRUM	2,73545	0,92103	-0,11038	1,90980
PROSEGUR	8,45086	1,60305	3,13322	-1,61455

Tabla XIII-31

• APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupo 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. VALENCIA	45,35%	0,66%	0,01%	1,33%	47,35%
FECSA	55,27%	0,70%	0,41%	2,14%	58,52%
IBERDUERO (IBERDROLA I)	22,10%	1,01%	7,30%	4,62%	35,03%
SEVILLANA	54,17%	0,01%	0,07%	6,06%	60,31%
AGUILA	50,32%	0,23%	0,05%	4,32%	54,91%
CAMPOFRIO	31,82%	2,53%	10,72%	1,56%	46,63%
EBRO	57,70%	3,10%	1,83%	7,41%	70,04%
AGROMAN	44,02%	11,49%	35,02%	7,95%	98,48%
CRISTALERIA	62,77%	4,98%	11,05%	6,99%	85,79%
HISALBA	70,35%	3,32%	3,76%	0,79%	78,22%
SOTOGRADE	46,03%	5,45%	20,49%	0,48%	72,46%
VALDERRIVAS	47,60%	0,62%	0,19%	1,75%	50,16%
GRAL. DE INVERSIONES	34,78%	1,96%	0,03%	10,02%	46,78%
ARGON	17,27%	2,84%	0,03%	6,17%	26,30%
CARBUROS METALICOS	33,40%	9,90%	0,00%	2,28%	45,58%
CEPSA	34,37%	6,70%	1,25%	0,03%	42,35%
ERCROS	44,02%	52,19%	0,06%	2,84%	99,10%
SNIACE	65,64%	0,67%	5,18%	16,93%	88,42%
TAFISA	60,97%	9,87%	2,18%	1,97%	75,00%
UNION Y EL FENIX	65,36%	0,79%	0,86%	3,82%	70,82%
AMPER	69,32%	5,36%	1,34%	2,51%	78,53%
ASTURIANA DEL ZINC	59,69%	5,34%	5,91%	3,63%	74,57%
DURO FELGUERA	34,95%	0,22%	5,87%	6,58%	47,61%
NUEVA MONTAÑA	78,54%	0,11%	0,87%	1,28%	80,79%
TUBACEX	65,53%	0,52%	1,88%	2,14%	70,07%
ZARDOYA-OTIS	54,14%	2,62%	0,03%	0,11%	56,90%
TUDOR	41,10%	1,15%	5,60%	7,42%	55,27%
AUT. DEL MARE NOSTRUM	17,11%	1,94%	0,03%	8,34%	27,41%
PROSEGUR	41,38%	1,49%	5,69%	1,51%	50,07%
Cap. expl. total	52,43%	10,62%	6,83%	5,29%	75,18%

Tabla XIII-32

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupos 1 y 2

Modelo factorial (Componentes principales)

TITULO	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
B. ALICANTE	0,50710	0,31430	0,44200	0,24811
B. ANDALUCIA	4,15080	0,79010	1,02720	-0,36145
B. CENTRAL (CEN-HISP)	3,48930	-0,24580	1,06310	0,71925
B. EXTERIOR	0,51120	0,46220	0,58350	0,30075
B. PASTOR	4,29390	0,10990	2,36140	-0,77217
B. POPULAR	5,70480	2,21090	1,01650	1,71869
B. SANTANDER	6,95750	2,78620	1,96690	0,67978
BANESTO	9,69790	-2,54060	0,66510	1,46286
BBV	7,07980	1,38290	1,60830	1,22822
B. FOMENTO	3,80000	0,78490	0,23920	0,33088
BANKINTER	8,61540	0,81720	0,68470	1,01612
E. R. ZARAGOZANAS	5,69130	-0,32140	1,70160	1,61332
ENDESA	3,44970	0,57880	0,79120	1,76873
ENHER	4,40240	1,52120	2,38290	-0,12440
GESA	7,66700	0,67240	3,10760	-0,66504
H. CANTABRICO	5,63420	1,45560	0,52700	2,76022
U. E. FENOSA	4,27630	0,16050	0,72660	3,61382
TABACALERA	5,53680	1,21230	3,24820	2,31490
VISCOFAN	7,25980	1,94210	1,31710	3,92217
ASLAND	14,71770	5,89220	-4,21190	-4,76536
DRAGADOS	8,75180	2,06600	3,31460	-0,83164
HUARTE	12,75370	4,19260	1,82880	-2,76397
METROVACESA	6,82620	1,70420	1,14010	-1,07007
URALITA	14,63990	2,53760	1,41570	1,83710
URBIS	12,89950	2,70890	-0,59400	-0,05128
VALLEHERMOSO	11,53620	4,52950	-0,77060	-1,96997
CORP. FIN. ALBA	8,03750	1,37320	3,65870	0,73953
SARRIO	10,01660	-0,60900	-2,71250	1,97378
ENCE	11,95840	-0,89180	-6,96530	-0,64227
REPSOL	5,50790	1,61810	0,50500	-0,43928
MAPFRE	9,46420	2,32550	-1,15290	1,44221
ACERINOX	10,77300	3,77230	1,80730	-4,09887
NISSAN	9,92710	-4,09930	-1,06190	-0,37803
ACESA	4,30940	0,94180	0,79110	3,31223
TELEFONICA	3,57540	0,41650	-0,33280	1,64974

Tabla XIII-33

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupos 1 y 2

Modelo factorial (Componentes principales)

TITULO	b_1	b_2	b_3	b_4
B. VALENCIA	5,35520	0,03690	0,33280	1,20575
FECSA	7,03240	0,26950	0,44280	0,08409
IBERDUERO (IBERDROLA I)	3,30760	0,36090	-1,05820	2,92449
SEVILLANA	6,03220	-0,77140	0,77030	2,95288
AGUILA	11,44580	-0,43780	-0,25590	-2,56775
CAMPOFRIO	6,09000	1,54120	3,75830	-1,19109
EBRO	10,50600	1,20400	2,87420	4,87234
AGROMAN	18,50620	6,18380	-16,28850	-3,42075
CRISTALERIA	14,08190	2,60150	4,31020	-3,42180
HISALBA	14,59310	0,98780	2,12050	-2,62871
SOTOGRADE	11,00000	3,17230	4,96610	-3,06020
VALDERRIVAS	8,33610	0,28870	0,62090	-0,83663
GRAL. DE INVERSIONES	7,20870	0,23250	1,08190	4,29035
ARGON	4,09190	0,37520	-0,21410	2,16326
CARBUROS METALICOS	7,63440	2,84750	0,26660	1,65519
CEPSA	4,42180	0,92970	0,60290	0,35740
ERCROS	18,20030	-23,36120	1,58300	-6,62471
SNIAE	20,14670	-7,38000	-7,13730	8,35312
TAFISA	12,43640	3,51550	2,08420	1,53166
UNION Y EL FENIX	11,08020	-0,35610	-0,74460	2,90279
AMPER	13,74730	-5,42470	-0,12170	3,59067
ASTURIANA DEL ZINC	14,38970	2,20210	1,34660	-4,68340
DURO FELGUERA	8,03790	-0,08160	3,97630	4,59809
NUEVA MONTAÑA	10,36080	-1,53260	0,87830	-1,35419
TUBACEX	15,86710	-4,11080	0,64070	0,87694
ZARDOYA-OTIS	5,20920	0,96290	0,50290	0,43048
TUDOR	9,31310	-0,02130	2,20730	-3,81338
AUT. DEL MARE NOSTRUM	2,99490	0,84080	0,71800	3,05825
PROSEGUR	8,54120	0,79330	2,09010	-2,17939

Tabla XIII-33 (continuación)

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupos 1 y 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. ALICANTE	4,35%	1,67%	3,30%	1,04%	10,36%
B. ANDALUCIA	39,31%	1,42%	2,41%	0,30%	43,44%
B. CENTRAL (CEN-HISP)	43,50%	0,22%	4,04%	1,85%	49,61%
B. EXTERIOR	4,43%	3,62%	5,77%	1,53%	15,36%
B. PASTOR	33,04%	0,02%	9,99%	1,07%	44,12%
B. POPULAR	53,97%	8,11%	1,71%	4,90%	68,69%
B. SANTANDER	52,92%	8,49%	4,23%	0,51%	66,14%
BANESTO	68,84%	4,72%	0,32%	1,57%	75,46%
BBV	68,76%	2,62%	3,55%	2,07%	77,00%
B. FOMENTO	24,08%	1,03%	0,10%	0,18%	25,38%
BANKINTER	78,12%	0,70%	0,49%	1,09%	80,41%
E. R. ZARAGOZANAS	41,09%	0,13%	3,67%	3,30%	48,19%
ENDESA	26,78%	0,75%	1,41%	7,04%	35,98%
ENHER	21,55%	2,57%	6,31%	0,02%	30,46%
GESA	60,19%	0,46%	9,89%	0,45%	71,00%
H. CANTABRICO	51,52%	3,44%	0,45%	12,36%	67,77%
U. E. FENOSA	31,39%	0,04%	0,91%	22,42%	54,76%
TABACALERA	34,83%	1,67%	11,99%	6,09%	54,58%
VISCOFAN	35,31%	2,53%	1,16%	10,31%	49,31%
ASLAND	62,53%	10,02%	5,12%	6,56%	84,23%
DRAGADOS	46,24%	2,58%	6,63%	0,42%	55,87%
HUARTE	69,82%	7,55%	1,44%	3,28%	82,08%
METROVACESA	52,82%	3,29%	1,47%	1,30%	58,88%
URALITA	82,48%	2,48%	0,77%	1,30%	87,03%
URBIS	71,53%	3,15%	0,15%	0,00%	74,83%
VALLEHERMOSO	57,45%	8,86%	0,26%	1,68%	68,24%
CORP. FIN. ALBA	61,20%	1,79%	12,68%	0,52%	76,18%
SARRIO	60,92%	0,23%	4,47%	2,37%	67,98%
ENCE	36,88%	0,21%	12,51%	0,11%	49,71%
REPSOL	54,39%	4,69%	0,46%	0,35%	59,89%
MAPFRE	67,20%	4,06%	1,00%	1,56%	73,82%
ACERINOX	60,38%	7,40%	1,70%	8,74%	78,22%
NISSAN	37,00%	6,31%	0,42%	0,05%	43,79%
ACESA	30,28%	1,45%	1,02%	17,89%	50,64%
TELEFONICA	27,24%	0,37%	0,24%	5,80%	33,65%

Tabla XIII-34

- APT (1,990-93)

Rentabilidades mensuales. Grupos 1 y 2

Capacidades explicativas de los factores (Componentes principales)

TITULO	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	Exp. total
B. VALENCIA	47,76%	0,00%	0,18%	2,42%	50,36%
FECSA	58,22%	0,09%	0,23%	0,01%	58,54%
IBERDUERO (IBERDROLA I)	25,74%	0,31%	2,63%	20,12%	48,80%
SEVILLANA	54,52%	0,89%	0,89%	13,07%	69,37%
AGUILA	50,05%	0,07%	0,03%	2,52%	52,67%
CAMPOFRIO	35,95%	2,30%	13,69%	1,38%	53,32%
EBRO	62,07%	0,82%	4,65%	13,35%	80,89%
AGROMAN	47,68%	5,32%	36,94%	1,63%	91,57%
CRISTALERIA	67,73%	2,31%	6,35%	4,00%	80,38%
HISALBA	67,74%	0,31%	1,43%	2,20%	71,68%
SOTOGRADE	50,19%	4,17%	10,23%	3,88%	68,48%
VALDERRIVAS	49,97%	0,06%	0,28%	0,50%	50,81%
GRAL. DE INVERSIONES	33,93%	0,04%	0,76%	12,02%	46,75%
ARGON	16,14%	0,14%	0,04%	4,51%	20,84%
CARBUROS METALICOS	34,14%	4,75%	0,04%	1,60%	40,54%
CEPSA	33,73%	1,49%	0,63%	0,22%	36,07%
ERCROS	34,31%	56,53%	0,26%	4,55%	95,66%
SNIACE	57,76%	7,75%	7,25%	9,93%	82,69%
TAFISA	64,77%	5,18%	1,82%	0,98%	72,75%
UNION Y EL FENIX	64,35%	0,07%	0,29%	4,42%	69,13%
AMPER	65,45%	10,19%	0,01%	4,47%	80,11%
ASTURIANA DEL ZINC	60,53%	1,42%	0,53%	6,41%	68,89%
DURO FELGUERA	37,58%	0,00%	9,20%	12,30%	59,08%
NUEVA MONTAÑA	75,81%	1,66%	0,54%	1,30%	79,30%
TUBACEX	60,45%	4,06%	0,10%	0,18%	64,79%
ZARDOYA-OTIS	59,28%	2,03%	0,55%	0,40%	62,26%
TUDOR	40,13%	0,00%	2,25%	6,73%	49,12%
AUT. DEL MARE NOSTRUM	20,51%	1,62%	1,18%	21,38%	44,69%
PROSEGUR	42,27%	0,36%	2,53%	2,75%	47,92%
Cap. expl. total	51,99%	8,11%	5,24%	4,13%	69,46%

Tabla XIII-34 (continuación)

• APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

Contraste de corte transversal con medias (Resumen metodología de MCO)

• Valores estimados de los parámetros

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	1,33941	-0,14422	0,07312	-0,04435	-0,04397
Grupo 2	0,69720	-0,15890	-0,02832	-0,10071	-0,03887
Gr. 1 y 2	1,41895	-0,19696	0,00962	-0,08215	-0,05538

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	0,4527	0,0526	0,0551	0,0637	0,0786
Grupo 2	0,4867	0,0426	0,0406	0,0495	0,0540
Gr. 1 y 2	0,3592	0,0363	0,0372	0,0488	0,0535

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	2,959	-2,744	1,327	-0,697	-0,559
Grupo 2	1,432	-3,733	-0,697	-2,035	-0,720
Gr. 1 y 2	3,950	-5,421	0,259	-1,682	-1,035

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	R	R			
Grupo 2		R			
Gr. 1 y 2	R	R			

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-35

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

Contraste de corte transversal con medias (Resumen metodología de MCG)

• Valores estimados de los parámetros

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	-1,08552	0,11531	0,11093	0,08703	0,11730
Grupo 2	1,56214	-0,22825	-0,05501	-0,12775	-0,05114
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

• Desviación estándar de los estimadores de los parámetros

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	0,6073	0,9061	0,9038	0,9044	0,9047
Grupo 2	0,4319	0,2486	0,2466	0,2466	0,2463
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

• Valor de la t experimental y prueba de significación para error $\alpha = 5\%$

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1	-1,787	0,127	0,123	0,096	0,130
Grupo 2	3,617	-0,918	-0,223	-0,518	-0,208
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

Grupo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Grupo 1					
Grupo 2	R				
Gr. 1 y 2	-	-	-	-	-

R: Se rechaza la hipótesis de no significación del parámetro estimado

Tabla XIII-36

- APT (1.990-92)

Rentabilidades semanales

Correlaciones: Factores APT - Variables

• Grupo 1

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,0440	-0,0799	0,0580	-0,0516
IPC (versión b)	0,0567	0,0692	-0,0058	-0,0644
IPI (versión a)	-0,1317	0,1612	-0,0503	0,0889
IPI (versión b)	-0,1031	0,1600	-0,0858	0,0738
R _o -R _e (versión a)	0,2540	0,1600	-0,0333	0,0326
R _o -R _e (versión b)	0,2539	0,1601	-0,0334	0,0325
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,2788	-0,0838	0,0034	-0,0968
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,2785	-0,0837	0,0034	-0,0967
R* no ponderada	0,9797	0,0902	-0,0096	0,0284

• Grupo 2

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,0677	0,1533	-0,0295	-0,0941
IPC (versión b)	0,0372	0,0876	-0,0071	-0,0490
IPI (versión a)	-0,1374	-0,1503	0,1174	0,0597
IPI (versión b)	-0,1283	-0,1058	0,1215	0,0129
R _o -R _e (versión a)	0,2952	0,1675	-0,0034	-0,0551
R _o -R _e (versión b)	0,2951	0,1674	-0,0035	-0,0552
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,2928	-0,0848	-0,0309	0,0572
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,2924	-0,0848	-0,0309	0,0573
R* no ponderada	0,9814	0,0351	0,0560	0,0585

• Grupos 1 y 2

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,0591	-0,1316	0,1031	-0,0563
IPC (versión b)	0,0464	0,0051	0,0968	0,0191
IPI (versión a)	-0,1366	0,1859	-0,0550	0,1768
IPI (versión b)	-0,1193	0,1652	-0,0303	0,1718
R _o -R _e (versión a)	0,2837	0,0981	0,1802	-0,0016
R _o -R _e (versión b)	0,2836	0,0982	0,1802	-0,0017
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,2921	-0,0502	-0,0905	-0,0290
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,2917	-0,0501	-0,0904	-0,0290
R* no ponderada	0,9967	0,0050	0,0237	0,0585

Tabla XIII-37

- APT (1.990-93)

Rentabilidades semanales

Correlaciones: Factores APT - Variables

• Grupo 1

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,0184	-0,0678	-0,1209	0,0700
IPC (versión b)	0,0871	0,0117	-0,1039	0,0730
IPI (versión a)	0,0122	0,1051	0,1122	0,1141
IPI (versión b)	-0,0303	0,1064	0,1287	0,1271
R _o -R _e (versión a)	0,3044	0,1362	-0,0500	-0,0202
R _o -R _e (versión b)	0,3044	0,1361	-0,0500	-0,0202
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,2089	-0,0868	0,0649	-0,1298
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,2089	-0,0868	0,0648	-0,1297
R* no ponderada	0,9734	0,0479	0,0006	-0,0309

• Grupo 2

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,0617	0,0621	0,0549	-0,2006
IPC (versión b)	0,0404	0,1007	0,0923	-0,1759
IPI (versión a)	-0,0705	0,0284	0,1622	0,0539
IPI (versión b)	-0,0792	-0,0339	0,0678	0,0352
R _o -R _e (versión a)	0,3018	0,1183	-0,1016	0,1303
R _o -R _e (versión b)	0,3019	0,1181	-0,1018	0,1303
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,2049	-0,1722	0,0822	0,0764
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,2048	-0,1722	0,0823	0,0763
R* no ponderada	0,9465	0,2160	0,0129	-0,0018

• Grupos 1 y 2

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,0423	0,0772	-0,0539	0,0919
IPC (versión b)	0,0658	0,1001	0,0012	0,0834
IPI (versión a)	-0,0343	0,0676	0,1982	0,1437
IPI (versión b)	-0,0606	0,0030	0,1799	0,0669
R _o -R _e (versión a)	0,3158	0,0695	0,0262	-0,1661
R _o -R _e (versión b)	0,3159	0,0692	0,0261	-0,1662
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,2184	-0,1370	-0,0548	0,1050
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,2184	-0,1370	-0,0547	0,1051
R* no ponderada	0,9937	0,0749	0,0433	0,0065

Tabla XIII-38

- APT (1.990-93)

Rentabilidades mensuales

Correlaciones: Factores APT - Variables

• Grupo 1

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,0384	-0,0886	-0,2666	0,3034
IPC (versión b)	0,0999	0,0307	-0,2158	0,1658
IPI (versión a)	0,0026	0,2656	-0,0883	-0,0775
IPI (versión b)	-0,0275	0,2788	-0,1069	-0,1227
R _o -R _c (versión a)	0,4993	0,2199	0,1779	0,1273
R _o -R _c (versión b)	0,4994	0,2197	0,1779	0,1275
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,3317	-0,1860	0,1659	-0,2678
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,3317	-0,1858	0,1659	-0,2678
R* no ponderada	0,9777	-0,0127	0,0845	0,0117

• Grupo 2

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-0,1240	0,1943	-0,0548	-0,2983
IPC (versión b)	0,0162	0,2022	-0,0580	-0,3913
IPI (versión a)	-0,1204	0,0595	0,1804	-0,1896
IPI (versión b)	-0,0914	-0,0204	0,0605	-0,0754
R _o -R _c (versión a)	0,4790	0,1035	-0,0407	0,2307
R _o -R _c (versión b)	0,4792	0,1030	-0,0408	0,2306
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-0,2670	-0,3915	-0,1495	-0,2131
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-0,2670	-0,3915	-0,1494	-0,2134
R* no ponderada	0,9708	0,1345	0,0595	0,0012

• Grupos 1 y 2

VARIABLE	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
IPC (versión a)	-	-	-	-
IPC (versión b)	-	-	-	-
IPI (versión a)	-	-	-	-
IPI (versión b)	-	-	-	-
R _o -R _c (versión a)	-	-	-	-
R _o -R _c (versión b)	-	-	-	-
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión a)	-	-	-	-
R _{o,largo} -R _{o,corto} (versión b)	-	-	-	-
R* no ponderada	-	-	-	-

Tabla XIII-39

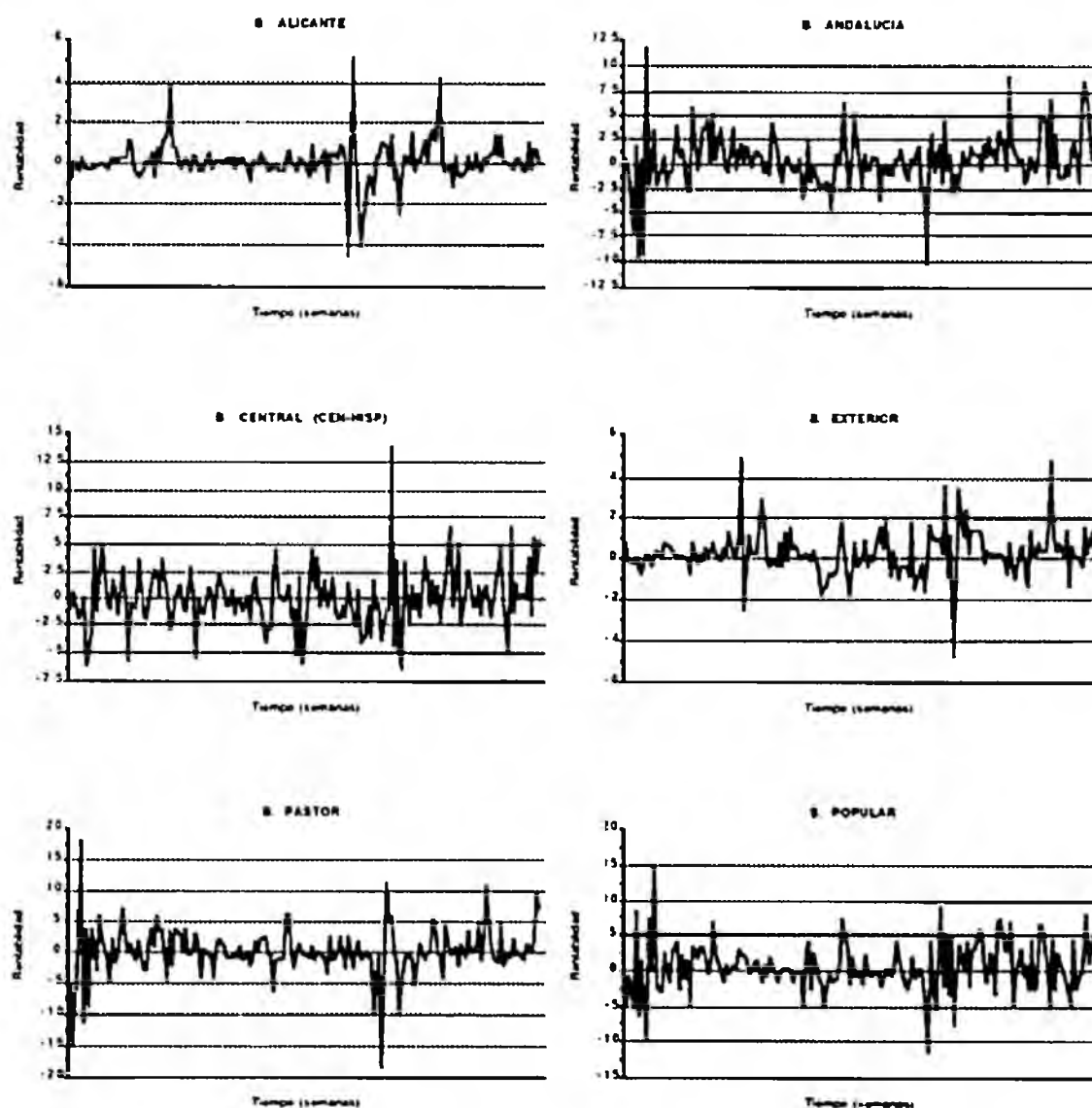
APÉNDICE 2

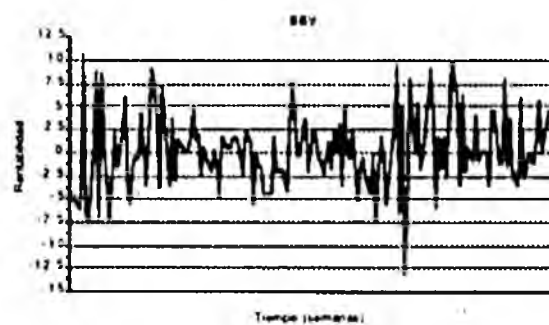
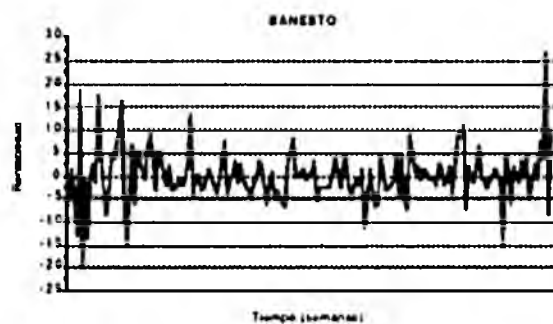
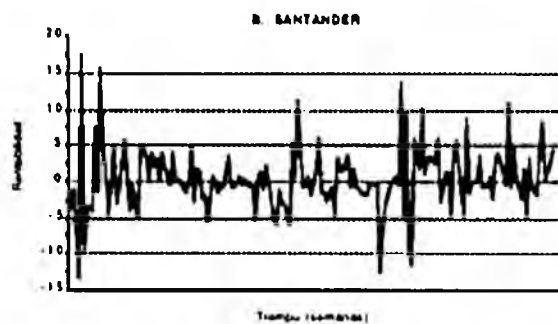
GRAFICOS

Apartado VIII-1. Visión gráfica de la evolución temporal de las rentabilidades semanales (VIII-90 a VIII-93)

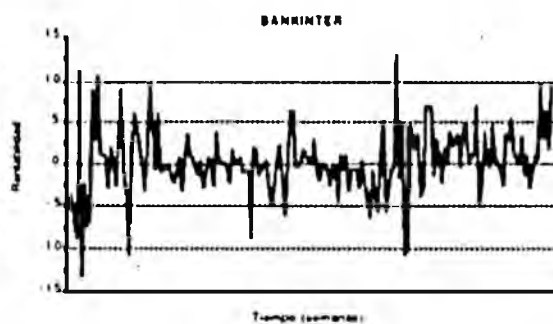
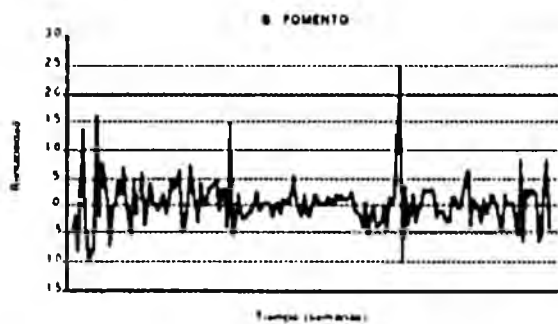
- Grupo 1

• Bancos comerciales

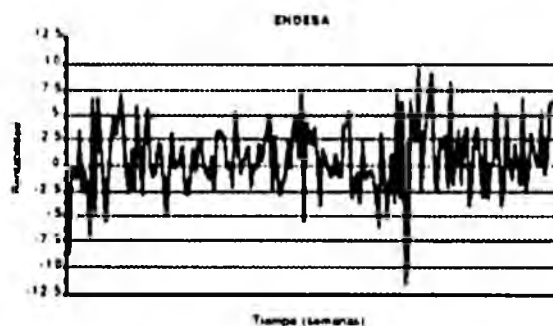
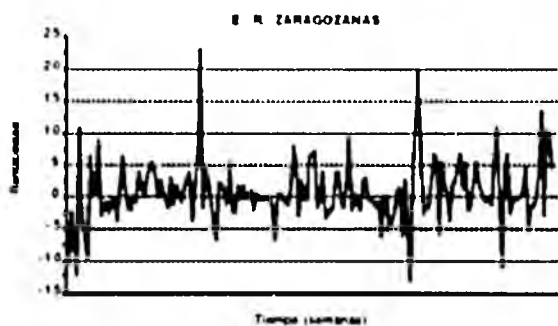


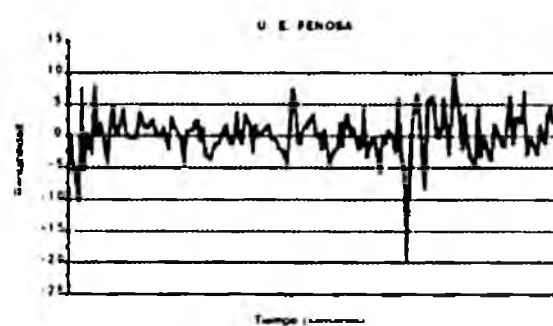
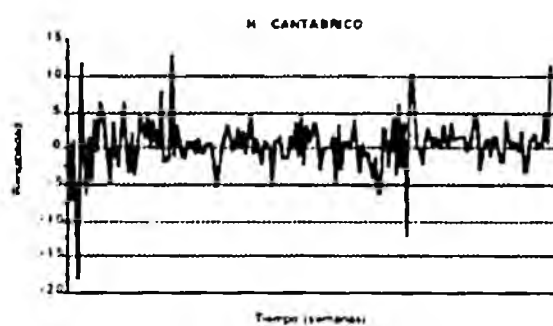
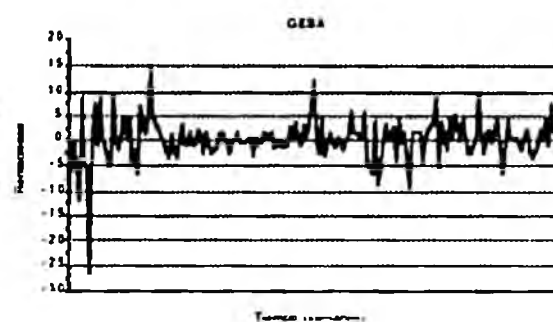
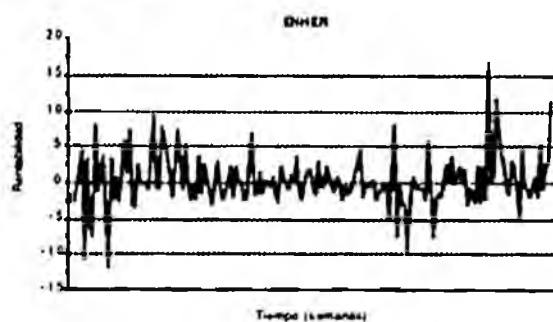


• Bancos industriales

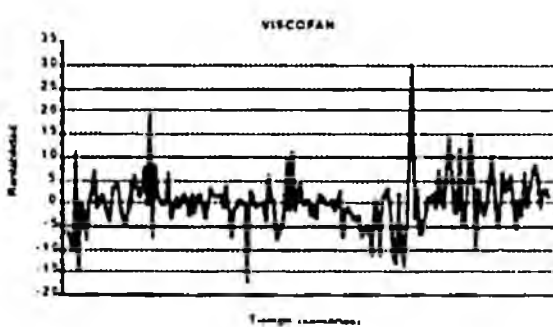
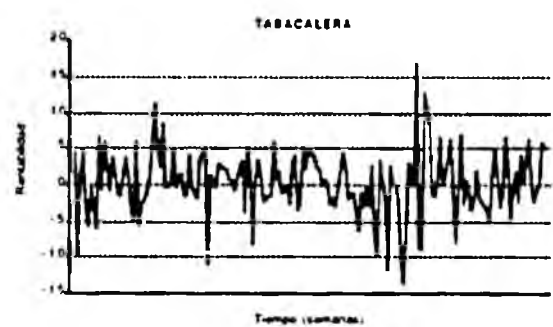


• Agua, Electricidad y Gas

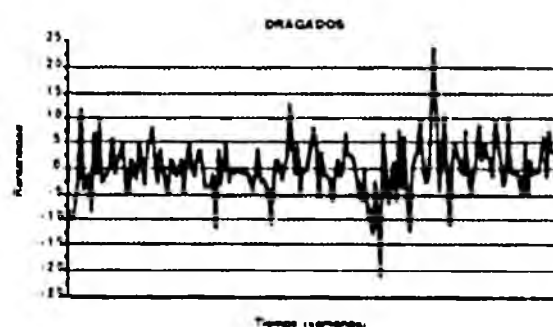
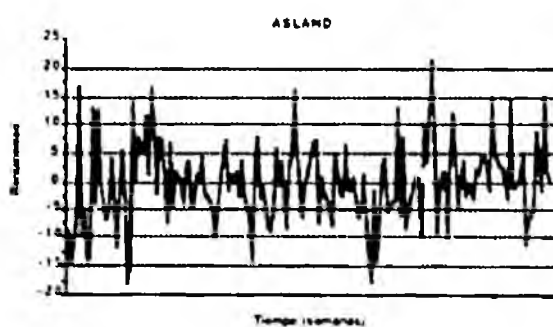


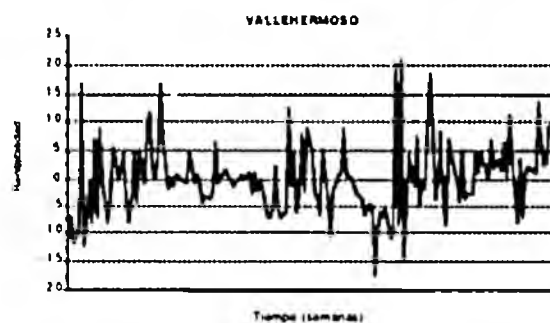
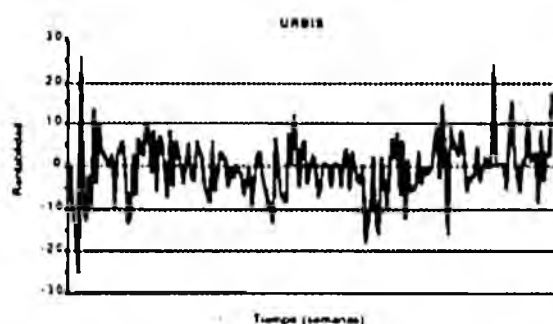
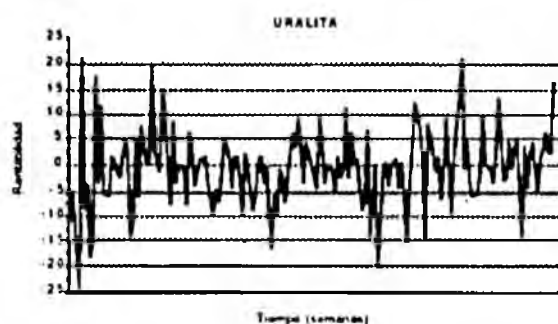
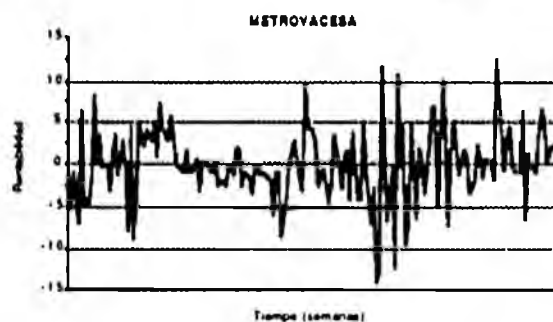
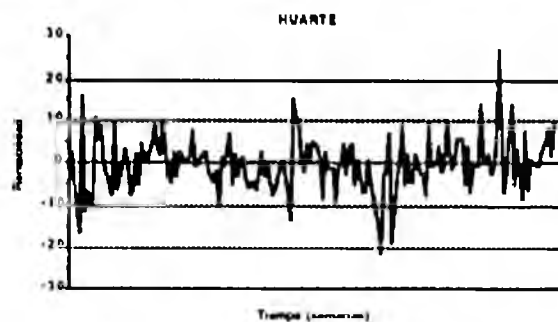


• Agricultura y Alimentación

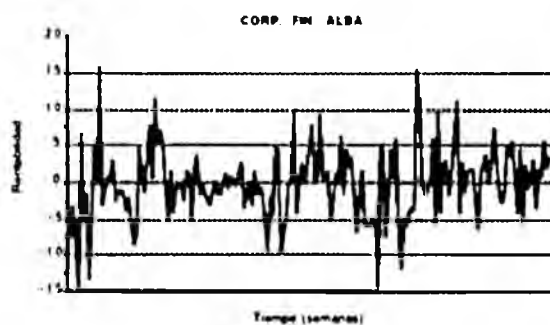


• Construcción

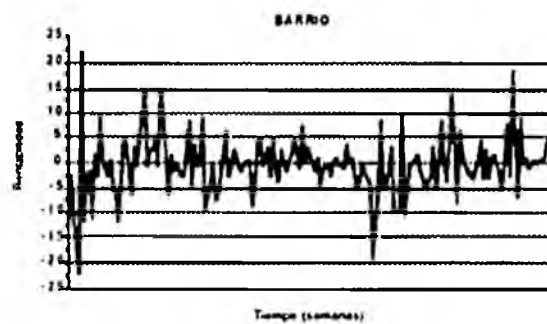




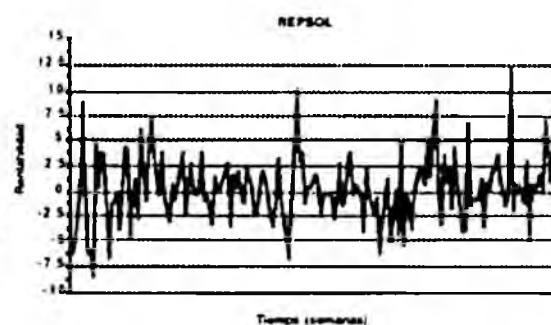
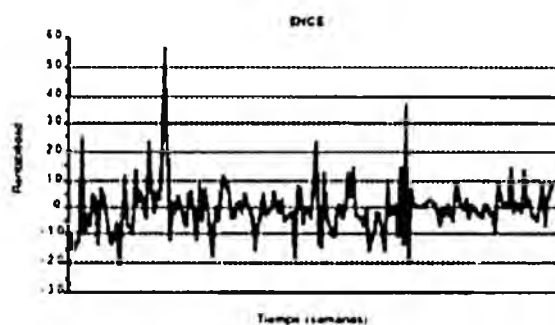
• Inversión mobiliaria



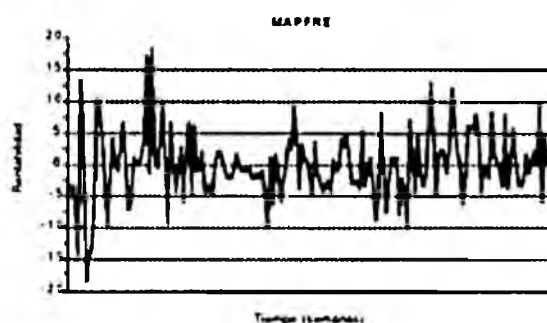
- Papel y Artes gráficas



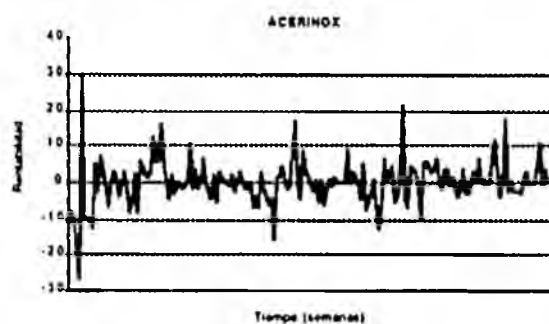
- Químicas y Textiles



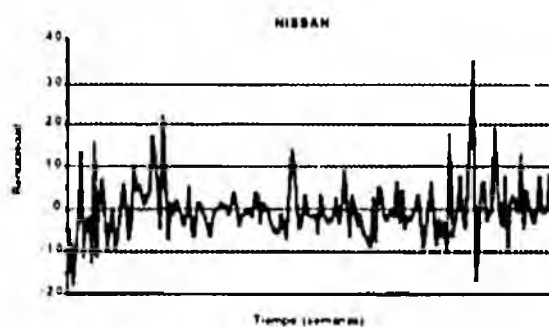
- Seguros



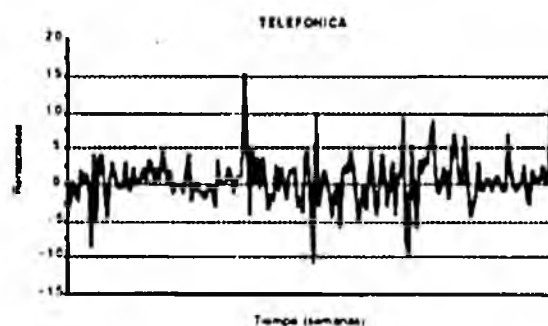
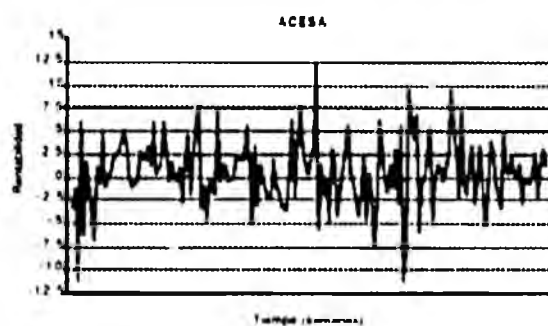
- Siderometalúrgicas

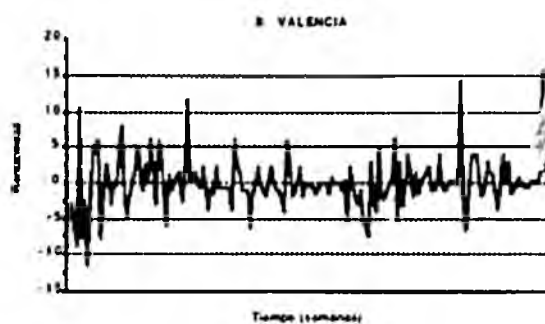
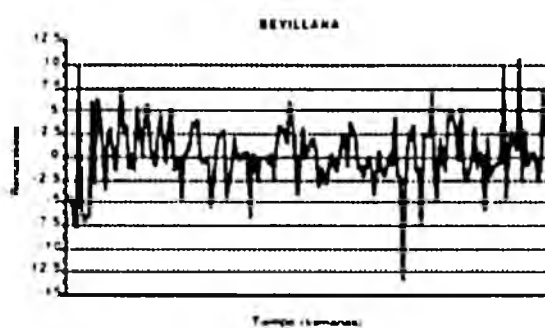
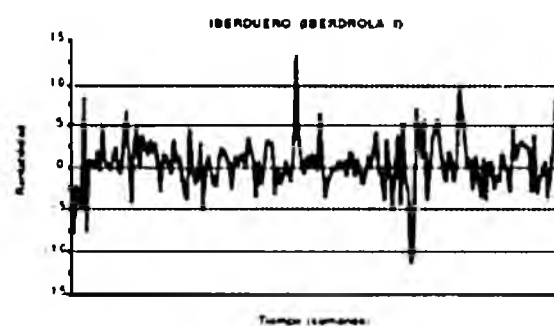
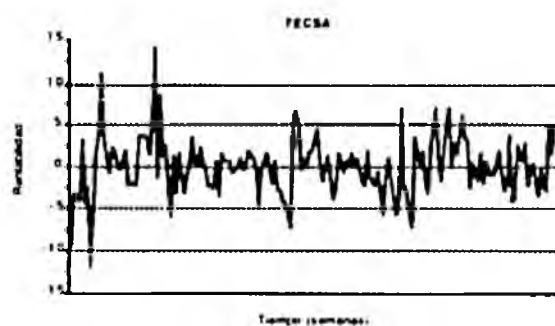


- Industria del automóvil

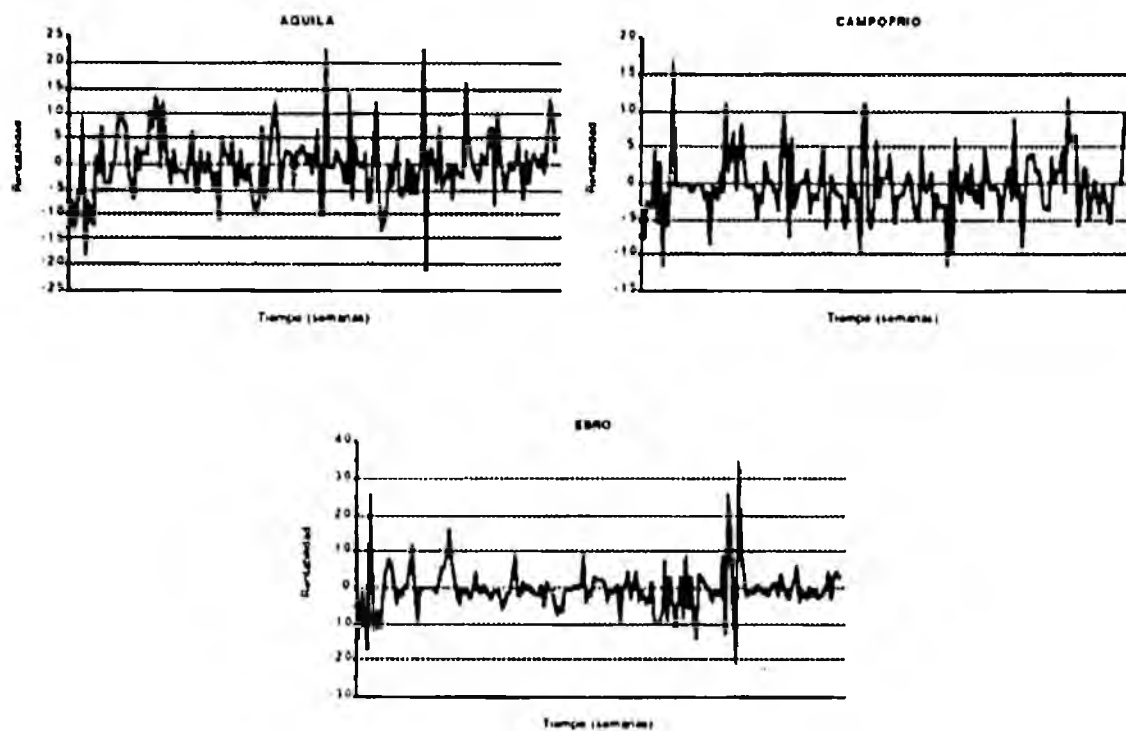


- Comunicaciones

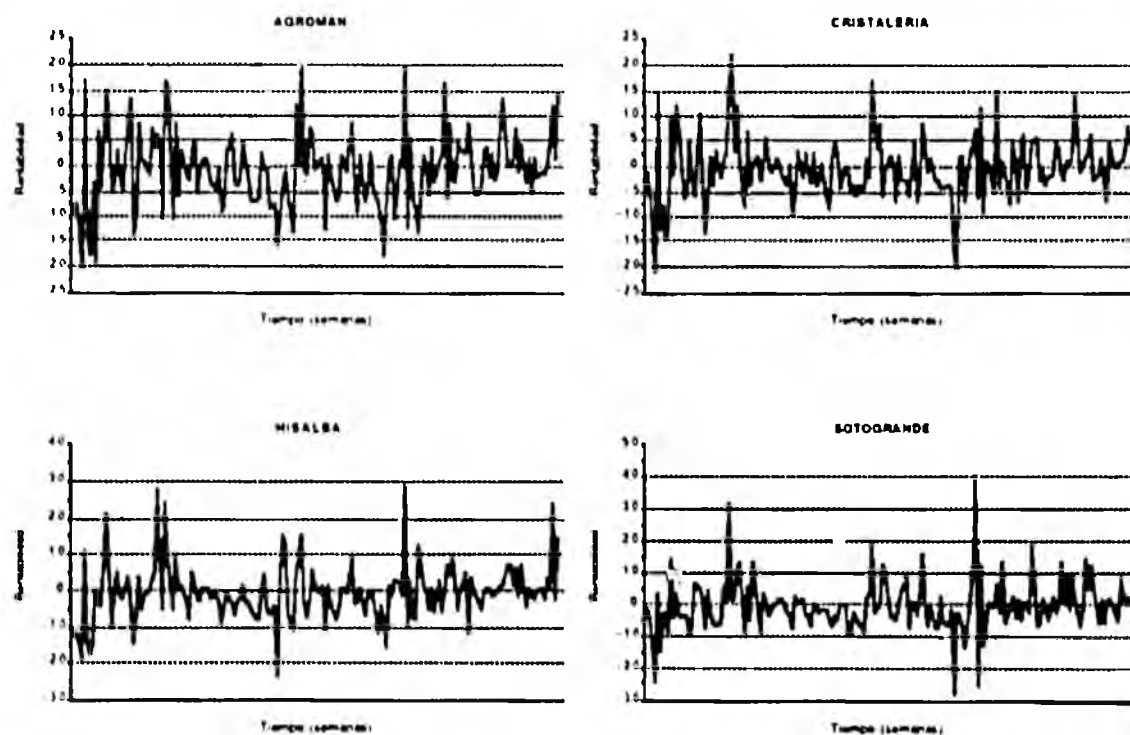


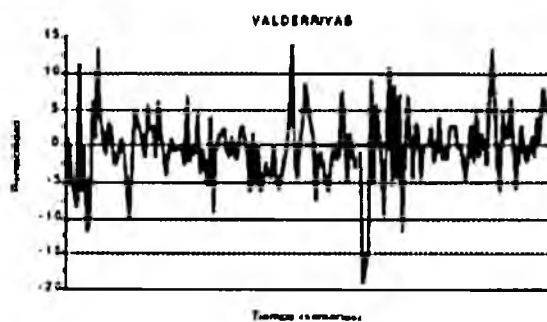
- Grupo 2**• Bancos comerciales****• Agua, Electricidad y Gas**

• Agricultura y Alimentación

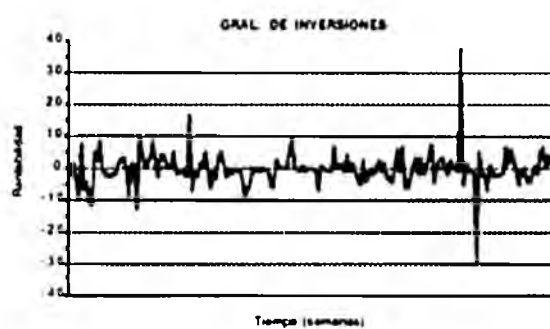


• Construcción

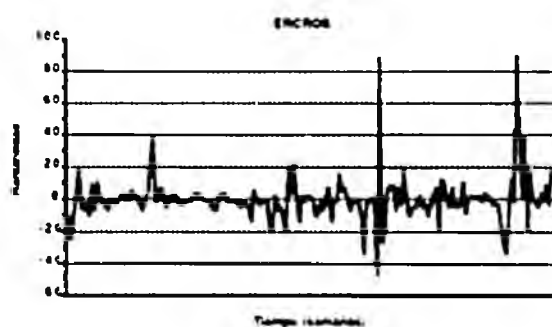
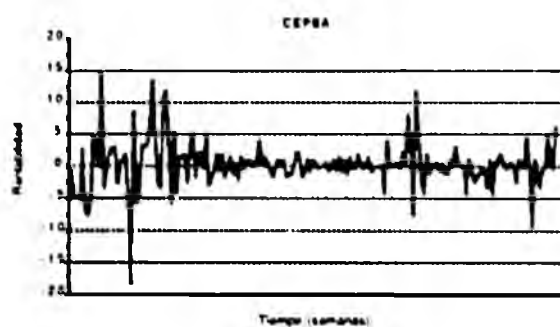
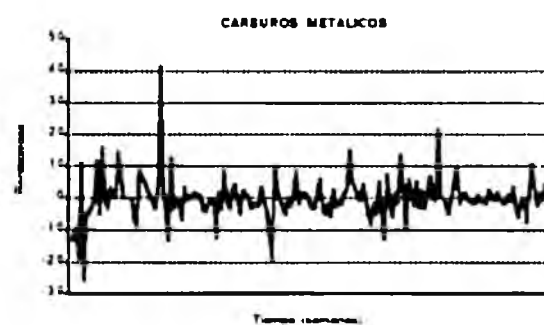
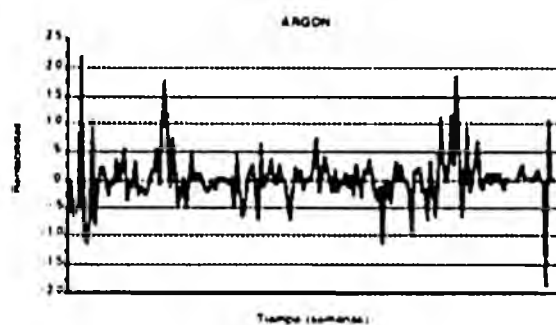


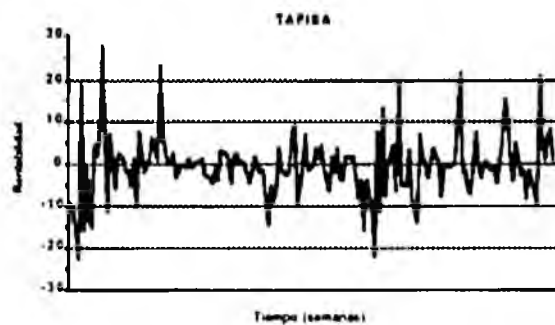
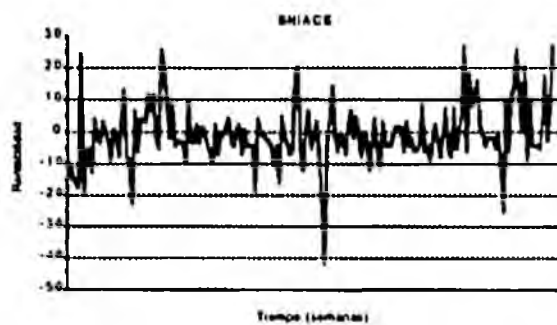


• Inversión mobiliaria

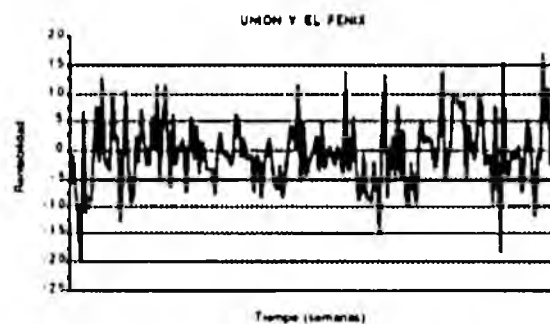


• Químicas y Textiles

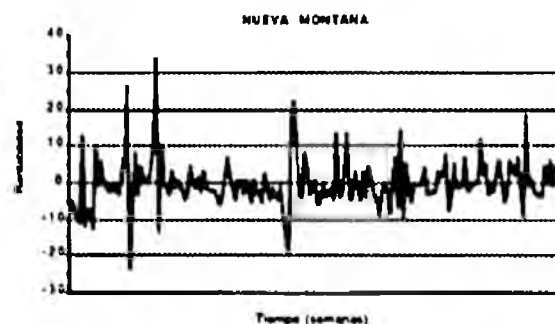
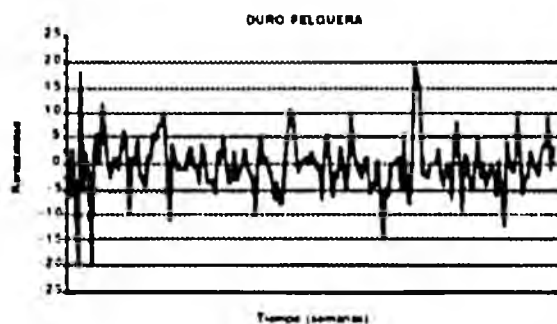
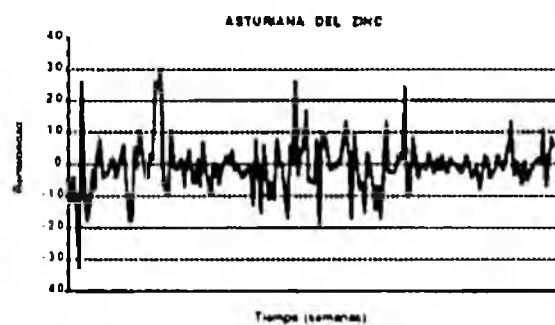
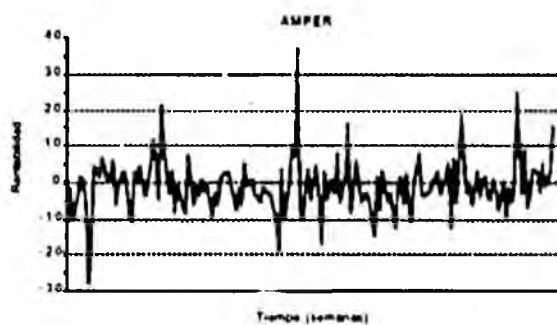


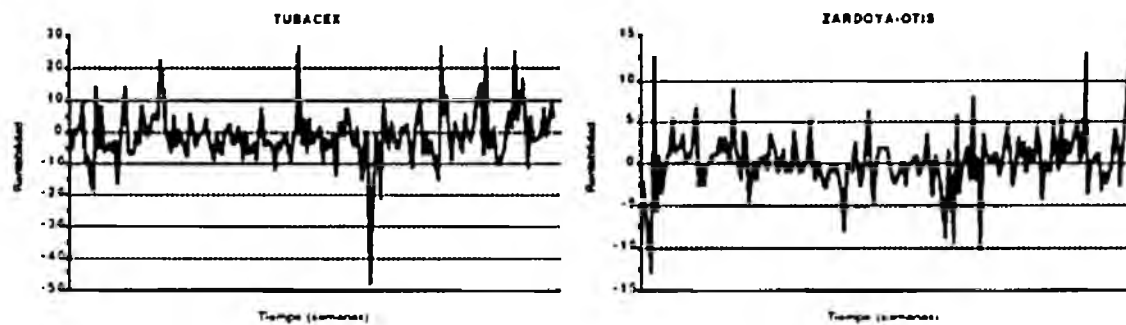


- Seguros

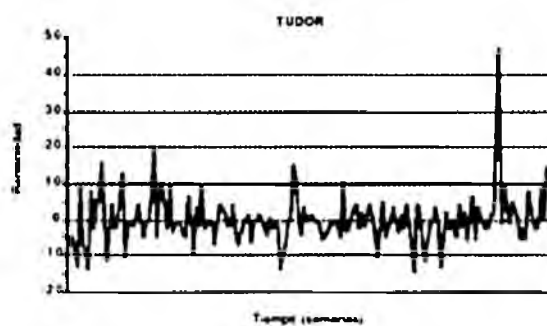


- Siderometalúrgicas

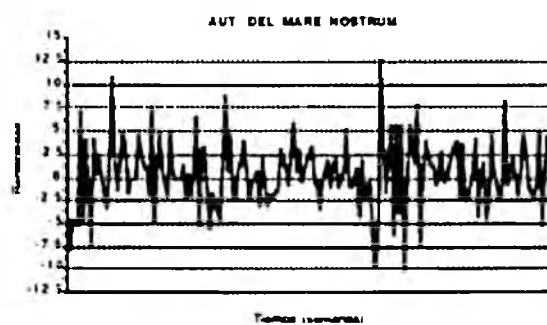




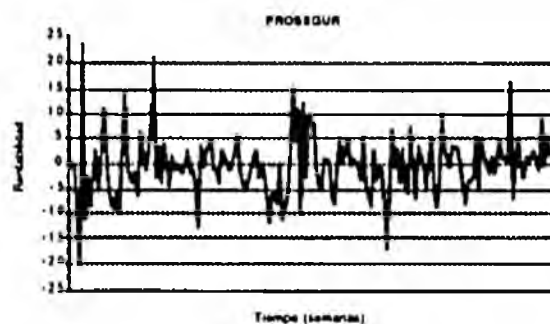
• Industria del automóvil



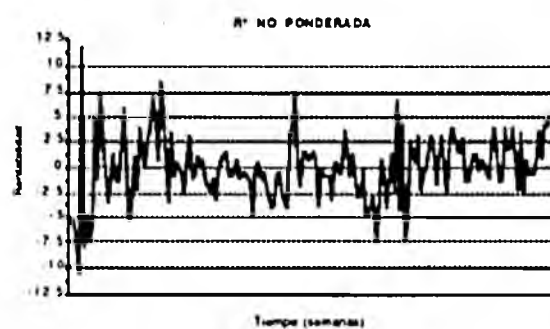
• Comunicaciones



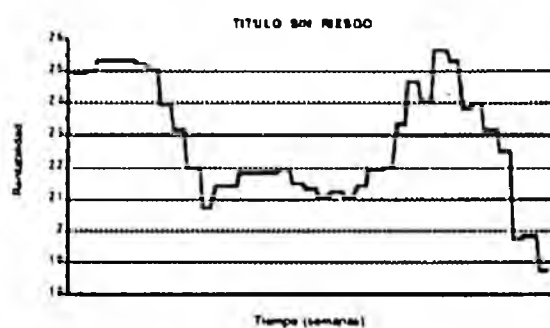
• Varias



• Cartera de mercado



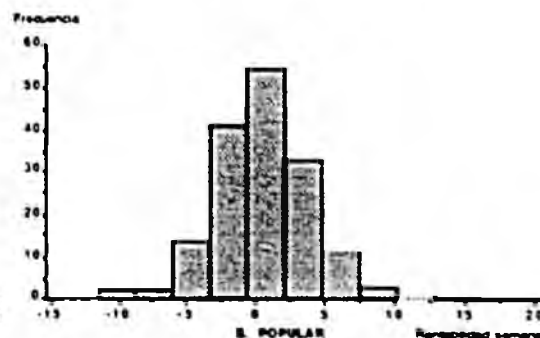
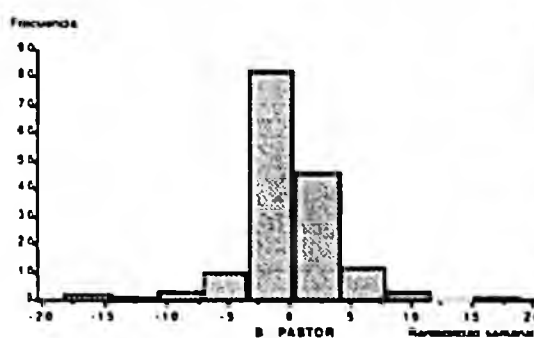
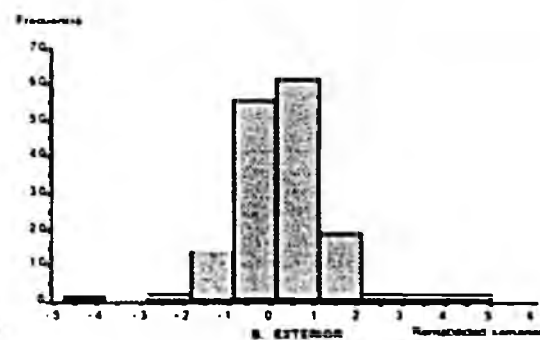
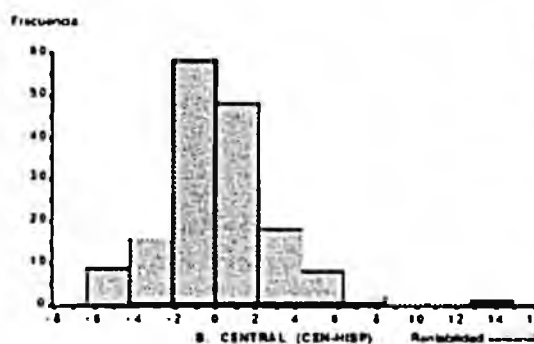
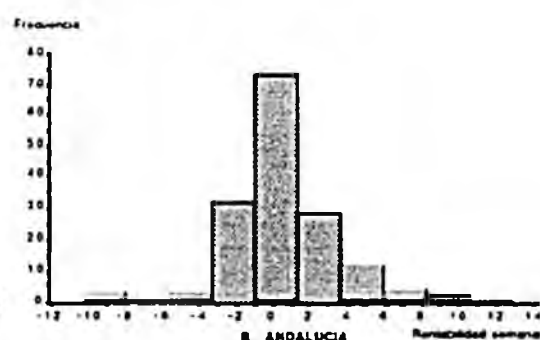
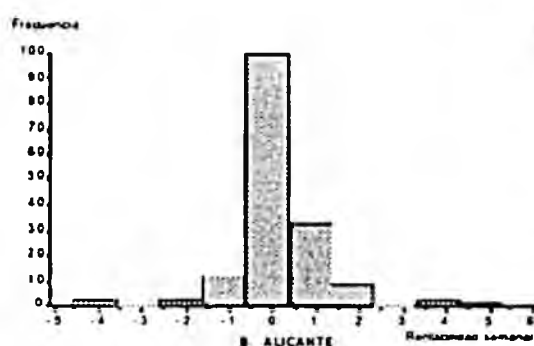
• Título sin riesgo

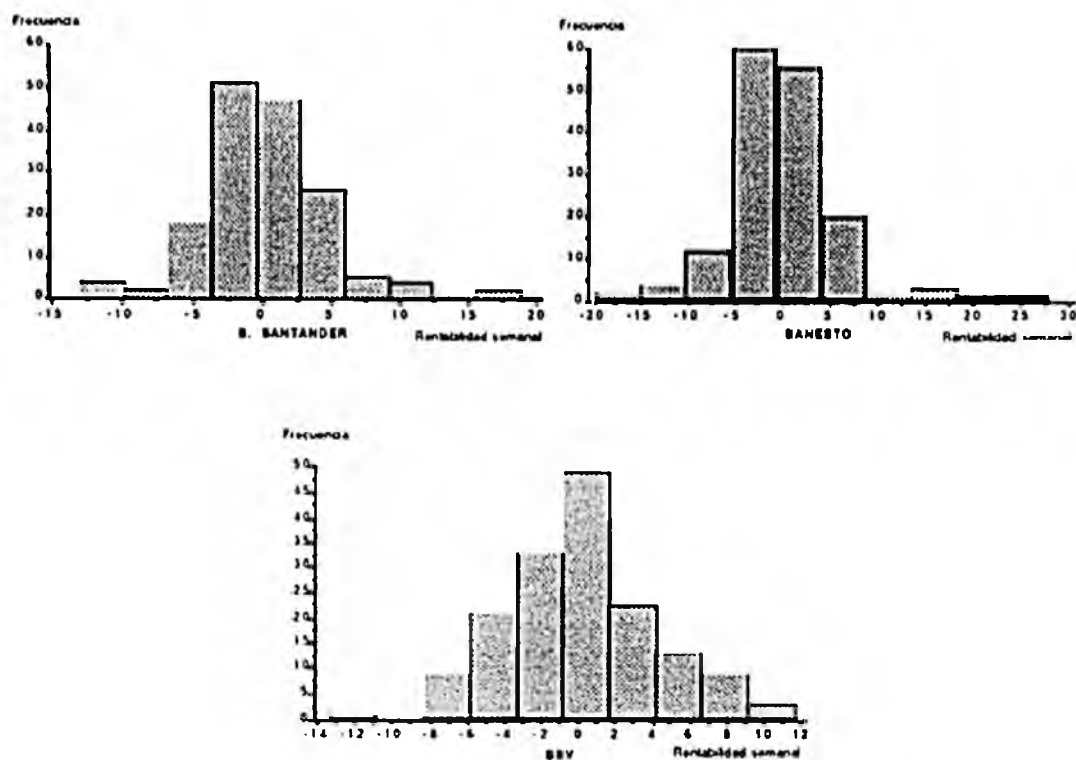


Apartado VIII-2. Histogramas de las rentabilidades semanales (VIII-90 a VIII-93)

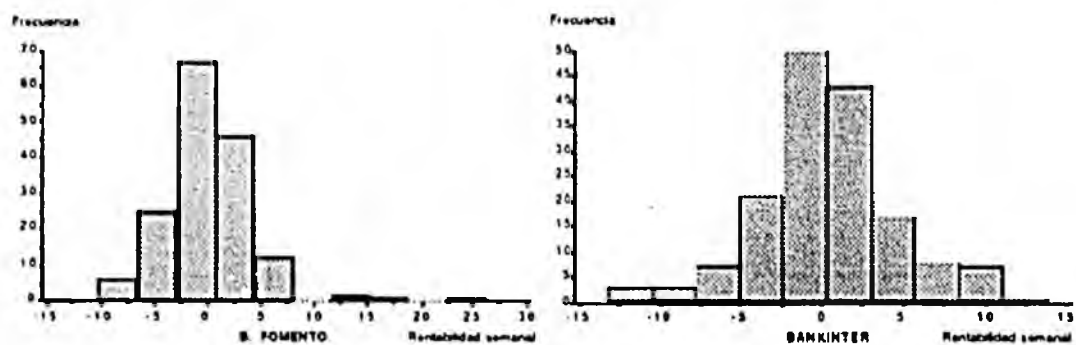
- Grupo 1

• Bancos comerciales

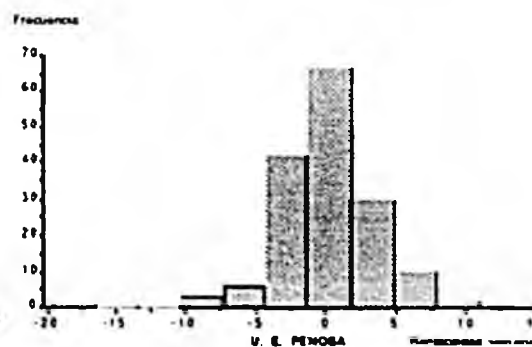
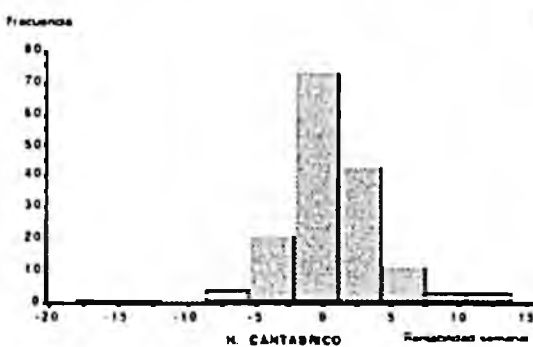
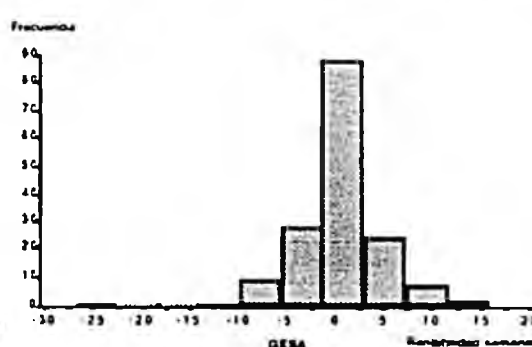
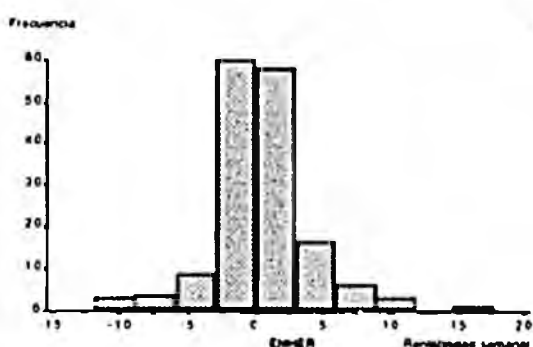
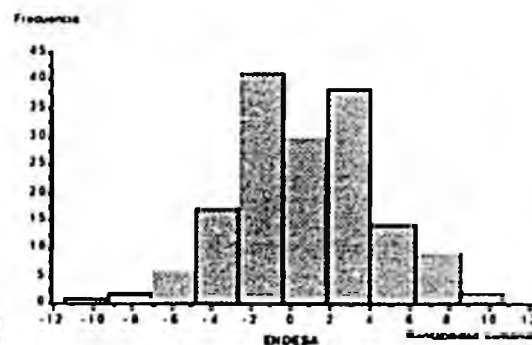
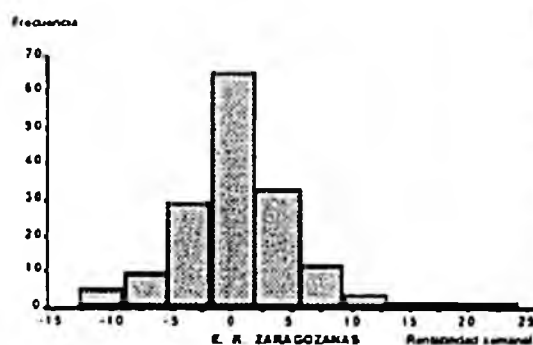




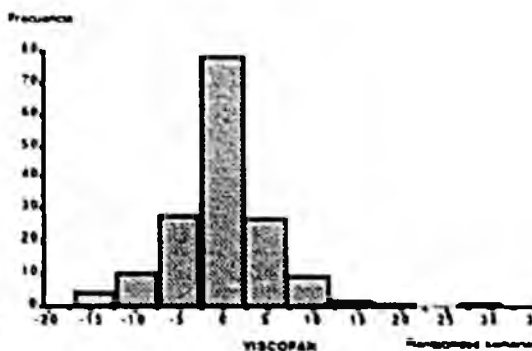
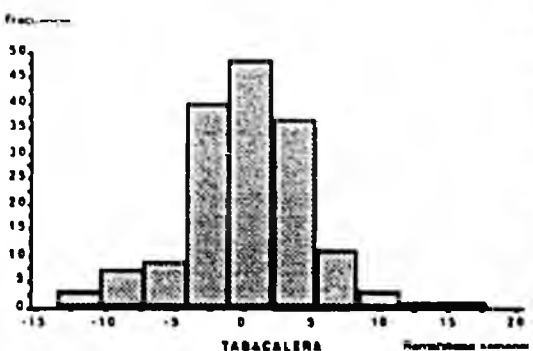
• Bancos industriales



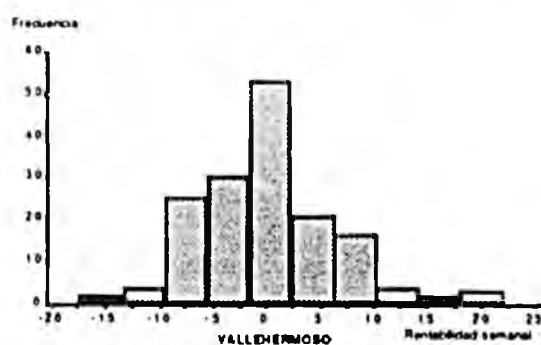
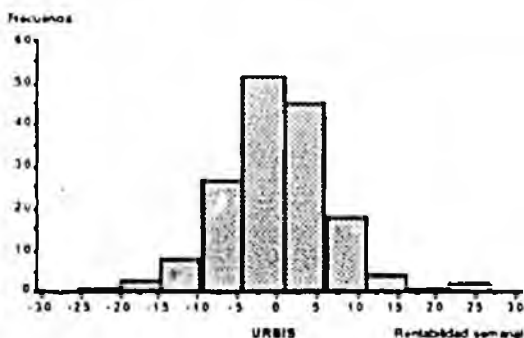
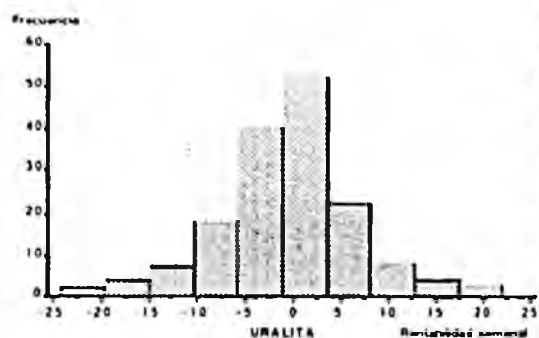
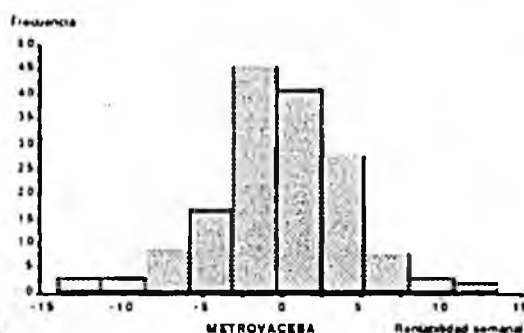
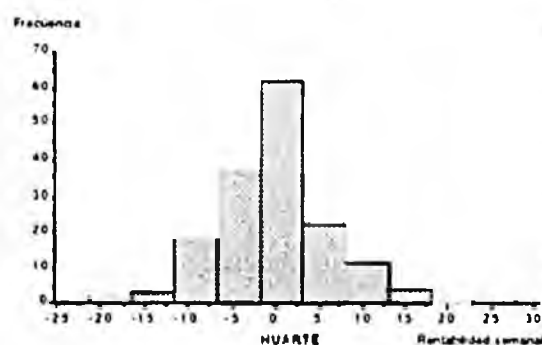
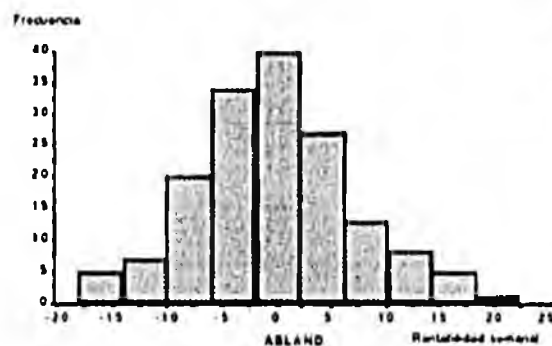
• Agua, Electricidad y Gas



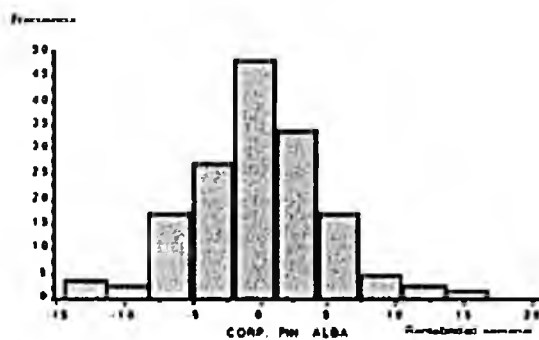
• Agricultura y Alimentación



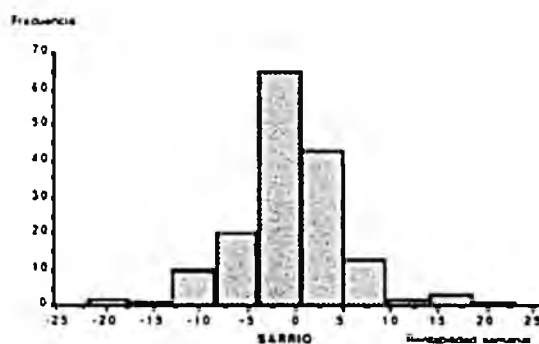
• Construcción



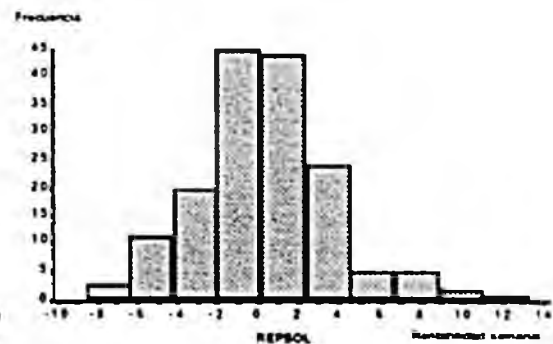
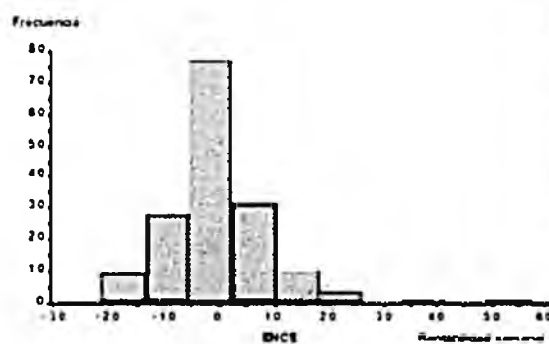
• Inversión mobiliaria



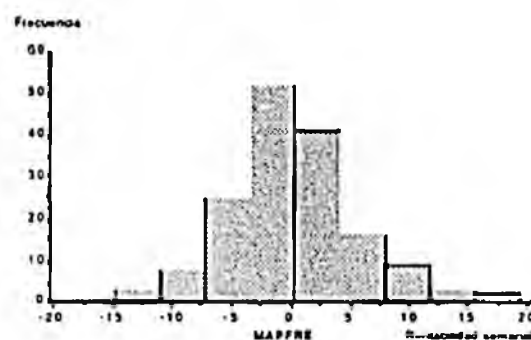
• Papel y Artes gráficas



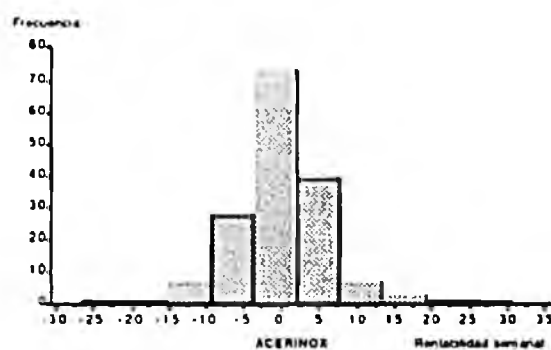
• Químicas y Textiles



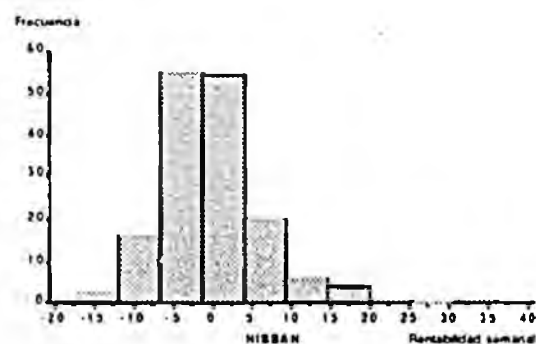
• Seguros



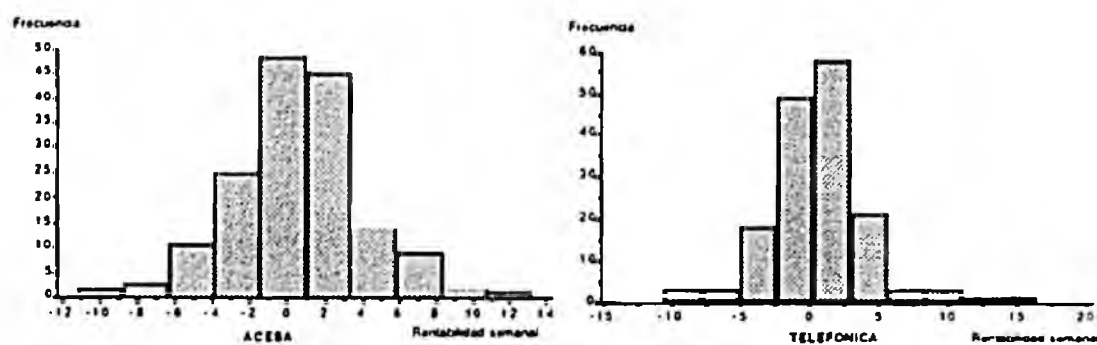
• Siderometalúrgicas



• Industria del automóvil

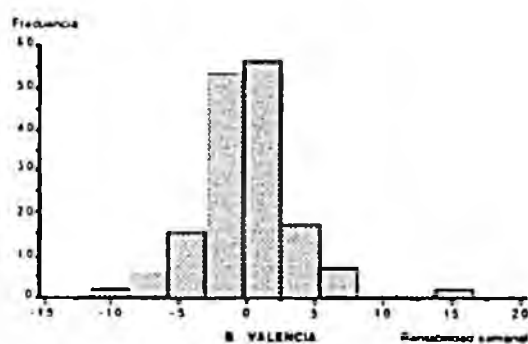


• Comunicaciones

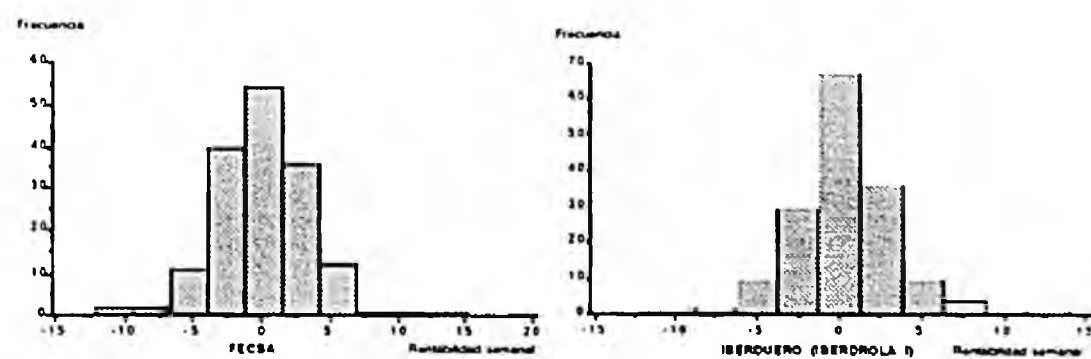


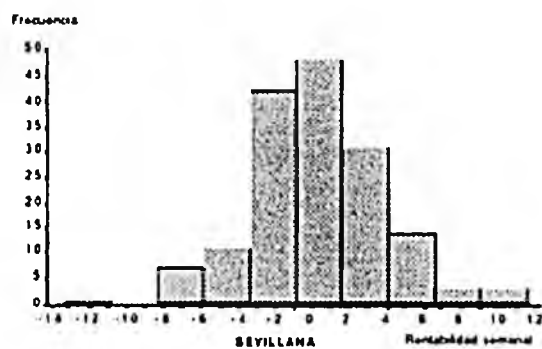
- Grupo 2

• Bancos comerciales

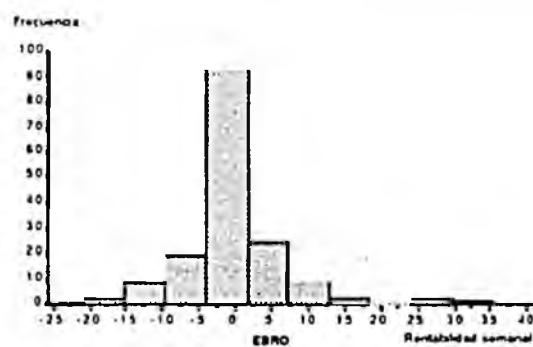
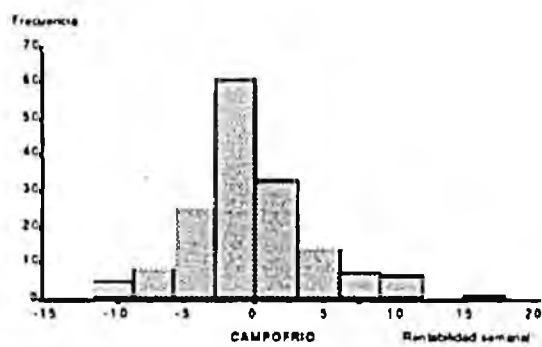
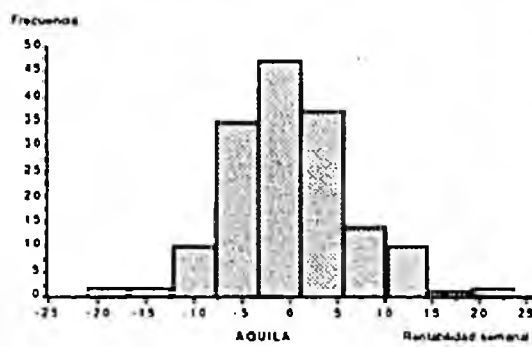


• Agua, Electricidad y Gas

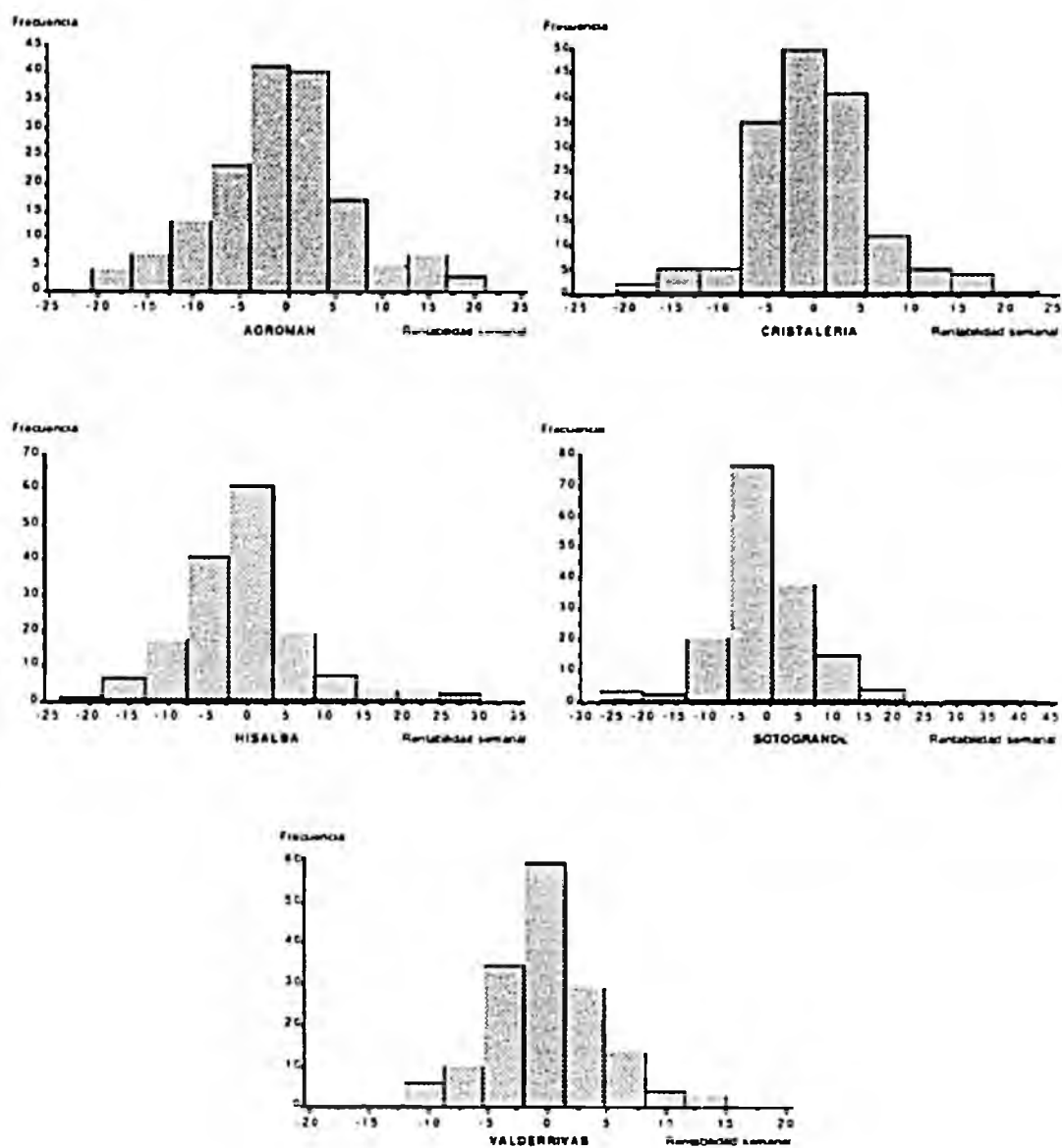




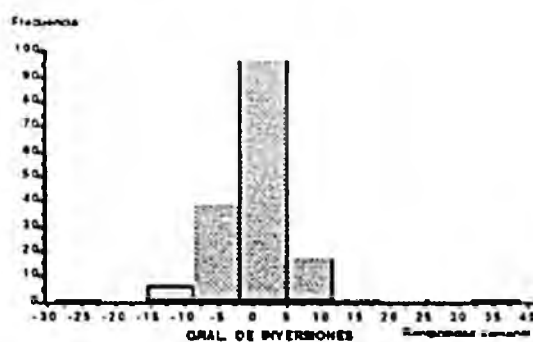
• Agricultura y Alimentación



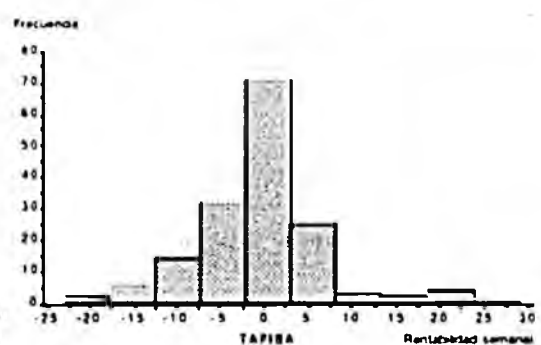
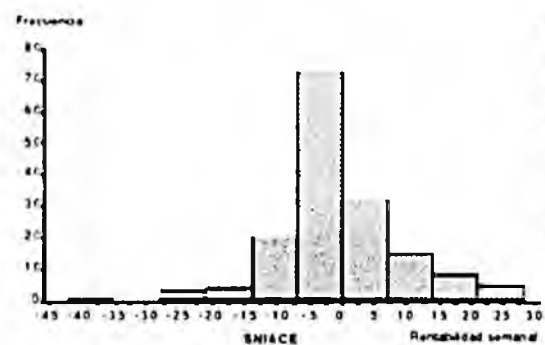
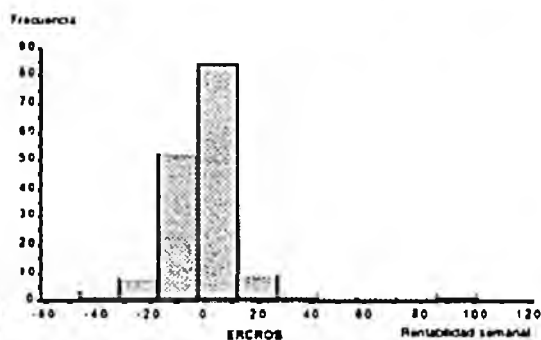
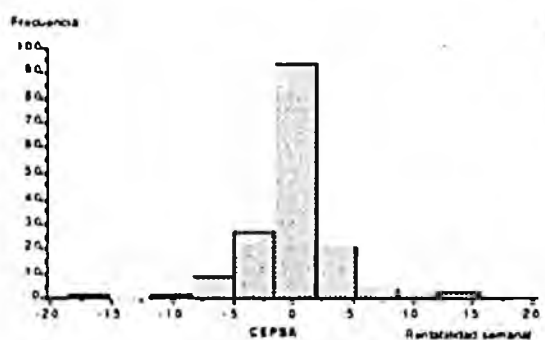
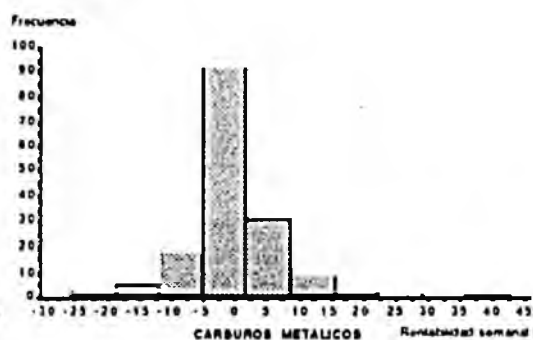
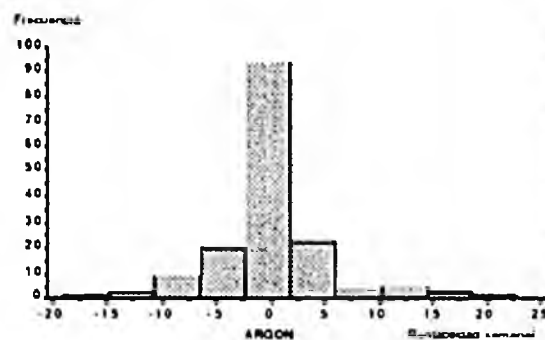
• Construcción



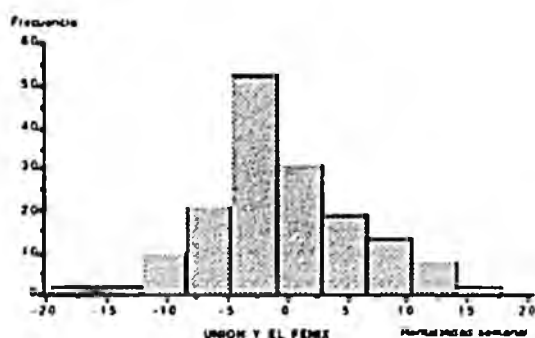
• Inversión mobiliaria



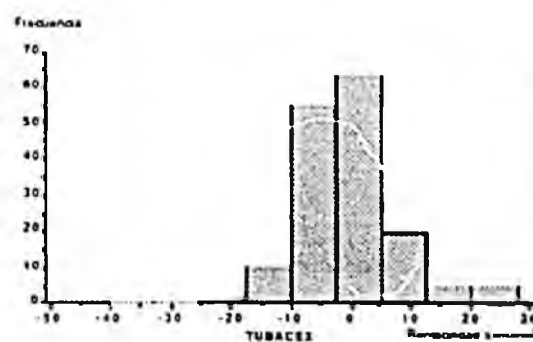
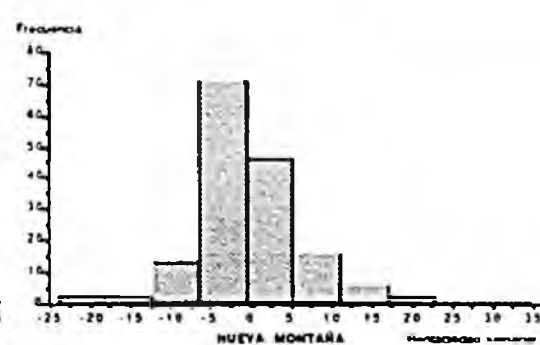
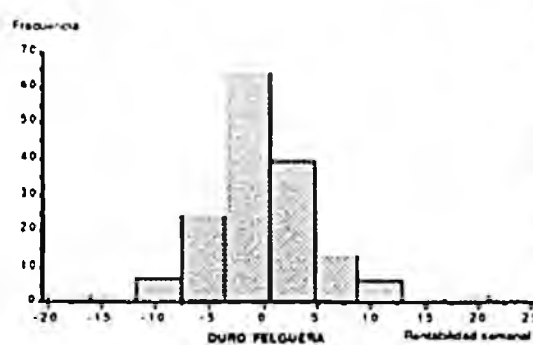
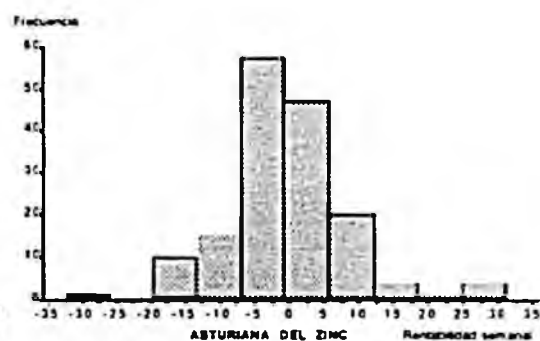
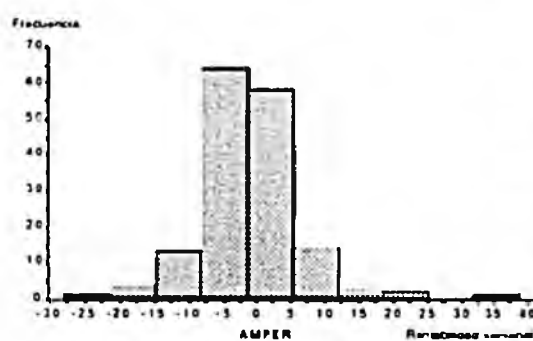
• Químicas y Textiles



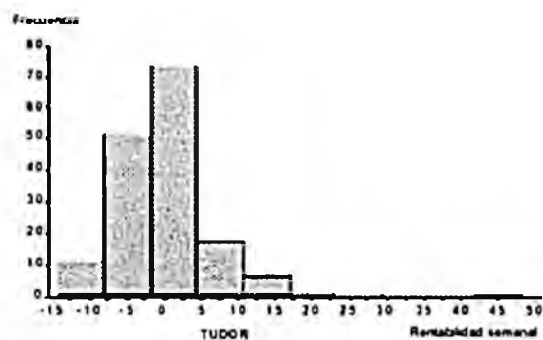
• Seguros



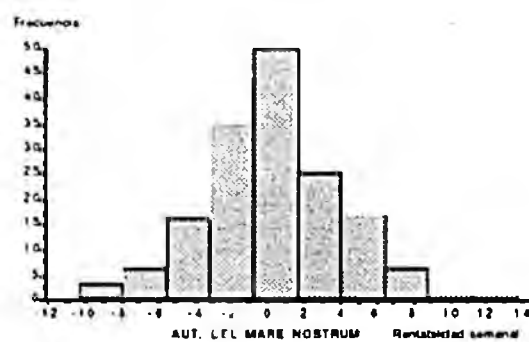
• Siderometalúrgicas



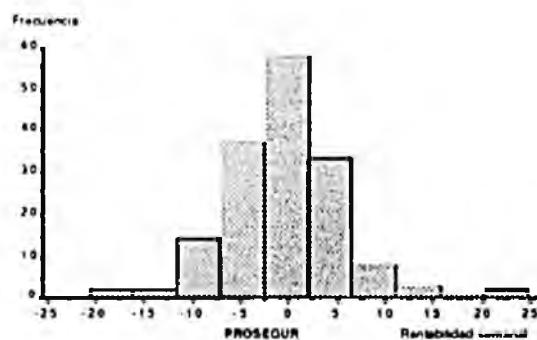
• Industria del automóvil



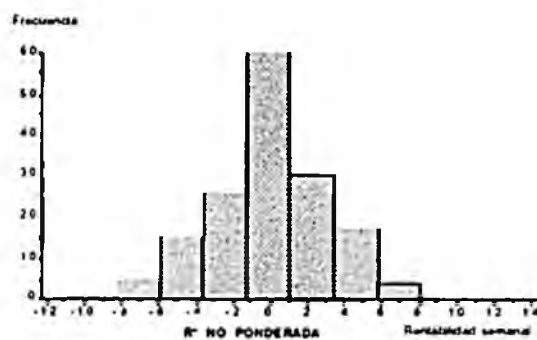
• Comunicaciones



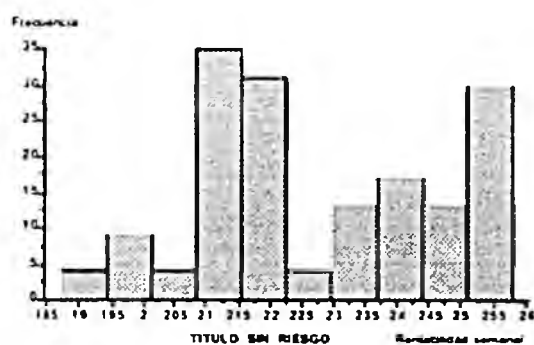
• Varias



- Cartera de mercado



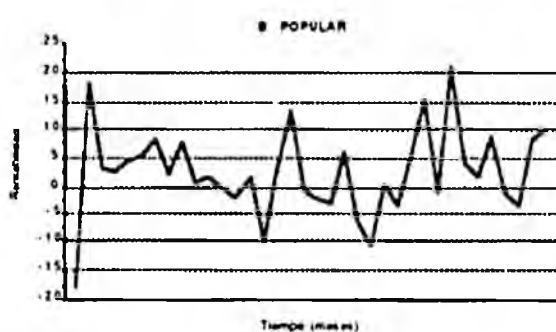
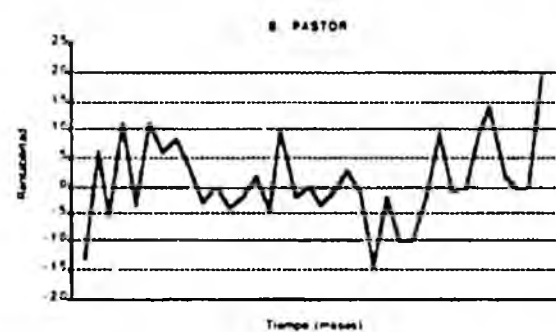
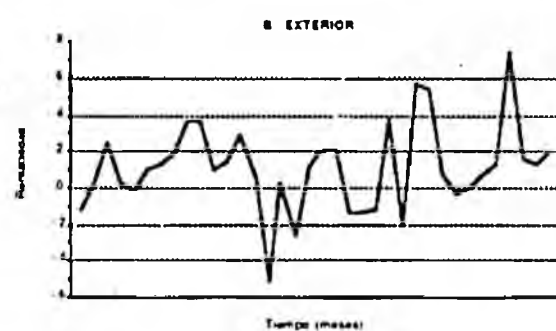
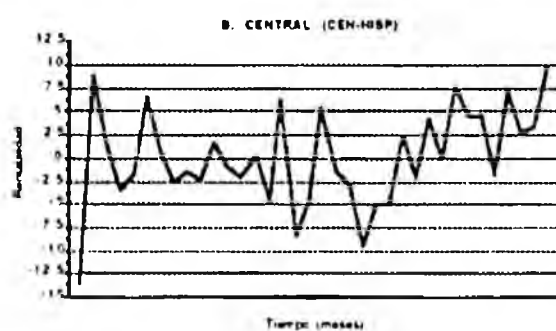
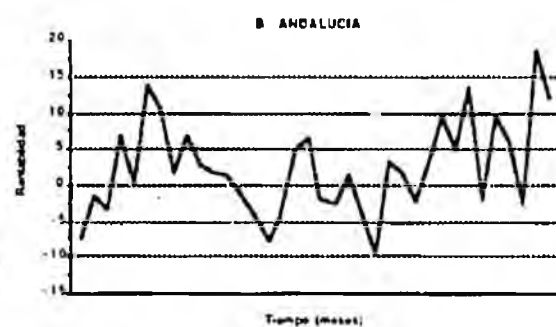
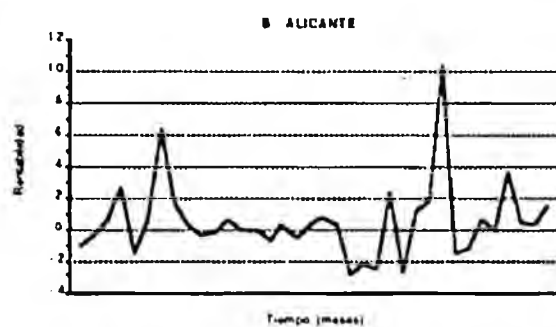
- Título sin riesgo

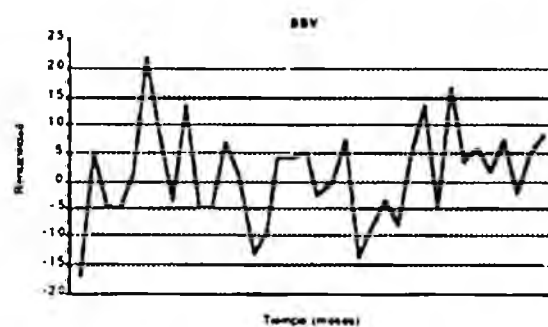
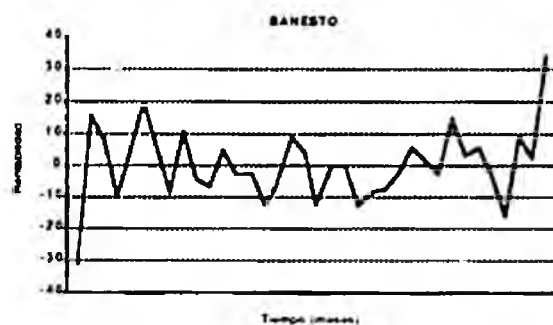
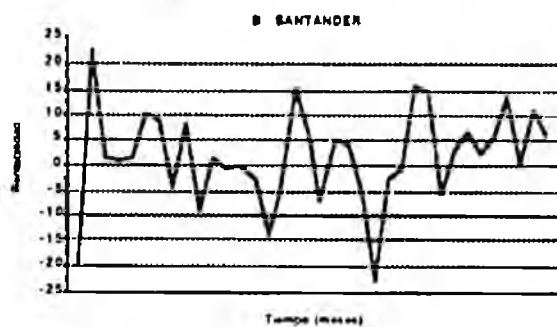


Apartado VIII-3. Visión gráfica de la evolución temporal de las rentabilidades mensuales (VIII-90 a VIII-93)

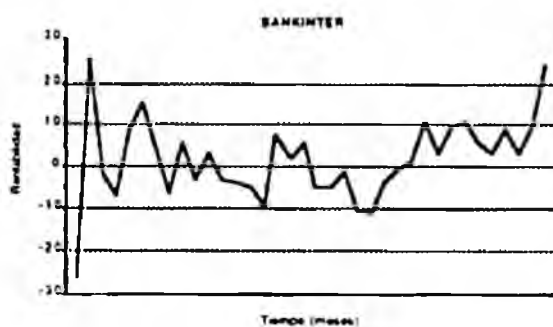
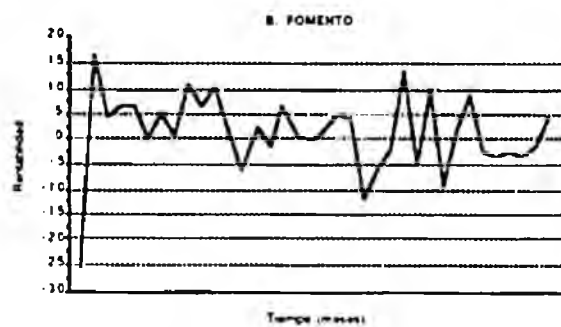
- Grupo 1

• Bancos comerciales

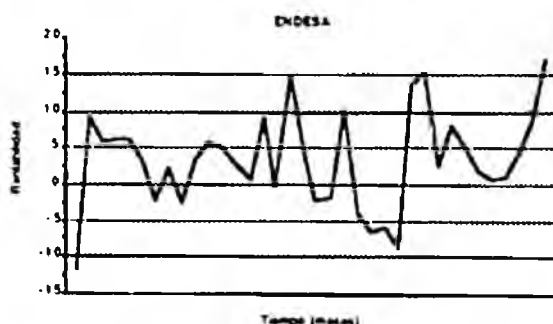
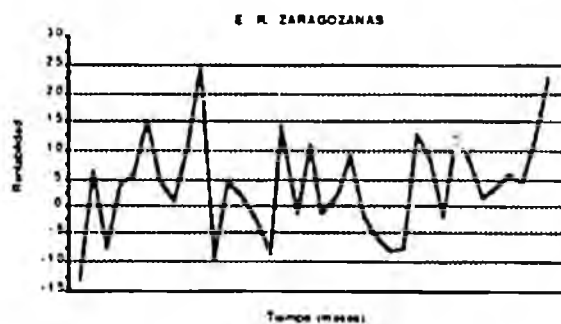


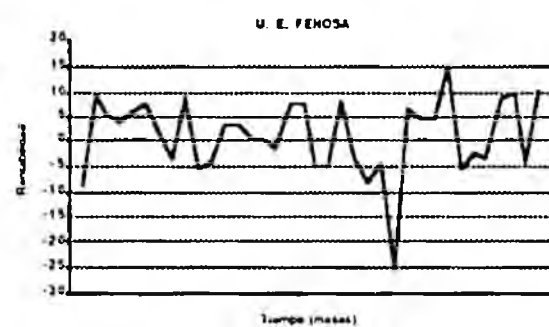
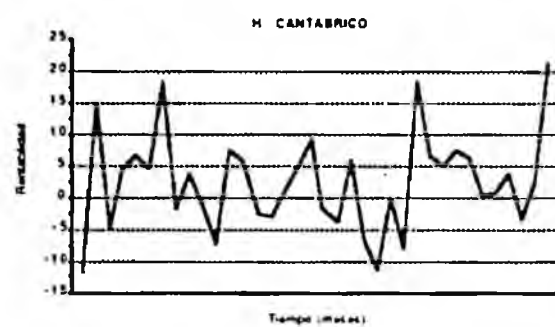
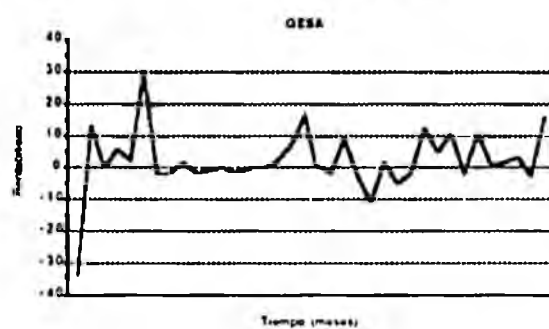
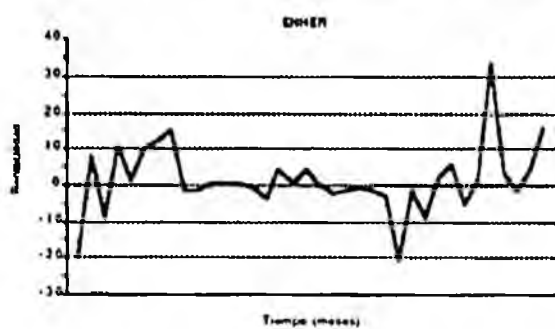


• Bancos industriales

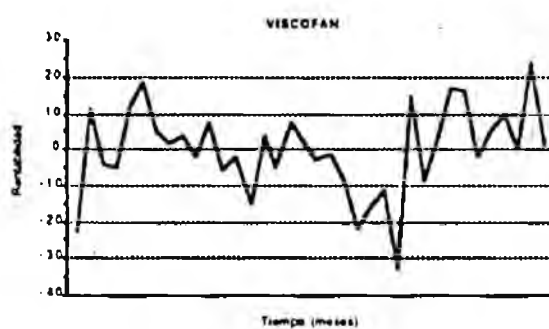
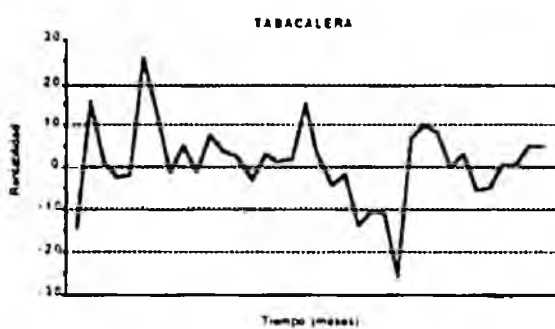


• Agua, Electricidad y Gas

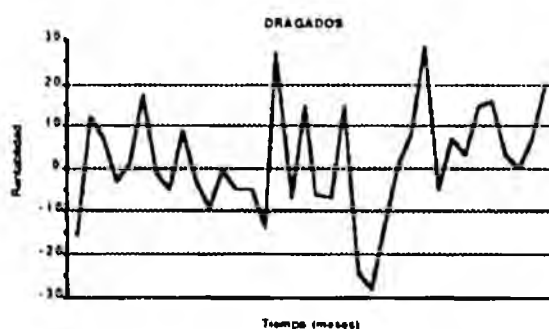
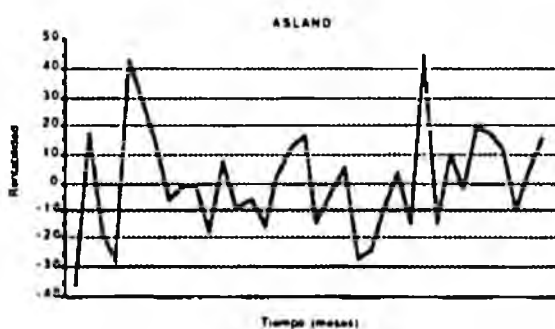


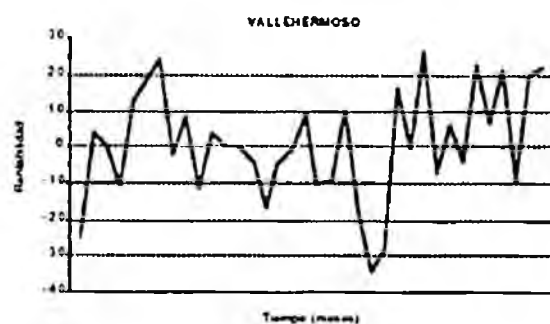
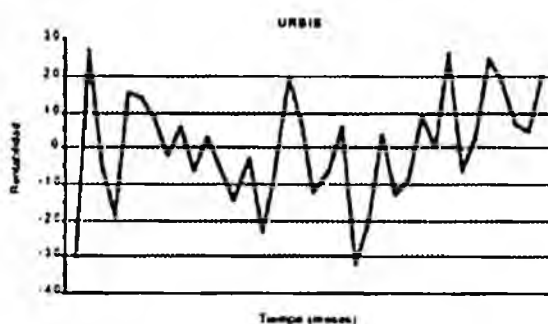
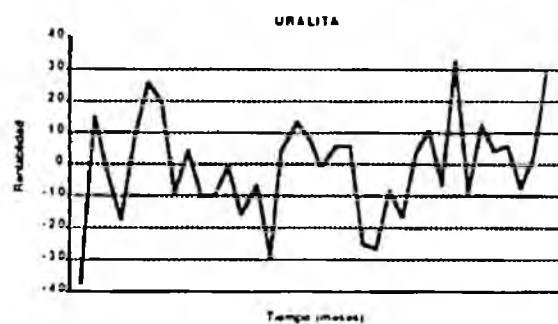
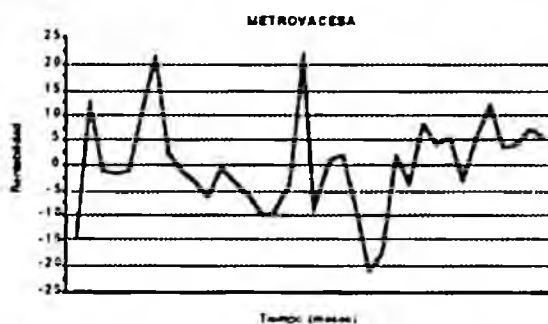
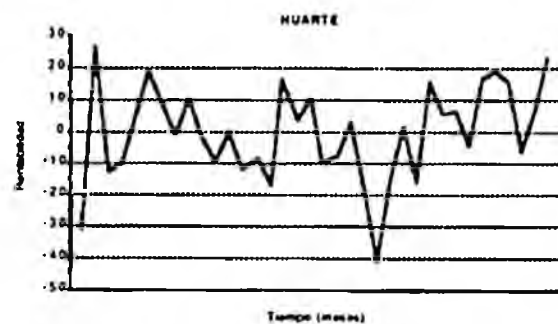


• Agricultura y Alimentación

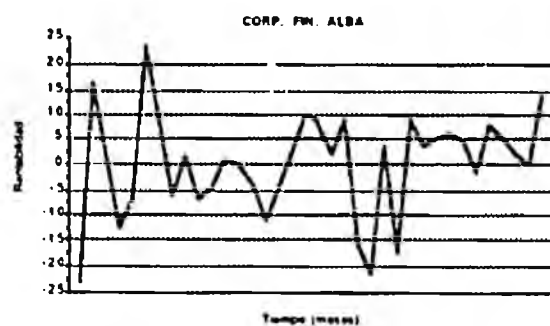


• Construcción

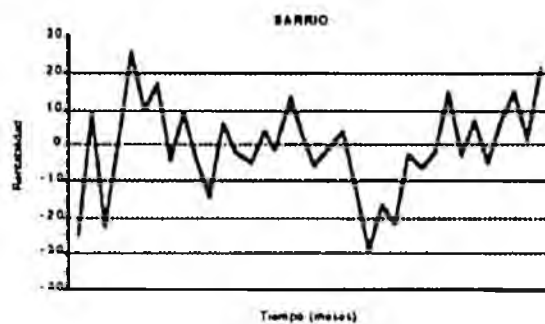




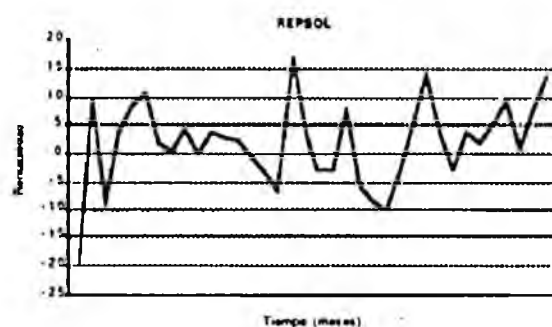
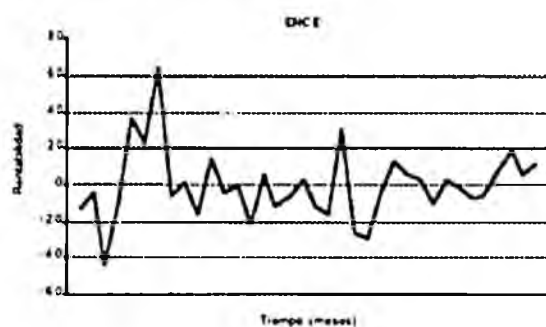
• Inversión mobiliaria



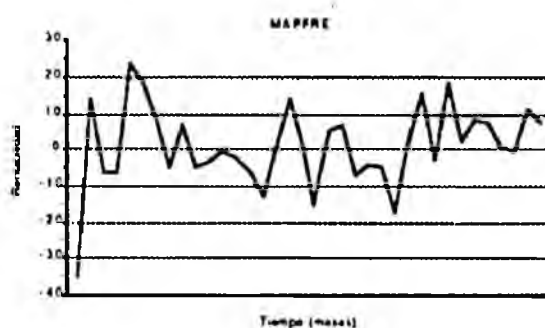
- Papel y Artes gráficas



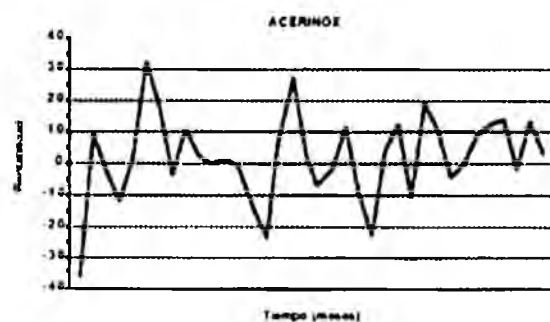
- Químicas y Textiles



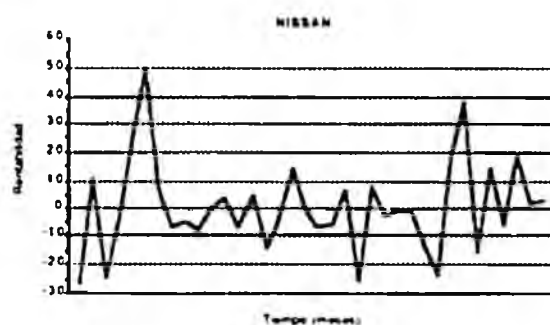
- Seguros



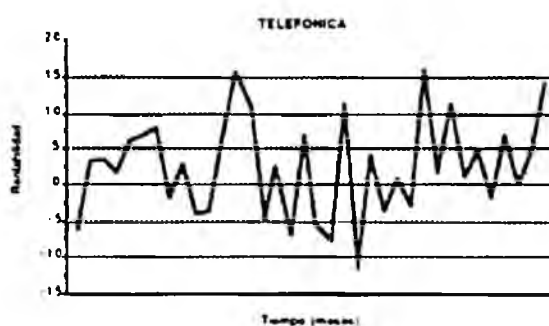
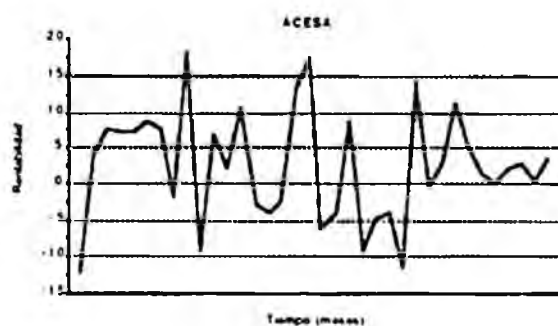
• Siderometalúrgicas

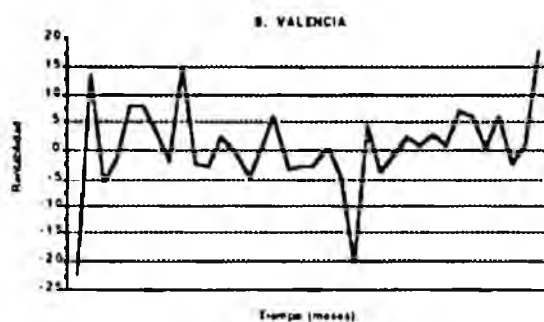
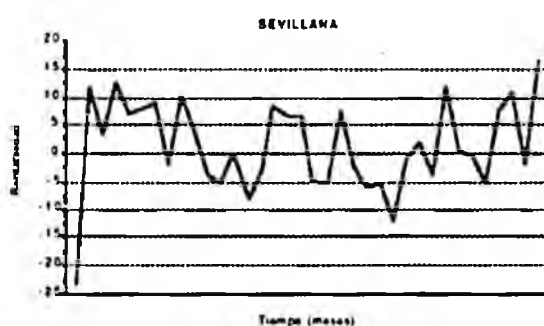
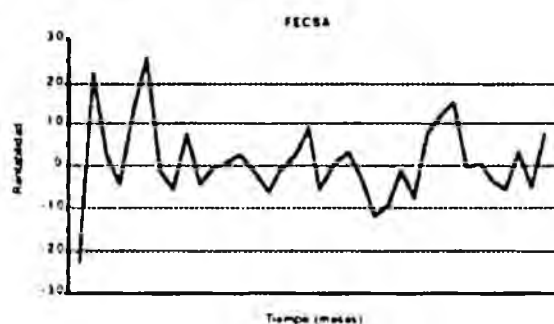


• Industria del automóvil

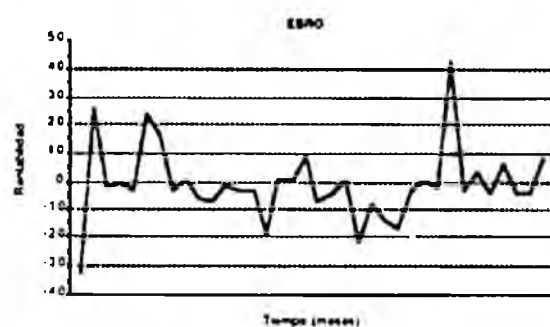
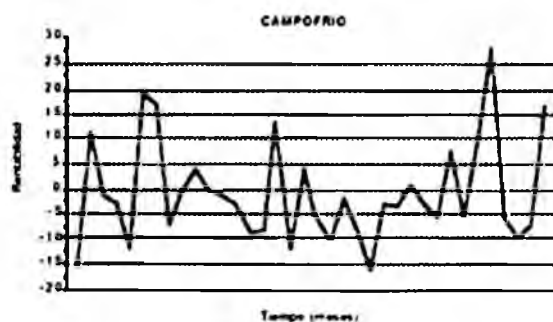
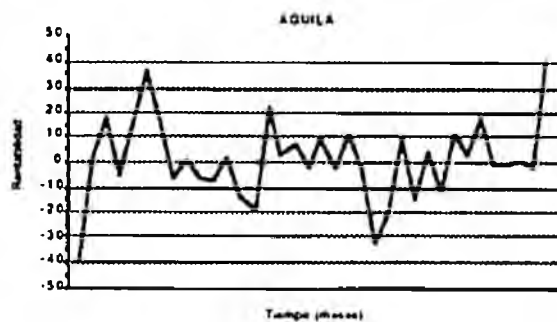


• Comunicaciones

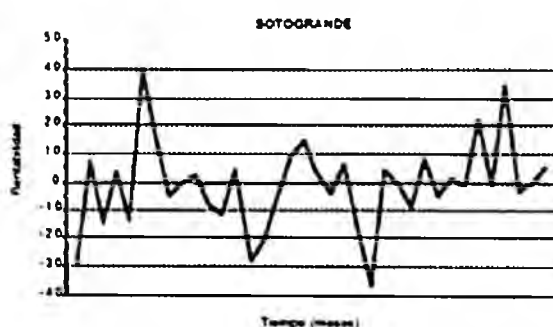
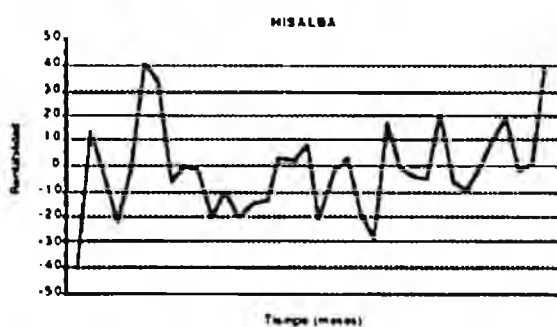
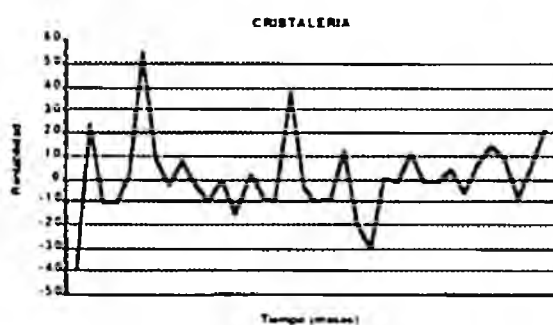
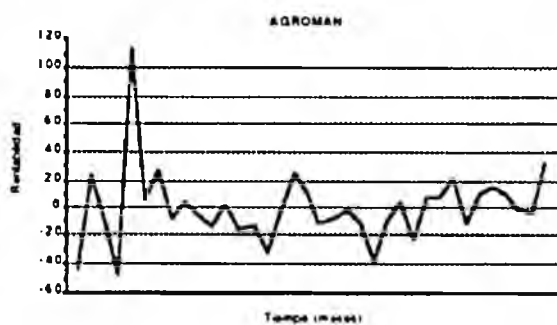


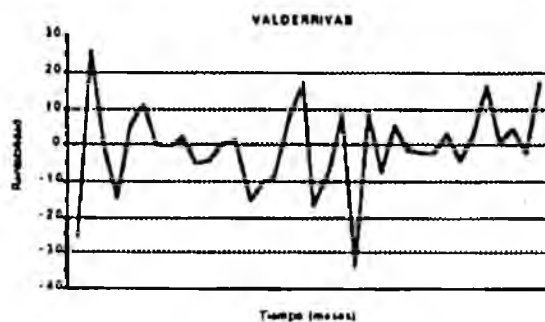
- Grupo 2**• Bancos comerciales****• Agua, Electricidad y Gas**

• Agricultura y Alimentación



• Construcción

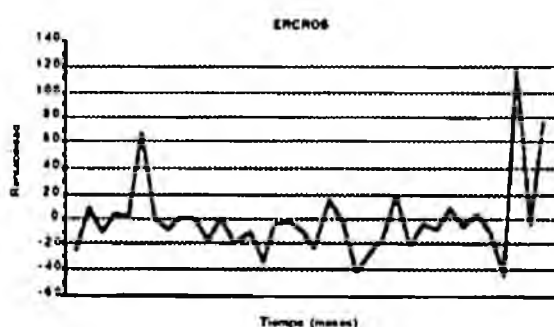
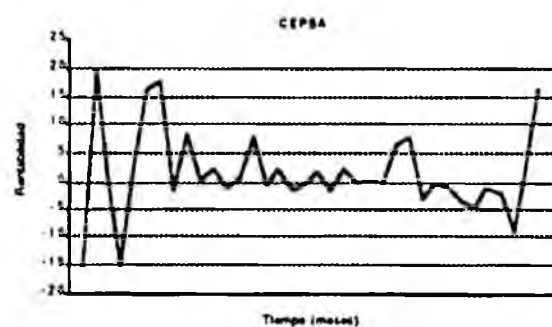
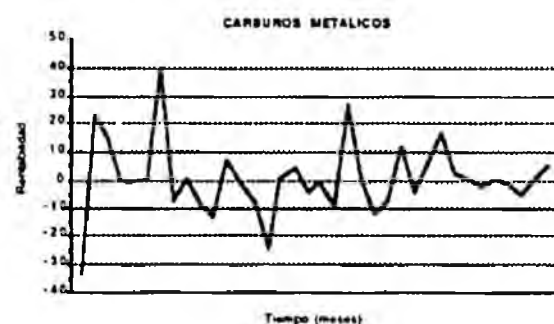
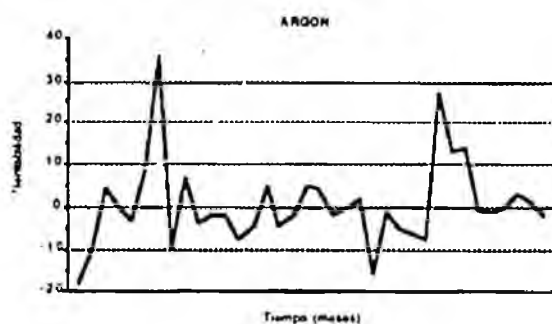


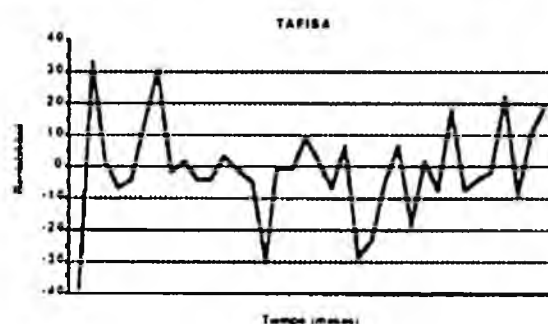
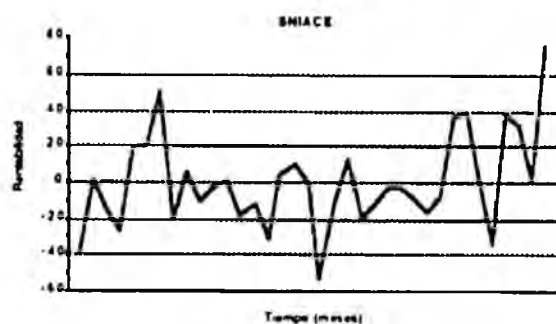


• Inversión mobiliaria

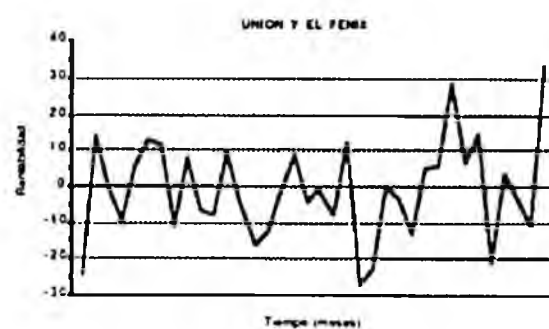


• Químicas y Textiles

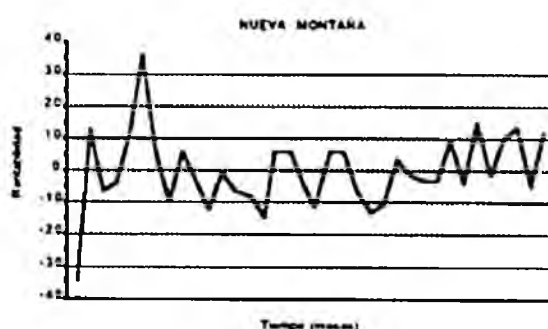
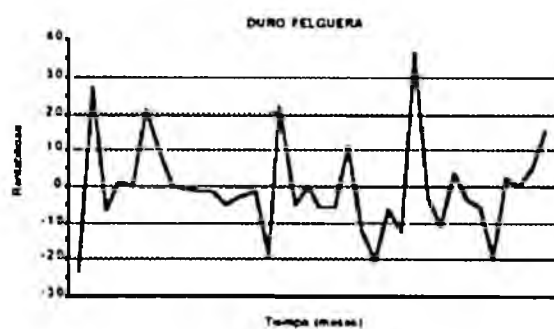
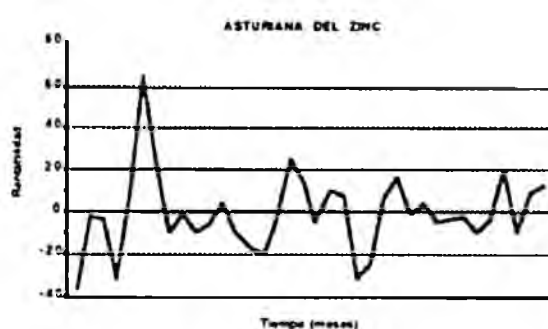
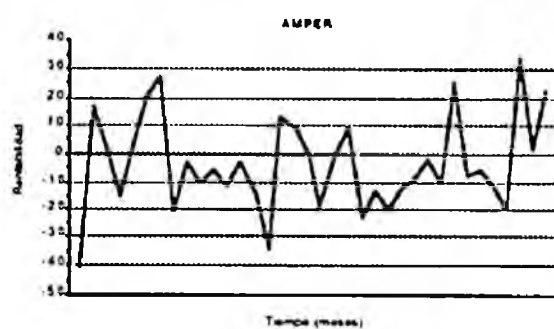


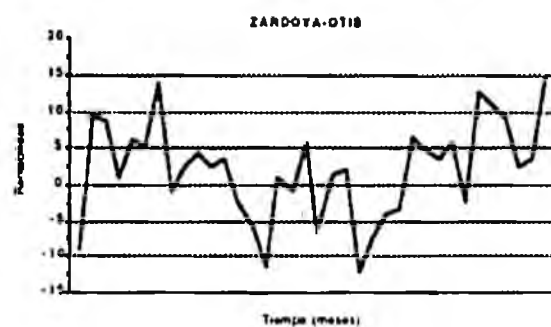
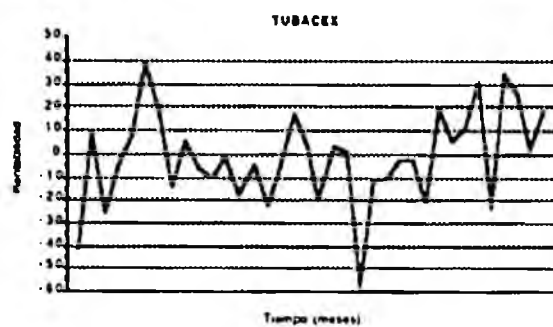


• Seguros

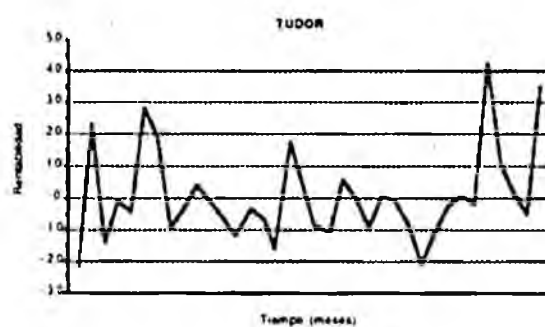


• Siderometalúrgicas

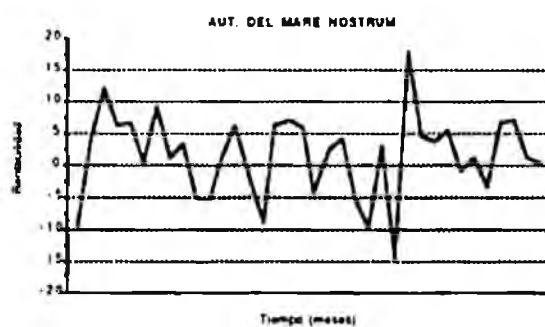




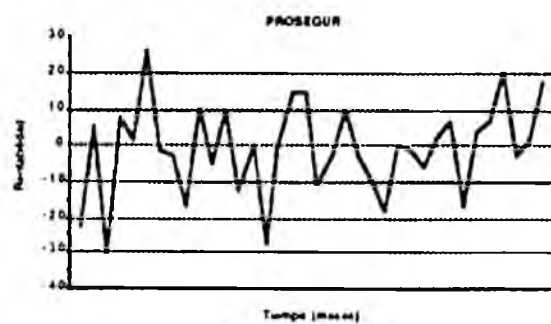
- Industria del automóvil



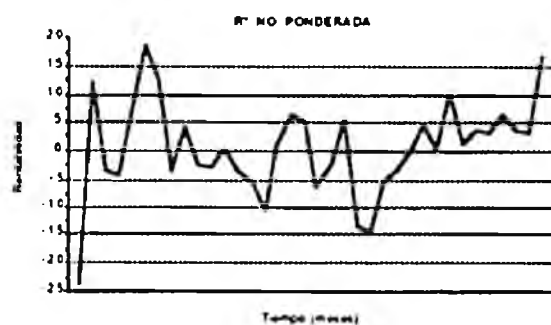
- Comunicaciones



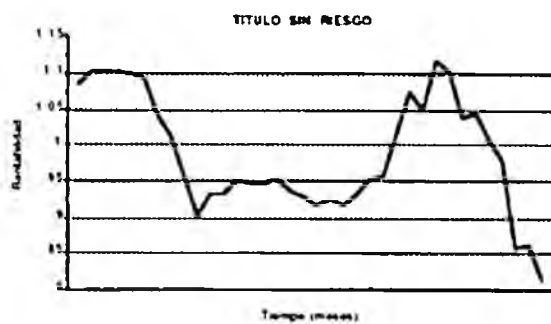
- Varias



- Cartera de mercado



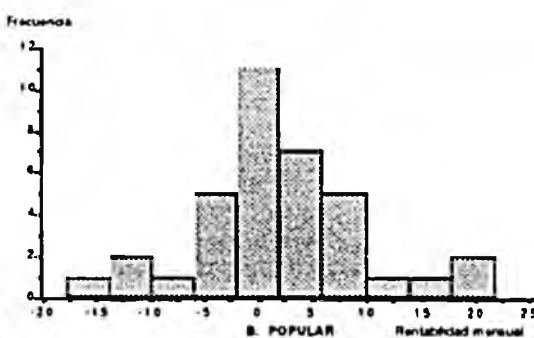
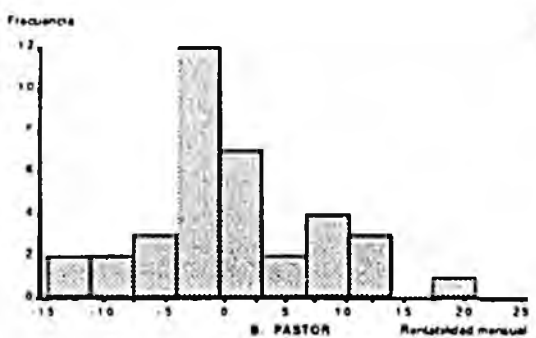
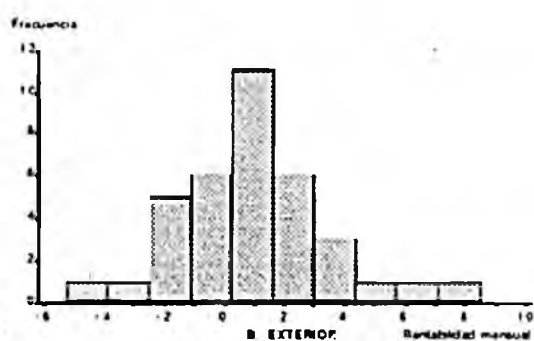
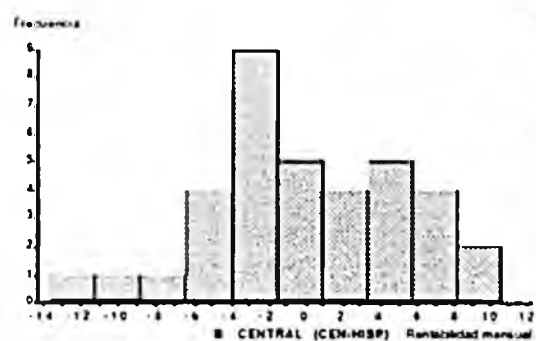
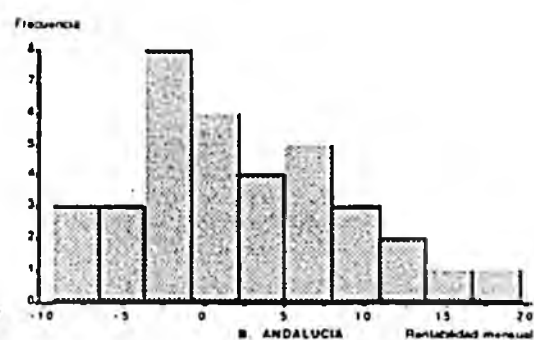
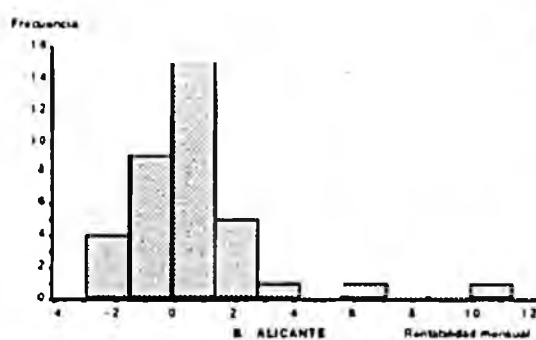
- Título sin riesgo

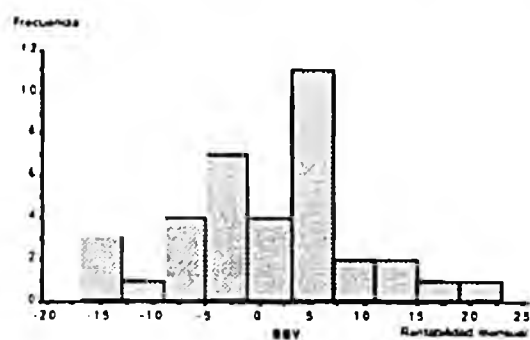
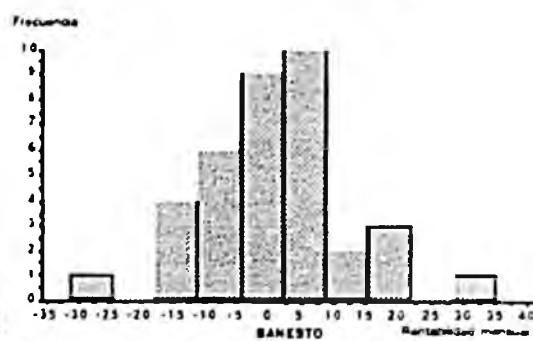
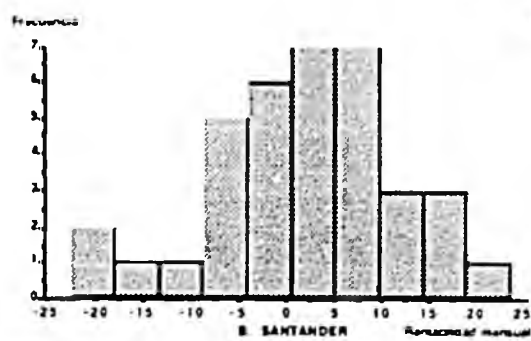


Apartado VIII-4. Histogramas de las rentabilidades mensuales (VIII-90 a VIII-93)

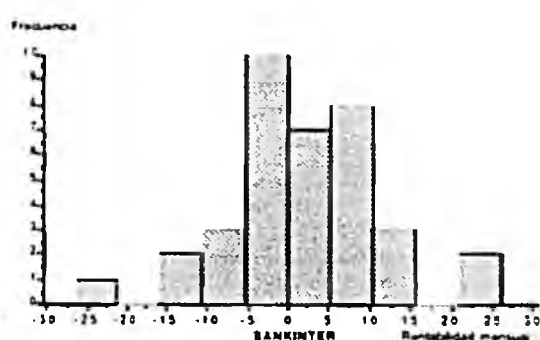
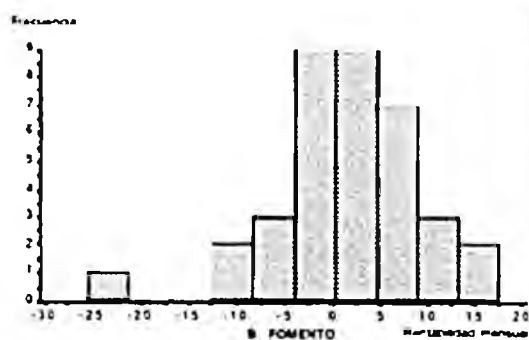
- Grupo 1

• Bancos comerciales

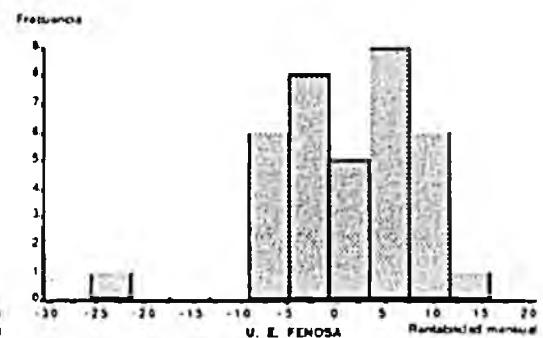
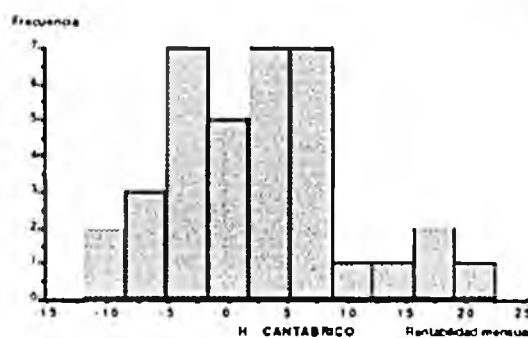
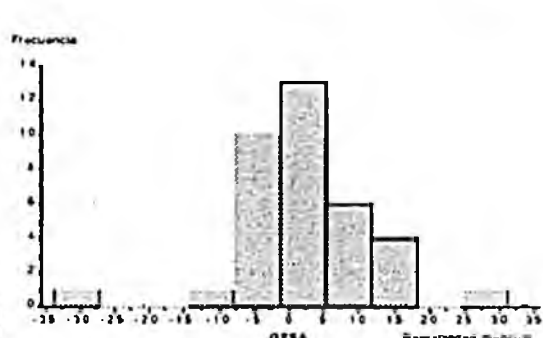
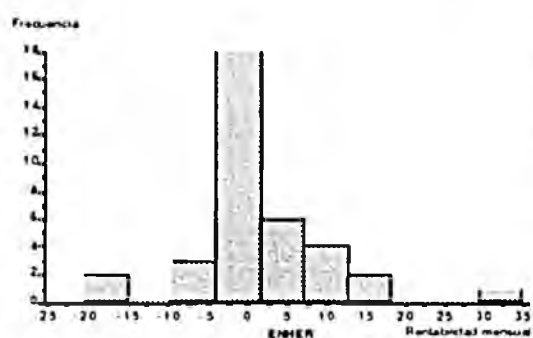
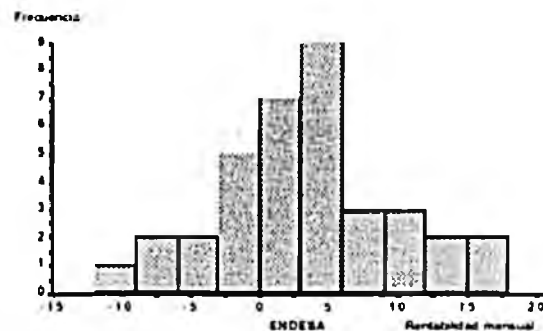
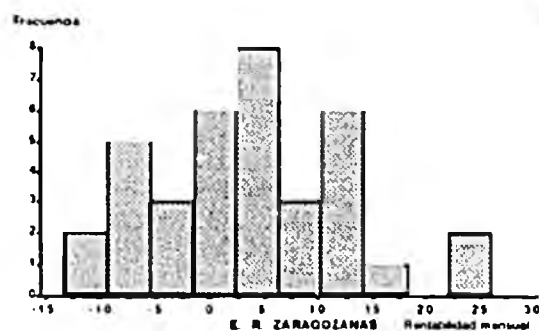




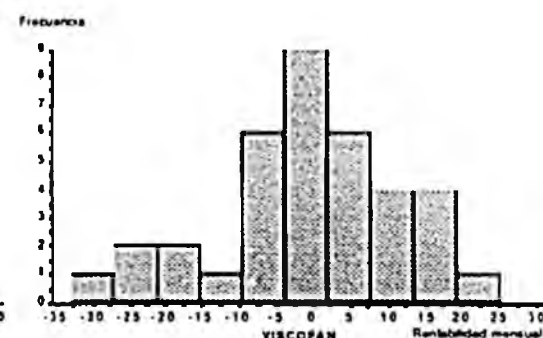
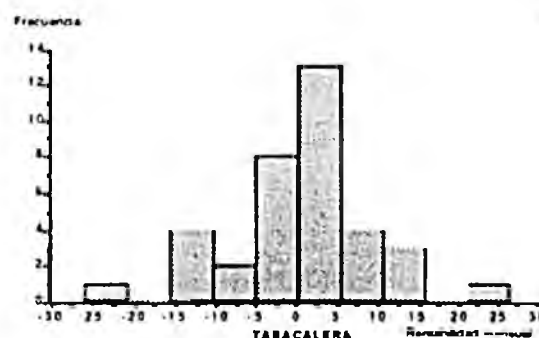
• Bancos industriales



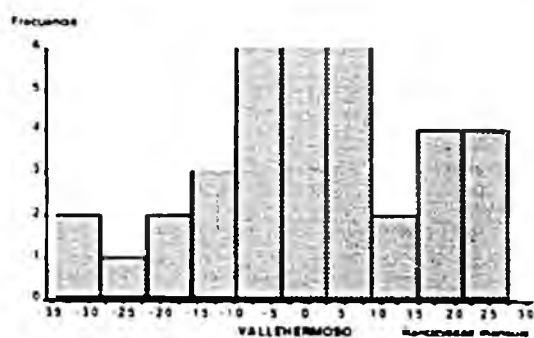
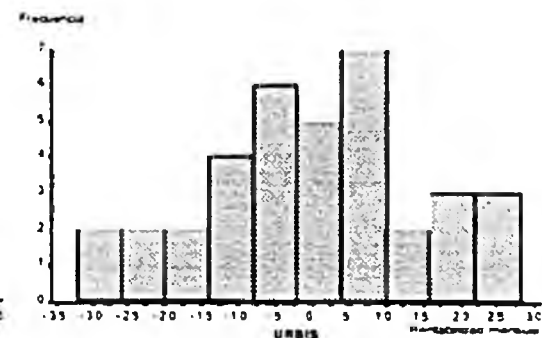
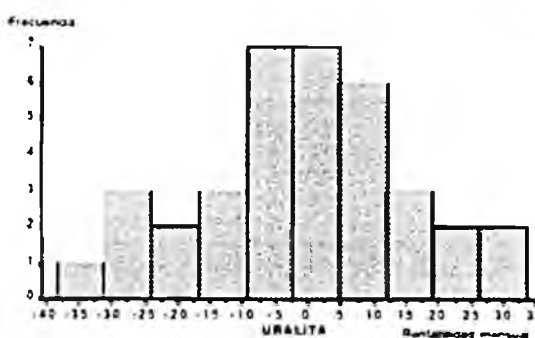
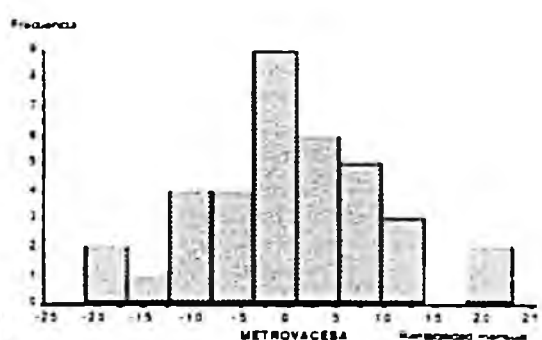
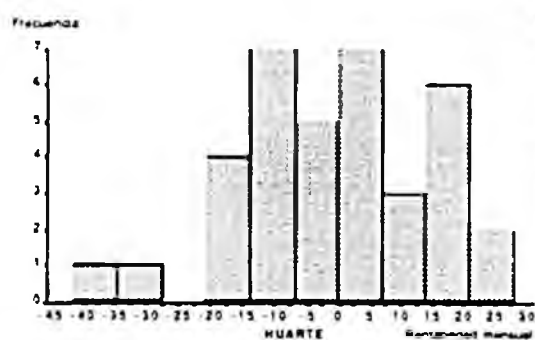
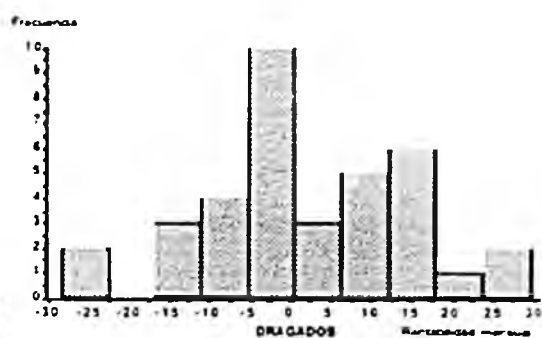
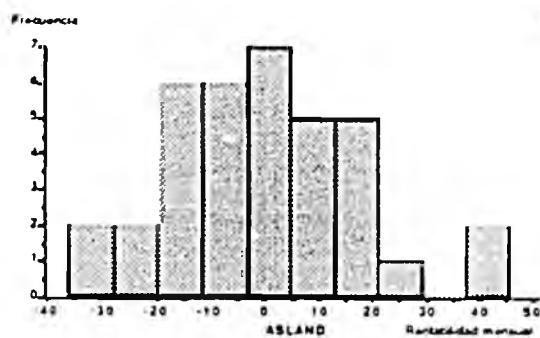
• Agua, Electricidad y Gas



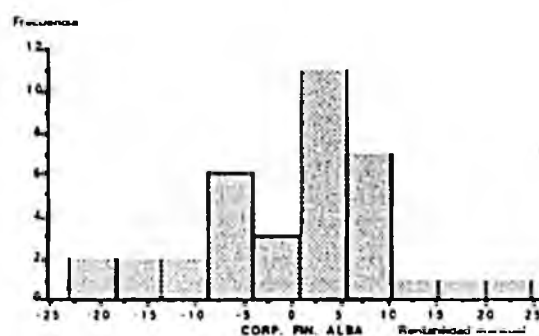
• Agricultura y Alimentación



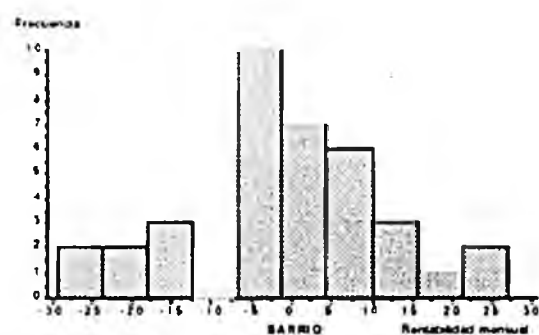
• Construcción



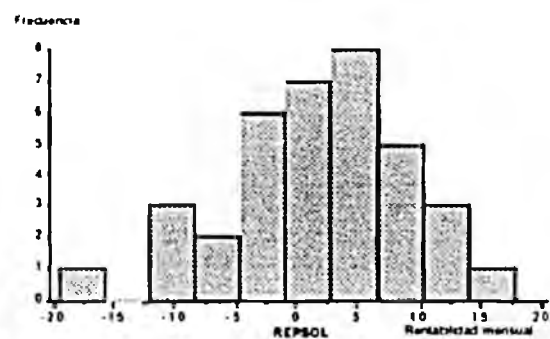
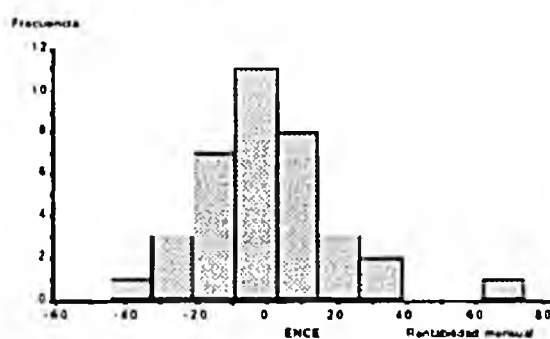
• Inversión mobiliaria



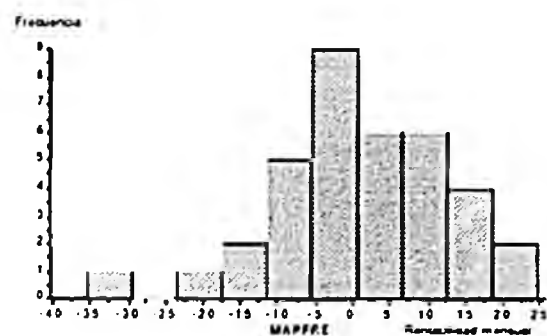
• Papel y Artes gráficas



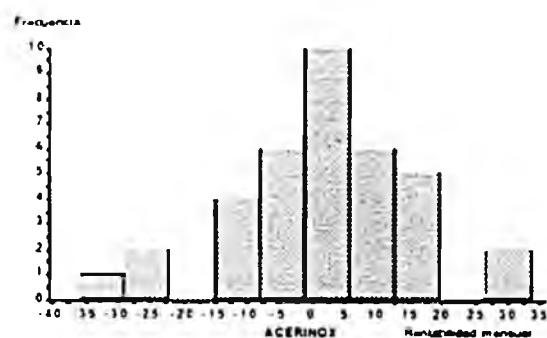
• Químicas y Textiles



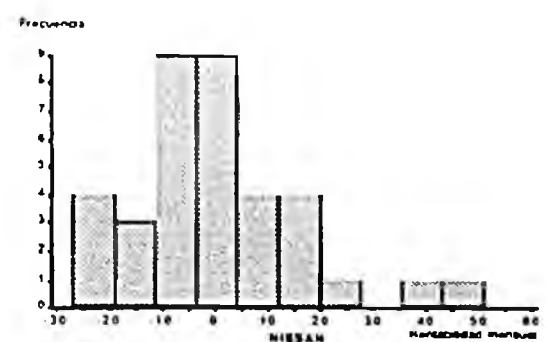
• Seguros



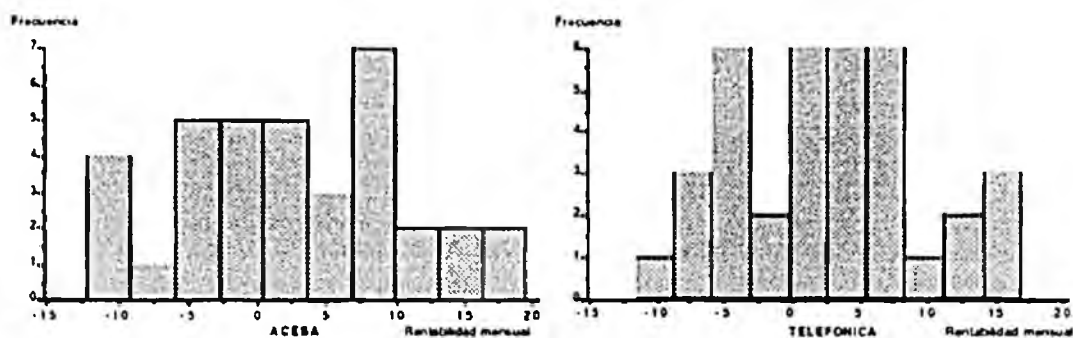
• Siderometalúrgicas



• Industria del automóvil

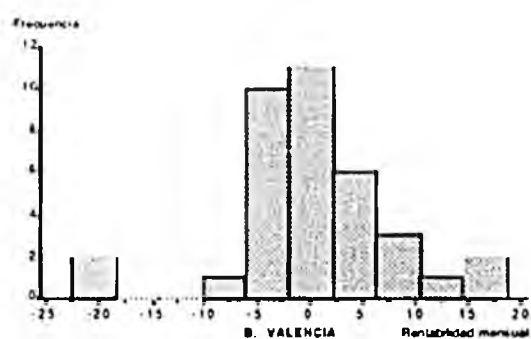


- Comunicaciones

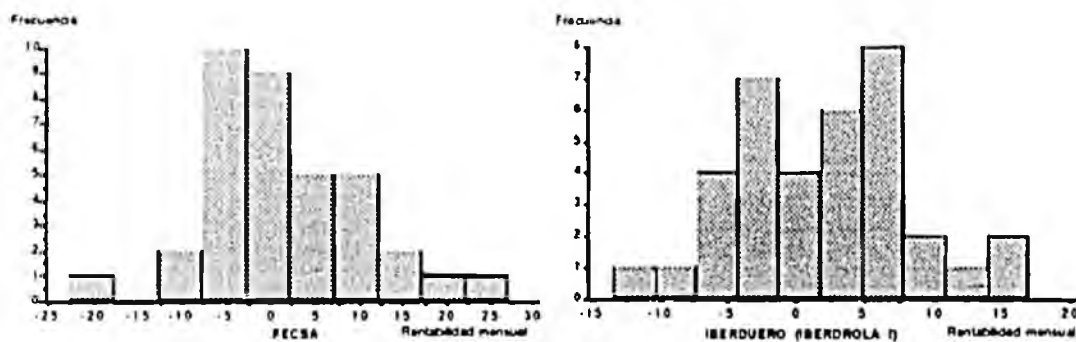


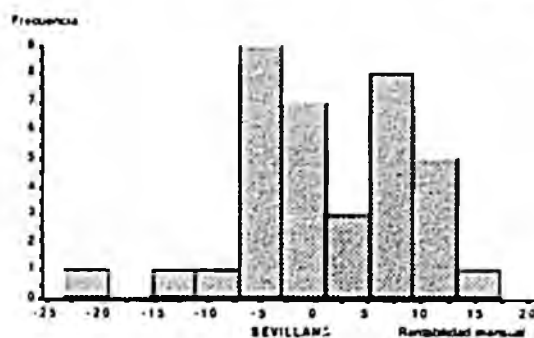
- Grupo 2

- Bancos comerciales

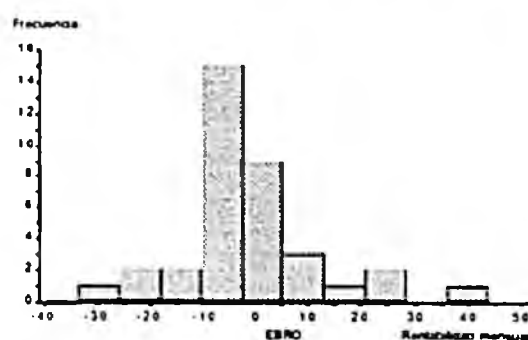
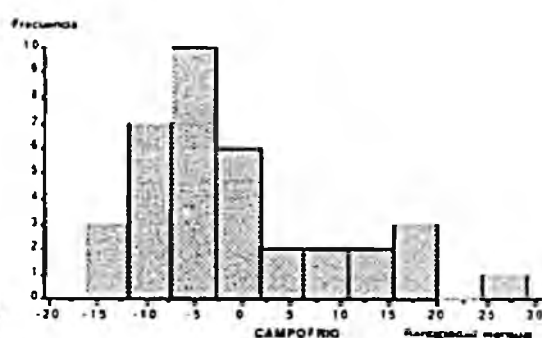
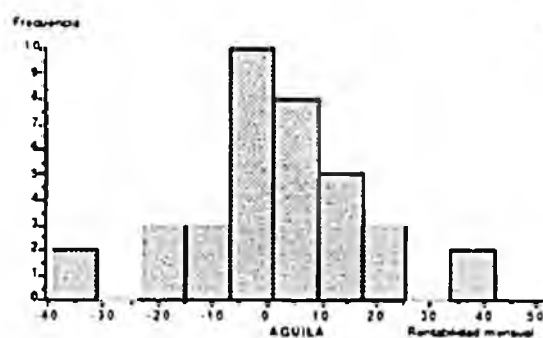


- Agua, Electricidad y Gas

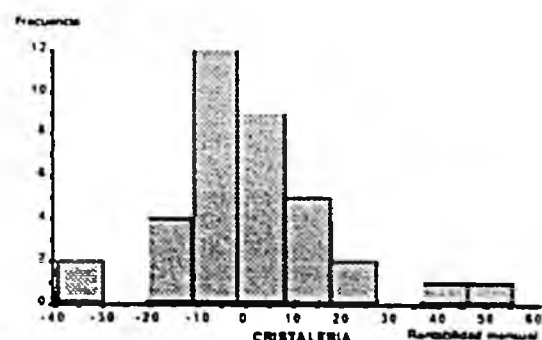
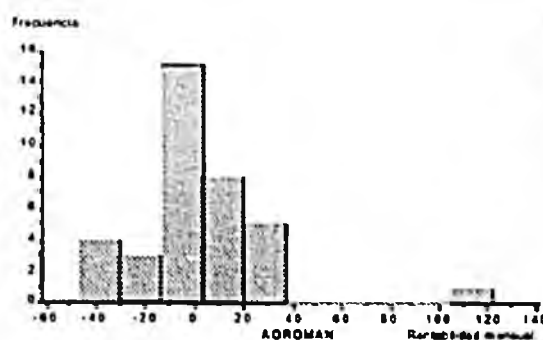


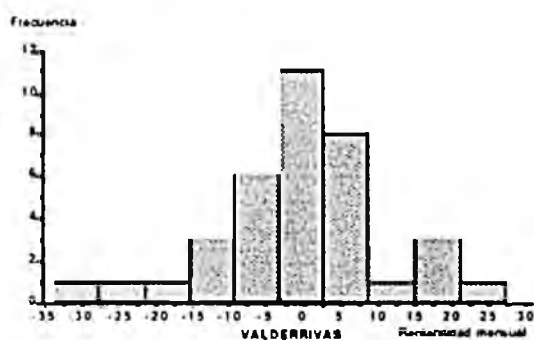
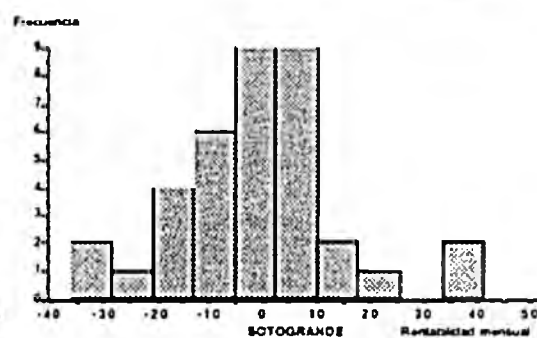
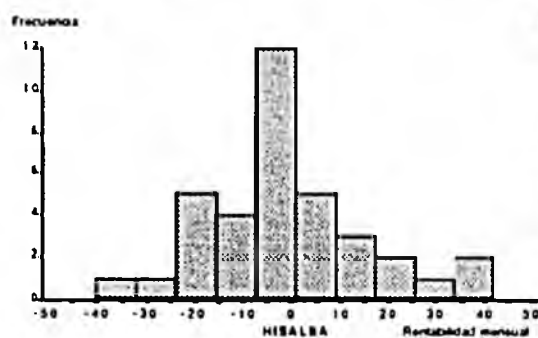


• Agricultura y Alimentación

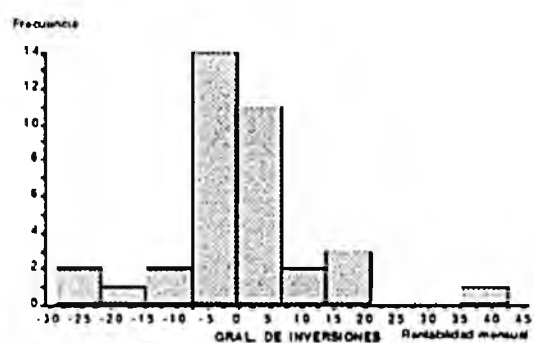


• Construcción

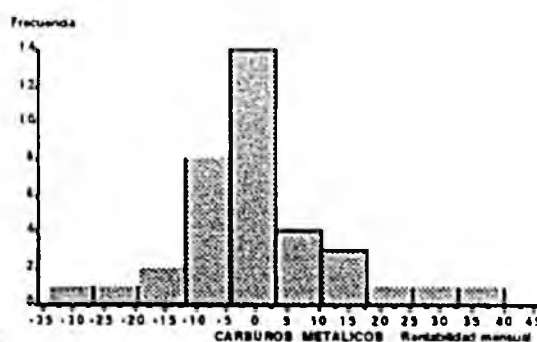
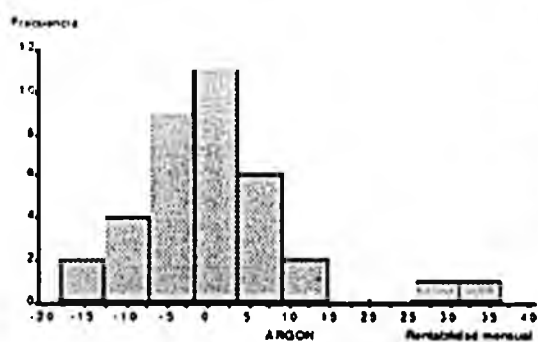


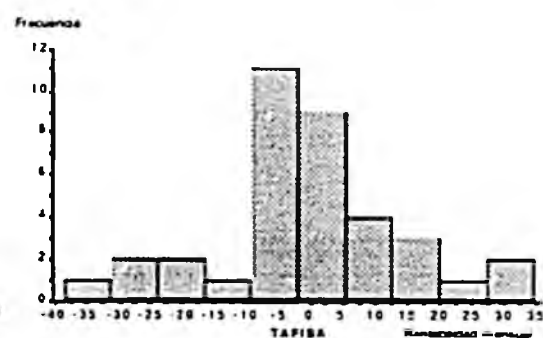
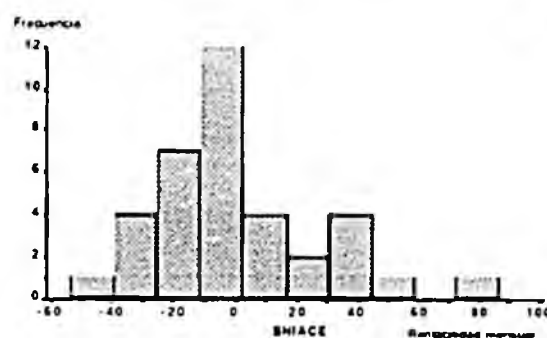
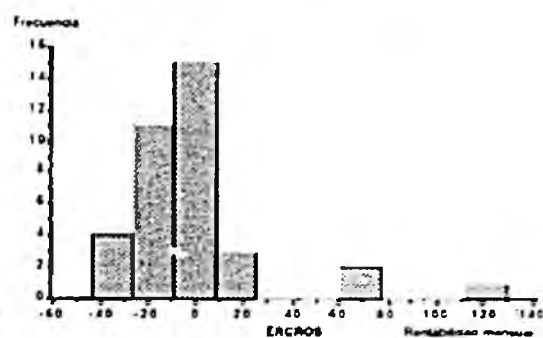
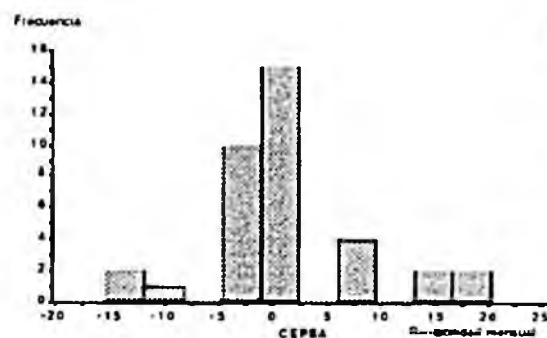


• Inversión mobiliaria

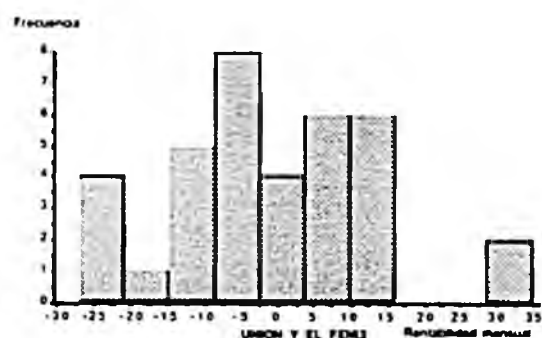


• Químicas y Textiles

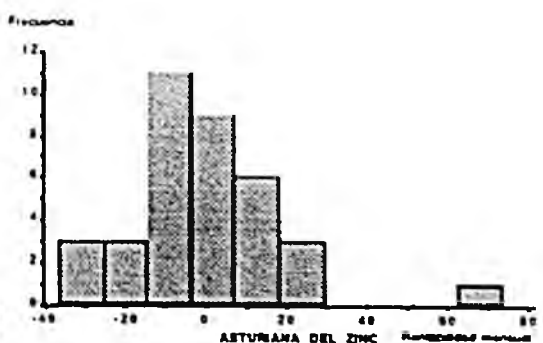
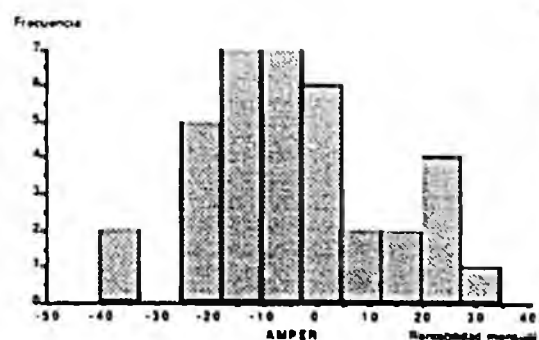


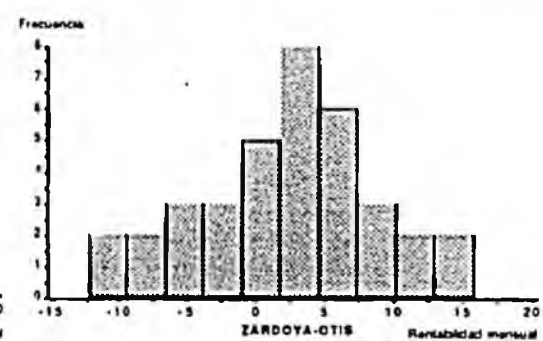
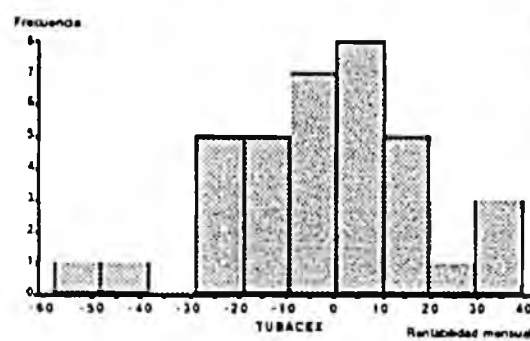
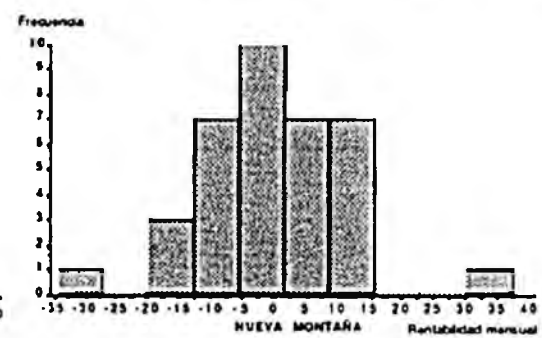
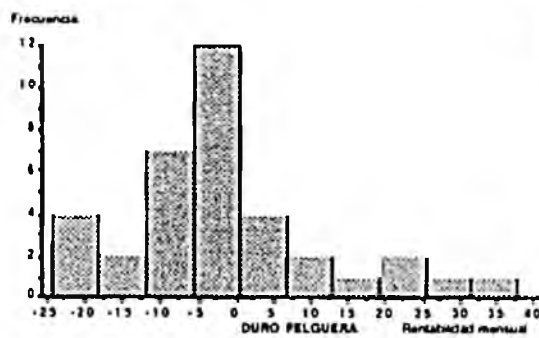


• Seguros

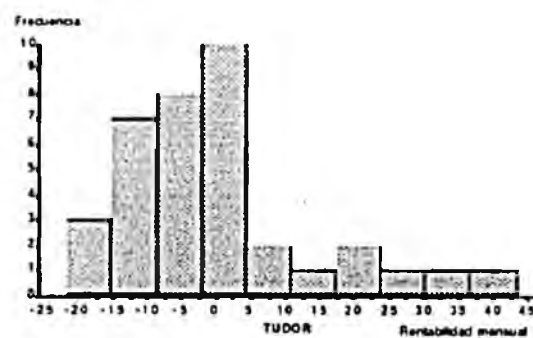


• Siderometalúrgicas

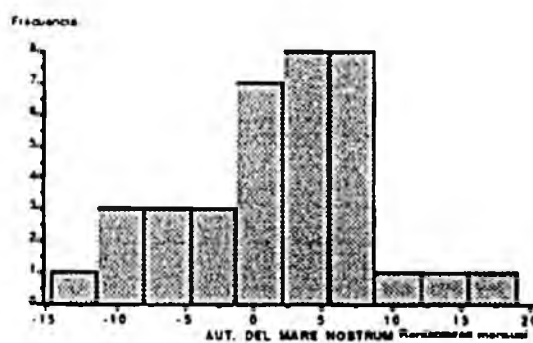




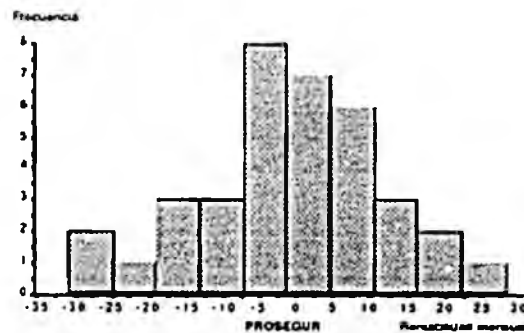
• Industria del automóvil



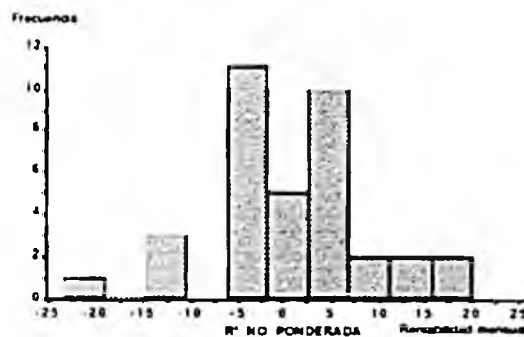
• Comunicaciones



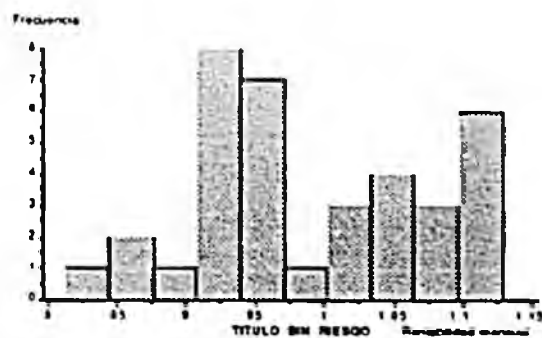
• Varias



• Cartera de mercado

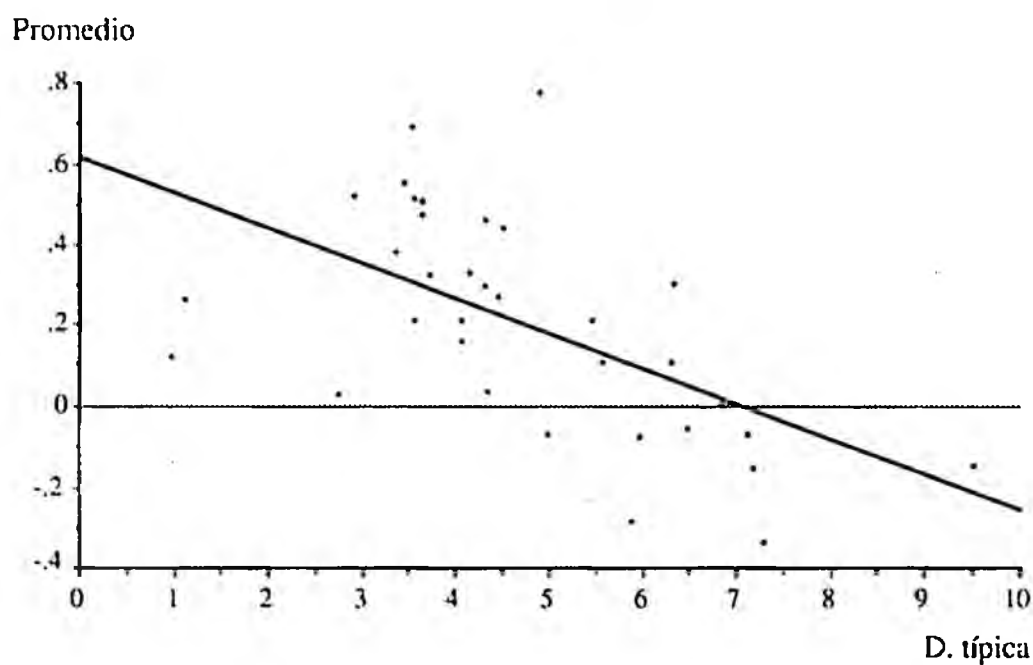


• Título sin riesgo



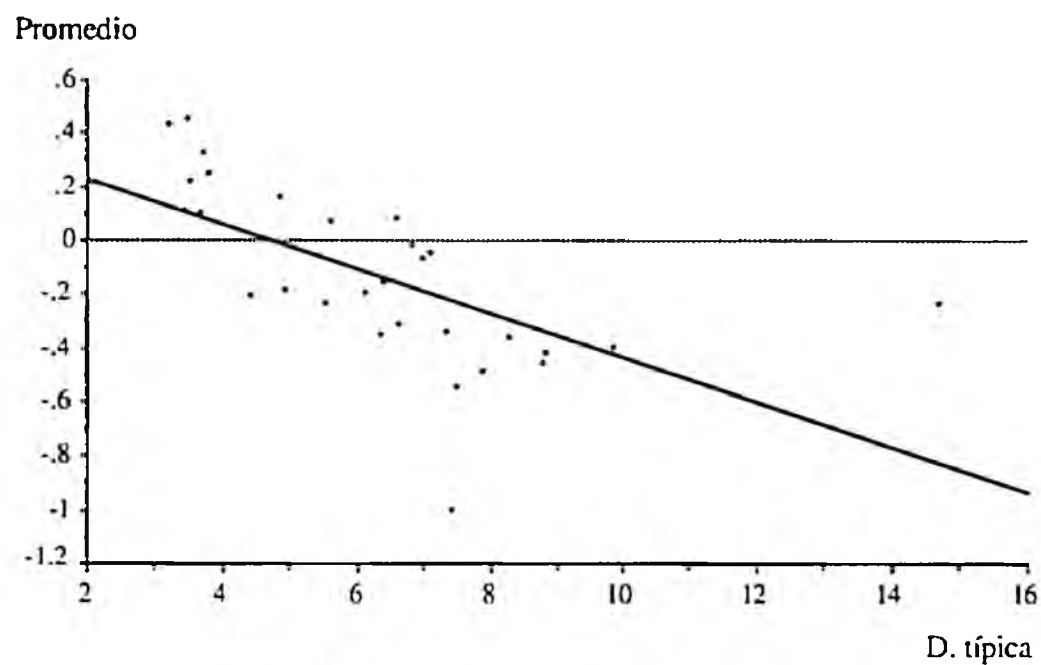
Apartado VIII-5. Visión gráfica de la relación Promedio-Riesgo. Rentabilidades semanales

- Grupo 1



$$\bar{X}_i = 0.619 - 0.087 \cdot S_i \quad R^2 = 0.33$$

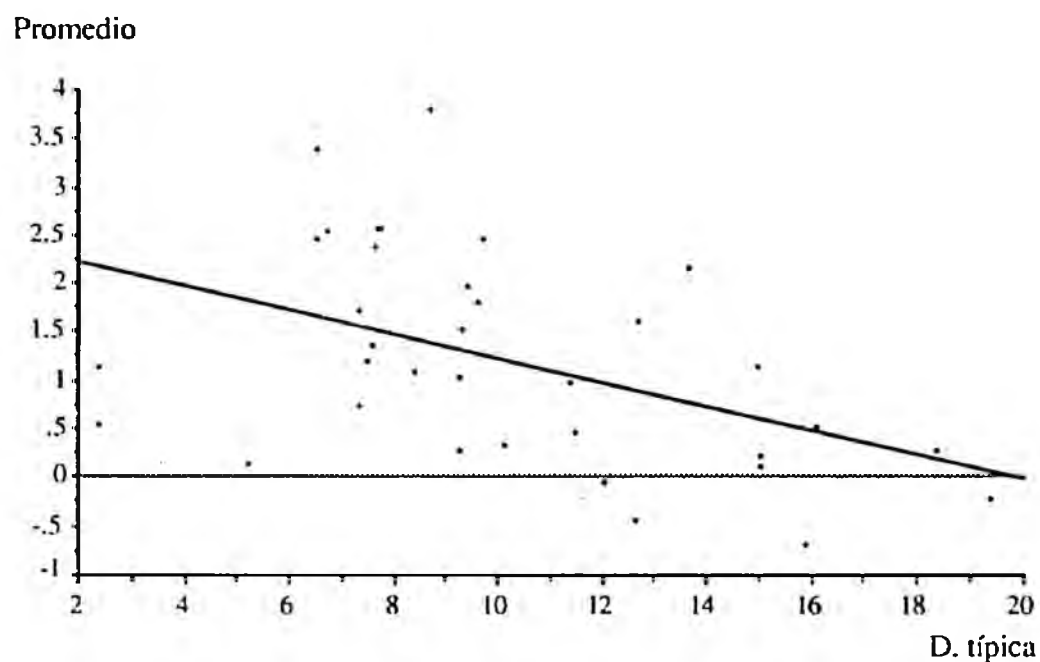
- Grupo 2



$$\bar{X}_i = 0.390 - 0.082 \cdot S_i \quad R^2 = 0.39$$

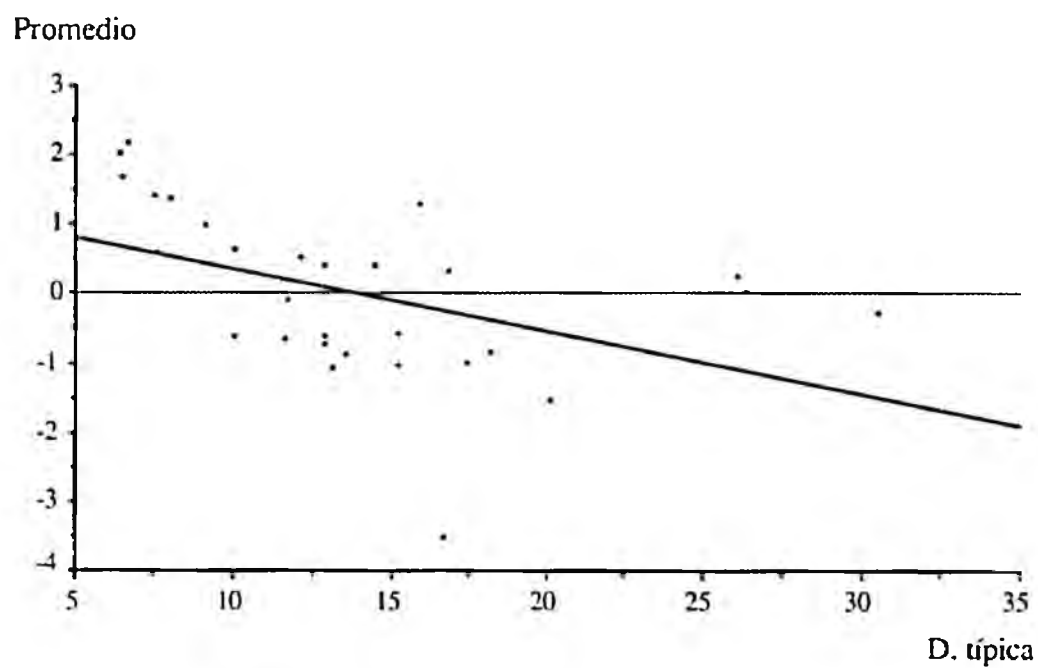
Apartado VIII-6. Visión gráfica de la relación Promedio-Riesgo. Rentabilidades mensuales

- Grupo 1



$$\bar{X}_i = 2,482 - 0,124 \cdot S_i \quad R^2 = 0,21$$

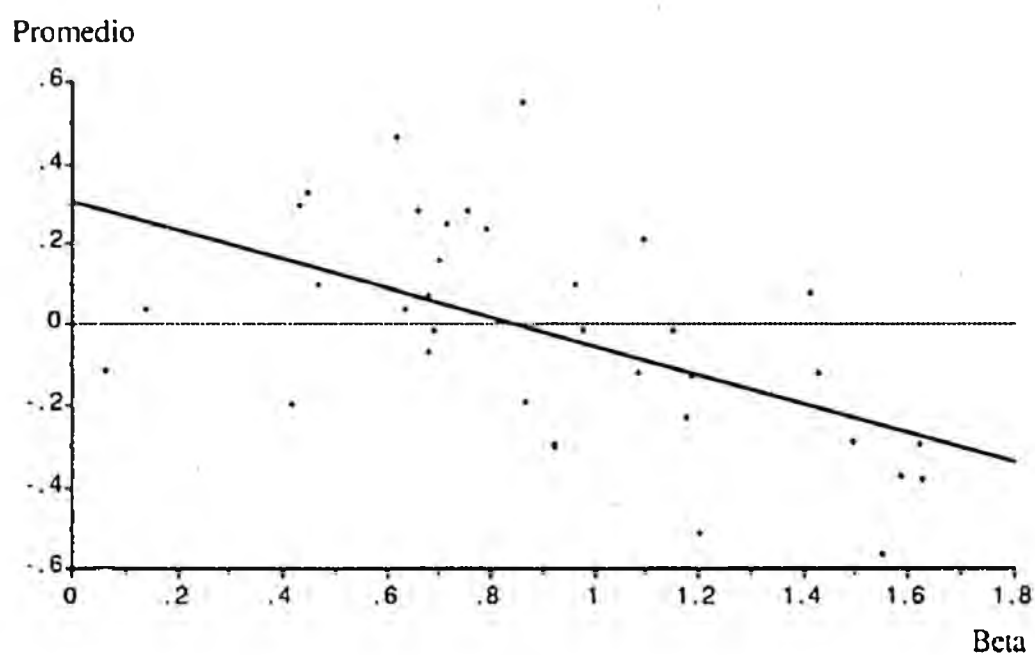
- Grupo 2



$$\bar{X}_1 = 1,278 - 0,090 \cdot S_1 \quad R^2 = 0,20$$

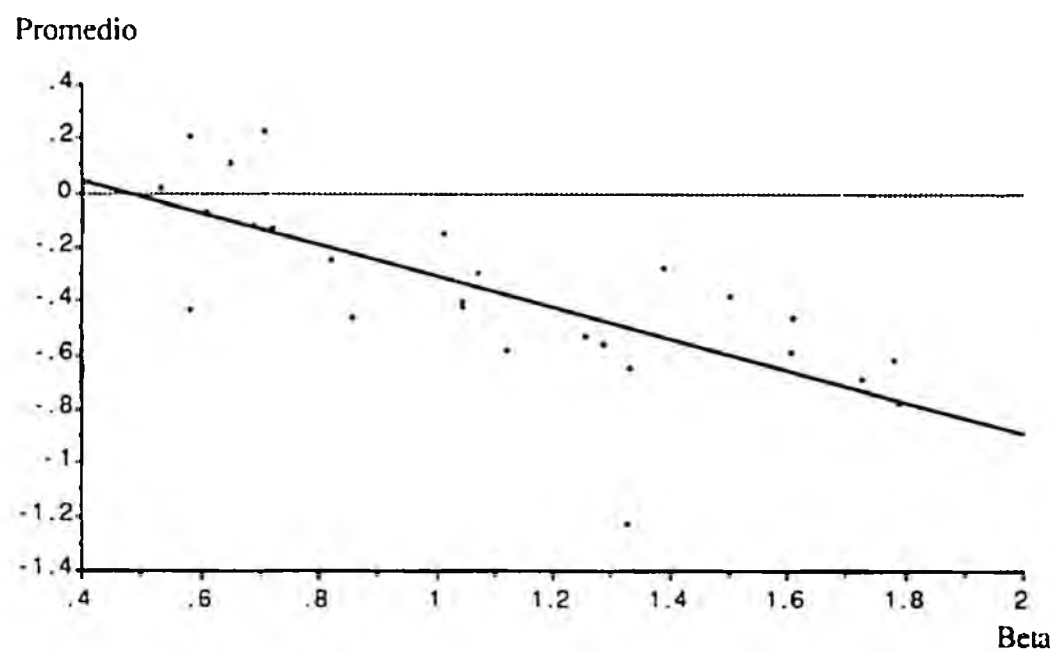
Apartado XII-1. Visión gráfica de la relación Promedio-Beta. Rentabilidades semanales

- Grupo 1



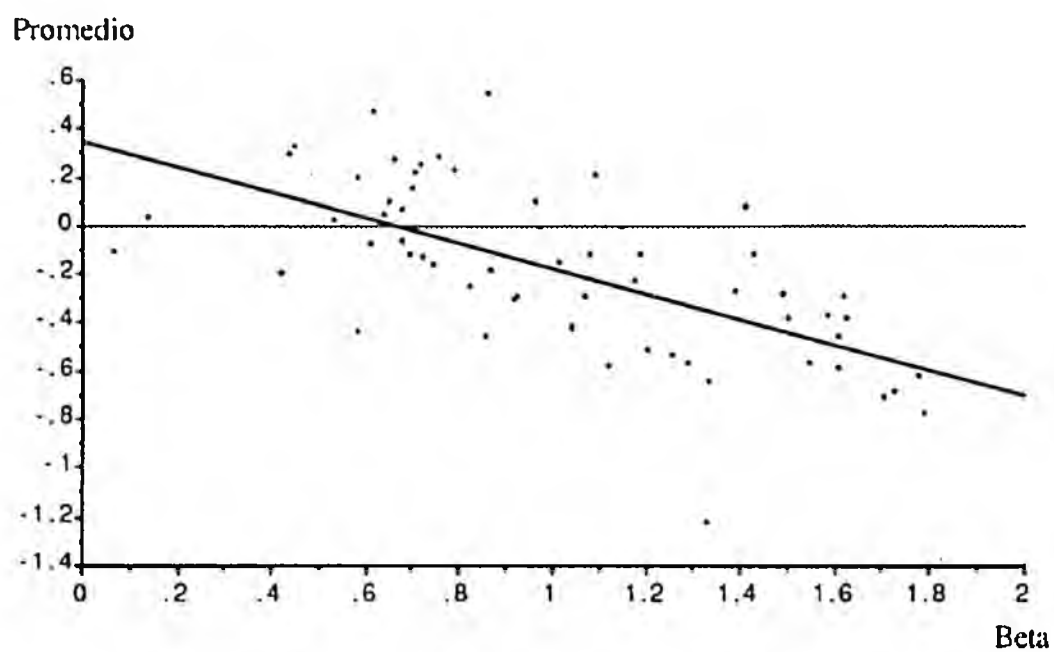
$$\bar{R}_i = 0.305 - 0.358 \cdot b_i \quad R^2 = 0.30$$

- Grupo 2



$$\bar{R}_i = 0,285 - 0,588 \cdot b_i \quad R^2 = 0,56$$

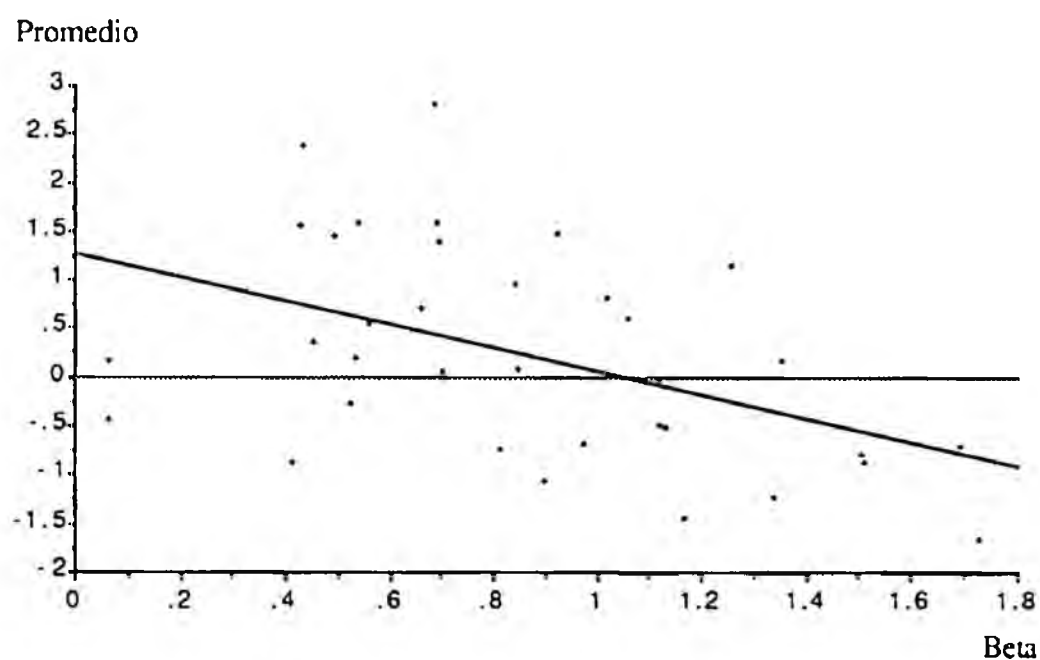
- Grupos 1 y 2



$$\bar{R}_i = 0,352 - 0,529 \cdot b_i \quad R^2 = 0,43$$

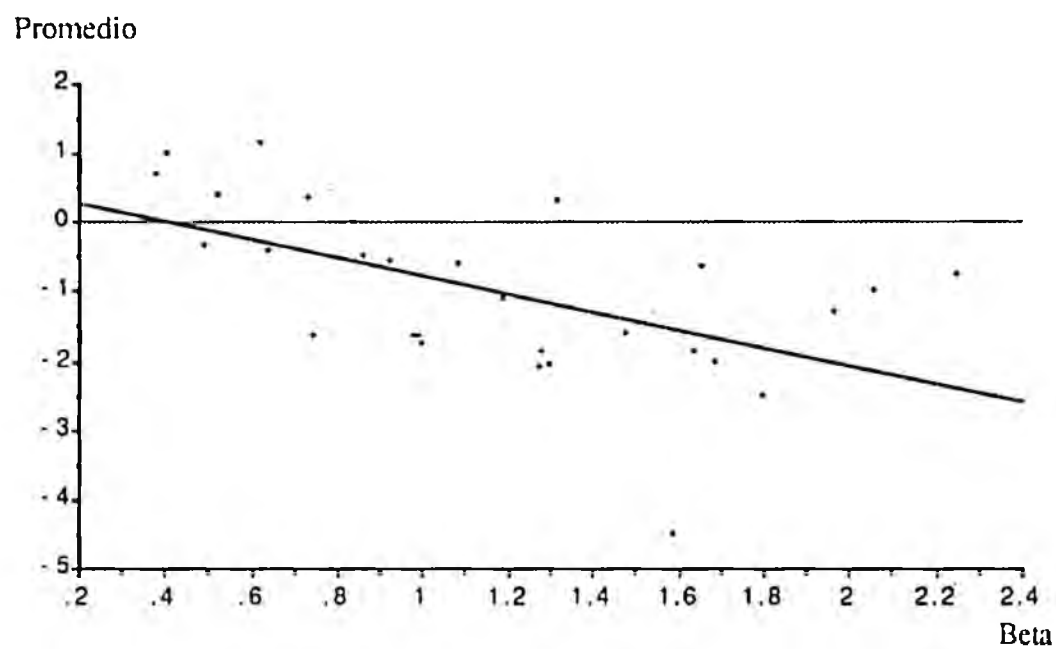
Apartado XII-2. Visión gráfica de la relación Promedio-Beta. Rentabilidades mensuales

- Grupo 1



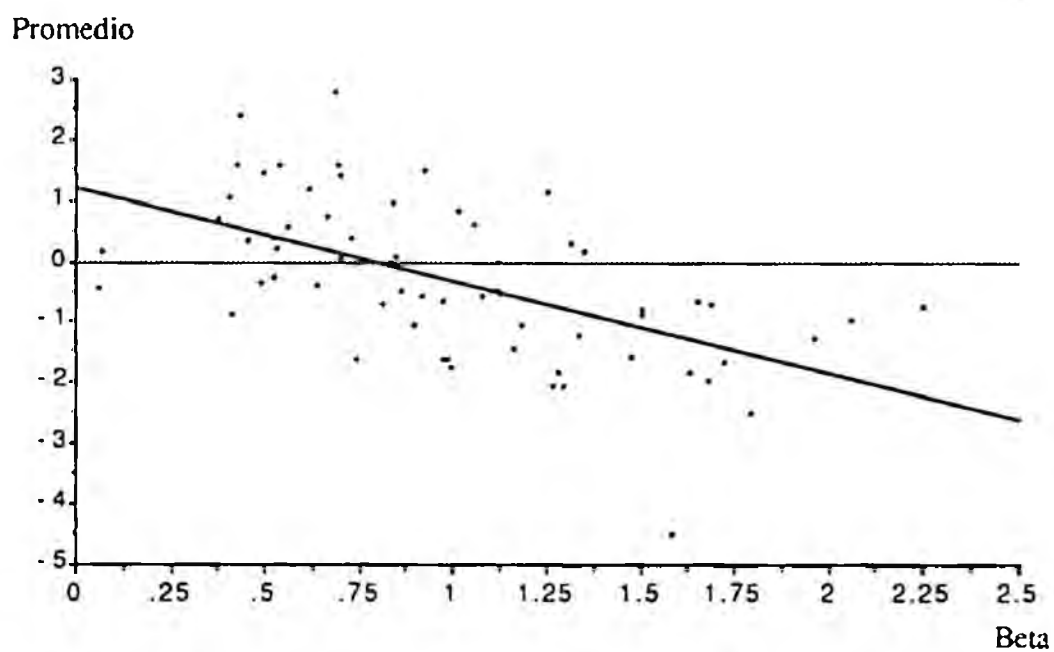
$$\bar{R}_i = 1,269 - 1,202 \cdot b_i \quad R^2 = 0,21$$

- Grupo 2



$$\bar{R}_i = 0,541 - 1,308 \cdot b_i \quad R^2 = 0,31$$

- Grupos 1 y 2

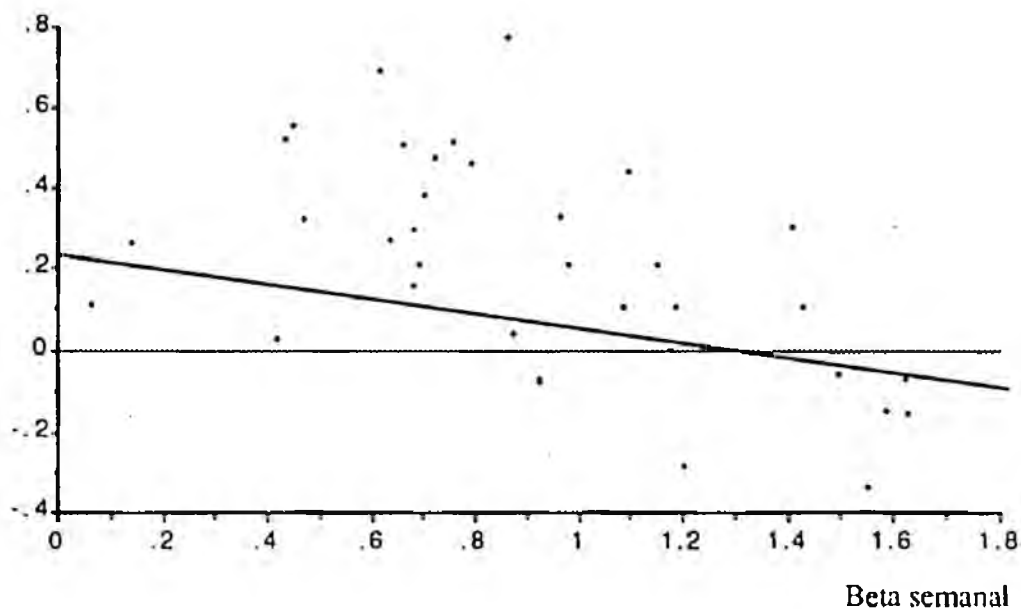


$$\bar{R}_i = 1,205 - 1,524 \cdot b_i \quad R^2 = 0,33$$

Apartado XII-3. Valoración de los títulos según la LMT teórica. Rentabilidades semanales

- Grupo 1

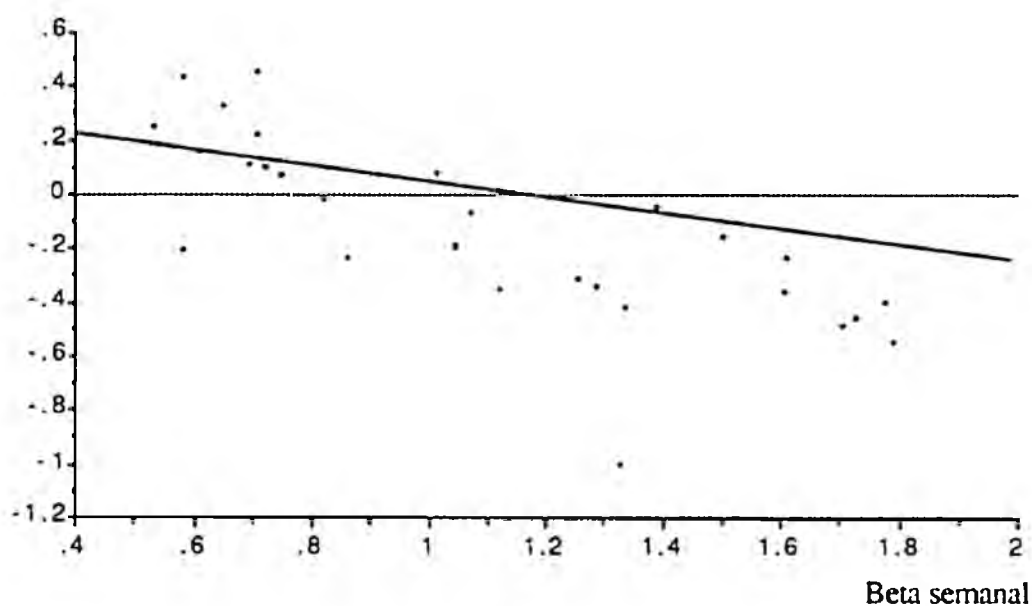
Promedio semanal



LMT teórica semanal: $\bar{R}_i = 0,22782 - 0,17698 \cdot \beta_i$

- Grupo 2

Promedio semanal

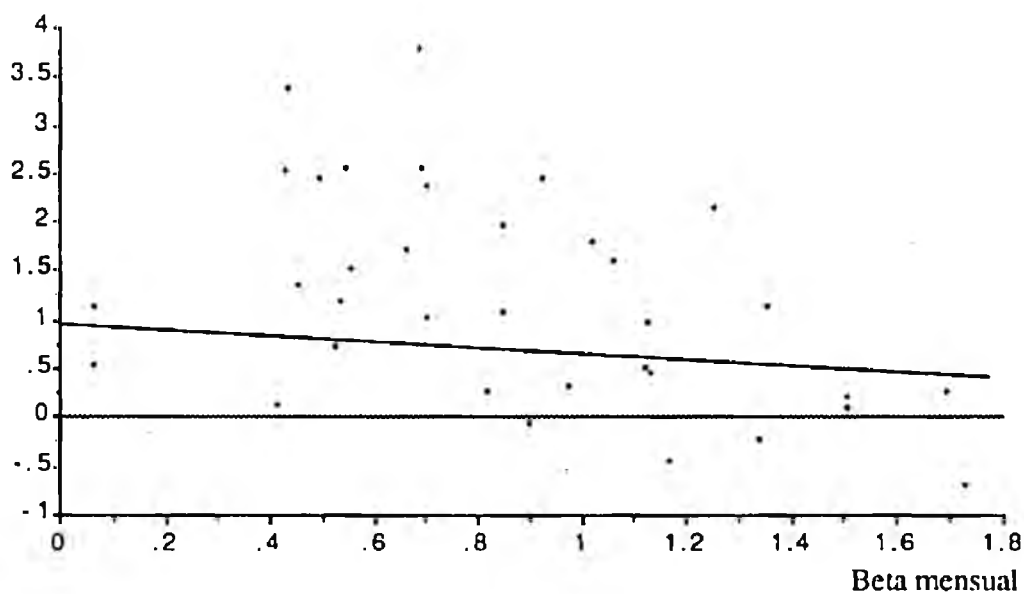


LMT teórica semanal: $\bar{R}_i = 0,22782 - 0,17698 \cdot \beta_i$

Apartado XII-4. Valoración de los títulos según la LMT teórica. Rentabilidades mensuales

- Grupo 1

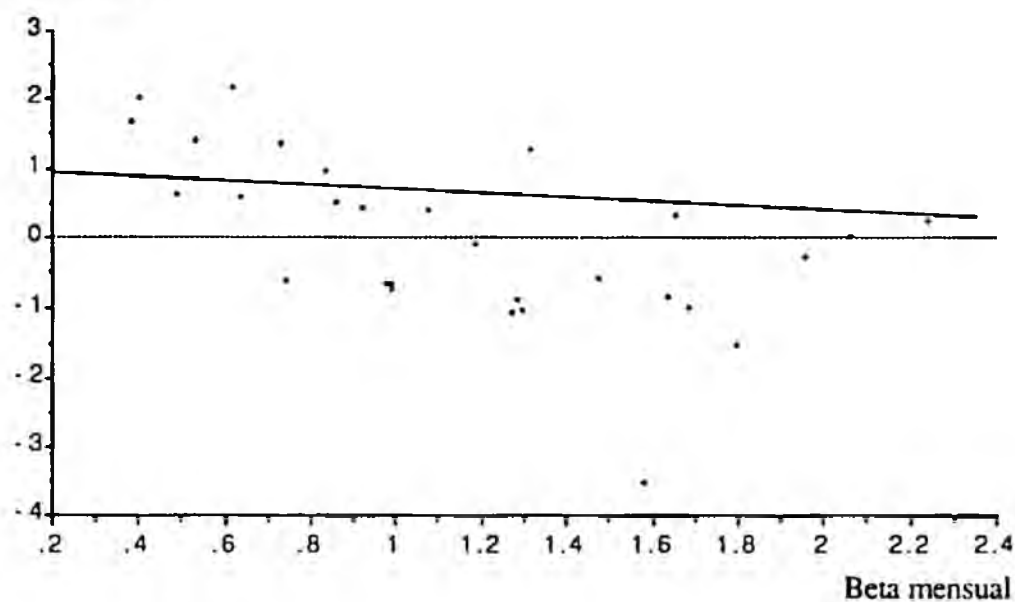
Promedio mensual



LMT teórica mensual: $\bar{R}_i = 0.98867 - 0.31867 \cdot \beta_i$

- Grupo 2

Promedio mensual



LMT teórica mensual: $\bar{R}_i = 0,98867 - 0,31867 \cdot \beta_i$