

LA REMUNERACIÓN DE LA VOLATILIDAD EN EL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE

Francisco Alonso y Fernando Restoy

LA REMUNERACIÓN DE LA VOLATILIDAD EN EL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE

Francisco Alonso y Fernando Restoy (*)

(*) Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios de Juan Ayuso, Roberto Blanco, Olympia Bover, Juan José Camio, Víctor García-Vaquero, Soledad Núñez, Gonzalo Rubio, Javier Vallés y José Viñals. Ninguno de ellos es responsable de los errores que pudieran permanecer en el texto.

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-368-5

Depósito legal: M-2818-1995

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se estudia la relación entre la prima de riesgo agregada y la volatilidad del mercado español de renta variable. Esta relación es siempre positiva, pero dista de ser sistemática, mostrando una gran variación en el período comprendido entre 1974 y 1992. La evolución temporal del precio de la volatilidad puede explicarse mediante variables económicas tales como la importancia relativa del mercado y la posición cíclica de la economía. Sin embargo, no ha sido posible detectar un efecto significativo de elementos relativos a la diversificación internacional de riesgos, sugiriendo que los inversores españoles infravaloran en el conjunto del período las posibilidades de diversificación del riesgo de la cartera nacional mediante la inversión en activos exteriores. Esta infravaloración solo remite de un modo marginal en el período posterior a 1985.

1- INTRODUCCIÓN

Según los modelos convencionales de valoración, el precio de mercado de un determinado activo arriesgado depende del efecto que la inversión en ese activo ejerce sobre el riesgo global asumido por el inversor. En un contexto estático (como en el del CAPM de Sharpe, 1964, y Lintner, 1965), donde los agentes maximizan exclusivamente la utilidad esperada de los rendimientos obtenidos de su inversión, el riesgo asumido es caracterizable por la varianza del rendimiento de la cartera elegida bajo condiciones relativamente generales. De este modo, la contribución de un activo al riesgo global del inversor y, por lo tanto, la prima de riesgo exigida a ese activo, son una función de la covarianza de su rendimiento con el de la cartera de equilibrio. En particular, la versión más utilizada del CAPM señala que la prima de riesgo de una cartera es, en equilibrio, proporcional a la covarianza de su rendimiento con el de la cartera agregada de la economía. Por lo tanto, este modelo predice que la prima de riesgo de la cartera agregada debe ser proporcional a su propia varianza.

Este enfoque estático es el más utilizado para caracterizar el impacto del riesgo financiero sobre el coste del capital y justifica que, en general, se haya tendido a juzgar la volatilidad del mercado como el elemento más característico del riesgo asumido con la inversión en los activos que cotizan en él. Este esquema ha sido seguido por numerosos trabajos que contrastan la existencia de una relación lineal positiva y estable entre la prima de riesgo agregada de un mercado bursátil nacional y la volatilidad de las cotizaciones en ese mercado (ver la reciente recopilación de Bollerslev, Chou y Kroner, 1992). De forma un tanto sorprendente a priori, estos trabajos distan mucho de ofrecer resultados concluyentes y, por lo tanto, no proporcionan un apoyo firme a la utilización de la volatilidad del mercado como la forma más adecuada de medir el grado de riesgo financiero. Así, Campbell y Hentschel (1992) ofrecen evidencia que apoya la existencia de una relación lineal positiva. Sin embargo, Fama y Schwert (1977), Turner, Startz y Nelson (1989), Nelson (1991) y, más recientemente, Glosten, Jagannathan y Runkle (1993), encuentran que el precio medio de la volatilidad es negativo en el

mercado bursátil de Nueva York. Por su parte, los trabajos de Harvey (1989) y Chou, Engle y Kane (1992) sugieren la existencia de una notable variabilidad en el tiempo de la relación entre primas de riesgo y volatilidad.

Esta dificultad para encontrar una correlación sistemática entre primas de riesgo y volatilidad para carteras agregadas de renta variable puede ser justificada desde diversos puntos de vista que guardan relación con las dificultades para definir adecuadamente la cartera agregada de una economía y con la escasa generalidad del modelo estático convencional.

Así, en primer lugar, en la mayoría de las economías y, especialmente, en aquellas que cuentan con mercados financieros estrechos, el valor de los títulos que cotizan en los mercados constituye una proporción pequeña del total de la riqueza nacional. Aunque la medición del valor de la riqueza nacional es siempre problemática, es un hecho generalmente aceptado que la mayor parte de la riqueza de los agentes (en torno al 90% en EEUU, según Ibbotson y Brinson, 1987) está invertida en bienes inmuebles o en capital humano, activos que no cotizan en los mercados de valores. De este modo, la medición del riesgo de una cartera agregada de títulos nacionales no debe considerar exclusivamente la volatilidad de sus rendimientos, sino también su covariabilidad con los del resto de los activos, no necesariamente financieros, que componen las carteras de los inversores nacionales. Por otra parte, cada vez con mayor generalidad, los agentes tienen acceso a activos negociados en mercados extranjeros. Este hecho origina que la remuneración realizada de la volatilidad de los rendimientos de la cartera nacional en cada momento dependa del valor de las carteras de títulos extranjeros mantenidos por los agentes residentes y de la covariabilidad de los precios de los distintos mercados nacionales. En el límite, suponiendo la perfecta integración de los distintos mercados nacionales, el modelo estático predice, en determinadas condiciones, que la prima de riesgo de la cartera agregada de un mercado doméstico depende exclusivamente de la covarianza de los

rendimientos de esa cartera con los de una cartera internacional bien diversificada, expresados en una misma moneda¹.

De este modo, tanto la existencia de activos no negociados en las bolsas como de inversiones internacionales de cartera dificultan la interpretación de la volatilidad del mercado como medida relevante de riesgo y, por lo tanto, permiten cuestionar la necesidad de que exista una relación positiva estable entre la prima de riesgo y la volatilidad del mercado. Dependiendo de la evolución de los pesos atribuidos a cada tipo de activos en la cartera agregada de la economía y de la evolución de la covariabilidad de sus rendimientos, estos elementos permiten justificar una relación variable en el tiempo y de signo indefinido a priori (ver Chou, Engle y Kane, 1993).

En segundo lugar, la relación entre primas de riesgo y volatilidad es más compleja en contextos intertemporales donde los agentes toman de forma simultánea decisiones de consumo-ahorro y de cartera. En este caso, el riesgo de la cartera agregada de la economía no depende exclusivamente de la volatilidad de sus rendimientos, sino también de su capacidad para proporcionar a los inversores una adecuada cobertura ante las variaciones futuras de sus posibilidades de consumo. Así, una cartera agregada, que, por su alta volatilidad, requiere una elevada prima de riesgo en un contexto estático, resulta menos arriesgada en un contexto intertemporal, si sus rendimientos están negativamente correlacionados con el tamaño esperado del conjunto de posibilidades de consumo futuro. De este modo, a diferencia de lo que ocurre con los modelos estáticos, los modelos intertemporales no establecen con carácter general una relación concreta entre las primas de riesgo y la volatilidad de las carteras agregadas² y, por lo tanto, permiten explicar la existencia de relaciones

¹ Estas condiciones incluyen la verificación de la paridad del poder de compra. Ver Adler y Dumas (1983).

² Una excepción es, por supuesto, el caso en el que el conjunto de oportunidad del inversor evoluciona de forma independiente en el tiempo (como en el CAPM intertemporal de Merton, 1973). En este caso, la economía intertemporal puede caracterizarse por una sucesión de economías estáticas independientes y, lógicamente, las predicciones de los modelos estáticos son válidas, período a período.

de cualquier signo e inestables en el tiempo (ver, p. ej., Backus y Gregory, 1992, o Restoy y Weil, 1994).

Finalmente, si la aversión relativa al riesgo de los agentes no es independiente de su nivel de riqueza o renta, el precio de la volatilidad dependerá también de factores cíclicos (ver, p. ej., Harvey, 1989).

El mercado español es de una entidad relativa y absoluta muy inferior a la de los mercados en los que se han basado los estudios citados. Por otra parte, este mercado combina una fase de claro subdesarrollo hasta mediados de los años ochenta, con una progresiva modernización y apertura al exterior, a partir de ese momento. Finalmente, las primas de riesgo medias en el mercado español son muy reducidas en comparación con las de otros mercados, apenas sobrepasando el 1% en tasa anual en las últimas 2 décadas³. Estas características propias añaden interés general al estudio de la evolución y de los determinantes del precio de la volatilidad en el mercado español. En particular, resulta relevante estudiar en qué medida el desarrollo del mercado bursátil y el proceso de integración internacional del mercado español han influido sobre la remuneración de su volatilidad.

En este trabajo, se analizan los determinantes de la remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable en el período comprendido entre 1974 y 1992. Para ello se utiliza una metodología similar a la empleada por Chou, Engle y Kane (1992), aunque se postula un modelo más general de carácter intertemporal e internacional. En muchos aspectos, este trabajo se encuadra en la relativamente escasa pero importante literatura sobre aplicaciones de los modelos estáticos de valoración al caso español (ver, p.ej., Palacios, 1973, Berges, 1984, Rubio, 1986 y 1988, y, más recientemente, Mora, 1992, Alcalá, Bachiller y Olave, 1993, y Martínez Sedano, 1994). Frente a aquellos, en este estudio se adopta una perspectiva dinámica relativamente general que permite no solo contrastar el modelo CAPM

³ Como referencia, Canova (1994) encuentra en ese período primas de riesgo de 5.6, de 8.9 y de 10.2 para Estados Unidos, Japón y el Reino Unido, respectivamente.

convencional, sino también indicar en qué medida los factores señalados explican las discrepancias que separan el precio de la volatilidad en el mercado de las predicciones del modelo clásico.

La estructura del trabajo es como sigue. En la segunda sección, se obtienen estimaciones de la remuneración media de la volatilidad del mercado nacional y de su covariabilidad con una cartera internacional agregada. En la tercera sección, se estudia la variabilidad temporal de la relación entre primas de riesgo y volatilidad. En la cuarta sección, se analiza la relación entre el precio de la volatilidad en el mercado y una serie de variables económicas relevantes derivadas de un modelo intertemporal sencillo. Por último, en la quinta sección, se resumen brevemente las principales conclusiones alcanzadas.

2- LA REMUNERACIÓN MEDIA DE LA VOLATILIDAD

Como punto de partida, en esta sección, se presentan los resultados relativos a la estimación de tres modelos lineales con parámetros constantes que difieren en el distinto grado de integración financiera internacional que suponen⁴.

2.1 Modelos alternativos

Supóngase en primer lugar que el rendimiento de la cartera global de los inversores nacionales puede ser aproximado de forma adecuada por el rendimiento agregado de la cartera bursátil nacional. Suponiendo que los agentes tienen una aversión relativa al riesgo constante, el CAPM predice, en determinadas condiciones, una relación

⁴ En esta y en las demás secciones, se analizan los rendimientos nominales y no reales de los distintos activos. De este modo, se supone implícitamente que la variabilidad de los precios es despreciable en relación con la variabilidad de los rendimientos nominales de los activos. Las distintas pruebas empíricas realizadas con rendimientos reales y nominales mostraron que este supuesto es inocuo.

lineal positiva entre la prima de riesgo y la volatilidad del mercado del tipo⁵

$$r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + C_1 \sigma_{mm,t} + u_{m,t+1} \quad (1)$$

donde $r_{m,t+1}$ y $r_{f,t+1}$ son, respectivamente, el rendimiento de la cartera agregada del mercado y el de un activo sin riesgo, entre t y $t+1$; $u_{m,t+1}$ es un término de error con las propiedades habituales y $\sigma_{mm,t}$ es la varianza condicional en t de $r_{m,t+1}$. Es decir, $\sigma_{mm,t}$ es la estimación que los agentes realizan en t de la incertidumbre asociada a la evolución de los precios entre t y $t+1$. En la ecuación (1), C_1 puede interpretarse como la remuneración en términos de prima de riesgo de la volatilidad de los rendimientos.

En una economía abierta cuyo mercado financiero está integrado con el resto de los mercados nacionales, la relación (1) no tiene por qué verificarse para los rendimientos agregados del mercado nacional. En este caso, la prima de riesgo agregada dependerá, según el CAPM, de la covarianza de los rendimientos del mercado nacional con los de una cartera internacional bien diversificada. Así, pues, la ecuación a estimar sería en este caso

$$r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + C_2 \sigma_{m*,t} + u_{m,t+1} \quad (2)$$

donde $\sigma_{m*,t} = \text{Cov}_t [r_{m,t+1}, r_{m*,t+1}]$ y $r_{m*,t+1}$ es el rendimiento de la cartera internacional.

En este caso de perfecta integración financiera internacional, el mercado solo remunera el riesgo del mercado nacional que no puede diversificarse internacionalmente. Es decir, la prima de riesgo recoge exclusivamente la contribución de la inversión en el mercado nacional al riesgo global de la cartera internacional.

⁵ Esta versión del CAPM (similar a la de Merton, 1973) exige que los rendimientos sigan una distribución normal independiente en el tiempo y que los agentes posean una función de utilidad con aversión relativa al riesgo común y constante.

Una alternativa plausible consiste en permitir un grado intermedio de segmentación del mercado. En este caso, los precios de los activos que cotizan en el mercado nacional reflejan factores internacionales de riesgo, pero también un cierto sesgo hacia la inversión en activos domésticos. En este caso, la prima de riesgo agregada viene dada por la relación

$$r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + C_1 \sigma_{mm,t} + C_2 \sigma_{mm^*,t} + u_{m,t+1} \quad (3)$$

que, naturalmente, admite como casos particulares las expresiones (1) y (2).

La estimación de la ecuación (1) requiere modelizar el proceso que sigue la varianza condicional $\sigma_{mm,t}$. Es decir, la forma en que los agentes utilizan la información disponible en cada momento para predecir la variabilidad de los rendimientos. Por su parte, la estimación de las ecuaciones (2) y (3) requiere, además, la especificación de los procesos seguidos por la varianza condicional del rendimiento de la cartera internacional, σ_{mm^*} , y por la covarianza de los rendimientos nacionales e internacionales, σ_{mn^*} .

En la literatura financiera reciente, se han propuesto numerosas formas de modelizar las varianzas condicionales. En general, todas ellas contienen un componente autorregresivo. Es decir, en cada momento, la varianza condicional depende de los errores de predicción cometidos en el pasado. Difieren, sin embargo, en la forma funcional con la que modelizan esta relación y en la consideración o no de asimetrías en la respuesta de la varianza condicional ante errores positivos o negativos⁶.

En este trabajo, se utilizan 3 especificaciones distintas de la varianza condicional cuyas principales características son las siguientes:

⁶ En Alonso (1994), se realiza un análisis comparativo de diversos modelos de varianza condicional para el caso español.

- (i) GARCH: Relaciona de una forma lineal la varianza condicional $\sigma_{mm,t}$ con los cuadrados de los errores de predicción pasados y con la varianza condicional de períodos anteriores.
- (ii) Modelo de 2 regímenes (Hamilton): Supone que la serie atraviesa períodos de elevada o reducida volatilidad dependiendo de una determinada distribución de probabilidad que los agentes estiman en cada momento como una función de los errores de predicción pasados.
- (iii) EGARCH: Modeliza la varianza condicional como una función exponencial de los errores de predicción y de la varianza condicional de períodos anteriores, así como de términos que captan efectos asimétricos.

De los modelos presentados, solo el modelo GARCH dispone de una versión multivariante que permite la estimación simultánea de varianzas y covarianzas condicionales. Sin embargo, la especificación GARCH de la covarianza es poco atractiva en este contexto, en la medida en que impone restricciones excesivas⁷. Por este motivo, se ha optado preferentemente por modelizar de forma independiente $\sigma_{mm,t}$ y $\sigma_{mem*,t}$ según los modelos anteriores y obtener la covarianza condicional calculando exógenamente el coeficiente de correlación utilizando muestras variables no centradas de dos años.

2.2 Datos

Las estimaciones econométricas de los modelos (1) a (3) requieren datos de rendimientos correspondientes a la cartera española y a los de una cartera internacional bien diversificada. En este estudio, se utilizan los datos con periodicidad mensual de Morgan-Stanley (MSCI)

⁷ Estas restricciones vienen causadas por la necesidad de garantizar que la matriz de varianzas y covarianzas sea positiva definida para cualquier realización de las variables aleatorias.

correspondientes a la cartera española y a la cartera mundial respectivamente, en el periodo 1974-1992.

Los rendimientos se obtienen a partir de indices Laspeyres que contemplan correcciones por ampliaciones de capital, así como la reinversión de dividendos. Una alternativa consiste en la utilización de un indice equiponderado. Esta opción parece avalada por trabajos previos que muestran la eficiencia media-varianza incondicional de la cartera con ponderaciones iguales y la ineficiencia de la cartera agregada del mercado (ver Martinez, 1994). Sin embargo, en este trabajo, se ha optado por trabajar con la cartera agregada por tres razones. En primer lugar, esta es la opción adecuada si se pretende estudiar la remuneración de la volatilidad agregada del mercado. En segundo lugar, dado que la cartera equiponderada no es una cartera de equilibrio, no es posible explicar su remuneración por medio de modelos teóricos y, en concreto, el modelo de Merton que motiva la especificación (1) no es aplicable. Finalmente, la evidencia sobre la eficiencia incondicional de la cartera equiponderada es solo parcialmente relevante en el análisis condicional que se realiza en este trabajo.

Más problemática es la elección de un activo sin riesgo. Ante la ausencia de un mercado de títulos públicos en gran parte de la muestra, se ha optado por utilizar el tipo de interés medio ponderado del agregado intermedio entre M3 y M2. Este agregado se compone fundamentalmente de depósitos de ahorro e incluye también empréstitos del sistema bancario, depósitos en moneda extranjera, cesiones temporales de activos y participaciones de activo (véase Cuenca, 1994). La utilización de esta serie introduce, lógicamente, un error de medida en el tipo de interés sin riesgo. En concreto, tal y como pone de manifiesto el gráfico 1, el tipo M3-M2 es sensiblemente inferior al tipo correspondiente a los repos de deuda pública a 1 mes, en el corto período en que estos últimos se encuentran disponibles. No obstante, es dudoso que este problema afecte a las estimaciones del precio de la volatilidad en el mercado. Así, en el gráfico 1, se observa que la volatilidad de los tipos de interés es, en todo caso, sensiblemente inferior a la de los rendimientos bursátiles, por lo que la consideración de una u otra serie de tipos de interés, aunque puede tener

un efecto significativo sobre el término constante, C_0 , es dudosos que afecte a la estimación de los parámetros de pendiente C_1 y C_2 .

2.3 Resultados

En el cuadro 1, se recogen diversas estimaciones del modelo de la ecuación (1) para diferentes especificaciones de la varianza condicional. En concreto, se presentan los resultados relativos al modelo GARCH simple, al modelo de dos regímenes y a 3 variantes del modelo EGARCH. Estas variantes se corresponden con el modelo simple sin efectos asimétricos, el modelo con efectos asimétricos y un tercer modelo donde se incluye como variable explicativa el tipo de interés sin riesgo. La realización de pruebas con diversas especificaciones de la varianza condicional viene justificada por la elevada sensibilidad que el valor puntual y el signo de las estimaciones del precio de la volatilidad obtenidos en otros trabajos muestran ante diferentes modelizaciones de la volatilidad (ver Bollerslev, Chou y Kroner, 1990). En particular, Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) muestran que la inclusión de dummies estacionales y del tipo de interés en la especificación de la varianza permite obtener estimaciones negativas y altamente significativas⁸. Por otra parte, la utilización de una especificación relativamente general de la varianza condicional permite mitigar el sesgo producido al suponer implícitamente que el conjunto de información utilizado para calcular las varianzas condicionales coincide con el efectivamente poseído por los agentes que operan en el mercado (ver Campbell, 1987, y Glosten, Jagannathan y Runkle, 1993).

Los resultados del cuadro 1 confirman, en primer lugar, las características del proceso seguido por la volatilidad de los rendimientos bursátiles del mercado español encontradas por Alonso (1994). Así, el modelo de dos regímenes de Hamilton es el que ofrece un mejor ajuste

⁸ En el análisis de los datos, no se ha encontrado evidencia de pautas estacionales significativas en la volatilidad del mercado español que justifique la inclusión de dummies estacionales. En concreto, la inclusión de variables ficticias para captar el efecto Enero en media y varianza ofrece resultados no significativos en ambos casos.

frente a los más utilizados GARCH y EGARCH. En segundo lugar, los resultados del modelo EGARCH asimétrico muestran que, a diferencia de lo que ocurre en otros países, en España no existe evidencia de una mayor sensibilidad de la volatilidad ante movimientos bajistas de las cotizaciones que ante movimientos alcistas. Finalmente, no existe evidencia de que el tipo de interés afecte de modo significativo a la volatilidad del mercado.

En lo que respecta a las estimaciones realizadas del precio de la volatilidad, se obtiene que este es positivo para cada una de las especificaciones de la volatilidad condicional, independientemente de su forma funcional y de la inclusión o no de asimetrías o de los tipos de interés. Sin embargo, el precio de la volatilidad nunca es significativo, es estimado de forma muy imprecisa en todos los casos y su valor puntual varía de forma sustancial según la especificación elegida de la varianza condicional.

En el cuadro 2, se ofrecen los resultados de la estimación máximo verosímil de los modelos correspondientes a las ecuaciones (2) y (3) donde se supone que las primas de riesgo se ven afectadas por la posibilidad de diversificar el riesgo de la cartera nacional mediante la inversión en activos extranjeros.

Las covarianzas condicionales entre la cartera nacional y la cartera internacional han sido obtenidas de la estimación conjunta de los modelos (2) y (3) con una ecuación para el rendimiento de la cartera mundial. En este modelo se ha supuesto una matriz de varianzas y covarianzas de los rendimientos compuesta por modelos EGARCH simétricos⁹ para las varianzas y por el término resultante de multiplicar las desviaciones típicas condicionales por la serie de coeficientes de correlación obtenidos con muestras variables para la covarianza¹⁰.

⁹ Tanto en la cartera doméstica como en la mundial, los términos que recogen el efecto asimétrico no resultan significativos. En todo caso, su inclusión no modifica sustancialmente los estimadores de los restantes parámetros.

¹⁰ La utilización del modelo GARCH bivariante proporciona resultados cualitativamente similares. No ha sido posible, sin embargo, obtener estimaciones con el modelo de 2 regímenes como consecuencia de la

Los resultados de la estimación del modelo de integración financiera completa son muy insatisfactorios, obteniéndose un estimador puntual muy impreciso. Estos resultados no mejoran cuando solo se supone un grado parcial de integración financiera. Así, los estimadores puntuales tanto del precio de la volatilidad del mercado nacional como del de la covariabilidad con la cartera mundial son siempre no significativos.

De este modo, los resultados de esta sección sugieren la inexistencia de una remuneración sistemática de la volatilidad del mercado nacional¹¹. Por otra parte, esta ausencia de significatividad estadística del precio de la volatilidad no parece atribuible a la posible integración del mercado nacional en el contexto internacional. Estos resultados se sitúan así en un lugar intermedio entre los de trabajos que encuentran relaciones positivas significativas entre primas de riesgo y rentabilidad (como Campbell y Hentschel, 1992) y los de los trabajos que obtienen relaciones negativas significativas (como Glosten, Jaganathan y Runkle, 1993).

Como se ha comentado en la introducción, esta falta de significatividad del precio de la volatilidad puede explicarse con diversos argumentos teóricos. Estos argumentos coinciden en señalar que, en general, es muy probable que la relación entre primas de riesgo y volatilidad sea inestable en el tiempo. En la siguiente sección, se investiga en qué medida la posible inestabilidad temporal del precio de la volatilidad del mercado puede explicar el mal comportamiento estadístico de los modelos con parámetros constantes estimados en esta sección.

complejidad del modelo bivariante resultante.

¹¹ Este resultado, obtenido con una metodología alternativa, aparece también en Alcalá et all. (1993). Por otra parte, Mora (1992) encuentra con una estimación no paramétrica una remuneración significativa de la volatilidad. Sin embargo, la remuneración por unidad de varianza estimada es minúscula (.04 !!!).

3- LA EVOLUCIÓN TEMPORAL DEL PRECIO DE LA VOLATILIDAD

Con objeto de medir la inestabilidad temporal de la relación entre primas de riesgo y volatilidad, en esta sección se presentan los resultados de la estimación de un modelo con parámetros variables del tipo:

$$\begin{aligned} r_{m,t+1} - r_{f,t+1} &= C_0 + b_{t+1} \sigma_{mm,t} + \epsilon_{m,t+1} \\ b_{t+1} &= b_t + \epsilon_{b,t+1} \end{aligned} \quad (5)$$

En este modelo, el precio de la volatilidad b_t varía de forma estocástica siguiendo un proceso de paseo aleatorio. Es decir, en cada momento, el precio de la volatilidad es igual al correspondiente al período anterior excepto por una perturbación transitoria ϵ_b . El término de error $\epsilon_{m,t}$ sigue un proceso con varianzas condicionales del tipo EGARCH simétrico¹² independiente de $\epsilon_{b,t}$. La estimación de este modelo requiere un procedimiento conjunto de Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud que aparece descrito en el Apéndice 1.

Como se observa en el gráfico 2, los resultados obtenidos indican la presencia de una notable variabilidad temporal en el precio de la volatilidad en el período de análisis. Es llamativo, sin embargo, que, en ningún momento, el precio de la volatilidad se hace negativo y que, excepto en un corto intervalo en torno al año 1986, el precio estimado no sea superior a diez¹³. Según se observa, la remuneración de la volatilidad permanece en torno a valores relativamente pequeños y no significativos durante los años setenta. Esta remuneración se incrementa de forma sustancial durante los años ochenta y adquiere valores nuevamente reducidos al final de la muestra.

¹² El modelo con parámetros variables se estimó también suponiendo que las perturbaciones seguían el proceso GARCH lineal, obteniéndose resultados muy similares.

¹³ Este valor es, a menudo, considerado como la cota superior de los valores razonables del coeficiente de aversión relativa al riesgo que, bajo el CAPM, debe ser igual al precio de la volatilidad de la cartera agregada.

De este modo, parece probable que los deficientes resultados estadísticos de los modelos con parámetros constantes puedan, al menos en parte, ser debidos a la existencia de una relación inestable en el tiempo entre primas de riesgo y volatilidad. En la siguiente sección, se investigan las variables económicas que justifican la pauta temporal del precio de la volatilidad.

4- LOS DETERMINANTES ECONÓMICOS DEL PRECIO DE LA VOLATILIDAD

4.1- La identificación de los determinantes teóricos

En el Apéndice 2, se presenta, a título ilustrativo, un modelo relativamente convencional que permite identificar los factores que determinan el precio teórico de la volatilidad. Este modelo recoge buena parte de los elementos que se señalaron en la introducción como necesarios para obtener mediciones adecuadas de la remuneración que el mercado ofrece a la volatilidad. Es decir, se supone que los agentes nacionales toman decisiones intertemporales de consumo y de cartera, y que la cartera de activos financieros nacionales es solo una parte de su riqueza, que incluye, además, activos no negociados en los mercados de valores y activos financieros extranjeros.

Según el modelo propuesto, la prima de riesgo del mercado nacional tiene la forma siguiente

$$E_t [r_{m,t+1} - r_{f,t+1}] = b_t \sigma_{mm,t}$$

El precio de la volatilidad viene expresado por

$$b_t = K [\omega_{m,t} + \omega_{m*,t} \beta_{m*,t} + (1 - \omega_{m,t} - \omega_{m*,t}) \beta_{x,t}] \quad (6)$$

donde

$$K = -\frac{1}{2} + [\gamma - (1-\gamma) \frac{\eta B}{1-\eta B}]$$

y donde γ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo; η es el coeficiente de autocorrelación de la cartera de equilibrio; B es la propensión media a ahorrar de la economía (ahorro sobre riqueza); $\omega_{m,t}$ y $\omega_{m^*,t}$ son las proporciones de la cartera del inversor nacional invertidas en activos financieros nacionales y extranjeros, respectivamente; y β_{m^*} y β_x son las betas de la cartera financiera internacional bien diversificada y de la cartera no financiera nacional respecto a la cartera financiera nacional.

De la expresión (5), se obtiene que, si los rendimientos no están autocorrelacionados y toda la riqueza nacional se invierte en los mercados financieros domésticos, la prima de riesgo coincide con la predicción del CAPM estático expresada en la ecuación (1). Similarmente, si existe perfecta integración financiera internacional y todos los activos se negocian en los mercados de valores, la cartera de equilibrio del inversor nacional será equivalente a la cartera internacional bien diversificada ($\omega_m = \omega_x = 0$ y $\omega_{m^*} = 1$). En este caso, el modelo coincide con el CAPM con perfecta integración de capitales cuya expresión característica es la ecuación (2). En general, sin embargo, el precio de la volatilidad será variable en el tiempo y dependerá de la aversión relativa al riesgo de los agentes, del grado de predecibilidad de los rendimientos, de los pesos asignados a cada tipo de activos y de la covariabilidad de sus rendimientos.

Para analizar la forma en que cada variable afecta al precio de la volatilidad, nótese, en primer lugar, que, si los rendimientos de los distintos tipos de activos considerados no muestran autocorrelación serial (no son predecibles), pero, como parece probable, están positivamente correlacionados entre ellos, el precio de la volatilidad será mayor cuanto mayor sea la aversión al riesgo y será positivo siempre que el coeficiente de aversión relativa al riesgo sea mayor que .5.

Paradójicamente, la existencia de autocorrelación en los rendimientos tiene un efecto de un signo indeterminado a priori sobre el

precio de la volatilidad y, por lo tanto, sobre la prima de riesgo. Así, una autocorrelación positiva en la cartera de equilibrio ($\eta > 0$) indica que el valor esperado de la riqueza futura se incrementa si se invierte en la cartera financiera nacional, al estar el rendimiento de esta positivamente correlacionado con el valor de la cartera agregada del inversor nacional. Sin embargo, al mismo tiempo, esa inversión se convierte en más arriesgada al proporcionar una peor cobertura ante cambios futuros indeseados de la riqueza. Si la aversión al riesgo de los individuos es superior (inferior) a la unidad, el segundo (primer) efecto domina al primero (segundo) y, en consecuencia, el precio de la volatilidad y la prima de riesgo se incrementan (reducen) a medida que los rendimientos se hacen más (menos) predecibles.

A efectos prácticos, es razonable pensar que el coeficiente de autocorrelación $\eta > 0$ no es muy elevado (inferior a .25)¹⁴, que la propensión media a ahorrar está próxima al valor estándard de .95 y que el coeficiente de aversión relativa al riesgo está situado entre 1 y 5. En estas condiciones, la existencia de autocorrelación positiva en los rendimientos tiene un efecto positivo sobre el precio de la volatilidad, equivalente a un incremento en el coeficiente de aversión relativa al riesgo entre 0 y 1.2 cuando se supone ausencia de autocorrelación ($\eta = 0$).

Para analizar el efecto de la proporción invertida en la cartera financiera nacional, obsérvese primero que, si la cartera internacional está bien diversificada, su rendimiento será, en general, menos volátil que el de la cartera nacional. Por lo tanto, el término β_m^* será menor que 1. Del mismo modo, la cartera de activos no financieros debe, típicamente, poseer una beta inferior a la unidad. Así, el precio de la volatilidad del mercado nacional depende positivamente de la proporción de la riqueza nacional invertida en esa cartera. Cuanto mayor sea la capitalización del mercado en relación a la riqueza agregada, menor es la diversificación del riesgo intrínseco a ese mercado dentro de la cartera y, en consecuencia, mayor es la remuneración que el mercado debe ofrecer.

¹⁴ Una autocorrelación superior sería difícilmente compatible con la hipótesis de mercados eficientes.

Similarmente, cuanto mayor sea la correlación entre la cartera financiera nacional y la extranjera, la inversión realizada en activos no nacionales permite una menor diversificación del riesgo nacional y, en consecuencia, la remuneración de este en el mercado deberá ser superior.

Finalmente, la inversión en activos no financieros como bienes inmuebles o capital humano ejercerá un efecto sobre el precio de la volatilidad del mercado que depende de su grado de correlación con este. Tipicamente, esta correlación vendrá parcialmente explicada por variables cíclicas y, en particular, la tasa de inflación. En concreto, Chou, Engle y Kane (1993) encuentran que la covariabilidad de los rendimientos financieros y no financieros en EEUU está negativamente correlacionada con la tasa de inflación. Este efecto, de verificarse, implicaría que la tasa de inflación afecta negativamente al precio de la volatilidad.

4.2- La medición de los determinantes del precio de la volatilidad

Con objeto de observar en qué medida el precio de la volatilidad estimada en la sección 3 depende de sus determinantes teóricos, necesitamos construir variables que aproximen los pesos asignados a la cartera financiera nacional y a la extranjera, así como las betas de la cartera financiera extranjera y de la cartera de activos no financieros nacionales.

Como en las secciones anteriores, identificamos la cartera financiera nacional con la cartera agregada de renta variable de la Bolsa de Madrid. Esta medida excluye activos de renta fija y, en particular, los correspondientes a las emisiones de deuda pública. Sin embargo, existen argumentos empíricos y teóricos que permiten esperar que esta exclusión no dañe el análisis. En primer lugar, el mercado de deuda pública solo adquiere relevancia en los últimos años de la muestra (a partir del año 88). En segundo lugar, la variabilidad de los rendimientos de este tipo de títulos es muy inferior a la de los de renta variable. De este modo, es improbable que su inclusión alterase los términos de covariabilidad (betas) que determinan el precio de la volatilidad. Finalmente, aunque en algunos momentos la deuda pública en manos de no residentes ha constituido una

parte significativa del total, este activo está, esencialmente, en oferta neta nula dentro de la economía.

Dado que no se dispone de medidas fiables de riqueza total a precios de mercado, se ha optado por aproximar el peso que los activos de renta variable negociados en España tienen en la cartera agregada nacional por una proporción de la ratio entre la capitalización global¹⁵ de la Bolsa de Madrid y el PIB. De este modo, se supone que existe una relación de cierta estabilidad entre riqueza y renta. Aunque resulta difícil contrastar esta proposición, los modelos intertemporales predicen que, si los agentes son aversos al riesgo, evitarán fluctuaciones elevadas en su ratio renta (o consumo)-riqueza (ver Weil, 1989)¹⁶.

En el gráfico 3, se presenta la evolución trimestral de la capitalización de la bolsa nacional respecto al PIB desde 1974 hasta 1992. Como se observa, la bolsa nacional sufrió, como buena parte de las bolsas mundiales, un estancamiento profundo a raíz de los shocks del petróleo en la segunda mitad de los años setenta y la primera mitad de los ochenta. Como consecuencia, la importancia relativa de la bolsa nacional respecto al PIB descendió de forma sensible en este período. Nótese que, a pesar de que la capitalización de la bolsa nacional se incrementó de forma sustancial a partir de la segunda mitad de los años ochenta, coincidiendo

¹⁵ Esta medida incopora, desafortunadamente, el valor de la cartera de no residentes en la bolsa nacional. Sin embargo, no existen datos a precios de mercado del valor de estas participaciones extranjeras. Con objeto de no contaminar la medida de capitalización, en los ejercicios econométricos se ha optado por introducir como variable adicional, el volumen de pasivos de renta variable frente al exterior evaluados a precios de adquisición, que aparecen en la Balanza de Pagos. Esta variable resultó ser completamente irrelevante a la hora de determinar el precio de la volatilidad del mercado.

¹⁶ La opción por utilizar PIB y no consumo agregado se debe a la mayor confianza general que ofrecen las series trimestrales de la primera respecto a las de la segunda. Se ha considerado asimismo la utilización del PIB tendencial como una proxy de renta permanente. Las pruebas realizadas con diversas medidas de PIB tendencial ofrecen estimadores puntuales dispares entre ellas, aunque, en todos los casos, los resultados cualitativos coinciden con los encontrados para el PIB global. Por estas razones, solo se presentan las estimaciones correspondientes a este último.

con el proceso de apertura y liberalización de los mercados y con la incorporación a la CEE, esta volvió a descender a partir del año 1989, situándose, al final de la muestra, en valores sensiblemente inferiores a los correspondientes al año 1974.

La estimación de la proporción de la cartera nacional invertida en activos financieros extranjeros es más compleja en la medida en que no se dispone de una valoración a precios de mercado de los activos extranjeros en manos de residentes nacionales. De este modo, ha resultado preciso utilizar como proxy del numerador, la valoración (a precios de adquisición) de los activos financieros frente al exterior que aparece en la Balanza de Pagos de la Economía Española¹⁷. En el gráfico 4, se presenta la evolución de esta variable desglosada en 3 componentes: activos de renta variable, activos de renta fija y activos inmobiliarios. Como se observa, los activos frente al exterior muestran una suave pauta creciente que se intensifica en los dos últimos años de la muestra. De este modo, aunque, sin duda, esta variable es menos volátil que la que correspondería a una evaluación a precios de mercado, parece proporcionar una medida razonable del grado de apertura financiera de la economía española con la que ponderar el efecto de la covariabilidad de la bolsa española con la bolsa mundial. En todo caso, debe reconocerse que la imprecisión con la que está medida esta variable puede afectar a su capacidad para explicar la remuneración de la volatilidad en el mercado.

Como proxy de la cartera internacional bien diversificada, se ha utilizado, de nuevo, la cartera mundial de MSCI. La medida de covariabilidad (beta) de la cartera mundial con la cartera nacional se ha obtenido utilizando estimaciones EGARCH de la varianza condicional de los rendimientos de ambas carteras y un coeficiente de correlación obtenido con muestras móviles de dos años. En el gráfico 5, se observa el incremento notorio que esta correlación experimenta a partir de la segunda mitad de la década de los ochenta. El gráfico 5 muestra, además, que la covariabilidad ponderada de la cartera internacional ($\omega_n \cdot \beta_n$) permanece estable en torno a valores muy reducidos hasta el año 1985,

¹⁷ Ver Banco de España, Boletín Estadístico.

fecha en la que crece de modo sostenido y pronunciado hasta el final de la muestra.

En la medida en que no se dispone de variables que aproximen adecuadamente el valor de activos no tangibles como el capital humano y el término de covariabilidad de los rendimientos de activos financieros y no financieros β_x , resulta complejo evaluar el componente del precio de la volatilidad debido a activos no financieros. En este trabajo, como en Chou, Engle y Kane (1992), se supondrá que esa covariabilidad depende de dos variables cíclicas: la tasa de inflación y el tipo de interés real que se incluyen directamente como determinantes del precio de la volatilidad en los ejercicios empíricos. En estos ejercicios se incluye, además, el propio nivel del (log) PIB con objeto de capturar elementos cíclicos adicionales y/o una posible dependencia directa del precio de la volatilidad del nivel de riqueza de la economía¹⁸.

4.3- La correlación entre el precio de la volatilidad y sus determinantes teóricos

En esta sección, se presentan los resultados de regresar la serie de precios de la volatilidad obtenidos de la estimación del modelo con parámetros variables de la sección 3 sobre las variables sugeridas por la expresión (5) derivada del modelo descrito en el Apéndice 2.

Una estrategia alternativa consiste en estimar directamente el modelo con la especificación (5) para el precio de la volatilidad. Esta estrategia permitiría estimar conjuntamente los términos de varianza y covarianza condicionales que componen la beta de la cartera exterior y la remuneración de la volatilidad, evitando, así, realizar regresiones con variables generadas en estimaciones previas. Sin embargo, el modelo

¹⁸ Nótese que el modelo supone aversión relativa al riesgo constante. Este supuesto implica que la aversión absoluta al riesgo es decreciente con la riqueza. Un valor negativo (positivo) significativo del coeficiente estimado de la variable PIB implicaría, así, que existe una dependencia negativa más (menos) pronunciada entre la aversión al riesgo y el nivel de renta o riqueza que la recogida en el modelo.

econométrico resultante de esta estrategia consiste en una especificación bivariante (del rendimiento de la cartera mundial y de la española) altamente no lineal, cuya estimación ha resultado imposible. Por otra parte, en principio, no hay nada patológico en realizar regresiones donde el lado izquierdo de la ecuación es una variable sujeta a error de medida, como ocurre con el precio de la volatilidad estimado por el Filtro de Kalman en la sección 2. Más preocupante es la existencia de un error muestral de estimación en uno de los regresores, como ocurre con la beta de la cartera mundial. Sin embargo, es dudoso que la estrategia de estimación directa consiguiera evitar la necesidad de calcular, al margen del modelo econométrico, el coeficiente de correlación entre ambas bolsas.

El modelo con parámetros variables de la expresión (4) implica que la prima de riesgo agregada de la cartera financiera española tiene la forma:

$$E_t r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + E_t b_{t+1} \sigma_{mm,t} = C_0 + b_t \sigma_{mm,t}$$

De este modo, si el modelo con parámetros variables es coherente con el modelo intertemporal del que se deriva de la expresión (5), debe existir una relación contemporánea entre la serie de precios de la volatilidad estimada por el Filtro de Kalman y los determinantes teóricos de este precio, sugeridos por la expresión (5).

Dado que solo hay disponibles datos trimestrales de PIB, ha sido preciso obtener medias trimestrales de los parámetros obtenidos con series mensuales. Esta práctica, por otra parte, debe ayudar a mitigar el error de medida de las variables.

En el cuadro 3, aparecen las regresiones por MCO del precio de la volatilidad sobre las variables que miden la proporción invertida en la cartera nacional, la beta ponderada de la cartera extranjera, la tasa de inflación, el tipo de interés real, el (log) PIB, y una variable ficticia que recoge el efecto del proceso de apertura de la economía española iniciado a partir de su incorporación a la CEE en 1986. En la medida en que, tanto las variables del lado izquierdo como las del lado derecho son variables

no estacionarias¹⁹ ($I(1)$), se ha optado por estimar el modelo en diferencias. Nótese que, aunque el modelo teórico propuesto solo aspira a sugerir los determinantes teóricos del precio de la volatilidad, la no estacionariedad de las variables que componen b_t según el modelo añade verosimilitud al proceso de paseo aleatorio impuesto en la ecuación (5).

Los resultados son relativamente prometedores. A pesar de que se ha eliminado la tendencia de las series, las variables económicas empleadas explican casi la mitad de la variabilidad del precio de la volatilidad. Por otra parte, la ausencia de autocorrelación serial en las estimaciones proporciona nuevos indicios sobre la compatibilidad del proceso de paseo aleatorio impuesto al precio de la volatilidad con el modelo de referencia.

Como era de esperar, la variable más significativa es la proporción de la riqueza nacional invertida en la bolsa de valores que tiene el signo positivo esperado. De este modo, el desarrollo del mercado de valores incide de forma directa en la remuneración de la volatilidad en el mercado. Por su parte, las dos variables cíclicas utilizadas para captar la evolución de la covariabilidad entre activos financieros y no financieros son conjuntamente significativas y tienen el signo negativo encontrado en otros trabajos. Del mismo modo, el nivel del PIB tiene también un impacto negativo significativo sobre el precio de la volatilidad. Estos resultados sugieren que la remuneración de la volatilidad en el mercado nacional tiene un marcado carácter anticíclico como consecuencia de la existencia de una relación negativa entre la covariabilidad del rendimiento de activos financieros y no financieros y el ciclo económico y/o de una pronunciada dependencia negativa del grado de aversión al riesgo con respecto al nivel de renta o riqueza.

¹⁹ Esta propiedad es patente, incluso mediante simple inspección gráfica, en los casos de la proporción de la cartera debida a la bolsa nacional, la beta ponderada de la cartera mundial y el PIB. Menos claros son los casos del tipo de interés real y de la tasa de inflación. No obstante, por coherencia con el modelo, se ha optado por diferenciar también estas variables.

En lo que respecta a la covariabilidad del rendimiento de la bolsa nacional con la bolsa mundial, esta variable no ejerce un efecto significativo sobre el precio de la volatilidad. Nótese que, puesto que la medida de covariabilidad (beta) aparece ponderada por el peso que los activos extranjeros tienen en la cartera de los residentes en cada momento, la escasa apertura financiera de la economía española en gran parte del período analizado no permite, por sí misma, justificar esta no significatividad. No obstante, con objeto de observar si los resultados son sustancialmente distintos antes y después de las progresivas medidas liberalizadoras adoptadas a partir del año 1985, en el cuadro 3 se presentan también los resultados de la estimación del modelo para las submuestras 1974-1984 y 1985-1992.

Los resultados por submuestras, aunque son obtenidos con un número relativamente reducido de grados de libertad, no son cualitativamente distintos a los encontrados para el período completo. En ambas submuestras, la proporción de la cartera invertida en la bolsa nacional aparece como la variable más importante y las variables cíclicas tienen un impacto negativo sobre la volatilidad, aunque este efecto resulta más significativo en la primera parte de la muestra. En todo caso, la covariabilidad ponderada de la bolsa nacional con la mundial no resulta significativa en ninguna submuestra. Sin embargo, mientras que en la primera submuestra el signo es contrario al teórico, en la segunda de ellas (a partir de 1985), el valor puntual del estimador toma el signo positivo esperado. De este modo, aunque hay algunos indicios de que la apertura financiera cobra relevancia en la explicación del precio de la volatilidad en la segunda parte de la muestra, la evidencia obtenida no permite ser concluyente al respecto. Así, aunque estos resultados deben ser tomados con las cautelas señaladas, sugieren una infravaloración de las oportunidades de diversificación internacional de riesgos por parte de los agentes residentes. De este modo, los resultados de Bergés (1984) favorables a la existencia de un sesgo doméstico de inversión en el período anterior a 1980, no parecen modificarse de modo esencial en períodos posteriores, a pesar de producirse un proceso de liberalización y flexibilización de las inversiones en activos exteriores.

Un problema técnico asociado a las estimaciones anteriores consiste en la posible endogenidad de algunos regresores. En concreto, es razonable pensar que el precio de la volatilidad y las decisiones de cartera se forman simultáneamente. Por este motivo, en el cuadro 4 se presentan los resultados de estimar por variables instrumentales los modelos para la muestra completa (1974-1992) y las dos submuestras (1974-1984 y 1985-1992). Ante la dificultad de encontrar instrumentos contemporáneos adecuados para las variables que incluyen proporciones de la cartera nacional, se ha optado por utilizar diversas variables desfasadas. Así, se han instrumentado las variables relativas a la proporción invertida en la cartera financiera nacional y a la covariabilidad ponderada de la bolsa nacional y la extranjera por dos desfases de la capitalización de la bolsa nacional, dos desfases de la variable dependiente, y un desfase de la variabilidad de los rendimientos nacionales y extranjeros.

Los resultados de la estimación por variables instrumentales confirman los resultados generales de la estimación por MCO, aunque se reduce algo la significatividad de la variable que recoge la capitalización relativa de la bolsa nacional. En todo caso, esta variable explica buena parte de la evolución del precio de la volatilidad en el período, que además se ve afectada, de forma negativa, por la tasa de inflación, el tipo de interés real y el PIB. Como en el caso de la estimación por MCO, la variable relativa a los activos financieros extranjeros aparece como irrelevante en el conjunto del período. En todo caso, el resultado más notorio continúa siendo la capacidad del modelo para explicar, mediante variables económicas, una parte sustancial de la evolución del precio de la volatilidad, a pesar de que las variables utilizadas están sujetas a errores de medida cuya magnitud es difícil de evaluar²⁰.

²⁰ En todo caso, estos resultados no son completamente inesperados si se tiene en cuenta que, utilizando un enfoque algo menos general, Chou, Engle y Kane (1992) consiguen explicar hasta un 78% de la variabilidad del precio de la volatilidad en el mercado bursátil de Nueva York.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo, se ha estudiado la relación existente en el mercado español de renta variable entre las primas de riesgo agregadas y la volatilidad global del mercado. Tal y como se desprende de la evidencia disponible para otros países, esta relación dista de ser sistemática, mostrando una gran variación en el periodo comprendido entre 1974 y 1992. Así, el precio de la volatilidad se mantuvo en niveles relativamente reducidos hasta el comienzo de la década de los años ochenta, se incrementó de forma pronunciada durante el periodo siguiente, para volver a decaer al final de la década. Sin embargo, a pesar de esta elevada variabilidad temporal y a diferencia de lo encontrado en otros trabajos, no se detectan episodios en los que el precio de la volatilidad en el mercado alcance valores negativos.

La evolución temporal del precio de la volatilidad es, en buena parte, explicable por factores económicos concretos. En particular, se ha encontrado que la importancia relativa del mercado afecta de un modo positivo y significativo a la remuneración de la volatilidad. Así, tal y como sugiere la teoría, cuanto mayor es el peso de las inversiones bursátiles en la cartera agregada de la economía, mayor es el efecto de su volatilidad sobre el riesgo global asumido por el inversor y, por lo tanto, mayor es la remuneración exigida, en términos de prima de riesgo, por mantener este tipo de activos. Similarmente, en los períodos de atonía en el mercado, como en los años setenta, el mayor peso específico en las carteras de activos alternativos a los bursátiles, reduce el impacto de la volatilidad sobre los precios del mercado al incrementarse la capacidad de diversificación del riesgo de inversión en bolsa.

Del mismo modo, se ha encontrado que el precio de la volatilidad en el mercado tiene un componente anticílico significativo al encontrarse negativamente correlacionado con el tipo de interés real, la tasa de inflación y el PIB. Este hecho señala la existencia de una pronunciada relación negativa entre la aversión al riesgo media de la economía y el nivel de renta y/o una mejor capacidad para diversificar el riesgo del mercado con la inversión en activos ajenos al mismo en períodos de expansión.

Sin embargo, no ha sido posible detectar en el período analizado un efecto significativo de factores relativos a la diversificación internacional de riesgos sobre el precio de la volatilidad en el mercado nacional. Aunque estos resultados deben ser considerados con cierta cautela como consecuencia de la imprecisión de la medida de covariabilidad internacional de los rendimientos utilizada, sugieren que los inversores españoles infravaloran en el conjunto del periodo las posibilidades de diversificación del riesgo de la cartera nacional mediante la inversión en activos exteriores. Esta infravaloración solo remite de un modo marginal en el período posterior a 1985, donde se intensifica el proceso de liberalización y flexibilización de las inversiones españolas en el exterior. De este modo, las medidas de apertura financiera adoptadas parecen encontrarse todavía lejos de haber ejercido un efecto significativo sobre la eficiencia de las decisiones de cartera de los agentes residentes.

GRÁFICO 1: TIPO DE INTERÉS SIN RIESGO Y RENTABILIDAD BURSÁTIL

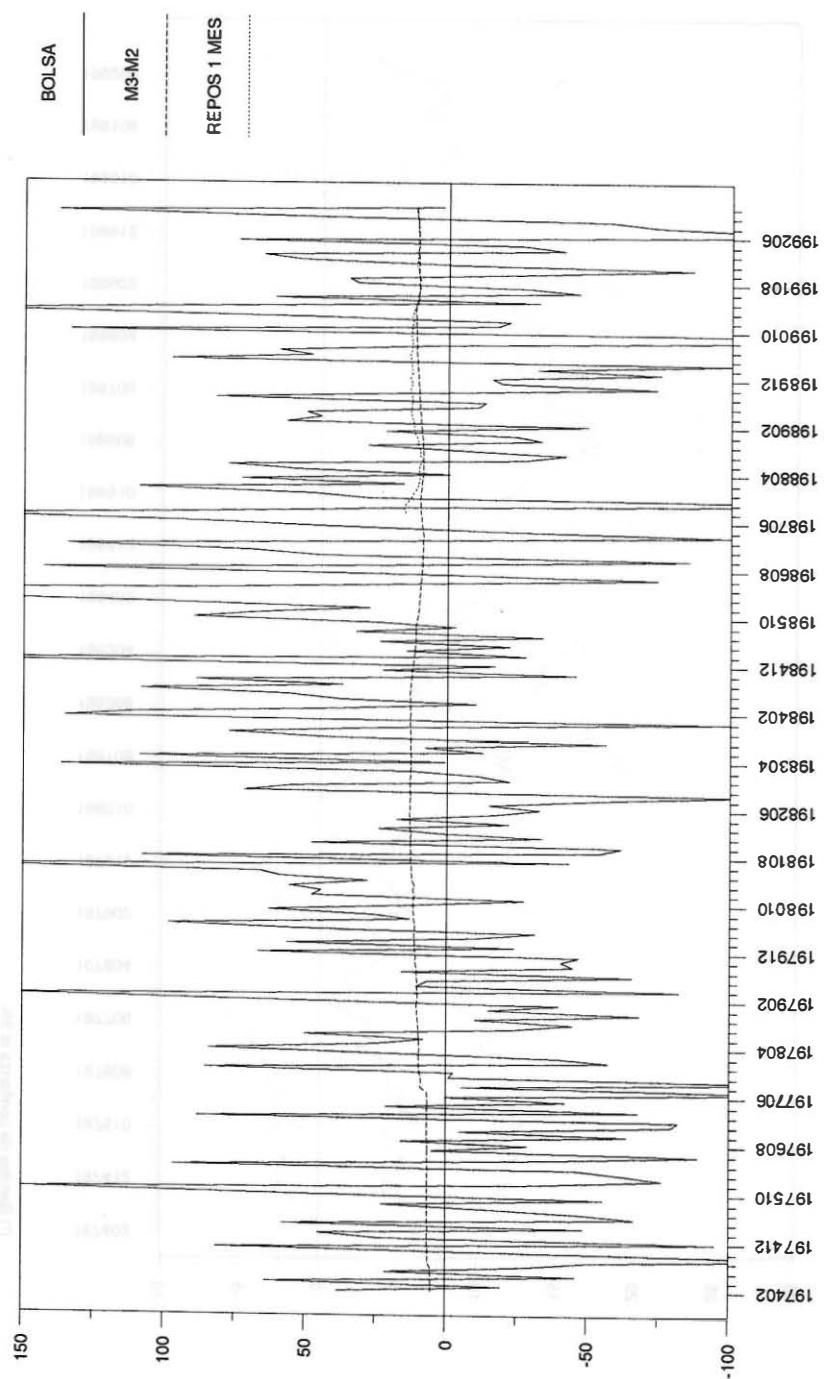
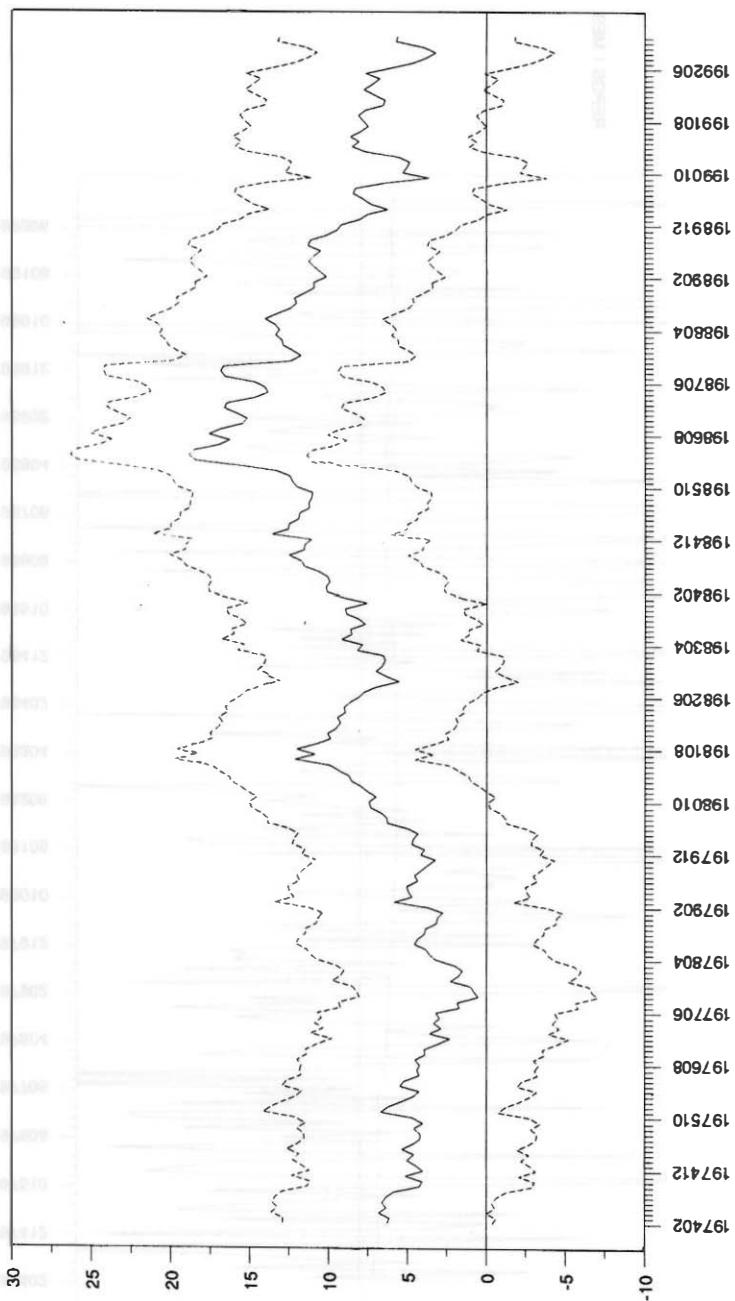


GRÁFICO 2: EVOLUCIÓN DEL PRECIO DE LA VOLATILIDAD(*)



(*) Bandas de confianza al 5%.

GRÁFICO 3: EVOLUCIÓN DE LA CAPITALIZACIÓN DE LA BOLSA NACIONAL

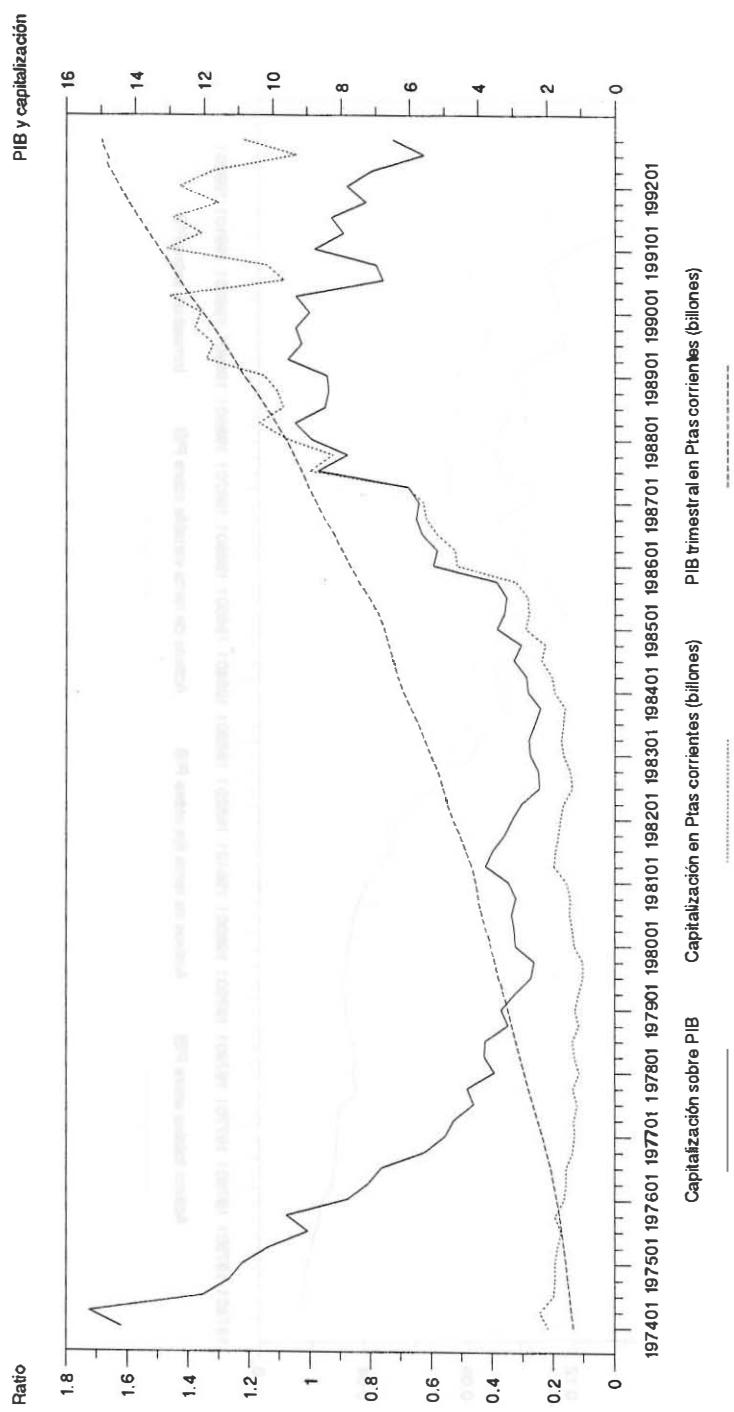


GRÁFICO 4: EVOLUCIÓN DE LOS ACTIVOS ESPAÑOLES FRENTE AL EXTERIOR

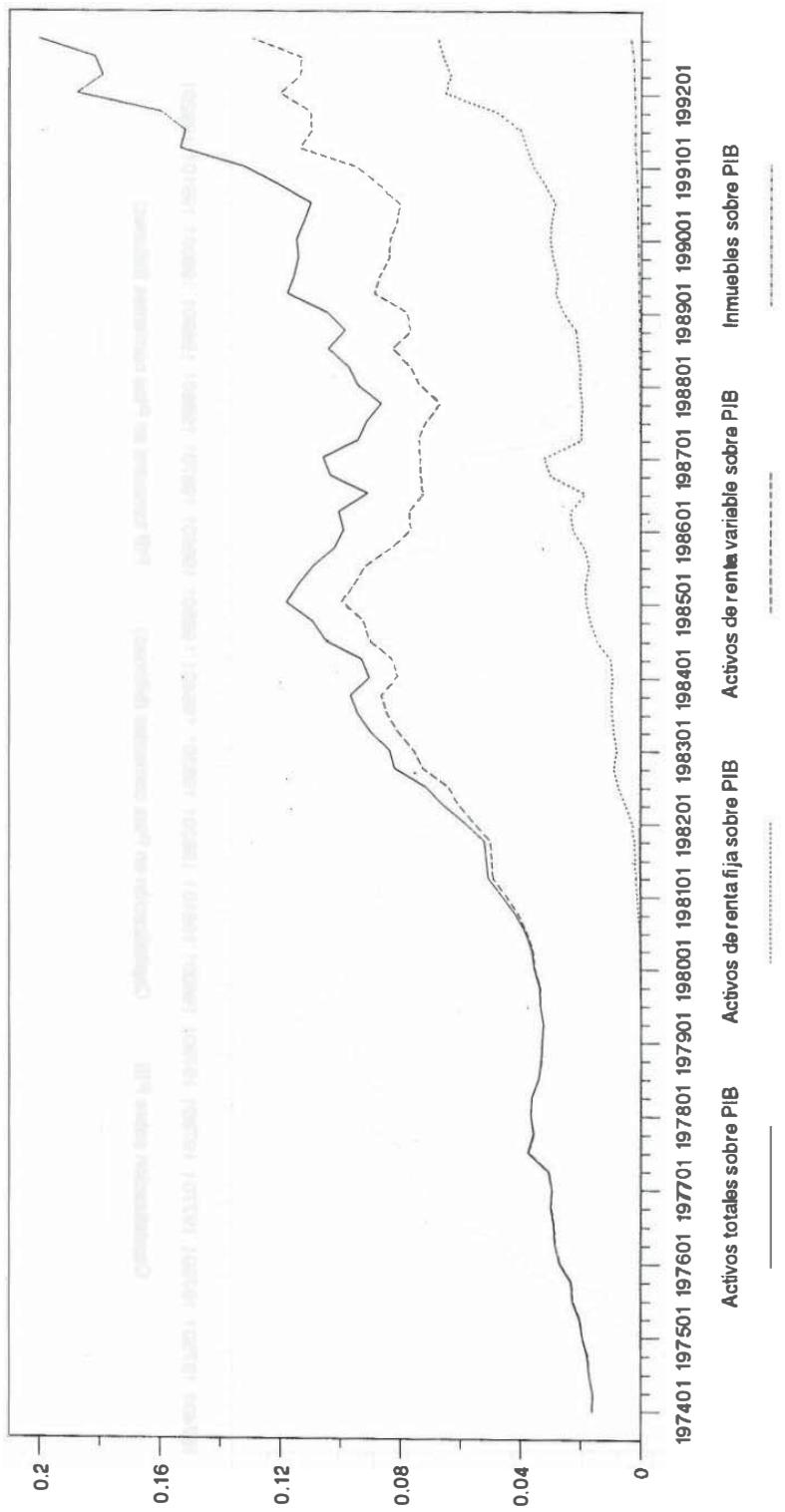
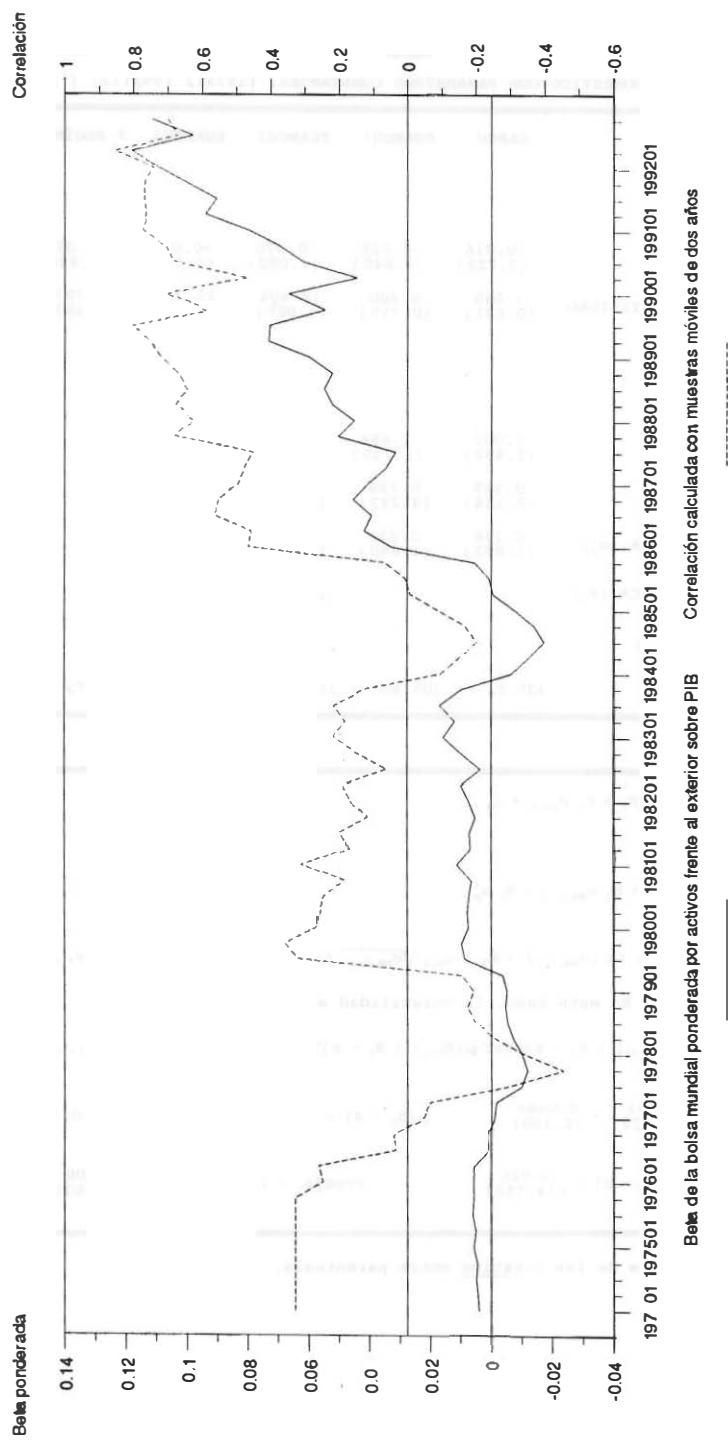


GRÁFICO 5: EVOLUCIÓN DE LA COVARIABILIDAD ENTRE LA BOLSA NACIONAL Y LA MUNDIAL



CUADRO 1: CAPM DOMÉSTICO CON PARÁMETROS CONSTANTES. (1974:2 1992:12) ⁽¹⁾					
MODELO:	GARCH	EGARCH1	EGARCH2	EGARCH3	2-REGÍMENES ⁽²⁾
COMPONENTES DE LA RENTABILIDAD MEDIA					
CONSTANTE (C_0)	-0.016 (0.722)	-0.025 (0.840)	-0.070 (1.082)	-0.082 (1.325)	-0.028 (0.428)
PRECIO DE LA VOLATILIDAD (C_1)	3.845 (0.641)	5.900 (0.759)	18.504 (1.065)	22.154 (1.298)	6.797 (0.383)
COMPONENTES DE LA VOLATILIDAD:					
CONSTANTE (H_0)	0.001 (1.492)	-1.656 (1.715)	-4.873 (2.753)	-5.503 (2.860)	
INERCIAL (H_1)	0.529 (2.144)	0.734 (4.247)	0.096 (1.346)	0.100 (0.311)	
REVISIÓN SIMÉTRICA (H_2)	0.126 (1.622)	0.232 (1.890)	0.121 (1.135)	0.093 (1.146)	
REVISIÓN ASIMÉTRICA (H_A)			0.145 (0.457)	0.086 (1.340)	
NO ARRIESEADO (H_F)				47.854 (1.178)	
VEROSIMILITUD	309.92	309.60	311.32	312.67	317.73
 Modelo: $r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + C_1 \sigma_{mm,t} + u_{m,t+1}$					
Volatilidad:					
GARCH: $\sigma_{mm,t} = H_0 + H_1 \sigma_{mm,t-1} + H_2 u_{m,t}^2$					
EGARCH:					
$\ln(\sigma_{mm,t}) = H_0 + H_1 \ln(\sigma_{mm,t-1}) + H_2 u_{m,t}/\sqrt{\sigma_{mm,t-1}} + H_A (u_{m,t}/\sqrt{\sigma_{mm,t-1}}) + H_F r_{f,t+1}$					
⁽²⁾ 2 - REGÍMENES. En este caso, la volatilidad sigue el proceso:					
$\sigma_{mm,t} = \sum_{s=0}^1 [E[\sigma^2(S_{t+1}) S_t = s] + \text{Var}[\mu(S_{t+1}) S_t = s]] \text{Prob}[S_t = s u_{m,t}, u_{m,t-1}, \dots, u_{m,0}]$					
$\sigma(S_t = s) = \frac{0.051}{(10.922)} + \frac{0.064s}{(2.100)}$					
$\mu(S_t = s) = \frac{-0.027}{(0.430)} + \frac{0.020s}{(0.673)}, s = 0, 1$					
$\text{Prob}[S_t = 0 S_{t-1} = 0] = \frac{0.926}{(14.158)}$					
$\text{Prob}[S_t = 1 S_{t-1} = 1] = \frac{0.409}{(1.250)}$					

⁽¹⁾ Valores absolutos de las t-ratios entre paréntesis.

CUADRO 2: CAPM CON INTEGRACIÓN FINANCIERA INTERNACIONAL (*)		
MODELO:	INTEGRACIÓN COMPLETA	INTEGRACIÓN PARCIAL
COMPONENTES DE LA RENTABILIDAD MEDIA		
1. MERCADO INTERNO		
CONSTANTE (C_0)	0.001 (0.263)	0.002 (0.192)
PRECIO DE LA VOLATILIDAD DOMÉSTICA (C_1)		-0.222 (0.114)
PRECIO DE LA COVARIABILIDAD (C_2)	0.946 (0.265)	0.988 (0.229)
2. MERCADO MUNDIAL:		
CONSTANTE (A_0)	0.014 (4.424)	0.014 (4.082)
AUTORREGRESIVO (A_1)	0.056 (0.851)	0.0562 (0.849)
COMPONENTES DE LA VOLATILIDAD		
1. MERCADO INTERNO:		
CONSTANTE (H_0)	-2.496 (1.827)	-2.491 (1.859)
INERCIAL (H_1)	0.591 (2.421)	0.592 (2.471)
REVISIÓN SIMÉTRICA (H_2)	0.275 (2.320)	0.275 (2.337)
2. MERCADO MUNDIAL:		
CONSTANTE (M_0)	-8.570 (4.046)	-8.568 (4.089)
INERCIAL (M_1)	-0.372 (1.070)	-0.371 (1.079)
REVISIÓN SIMÉTRICA (M_2)	0.208 (1.630)	0.209 (1.640)
VEROSIMILITUD	712.83	712.84
Modelo: $r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + C_1 \sigma_{mm,t} + C_2 \sigma_{mm*,t} + u_{m,t+1}$		
$r_{m*,t+1} = A_0 + A_1 r_{m*,t} + u_{m*,t+1}$		
Volatilidad:		
EGARCH:		
$\ln(\sigma_{mm,t}) = H_0 + H_1 \ln(\sigma_{mm,t-1}) + H_2 u_{m,t}/\sqrt{\sigma_{mm,t-1}} $		
$\ln(\sigma_{m*m*,t}) = M_0 + M_1 \ln(\sigma_{m*m*,t-1}) + M_2 u_{m*,t}/\sqrt{\sigma_{m*m*,t-1}} $		

(*) Valores absolutos de las t-ratios entre paréntesis.

CUADRO 3: DETERMINANTES ECONÓMICOS DEL PRECIO DE LA VOLATILIDAD (*)
- Estimación por MCO -

	<u>1974-1992</u>	<u>1974-1992</u>	<u>1974-1984</u>	<u>1985-1992</u>
CONSTANTE	.48 (3.10)	.45 (2.99)	.40 (3.18)	.14 (.39)
PROP. CARTERA NACIONAL (ω_b)	8.66 (5.74)	8.15 (5.41)	7.01 (3.34)	10.51 (6.70)
COVARIABILIDAD PONDERADA ($\omega_n \cdot \beta_{n+}$)	12.26 (.49)	3.24 (.11)	-27.34 (1.03)	33.06 (1.16)
INFLACIÓN	-.16 (2.16)	-.16 (2.18)	-.22 (3.06)	-.09 (.38)
TIPO DE INTERÉS REAL	-.14 (1.83)	-.12 (1.68)	-.16 (3.03)	-.13 (1.03)
PIB	-73.06 (2.16)	-70.73 (2.88)	-21.96 (.97)	-72.91 (1.80)
D86-92	-	1.45 (2.44)	-	-
R ²	.43	.49	.52	.54
DW	1.91	2.07	1.82	2.32
$\Phi_{BL}^2(2)$.01	.39	.61	1.56
$\Phi_{BL}^2(4)$.68	.74	1.96	1.60

(*) Estimaciones trimestrales en primeras diferencias. Entre paréntesis, figuran los valores absolutos de las t-ratios robustas de heterocedasticidad residual. D86-92 es una variable ficticia para el período 86-92. $\Phi_{BL}^2(h)$ es el contraste de Box-Ljung de autocorrelación de orden h.

CUADRO 4: DETERMINANTES ECONÓMICOS DEL PRECIO DE LA VOLATILIDAD (*)
- Estimación por variables instrumentales -

	<u>1974-1992</u>	<u>1974-1992</u>	<u>1974-1984</u>	<u>1985-1992</u>
CONSTANTE	.36 (1.84)	.33 (1.85)	.31 (1.97)	-.06 (.13)
PROP. CARTERA NACIONAL (ω_n)	4.95 (2.37)	5.00 (2.12)	3.57 (2.99)	9.02 (2.88)
COVARIABILIDAD PONDERADA ($\omega_{\text{m}} \beta_{\text{m}}$)	30.03 (.22)	42.80 (.34)	-98.51 (1.72)	74.43 (1.04)
INFLACIÓN	-.19 (2.32)	-.19 (2.39)	-.29 (3.16)	-.23 (1.05)
TIPO DE INTERÉS REAL	-.11 (1.07)	-.10 (1.13)	-.18 (2.39)	-.14 (1.17)
PIB	-64.99 (2.59)	-64.54 (2.39)	-40.58 (1.38)	-60.98 (1.19)
D86-92	-	1.45 (.51)	-	-
σ	1.08	1.08	.83	1.31
DW	2.15	2.31	2.15	2.58
$\Phi_{BL}^2(2)$.51	2.56	.56	3.25
$\Phi_{BL}^2(4)$.74	2.69	1.76	3.27

(*) σ es el error estándar de la regresión. Los demás estadísticos aparecen definidos en el cuadro 3.

APÉNDICE 1

ESTIMACIÓN DEL PRECIO VARIABLE DE LA VOLATILIDAD

La estimación del modelo con coeficientes variables se ha realizado a través del Filtro de Kalman. Este procedimiento obtiene estimadores óptimos (en el sentido de minimizar el error cuadrático medio) de especificaciones que incluyen una ecuación de medida y una ecuación de transición que, en el presente modelo, tienen la forma:

$$r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + b_{t+1} \sigma_{mm,t} + \epsilon_{m,t+1} \quad (\text{A1})$$

$$b_{t+1} = b_t + \epsilon_{b,t+1} \quad (\text{A2})$$

donde $E_t[\epsilon_{m,t+1}] = 0$, $E_t[\epsilon_{m,t+1}^2] = \sigma_{mm,t}$,
 $E_t[\epsilon_{b,t+1}] = 0$, $E_t[\epsilon_{b,t+1}^2] = Q$ y $E_t[\epsilon_{m,t+1}\epsilon_{b,t+1}] = 0$

Llamando $\Sigma_{b,t+1|t}$ a la varianza del parámetro b_{t+1} con la información disponible hasta el momento t , el proceso de actualización de los componentes de las ecuaciones a través del filtro de Kalman viene dado por:

$$b_{t+1|t} = b_{t|t} \quad (\text{A3})$$

$$r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = C_0 + b_{t+1|t} \sigma_{mm,t} + \eta_{t+1} \quad (\text{A4})$$

$$\Sigma_{b,t+1|t} = \Sigma_{b,t|t} + Q \quad (\text{A5})$$

$$\text{Var}_t[\eta_{t+1}] = V_t = \Sigma_{b,t+1|t} \sigma_{mm,t}^2 + \sigma_{mm,t} \quad (\text{A6})$$

$$K_{t+1|t} = \Sigma_{b,t+1|t} \sigma_{mm,t} / V_t \quad (\text{A7})$$

$$b_{t+1|t+1} = b_{t+1|t} + K_{t+1|t} \eta_{t+1} \quad (\text{A8})$$

$$\Sigma_{b,t+1|t+1} = \Sigma_{b,t+1|t} - K_{t+1|t} \sigma_{mm,t} \quad (A9)$$

Así, conocido $b_{t+1|t}$, la ecuación (A4) permite obtener η_{t+1} . En la ecuación (A6), V_t es la varianza condicional de η_{t+1} , que incluye la incertidumbre generada por el parámetro móvil ($\Sigma_{b,t+1|t}$) y por la varianza condicional de $\epsilon_{m,t+1}$ ($\sigma_{mm,t}$)²¹. Las restantes ecuaciones describen el proceso de actualización temporal del coeficiente variable. Y así, finalmente los valores $b_{t+1|t+1}$ son las estimaciones de b_{t+1} en (A1).

La varianza condicional de $\epsilon_{m,t+1}$ viene regida por un modelo EGARCH simétrico, de modo que:

$$\ln \sigma_{mm,t} = H_0 + H_1 \ln \sigma_{mm,t-1} + H_2 |\eta_t| / \sqrt{\sigma_{mm,t-1}} \mid$$

Así, el vector de parámetros a estimar está compuesto por los correspondientes al modelo EGARCH (H_0, H_1, H_2), C_0 y Q . A partir de unos valores iniciales de $b_{0|0}$ y $\Sigma_{b,0|0}$ ²², es posible la maximización de la función de (log) verosimilitud, que, en el supuesto de Normalidad, será la suma desde $t=2$ hasta T de:

$$l_t = -\ln(\sqrt{2\pi}) - \frac{1}{2} \ln |V_{t-1}| - \frac{1}{2} \eta_t' V_{t-1}^{-1} \eta_t$$

²¹ $\text{Var}_t(\eta_{t+1}) = \text{Var}_t(r_{m,t+1} - r_{f,t+1}) = E_t[\epsilon_{m,t+1}^2] + \sigma_{mm,t}^2 E_t[(b_{t+1} - E_t(b_{t+1}))^2] = \sigma_{mm,t}^2 + \sigma_{mm,t}^2 \sum_{b,t+1|t}$

²² El valor inicial del parámetro b ($b_{0|0}$) es el estimado para el modelo de coeficientes fijos. La varianza $\Sigma_{b,0|0}$ mide la incertidumbre a priori acerca de $b_{0|0}$, de manera que la distribución del valor inicial del parámetro es más difusa en la medida en que aquella es mayor.

APÉNDICE 2

UN MODELO INTERTEMPORAL SIMPLE

En este apéndice, se describe un modelo intertemporal y se utiliza la técnica de aproximación desarrollada por Campbell (1993) para expresar las primas de riesgo de la cartera del mercado en términos de su varianza y su covarianza con los activos que componen la cartera de equilibrio de la economía. Este modelo permite así identificar los factores que afectan a la remuneración de la volatilidad en un contexto donde la cartera del mercado nacional no coincide con la cartera de equilibrio de la economía.

Supóngase un agente representativo de una economía abierta que maximiza una función de utilidad intertemporal del tipo

$$\sum_t \beta^t U_t(C_t)$$

donde $U_t(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}-1}{1-\gamma}$ y γ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo.

Supóngase que este agente tiene acceso a 3 tipos de activos: una cartera financiera nacional (m), una cartera financiera extranjera (m^*) y una cartera compuesta por activos no negociados en los mercados de valores (x) (como bienes inmuebles y capital humano). Llamemos $\omega_{m,t}$, $\omega_{m^*,t}$ y $\omega_{x,t} = (1 - \omega_{m,t} - \omega_{m^*,t})$ a las proporciones de la cartera de equilibrio invertidas en cada una de estas carteras en el momento t y $r_{m,t+1}$, $r_{m^*,t+1}$ y $r_{x,t+1}$ a los rendimientos de estas carteras entre t y $t+1$. De este modo, el rendimiento de la cartera de equilibrio será

$$r_{e,t+1} = \omega_{m,t} r_{m,t+1} + \omega_{m^*,t} r_{m^*,t+1} + (1 - \omega_{m,t} - \omega_{m^*,t}) r_{x,t+1}$$

Supóngase, asimismo, que los rendimientos son homocedásticos (como en Campbell, 1993) o siguen un proceso GARCH (como en Restoy, 1992). En este caso, la prima de riesgo del activo nacional puede aproximarse por

$$E_t r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = -\frac{1}{2} \sigma_{mm,t} + \gamma \sigma_{me,t} - (1-\gamma) Cov_t(r_{m,t+1}, H_{t+1})$$

donde $H_{t+1} = E_{t+1} \sum_{j=1}^{\infty} B^j r_{e,t+j+1}$ y B es una constante aproximadamente igual a uno menos la ratio consumo-riqueza medio.

Supóngase, por último, que la cartera de equilibrio sigue un proceso autorregresivo de primer orden. En este caso, la prima de riesgo del mercado es

$$E_t r_{m,t+1} - r_{f,t+1} = -\frac{1}{2} \sigma_{mm,t} + \gamma \sigma_{me,t} - (1-\gamma) \frac{\eta B}{1-\eta B} \sigma_{me,t} \quad (A10)$$

donde η es el coeficiente de autocorrelación de la cartera de equilibrio.

La ecuación (A10) puede reescribirse como

$$E_t [r_{m,t+1} - r_{t,t+1}] = b_t \sigma_{mm,t}$$

donde

$$b_t = K [\omega_{m,t} + \omega_{m*,t} \beta_{m*,t} + (1 - \omega_{m,t} - \omega_{m*,t}) \beta_{xt}]$$

$$K = -\frac{1}{2} + [\gamma - (1-\gamma) \frac{\eta B}{1-\eta B}]$$

y $\beta_{m*,t} = \frac{\sigma_{mm*,t}}{\sigma_{mm,t}}$ y $\beta_{xt} = \frac{\sigma_{mx,t}}{\sigma_{mm,t}}$, son las betas de la cartera

internacional, de una parte, y de la cartera de activos no financieros respecto a la cartera financiera nacional, de otra.

APÉNDICE 3

VARIABLES UTILIZADAS Y FUENTES

- r_m : Rendimiento mensual en pesetas del índice Morgan Stanley de la Bolsa de Madrid con dividendos reinvertidos. Fuente: Morgan Stanley Capital International Perspective.
- r_{m^*} : Rendimiento mensual del índice agregado mundial de Morgan Stanley con dividendos reinvertidos, convertido a pesetas con el tipo de cambio oficial comprador a final de período. Fuente: Morgan Stanley Capital International Perspective y Banco de España.
- r_f : Tipo de interés mensual del agregado monetario comprendido entre M2 y M3. Fuente: Banco de España y Cuenca (1994).
- ω_m : Proxy trimestral del porcentaje de riqueza nacional invertido en Bolsa. Construido como ratio entre la capitalización de la Bolsa de Madrid y el PIB correspondientes a cada trimestre de la muestra. Fuente: Morgan Stanley Capital International Perspective e INE.
- ω_{m^*} : Proxy trimestral del porcentaje de riqueza nacional invertido en el extranjero. Construido como ratio entre los activos frente al exterior a final de período, valorados a precio efectivo de intercambio y el PIB correspondiente al trimestre. Fuente: Balanza de Pagos e INE.
- Inflación: Tasa de inflación trimestral medida por el Índice de Precios al Consumo. Fuente: INE.
- Tipo de interés real: Tipo de interés real trimestral. Construido como diferencia entre r_f y la tasa de inflación.
- PIB: Componente Tendencia-Ciclo trimestral del Producto Nacional Bruto español a precios de mercado en pesetas corrientes. Fuente: INE.

BIBLIOGRAFÍA

- Adler, R. y B. Dumas, 1983, "International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis", *Journal of Finance*, 38, 925-983.
- Alcalá, J.T., A. Bachiller y P. Olave, 1993, "Prima de Riesgo y Volatilidad en el Mercado de Valores Español", *Revista de Economía Aplicada*, 3, (vol. I), 95-117.
- Alonso, Francisco, 1994, "La Modelización de la Volatilidad en el Mercado Español de Renta Variable", Banco de España, Documento Interno.
- Backus, D. y A. Gregory, 1992, "Theoretical Relations Between Risk Premiums and Conditional Variances", Stern School, DT #S-92-25.
- Bergés, A, 1984, "Teoría de las carteras eficientes e integración internacional del mercado español de capitales", *Revista Española de Economía*, 1, 5-24.
- Bollerslev, T., R. Chou y K. Kroner, 1992, "ARCH Modelling in Finance", *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Campbell, J., 1987, "Stock Returns and the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 18, 373-399.
- Campbell, J. y L. Hentschell, 1992, "No News is Good News. An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Campbell, J., 1993, "Intertemporal Asset Pricing Without Consumption Data", *American Economic Review*, 83, 487-512.

Canova, F., 1994, "The Equity Premium and the Risk Free Rate: A Cross country, Cross Maturity Investigation". Mimeo.

Chou, R., R.F. Engle y A. Kane, 1992, "Measuring Risk Aversion from Excess Returns on a Stock Index", Journal of Econometrics, 52, 201-224.

Cuenca, J.A., 1994, "Variables para el estudio del sector monetario: Agregados monetarios y crediticios y tipos de interés sintéticos", Banco de España, Documento de Trabajo #9416.

Fama, E. y W. Schwert, 1977, "Asset Returns and Inflation", Journal of Financial Economics, 5, 115-146.

Glosten, L., R. Jagannathan y D. Runkle, 1993, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", Journal of Finance, 53-5.

Harvey, C., 1989, "Time-varying Conditional Covariances in tests of Asset Pricing Models", Journal of Financial Economics, 24, 289-317.

Ibbotson, R y G. Brinson, 1987, Investment Markets. Gaining the Performance Advantage, Ed. Mc Graw-Hill, New York.

Lintner, J., 1965, "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets", Review of Economics and Statistics, 47, 13-37.

Martinez Sedano, M.A., 1994, "Restricciones de Cartera y Evaluación de la Gestión de los Fondos de Inversión", Universidad del País Vasco, DT # 94.17.

Merton, R., 1973, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", Econometrica, 41, 867-887.

- Mora, J., 1992, "Eficiencia de los Mercados Financieros: Una Contrastación con Modelización", Revista Española de Economía. Monográfico "Mercados Financieros Españoles", 33-55.
- Nelson, D., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns. A new Approach", Econometrica, 59, 347-370.
- Palacios, J., 1973, The Stock Market in Spain. Test of Efficiency and Capital Market Theory, Tesis Doctoral, Universidad Stanford.
- Restoy, F. y P. Weil, 1994, "Approximate Equilibrium Asset Prices", Mimeo.
- Restoy, F., 1992, "Optimal Portfolio Policies under Time-dependent Returns". Banco de España. Documento de Trabajo #9207.
- Rubio, G., 1986, "Análisis Multivariante del cero-beta CAPM: El Mercado Español de Capitales", Revista Española de Economía, 343-365.
- Rubio, G., 1988, "Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market", Journal of Banking and Finance, 12, 221-241.
- Sharpe, W., 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", Journal of Finance, 19, 425-442.
- Turner, C., R. Startz y C. Nelson, 1989, "A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market", Journal of Financial Economics, 25, 3-22.
- Weil, P., 1990, "The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle", Journal of Monetary Economics, 24, 401-421.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 8607 **José Viñals:** La política fiscal y la restricción exterior. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 8608 **José Viñals and John Cuddington:** Fiscal policy and the current account: what do capital controls do?
- 8609 **Gonzalo Gil:** Política agrícola de la Comunidad Económica Europea y montantes compensatorios monetarios.
- 8610 **José Viñals:** ¿Hacia una menor flexibilidad de los tipos de cambio en el Sistema Monetario Internacional?
- 8701 **Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: comentarios y contestación.
- 8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals:** Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 **Anindya Banerjee and J. Dolado:** Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 **Juan J. Dolado and Tim Jenkinson:** Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 **Ignacio Mauleón:** La demanda de dinero reconsiderada.
- 8801 **Agustín Maravall:** Two papers on ARIMA signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de MERCASA.
- 8803 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations in Time Series and the «DUAL» Autocorrelation Function.
- 8804 **José Viñals:** The EMS, Spain and macroeconomic policy.
- 8806 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- 8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 **Mª de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churruca y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los gresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Univariate methodology for short-term economic analysis.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.
- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)

- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M^a Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).
- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.
- 9121 **José M. González-Páramo, José M. Roldán and Miguel Sebastián:** Issues on Fiscal Policy in Spain.
- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.

- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Ángel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Ángel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés ONSHORE/OFFSHORE y operaciones SWAP.
- 9224 **Ángel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Ángel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.
- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta.
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?

- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Goria and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy and G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M^a Jesús Martín:** Serie de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **P. Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **P. Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín and Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el Sistema Monetario Europeo.
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9323 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad sectorial: comportamiento cíclico en la economía española.
- 9324 **Juan J. Dolado, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Cyclical patterns of the Spanish economy.
- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.
- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quiros:** El mercado británico de deuda pública.

- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M.^a Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.^a Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.^a Sánchez Sáez y M.^a T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** La construcción de la Unión Monetaria Europea: ¿resulta beneficiosa, en dónde estamos y hacia dónde vamos? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en dasagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.^a de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.
- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9420 **Simon Milner and David Metcalf:** Spanish pay setting institutions and performance outcomes.
- 9421 **Javier Santillán:** El SME, los mercados de divisas y la transición hacia la Unión Monetaria.
- 9422 **Juan Luis Vega:** ¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9423 **Gabriel Quirós:** El mercado italiano de deuda pública.
- 9424 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español.
- 9425 **Charles Goodhart and José Viñals:** Strategy and tactics of monetary policy: Examples from Europe and the Antipodes.
- 9426 **Carmen Melcón:** Estrategias de política monetaria basadas en el seguimiento directo de objetivos de inflación. Las experiencias de Nueva Zelanda, Canadá, Reino Unido y Suecia.
- 9427 **Olympia Bover and Manuel Arellano:** Female labour force participation in the 1980s: the case of Spain.
- 9428 **Juan María Peñalosa:** The Spanish catching-up process: General determinants and contribution of the manufacturing industry.
- 9429 **Susana Núñez:** Perspectivas de los sistemas de pagos: una reflexión crítica.
- 9430 **José Viñals:** ¿Es posible la convergencia en España?: En busca del tiempo perdido.

- 9501 **Jorge Blázquez y Miguel Sabastián:** Capital público y restricción presupuestaria gubernamental.
- 9502 **Ana Buisán:** Principales determinantes de los ingresos por turismo.
- 9503 **Ana Buisán y Esther Gordo:** La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes.
- 9504 **Ricardo Mestre:** A macroeconomic evaluation of the Spanish monetary policy transmission mechanism.
- 9505 **Fernando Restoy and Ana Revenga:** Optimal exchange rate flexibility in an economy with intersectoral rigidities and nontraded goods.
- 9506 **Ángel Estrada y Javier Vallés:** Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos de panel. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9507 **Francisco Alonso:** La modelización de la volatilidad del mercado bursátil español.
- 9508 **Francisco Alonso y Fernando Restoy:** La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid