

Relación intertemporal entre rentabilidad y liquidez en el mercado de valores español

José Luis Miralles Marcelo • María del Mar Miralles Quirós • José Luis Miralles Quirós¹
Universidad de Extremadura

RECIBIDO: 15 de marzo de 2006

ACEPTADO: 23 de mayo de 2007

Resumen: El objetivo de este estudio consiste en analizar la relación entre rentabilidad y liquidez para el mercado bursátil español en un contexto intertemporal de valoración incluyendo, adicionalmente, como variable explicativa del riesgo del mercado, la covarianza entre la rentabilidad de la cartera del mercado y los cambios relativos en la liquidez agregada del mercado. Para ello se utiliza un modelo GARCH-M (1,1) bivalente siguiendo la metodología de estudio propuesta por Gibson y Mougeot (2004) para el mercado norteamericano, que también nos permite analizar la transmisión de volatilidad entre las variables financieras objeto de estudio. Los principales resultados obtenidos para el período comprendido entre 1988 y 2005 nos indican la existencia de una significativa prima por riesgo de liquidez que tiene a su vez un componente variable en el tiempo función de la evolución del mercado y de la economía.

Palabras clave: ICAPM / Liquidez / GARCH bivalente.

Intertemporal Relationship between Returns and Liquidity in the Spanish Stock Market

Abstract: The aim of this study is to analyze the relationship between return and liquidity in the Spanish stock market in an intertemporal asset pricing context. Covariance between market portfolio excess returns and changes in aggregate liquidity is included as an explanatory variable of market risk. To do so, we define a bivariate GARCH-M (1,1) following the methodology proposed by Gibson and Mougeot (2004) for the US market. This additionally permits us to analyze volatility transmission between those financial variables under study. The main results indicate the existence of a significant liquidity risk premium for the 1988-2005 period with a component which varies over time in relative to the market and economic changes.

Key Words: ICAPM / Liquidity / Bivariate GARCH.

INTRODUCCIÓN

El descenso de la liquidez observado como consecuencia de las últimas crisis financieras ha planteado muchas preguntas a todos los agentes implicados sobre el funcionamiento de los mercados bursátiles en periodos de recesión económica². En este sentido, numerosos estudios han documentado en los últimos años la importante relación entre el valor de los activos y la liquidez, considerando esta última no como una característica de los títulos sino como un indicador de la situación económica, de ahí que la liquidez haya que considerarla de forma agregada.

Dentro de esta línea de investigación reciente, los primeros en documentar la existencia de fluctuaciones en la liquidez significativamente correlacionadas entre los activos fueron Chordia, Roll y Subrahmanyam (2000), Hasbrouck y Seppi (2001) y Huberman y Halka (2001). Estudios que abrieron la cuestión de si la iliquidez es un factor de riesgo sistemático, en cuyo caso los activos o carteras más sensibles a *shocks* inesperados en la iliquidez del mercado deberían ofrecer una rentabilidad esperada mayor.

Trabajos recientes que han analizado la existencia de una significativa prima por riesgo sistemático de liquidez son, entre otros, los de Pastor y Stambaugh (2003), Sadka (2004), Acharya y Pedersen (2005) para el mercado norteamericano y Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005) para el mercado bursátil español.

Pastor y Stambaugh (2003) comprueban que la covarianza entre el rendimiento de las acciones y una medida alternativa de liquidez agregada explica las rentabilidades de los activos. Para ello, comprueban por un lado si las rentabilidades ajustadas por riesgo de diez carteras de activos, obtenidas según el CAPM tradicional, el modelo de tres factores de Fama y French (1993) y un modelo que incluye un cuarto factor de *momentum*, son significativamente distintas de cero. Por otro lado, analizan si al incluir esta nueva variable en los modelos de valoración, su coeficiente beta es relevante a la hora de explicar las rentabilidades. En ambos casos, los resultados obtenidos son satisfactorios, por lo que los autores defienden la existencia de un riesgo asociado a la liquidez del mercado que es tenido en cuenta por los inversores cuando establecen sus decisiones de inversión financiera.

Para el mercado bursátil español, Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005) realizan un exhaustivo análisis empleando tres factores de liquidez alternativos. El factor propuesto por Pastor y Stambaugh (2003), un factor propio basado en la diferencia entre la rentabilidad de los activos con una elevada sensibilidad a cambios en la horquilla relativa de precios y la rentabilidad de los activos con reducida sensibilidad a dichos cambios y otro factor basado en el empleo del ratio de iliquidez agregado de Amihud (2002). No obstante, tan sólo encuentran evidencia favorable a la existencia de un significativo premio por iliquidez con el empleo de esta última medida.

Siguiendo esta misma línea metodológica se encuentran, entre otros, el trabajo de Sadka (2004) que demuestra la importancia de la liquidez agregada del mercado en la valoración de activos, especialmente para entender la anomalía de *momentum*, o el de Chollete (2004) que analiza las implicaciones de la liquidez y de la volatilidad de la liquidez en la valoración de activos.

También hay que destacar los estudios que se han caracterizado por aportar, desde una perspectiva teórica y/o empírica, un modelo de valoración ajustado a la liquidez. Estos son los trabajos de Jacoby *et al.* (2000) y Acharya y Pedersen (2005).

Sin embargo, la mayor parte de esta evidencia empírica sobre valoración de activos ajustada a la liquidez se ha basado en un horizonte temporal de inversión de un único periodo. En este artículo se cambia la perspectiva para analizar la situación más realista de un horizonte intertemporal de inversión. Para ello se utiliza un modelo GARCH-M (1,1) bivariante siguiendo la metodología de estudio propuesta por Gibson y Mougeot (2004) para el mercado norteamericano.

Una de las principales contribuciones del trabajo radica en su novedad en el mercado español. El trabajo realizado por Gibson y Mougeot (2004) se centra en el mercado norteamericano, el cual posee características claramente diferentes a las del mercado español. Este aspecto permite que el trabajo pueda aportar resultados interesantes fuera del ámbito doméstico ya que las peculiaridades de mercados más pequeños y con características microestructurales diferentes, como el español, pueden tener un papel no despre-

ciable en la explicación de estas relaciones. En este sentido, hay que destacar que los estudios más recientes realizados para el mercado norteamericano que analizan los determinantes de las variaciones temporales en el componente sistemático de la liquidez³ coinciden en señalar que son consecuencia de los costes de inventario que soportan los creadores de mercado. Sin embargo, estas dinámicas así como la significatividad de la prima por riesgo de liquidez están documentadas también en mercados dirigidos por órdenes y sin creadores de mercado, como es el caso del mercado bursátil español. Por tanto, consideramos que la ampliación de la evidencia empírica internacional en este sentido supone un incentivo en la búsqueda de una explicación coherente y unificada del fenómeno objeto de estudio que sea aplicable a todos los mercados.

Otra de las principales contribuciones del trabajo se centra en el aspecto metodológico. A diferencia de Gibson y Mougeot (2004), proponemos la contrastación de un modelo GARCH bivariante en el que se considera la existencia de posibles efectos asimétricos en la ecuación de la varianza condicional mejorando la especificación del modelo original. Adicionalmente, los modelos especificados y estimados en el presente estudio permiten, a diferencia de otras metodologías, determinar los efectos en la estructura de varianzas y covarianza entre las variables rentabilidad y liquidez agregada del mercado. Esto nos permite extraer conclusiones interesantes, no consideradas previamente por Gibson y Mougeot (2004), sobre la transmisión de información entre las variables objeto de estudio. Por último, consideramos el estudio de la variación temporal de las primas por riesgo de mercado y de liquidez tanto en función del estado del mercado como de la economía.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección segunda proporciona una justificación teórica del modelo objeto de estudio. La sección tres describe la base de datos empleada. En la sección cuatro se describe el modelo empírico y se presentan los primeros resultados obtenidos. Una mejora metodológica del mismo es presentada en el apartado quinto. En la sexta sección analizamos la variabilidad temporal de la prima por riesgo de liquidez, mientras que en la

sección siguiente incluimos en el estudio la variabilidad temporal de la prima por riesgo de mercado. Finalmente, la sección 8 presenta las conclusiones que derivan del conjunto del trabajo.

IMPLICACIÓN TEÓRICA

La justificación teórica a la consideración de un segundo factor de riesgo en el proceso de valoración de activos la podemos encontrar en el modelo intertemporal de dos factores de Merton (1973). En el contexto del modelo ICAPM, la prima de riesgo del mercado es función tanto de la varianza condicional de la cartera de mercado como de la covarianza del mercado con una variable de estado que describe el conjunto de oportunidades de inversión.

En relación a la elección de la variable de estado, consideramos en este estudio los cambios en la liquidez agregada del mercado. Como comentábamos en el apartado introductorio, los estudios recientes sobre valoración de activos y liquidez emplean esta última de forma agregada siendo considerada un indicador de la situación económica.

En este contexto, el modelo teórico objeto de estudio viene determinado por la siguiente expresión,

$$E_{t-1}(r_{M,t}) = \lambda_{M,t} \sigma_{M,t}^2 + \lambda_{ML,t} \sigma_{ML,t}$$

donde $r_{M,t}$ es el exceso de rentabilidad de la cartera de mercado, $\sigma_{M,t}^2$ es la varianza y $\sigma_{ML,t}$ es la covarianza contemporánea entre el exceso de rentabilidad de la cartera de mercado y la liquidez agregada del mercado, $\lambda_{M,t}$ representa la prima por riesgo de mercado, que se espera sea de signo positivo, mientras que $\lambda_{ML,t}$ es la prima por riesgo sistemático de liquidez, que se espera sea de signo negativo. La explicación económica a dicho signo la encontramos en que cuando aumenta la liquidez agregada del mercado disminuye el riesgo de liquidez y los agentes están más confiados en que en el futuro podrán transformar con facilidad sus inversiones en dinero efectivo, provocando también un incremento contemporáneo en los niveles de inversión. Eso

hará que aumente el precio de los activos y carteras que más varían con la liquidez del mercado, mejorándole a los inversores el conjunto futuro de oportunidades de inversión en términos de su mayor efectivo procedente de sus mayores rentabilidades.

No obstante, antes de estimar dicho modelo, se necesita estimar la varianza condicional del mercado, así como su covarianza condicional con la variable de estado. Esto implica la necesidad de modelizar dicha varianza. Para ello cabe preguntarse sobre el comportamiento intertemporal de la varianza del mercado.

BASE DE DATOS

El trabajo empírico para el mercado bursátil español se ha realizado para el periodo temporal comprendido entre enero de 1988 y noviembre de 2005, obteniendo un total de 215 observaciones mensuales. Como *proxy* de la cartera del mercado de renta variable se ha empleado el índice general de la Bolsa de Madrid (IGBM). En cuanto a la medida de liquidez agregada se ha tomado el volumen efectivo mensual negociado en el mercado. Ésta es una medida adicional a las empleadas por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005) y que nos permite obtener una serie temporal estacionaria que recoja los cambios relativos en los niveles de liquidez agregada del mercado para un amplio periodo de estudio. Adicionalmente, debemos considerar que la actividad negociadora es uno de los principales determinantes del diferencial *bid-ask*, así como que numerosos estudios empíricos documentan cómo un incremento en la actividad negociadora supone una mejora de la liquidez⁴.

La frecuencia de los datos utilizados, así como el carácter agregado de la medida utilizada son dos de los argumentos utilizados por Gibson y Mougeot (2004) para la elección del *proxy* de liquidez. No obstante, también hacen referencia al trabajo de Chordia, Roll y Subrahmanyam (2000), en el que se justifica ésta como una medida de liquidez agregada desde la perspectiva del riesgo de inventario. Sin embargo, este argumento no es aplicable a mercados dirigidos por órdenes como el español donde el riesgo de inventario es casi nulo⁵. En este sentido, y como

señalábamos en el apartado introductorio, consideramos relevante su estudio para el mercado español. La obtención de resultados similares, a pesar de las diferencias microestructurales, nos debe conducir a la búsqueda de una explicación alternativa y global para todos los mercados.

En cuanto al cálculo de las series de rendimientos, se obtienen tomando primeras diferencias en el logaritmo de las series originales de precio y efectivo negociado. Como tipo de interés libre de riesgo se utiliza el tipo de las Letras del Tesoro a un mes en el mercado secundario.

La tabla 1 muestra los principales estadísticos de ambas series de rendimientos. El estadístico Jarque-Bera señala que se rechaza la hipótesis de normalidad de ambas series. Este resultado no es sorprendente dada la presencia de asimetría negativa y un coeficiente de kurtosis superior a tres en las dos series. Por otro lado, también se presentan los resultados del contraste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para comprobar la estacionariedad de las series objeto de estudio⁶. Finalmente, ambas series también presentan un claro comportamiento heterocedástico. Los tests de multiplicador de Lagrange (LM) permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de efectos ARCH de orden (5) en los residuos. Ello estaría indicando que ambas series presentan una va-

rianza condicional que varía a través del tiempo y sugeriría la conveniencia de utilizar modelos de tipo GARCH para estimar estas series.

Por último, el reducido coeficiente de correlación entre las variables objeto de estudio refleja la ausencia de posibles efectos de multicolinealidad debidos a que la variable de liquidez empleada en este estudio sea función del precio de los activos en el mercado, como señalan Gibson y Mougeot (2004)⁷.

ANÁLISIS METODOLÓGICO

En relación con la especificación del modelo empírico se utiliza la metodología empleada por Gibson y Mougeot (2004) contrastando un modelo GARCH bivalente en el que las ecuaciones de la media condicional para el exceso de rentabilidad de la cartera de mercado r_{Mt} y los cambios relativos en la liquidez agregada del mercado r_{Lt} quedan definidas en el siguiente modelo en el que incluimos una constante en la estimación de la ecuación del rendimiento para recoger imperfecciones,

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

Tabla 1.- Estadísticos descriptivos

Estadísticos descriptivos de las variables: exceso de rentabilidad de la cartera de mercado (r_M) y cambios relativos en la liquidez agregada del mercado (r_L). Para cada serie presentamos la media, mínimo, máximo, desviación típica, asimetría, kurtosis, test normalidad de Jarque-Bera, test ADF de contraste de raíz unitaria y test de multiplicador de Lagrange (LM) para el contraste de la existencia de efectos ARCH (p -valor entre paréntesis) y el coeficiente de correlación entre ambas variables. Resultados obtenidos para el periodo temporal comprendido entre enero de 1988 y noviembre de 2005.

	r_M	r_L
Media	0,001630	0,020404
Mínimo	-0,218432	-1,127157
Máximo	0,139847	0,985881
Desviación típica	0,057326	0,295327
Asimetría	-0,548047	-0,240687
Kurtosis	4,353629	4,893485
Jarque Bera	27,05077 (0,00)	34,03497 (0,00)
ADF	-13,39366 (0,00)	-9,865534 (0,00)
LM ARCH	18,93067 (0,02)	18,72766 (0,00)
Correlación	-	-0,006327

Mientras que, para modelizar la matriz de varianzas y covarianzas se emplea el modelo BEKK siguiendo a Engle y Kroner (1995),

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B$$

que para el caso bivariante el modelo BEKK toma la siguiente forma,

$$H_t = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ & \omega_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} h_{1,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

donde ω_{ij} , a_{ij} y b_{ij} para $i, j = 1, 2$ son parámetros; ε_{1t} y ε_{2t} son las series de innovaciones procedentes de las ecuaciones de la media condicional, siendo h_{ij} , para $i, j = 1, 2$, las series de segundos momentos condicionales. Sin el uso de matrices lo podemos expresar de la siguiente forma,

$$h_{11,t} = \omega_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11} a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11} b_{12} h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{22,t} = \omega_{12}^2 + \omega_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12} a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{22} b_{12} h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = \omega_{11} \omega_{21} + a_{11} a_{12} \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21} a_{12} + a_{11} a_{22}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21} a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11} b_{12} h_{11,t-1} + (b_{21} b_{12} + b_{11} b_{22}) h_{12,t-1} + b_{21} b_{22} h_{22,t-1} = h_{21,t}$$

La estimación de este modelo se ha llevado a cabo suponiendo que los residuos se distribuyen

como una normal y las estimaciones se han realizado por máxima verosimilitud a partir de la función,

$$\ln L(\theta) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\det(H_t(\theta))) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon'_t(\theta) H_t^{-1}(\theta) \varepsilon_t(\theta)$$

donde θ es el conjunto de parámetros estimados. Para el proceso de estimación se ha utilizado el algoritmo de optimización propuesto por Berndt, Hall, May y Asuman (1974).

Dicho análisis lo realizamos para el periodo muestral de estudio comprendido entre enero de 1988 y noviembre de 2005. No obstante, es preciso considerar la existencia de importantes diferencias entre el mercado bursátil español del principio y del final del periodo. Al inicio del periodo muestral el mercado español era un mercado de corros en el que el modo de cotización de las acciones era “a viva voz”. Es en 1989 cuando comienza en España la negociación de acciones mediante un sistema electrónico denominado CATS (*computer assisted trade system*) e importado de la bolsa de Toronto. Sin embargo, es en noviembre de 1995 cuando se procedió al cambio de la plataforma técnica de contratación por el actual sistema: SIBE (sistema de interconexión bursátil español)⁸, que ha permitido gestionar con total transparencia y eficacia el gran volumen de negociación de los últimos años.

Otro aspecto importante a destacar es que la implantación de este nuevo sistema de contratación coincidió con el inicio de un paulatino incremento del volumen de efectivo negociado en el mercado bursátil español. Prueba de ello es que, mediante la aplicación del test de Chow de cambio estructural⁹ se evidencia una ruptura en la tendencia del volumen de efectivo negociado en la bolsa, ya que el valor del estadístico F obtenido fue 3,83 asociado a un p -valor de 0,02, por lo que rechazamos la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural.

Es por ello que hemos considerado conveniente dividir el periodo muestral en dos subperiodos y realizar el análisis del modelo anterior-

mente presentado también para dichos subperiodos, el anterior y el posterior al inicio del sistema de interconexión bursátil en noviembre de 1995.

En la tabla 2 presentamos los resultados obtenidos de la estimación del modelo tanto para el periodo muestral completo como para los dos subperiodos. En el Panel A presentamos los resultados correspondiente a las ecuaciones de la media condicional. Entre los resultados más destacados para el periodo muestral completo hay que señalar que la prima por riesgo de mercado es positiva pero no significativa. Esto implica que, en agregado, los inversores no son compensados por aceptar riesgo varianza. En cambio, si se observa la existencia de una significativa prima por riesgo sistemático de liquidez de signo negativo como cabía esperar en base a la justificación económica anteriormente presentada. No obstante, también se observa que el término constante de la ecuación de la media para las

rentabilidades en exceso del índice de mercado es significativo a un nivel del 10%, lo cual muestra la existencia de fricciones no explicadas por el modelo.

Estos resultados obtenidos para el mercado español en relación a la ecuación de la media son, en líneas generales, coincidentes con los obtenidos previamente por Gibson y Mougeot (2004) para el mercado norteamericano, a pesar de las diferencias anteriormente señaladas entre ambos mercados.

El Panel B muestra las estimaciones de los parámetros del modelo referentes a la ecuación de la volatilidad. En este sentido, hay que señalar que el modelo BEKK estimado muestra el comportamiento de la volatilidad de cada variable en función de la llegada de información de diversas fuentes, siendo en este modelo la volatilidad y las noticias tanto propias como ajenas. Concretamente, los coeficientes a_{ij} son aquellos asociados a las perturbaciones aleatorias y mues-

Tabla 2.- Resultados del Modelo Bivariante GARCH-M (1,1)

Esta tabla presenta los parámetros estimados del modelo GARCH bivariante definido en las ecuaciones:

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B$$

En el Panel A se presentan los resultados para la ecuación de la media y en el Panel B los resultados para la ecuación de la varianza tanto para el periodo muestral completo como para los subperiodos: enero 1988-octubre 1995 y noviembre 1995-noviembre 2005. En cada caso presentamos el coeficiente estimado y el nivel de significación crítica (p -valor) asociado al mismo. Por último, presentamos el valor del estadístico de máxima verosimilitud.

	1988m01-2005m11		1988m01-1995m10		1995m11-2005m11	
Parámetros	Coef.	p -valor	Coef.	p -valor	Coef.	p -valor
Panel A: Media						
μ_M	-0,0292	0,0961*	-0,0355	0,0987*	0,0106	0,4064
λ_M	7,5239	0,1646	8,2566	0,2554	-0,8570	0,7705
λ_{ML}	-5,6337	0,0180**	-6,1065	0,0314**	0,5359	0,8703
μ_L	0,0281	0,4004	0,0339	0,4554	0,0053	0,7243
Panel B: Varianza						
ω_{11}	0,0339	0,0176**	0,0293	0,0609*	0,0134	0,4628
ω_{12}	-0,0349	0,6512	0,0217	0,9017	-0,0890	0,0588*
ω_{22}	0,0994	0,0450**	-0,0003	1,0000	-9,83·10 ⁻⁵	1,0000
α_{11}	0,1809	0,4688	0,2654	0,3607	-0,1322	0,2842
α_{12}	-0,0206	0,7477	0,1693	0,9252	1,4414	0,0000***
α_{21}	-0,0331	0,1990	0,0139	0,6543	-0,0430	0,3766
a_{22}	0,3738	0,0000***	0,2801	0,0737*	0,5757	0,0001***
b_{11}	0,6111	0,0159**	0,7597	0,0034***	0,8936	0,0000***
b_{12}	0,1472	0,1802	0,5887	0,7864	0,2950	0,5583
b_{21}	0,0275	0,2330	-0,0185	0,4683	0,0686	0,0476**
b_{22}	0,8814	0,0000***	0,9595	0,0000***	0,6417	0,0000***
Max. verosimilitud	232,50		110,81		195,68	

NOTA: ***, **, * significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

tran los efectos de las innovaciones o noticias en cada variable. En este caso, se puede observar como el coeficiente a_{22} es positivo y significativo, lo que indica que las noticias referentes a la liquidez influyen en el mismo sentido sobre la propia liquidez. Por su parte, los coeficientes b_{ij} muestran el efecto de la volatilidad de cada variable en el conjunto de la volatilidad. Como podemos observar, sólo resultan significativos los coeficientes b_{11} y b_{22} . Estos resultados nos indican la inexistencia de transmisión de volatilidad entre las variables dado que la volatilidad de cada una de ellas sólo depende de su propia volatilidad condicional.

Sin embargo, los resultados obtenidos para los dos subperiodos analizados difieren sustancialmente. Entre los principales resultados obtenidos en el análisis de la media hay que destacar que la significatividad de la prima por riesgo de liquidez queda reducida al periodo 1988-1995, periodo caracterizado por un reducido nivel de volumen de negociación en el mercado. Una posible interpretación a este resultado podría estar en que el mercado sólo paga un premio por asumir riesgo de liquidez cuando la liquidez en el mercado es reducida. En cambio, en los últimos diez años de estudio en los que se ha producido un notable incremento del volumen efectivo negociado es lógico que no exista un significativo premio por asumir riesgo sistemático de liquidez.

Por otro lado, y en relación con el análisis de la varianza, en el primer subperiodo se observan los mismos resultados que para el periodo muestral completo. El coeficiente a_{22} es positivo y significativo, indicando que las noticias referentes a la liquidez influyen en el mismo sentido sobre la propia liquidez. Y en relación con los efectos de la volatilidad, son significativos los coeficientes b_{11} y b_{22} . Lo que nos indica que la volatilidad de cada una de las variables depende de su propia volatilidad condicional. Estos mismos resultados se obtienen para el segundo subperiodo, a los que hay que añadir la significatividad de los coeficientes a_{12} y b_{21} . Resultados que nos indican que las innovaciones en la rentabilidad del mercado afectan a la volatilidad de la liquidez así como que la volatilidad de la rentabilidad del mercado depende de la volatilidad condicional de la liquidez.

MODELO ASIMÉTRICO

La prácticamente nula evidencia de transmisión de volatilidad entre las variables, junto con la posibilidad de que existiese un comportamiento diferente en su relación condicionado por el signo y tamaño de las noticias, nos conduce a considerar la estimación de un modelo BEKK asimétrico que analice dicha situación.

Para modelizar la matriz de varianzas y covarianzas se emplea el modelo BEKK asimétrico siguiendo a Engle y Kroner (1995), Baba, Engle, Kraft y Kroner (1989) y Kroner y Ng (1998),

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

que para el caso bivalente toma la siguiente forma,

$$H_t = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ & \omega_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \eta_{1,t-1}^2 & \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1} \\ \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1} & \eta_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}$$

donde g_{ij} son los parámetros que recogerán el efecto asimétrico de la volatilidad frente a noticias de diferente signo y $\eta_{1,t}$ y $\eta_{2,t}$ son las series *dummy* que toman el valor $\eta_{1,t} = \min [0, \varepsilon_{1,t}]$ y $\eta_{2,t} = \min [0, \varepsilon_{2,t}]$.

Sin el uso de matrices lo podemos expresar de la siguiente forma,

$$h_{11,t} = \omega_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11} a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11} b_{12} h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} + g_{11}^2 \eta_{1,t-1}^2 + 2g_{11} g_{21} \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1} + g_{21}^2 \eta_{2,t-1}^2$$

$$h_{22,t} = \omega_{12}^2 + \omega_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{22}b_{12}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} + g_{12}^2 \eta_{1,t-1}^2 + 2g_{22}g_{12}\eta_{1,t-1}\eta_{2,t-1} + g_{22}^2 \eta_{2,t-1}^2$$

$$h_{12,t} = \omega_{11}\omega_{21} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} + (b_{21}b_{12} + b_{11}b_{22})h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} + g_{11}g_{12}\eta_{1,t-1}^2 + (g_{21}g_{12} + g_{11}g_{22})\eta_{1,t-1}\eta_{2,t-1} + g_{21}g_{22}\eta_{2,t-1}^2 = h_{21,t}$$

Los resultados de dicho análisis, son presentados en la tabla 3. En primer lugar, y en rela-

ción con el periodo muestral completo, hay que señalar la mejora del modelo con respecto al anterior, ya que el valor del estadístico de máxima verosimilitud en el modelo BEKK asimétrico (307,51) es superior al del modelo BEKK original (232,50).

En el Panel A presentamos los resultados referentes a la ecuación de la media, donde podemos observar que bajo esta nueva especificación el término constante ya no es significativo y el coeficiente λ_{ML} es negativo y significativo, consistente con la justificación económica presentada en el apartado teórico. Aunque también es preciso señalar que el nivel de significatividad disminuye con respecto al modelo anterior. Hecho que puede venir explicado por la inclusión de nuevos parámetros en la ecuación de la varianza que, como pasamos a describir a continuación, resultan estadísticamente significativos.

En el Panel B presentamos los resultados referentes a la ecuación de la varianza, que nos informan de las transmisiones de información en-

Tabla 3.- Resultados del Modelo Bivariante GARCH-M (1,1) Asimétrico

Esta tabla presenta los parámetros estimados del modelo GARCH bivalente definido en las ecuaciones:

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

En el Panel A se presentan los resultados para la ecuación de la media y en el Panel B los resultados para la ecuación de la varianza tanto para el periodo muestral completo como para los subperiodos: enero 1988-octubre 1995 y noviembre 1995-noviembre 2005. En cada caso presentamos el coeficiente estimado y el nivel de significación crítica (*p*-valor) asociado al mismo. Por último, presentamos el valor del estadístico de máxima verosimilitud.

Parámetros	1988m01-2005m11		1988m01-1995m10		1995m11-2005m11	
	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor
Panel A: Media						
μ_M	-0,0102	0,3674	-0,0343	0,0953*	0,0112	0,4272
λ_M	3,3933	0,3212	8,3238	0,2376	-0,4304	0,9192
λ_{ML}	-3,3482	0,0864*	-5,6019	0,0112**	-1,0633	0,7731
μ_L	0,0234	0,2417	0,0358	0,4256	0,0163	0,3971
Panel B: Varianza						
ω_{11}	0,0142	0,0345**	0,0118	0,8346	0,0003	0,9999
ω_{12}	-0,0060	0,9231	0,0191	0,9551	-0,0059	0,9998
ω_{22}	0,0001	1,0000	-0,0002	1,0000	0,1411	0,8709
a_{11}	-0,2206	0,0248**	0,2754	0,4884	0,4290	0,0020***
a_{12}	0,8348	0,0387**	0,0922	0,9632	-0,4728	0,4643
a_{21}	-0,0308	0,1350	0,0208	0,6256	-0,0184	0,5038
a_{22}	0,2428	0,0226**	0,2580	0,0747*	0,4531	0,0005***
b_{11}	0,8812	0,0000***	0,4542	0,6234	0,8821	0,0000***
b_{12}	0,5218	0,2785	1,2011	0,7765	0,5993	0,4758
b_{21}	-0,0013	0,8884	0,0008	0,9882	0,0144	0,8492
b_{22}	0,9273	0,0000***	0,9337	0,0000***	0,4357	0,4419
g_{11}	-0,4888	0,0504*	-0,1625	0,5239	-0,0449	0,9517
g_{12}	-2,5618	0,0322**	-0,6414	0,7198	-1,2373	0,7652
g_{21}	0,1007	0,0249**	0,0814	0,1558	0,0201	0,8626
g_{22}	0,4170	0,0639*	0,0366	0,9362	0,1366	0,8982
Max. verosimilitud	307,51		115,68		188,05	

NOTA: ***, **, * significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

tre las variables objeto de estudio. En primer lugar, hay que destacar que resultan significativos los coeficientes a_{11} , a_{12} y a_{22} . Esto nos indica que las volatilidades de la rentabilidad de mercado y la liquidez dependen no sólo de sus propias innovaciones o noticias (a_{11} y a_{22} respectivamente) sino también que las innovaciones en la rentabilidad del mercado afectan en el mismo sentido, dado el carácter positivo del coeficiente, a la volatilidad de la liquidez.

La situación con respecto a la transmisión de volatilidad es similar a la detectada por el modelo original. Únicamente los coeficientes b_{11} y b_{22} resultan significativos, indicándonos de nuevo que la volatilidad de cada una de las variables depende exclusivamente de su propia volatilidad condicional, no existiendo transmisión de volatilidad entre ambas.

No obstante, los coeficientes g_{ij} añaden una información adicional al comportamiento de la volatilidad de ambas variables, dado que la significatividad de todos ellos nos indica que las innovaciones o noticias negativas y su tamaño influyen en la volatilidad de la variable contraria. De esta forma, las innovaciones o noticias negativas de la rentabilidad del mercado provocan una mayor volatilidad en la liquidez ($g_{12}=-2,5618$), mientras que las noticias negativas de la liquidez provocan una disminución en la volatilidad de la rentabilidad de mercado ($g_{21}=0,1007$)¹⁰.

Los resultados obtenidos por subperiodos nos indican de nuevo que la prima por riesgo de liquidez queda reducida a los años 1988-1995. En este subperiodo, al igual que en el periodo muestral completo, el valor del estadístico de máxima verosimilitud es superior al del modelo original, indicando la mejora de este modelo con respecto al anterior. Aunque, en relación con el análisis de la varianza, tan sólo resultan significativos los coeficientes a_{22} y b_{22} . Lo que nos indica que la volatilidad de la liquidez depende de sus propias innovaciones así como de su volatilidad condicional. En cambio, en el segundo subperiodo, que abarca los años 1995-2005, se observa que la volatilidad del mercado depende de sus propias innovaciones y de su volatilidad condicional, mientras que la volatilidad de la liquidez tan sólo depende de sus propias innovaciones. Por último, es preciso destacar que para ninguno de

los dos subperiodos se observa que los coeficientes g_{ij} añaden información adicional al comportamiento de la volatilidad de ambas variables.

VARIACIÓN TEMPORAL DE LA PRIMA POR RIESGO DE LIQUIDEZ

En base a los resultados obtenidos en el apartado anterior, otra cuestión importante a resolver es si la prima por riesgo de liquidez es variable en el tiempo. Es por ello que el objetivo de este apartado consiste en analizar la influencia de los estados del mercado y de la economía en prima por riesgo de liquidez.

VARIACIÓN EN FUNCIÓN DEL ESTADO DEL MERCADO

Se ha considerado, en primer lugar, un modelo que incluye de forma adicional la presencia de un efecto asimétrico en la prima por riesgo de liquidez. Es razonable pensar que la actitud de los inversores frente al riesgo sistemático de iliquidez no sea constante a lo largo del tiempo, sino que la aversión a dicho riesgo sea mayor en momentos en los que el mercado pasa por una fase de tendencia bajista. Adicionalmente, debemos considerar la evidencia empírica previa que documenta la evolución de la rentabilidad del mercado como uno de los principales conductores de las variaciones sistemáticas en la liquidez¹¹.

La inclusión de esta característica en el modelo GARCH-M (1,1) bivalente asimétrico queda expresado en el siguiente conjunto de ecuaciones,

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda_{ML}^d D_{Mt} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

donde, D_{Mt} es una variable *dummy* que toma el valor 1 cuando r_{Mt} es de signo negativo y cero en caso contrario. La contrastación de este modelo nos permite suavizar la hipótesis de prima cons-

tante al asumir dos posibles primas: una cuando el mercado está en alza (λ_{ML}) y otra cuando el mercado está en baja ($\lambda_{ML} + \lambda^d_{ML}$).

Los resultados se muestran en la tabla 4. En primer lugar, y en relación con el periodo muestral completo, debemos destacar que el valor del estadístico de máxima verosimilitud, aunque mayor que en el modelo BEKK original, resulta menor que el primer modelo BEKK asimétrico propuesto (298,01). Este resultado nos indica que este nuevo modelo no proporciona una mejor especificación para el mercado bursátil español y para el periodo temporal objeto de estudio que el modelo asimétrico anteriormente presentado.

No obstante, si analizamos los resultados relativos a la ecuación de la media, presentados en el Panel A, podemos observar la significatividad

de los coeficientes λ_{ML} y λ^d_{ML} . Esto nos indica que, al permitir una prima de riesgo distinta según la tendencia al alza o a la baja del mercado, la prima por riesgo sistemático de liquidez es significativa y negativa en tendencia alcista, cambiando su signo en periodos de tendencia bajista.

Los resultados del Panel B, relativos a la ecuación de la varianza, nos indican cómo para este conjunto de análisis también resultan significativos los coeficientes a_{11} y a_{12} , así como los coeficientes b_{11} y b_{22} , que muestran que las volatilidades condicionales de cada variable dependen de sus propias noticias y volatilidades. Por otro lado, también es significativo el coeficiente a_{21} , indicando que las noticias provenientes de la liquidez afectan a la rentabilidad del mercado. Sin embargo, cuando consideramos la existencia

Tabla 4. Variación de la prima por riesgo de liquidez en función del estado del mercado

Esta tabla presenta los parámetros estimados del modelo GARCH bivalente definido en las ecuaciones:

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda^d_{ML} D_{Mt} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

En el Panel A se presentan los resultados para la ecuación de la media y en el Panel B los resultados para la ecuación de la varianza tanto para el periodo muestral completo como para los subperiodos: enero 1988-octubre 1995 y noviembre 1995-noviembre 2005. En cada caso presentamos el coeficiente estimado y el nivel de significación crítica (*p*-valor) asociado al mismo. Por último, presentamos el valor del estadístico de máxima verosimilitud.

	1988m01-2005m11		1988m01-1995m10		1995m11-2005m11	
Parámetros	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor
Panel A: Media						
μ_M	-0,0103	0,1884	-0,0233	0,0060***	0,7648	0,1562
λ_M	2,3849	0,2787	5,7031	0,0907*	-240,3003	0,1614
λ_{ML}	-10,1624	0,0001***	-11,2072	0,0000***	-2,0188	0,5247
λ^d_{ML}	14,0540	0,0001***	14,1918	0,0000***	0,5332	0,9196
μ_L	0,0190	0,3789	0,0271	0,5680	0,0040	0,7987
Panel B: Varianza						
ω_{11}	0,0098	0,3408	0,0045	0,9075	-6,32·10 ⁻⁵	1,0000
ω_{12}	-0,0536	0,6239	-0,1111	0,9283	-0,0034	1,0000
ω_{22}	9,16·10 ⁻⁵	1,0000	-3,31·10 ⁻⁵	1,0000	-0,0002	1,0000
a_{11}	0,5018	0,0000***	0,6258	0,0010***	0,4016	0,0024***
a_{12}	-0,1723	0,7102	-1,2202	0,3218	-1,1832	0,0015***
a_{21}	0,0206	0,0923*	0,0475	0,0525*	0,0402	0,2785
a_{22}	0,2435	0,0014***	0,1339	0,3516	-0,4724	0,0030***
b_{11}	0,7843	0,0000***	0,6674	0,0000***	0,8617	0,0000***
b_{12}	0,0365	0,9407	0,3807	0,7678	1,7034	0,0749*
b_{21}	0,0021	0,8517	0,0003	0,9967	0,0440	0,6444
b_{22}	0,9512	0,0000***	0,9255	0,0000***	-0,5815	0,0002***
g_{11}	-0,0464	0,7503	-0,0161	0,9588	-0,1287	0,8453
g_{12}	-0,8835	0,3593	-1,0690	0,6348	-4,1252	0,3621
g_{21}	0,0284	0,3405	0,0260	0,7124	0,0332	0,7477
g_{22}	0,1522	0,4359	0,1959	0,6719	0,6621	0,4466
Max. verosimilitud	298,01		126,53		204,92	

NOTA: ***, **, * significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

de un efecto asimétrico en la ecuación de la media, observamos que los coeficientes asociados a la asimetría en la ecuación de la varianza (g_{ij}) no resultan significativos.

El análisis por subperiodos nos indica nuevamente que los resultados obtenidos en relación con la prima de liquidez tan sólo se mantienen para los años 1988-1995. Adicionalmente, en este primer subperiodo observamos que la prima por riesgo de mercado es positiva y significativa a un nivel del 10%. Aunque también obtenemos que el intercepto de la ecuación de la media para las rentabilidades del índice de mercado es significativo, indicando la existencia de fricciones no explicadas por el modelo. En cuanto al análisis de la varianza, los resultados que muestra esta nueva especificación y para los primeros ocho años de estudio son que la volatilidad condicional de la rentabilidad de mercado depende de sus propias noticias y volatilidad, así como de las noticias procedentes de la liquidez (coeficientes a_{11} , b_{11} y a_{21} significativos respectivamente), mientras que la volatilidad condicional de la liquidez depende de su propia volatilidad (coeficiente b_{22} significativo).

En cambio, en el segundo subperiodo se observa que el modelo analizado no refleja ningún efecto significativo en la ecuación de la media, mientras que en la ecuación de la varianza observamos que las volatilidades condicionales de cada variable dependen de sus propias noticias y volatilidades (coeficientes a_{11} , a_{22} , b_{11} y b_{22} significativos), y que la volatilidad condicional de la liquidez se ve afectada también por las noticias así como por la volatilidad de la rentabilidad del mercado (coeficientes a_{12} y b_{12} significativos).

Por último, es preciso señalar que, aunque el valor del estadístico de máxima verosimilitud es superior al del modelo anterior en ambos subperiodos, al igual que apreciábamos en la tabla 3, los coeficientes g_{ij} , que reflejan los efectos asimétricos, no añaden información adicional al comportamiento de la volatilidad en ninguna de las dos variables objeto de estudio.

Por otro lado, debemos considerar al interpretar los resultados reflejados en este apartado que podrían venir influenciados por el hecho de identificar el momento bursátil con el signo de r_{Mt} , ya que no sólo es relevante el signo sino también la evolución de dicha variable. Es decir, podríamos

observar un periodo durante el cual r_{Mt} fuera positivo pero la tendencia decreciente. Una alternativa consistiría en realizar el análisis del modelo anterior en función del momento económico identificando los periodos de recesión y expansión económica.

VARIACIÓN EN FUNCIÓN DEL ESTADO DE LA ECONOMÍA

En segundo lugar, consideramos el estudio de la variación temporal de la prima por riesgo de liquidez en función del estado de la economía. En este sentido, hemos tenido en cuenta el trabajo realizado por Bengoechea y Pérez-Quirós (2004) en el que investigan la identificación del ciclo económico usando diferentes métodos con la idea de proporcionar una herramienta útil que permita analizar las condiciones económicas corrientes y encuentran que el indicador de confianza industrial (ICI) es una herramienta útil para proporcionar dicha información.

Siguiendo a Bengoechea y Pérez-Quirós (2004), empleamos el indicador de confianza industrial (ICI)¹² para detectar los periodos de recesión económica durante el horizonte temporal objeto de estudio y bajo la metodología del *National Bureau of Economic Research* (NBER), cuyas reglas básicas son las siguientes: a) la distancia entre un máximo cíclico y otro o entre un mínimo cíclico y otro debería ser como mínimo de 15 meses; b) la distancia entre dos puntos de giro de signo opuesto debería ser como mínimo de 5 meses; c) si el indicador registra los mismos valores alrededor de un punto de giro, la regla es elegir el último como el máximo o mínimo clínico; d) una actividad intensiva u otros factores especiales deberían ser ignorados cuando sus efectos son transitorios y reversibles.

La inclusión de esta nueva característica en el modelo GARCH-M (1,1) bivalente asimétrico queda expresado en el siguiente conjunto de ecuaciones,

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda_{ML}^d D_{Et} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

donde, D_{Et} es una variable *dummy* que toma el valor 1 en periodos de recesión económica y cero en caso contrario. De este modo, estamos permitiendo que la prima por riesgo de liquidez varíe en función del estado de la economía, siendo λ_{ML} en periodos de expansión económica y $\lambda_{ML} + \lambda^d_{ML}$ en periodos de recesión económica.

Los resultados obtenidos por este nuevo conjunto de ecuaciones son presentados en la tabla 5. En primer lugar, y en relación con el periodo muestral completo, hay que señalar que el estadístico de máxima verosimilitud es el mayor de todos los modelos considerados (313,05), lo que muestra la mejoría del modelo con respecto a los anteriores.

Los resultados del Panel A, relativos a la ecuación de la media, nos indican como cabía esperar que existe una significativa prima por

riesgo de liquidez pero que difiere en función del estado de la economía. En periodos de tendencia alcista se observa una prima por riesgo negativa y significativa (λ_{ML}), mientras que su signo varía en épocas de recesión ($\lambda_{ML} + \lambda^d_{ML}$).

A pesar de las diferencias microestructurales entre ambos mercados, los resultados obtenidos en este estudio para el mercado bursátil español son de nuevo coincidentes con los obtenidos previamente por Gibson y Mougeot (2004) para el mercado norteamericano, quienes comprueban que la prima por riesgo de liquidez tiene un componente variable en el tiempo conducido por la probabilidad de una recesión futura.

Por último, en el Panel B presentamos los resultados para la ecuación de la varianza. Observamos la existencia de una transmisión significativa de información en lo referente a las innovaciones o noticias de la liquidez que afectan a la

Tabla 5.- Variación de la prima por riesgo de liquidez en función del estado de la economía

Esta tabla presenta los parámetros estimados del modelo GARCH bivalente definido en las ecuaciones:

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda^d_{ML} D_{Et} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

En el Panel A se presentan los resultados para la ecuación de la media y en el Panel B los resultados para la ecuación de la varianza tanto para el periodo muestral completo como para los subperiodos: enero 1988-octubre 1995 y noviembre 1995-noviembre 2005. En cada caso presentamos el coeficiente estimado y el nivel de significación crítica (*p*-valor) asociado al mismo. Por último, presentamos el valor del estadístico de máxima verosimilitud.

Parámetros	1988m01-2005m11		1988m01-1995m10		1995m11-2005m11	
	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor
Panel A: Media						
μ_M	-0,0101	0,3879	-0,0378	0,0734*	0,0123	0,3731
λ_M	3,2120	0,4180	10,2312	0,2511	-0,6233	0,8827
λ_{ML}	-8,9081	0,0007***	-11,9029	0,0000***	-2,9505	0,4955
λ^d_{ML}	12,0163	0,0021***	14,6374	0,0024***	3,3266	0,5637
μ_L	0,0181	0,3002	0,0411	0,3801	0,0170	0,3724
Panel B: Varianza						
ω_{11}	0,0126	0,1654	0,0045	0,9552	-2,85·10 ⁻⁶	1,0000
ω_{12}	0,0074	0,9013	-0,0543	0,9563	0,0033	1,0000
ω_{22}	0,0000	1,0000	2,71·10 ⁻⁵	1,0000	0,1811	0,9999
a_{11}	0,4593	0,0000***	0,5935	0,0028***	0,4147	0,0023***
a_{12}	-0,4850	0,2180	-1,2430	0,3167	-0,5175	0,3778
a_{21}	0,0355	0,0764*	0,0234	0,3411	-0,0136	0,6517
a_{22}	-0,1003	0,2495	0,1589	0,2243	0,4943	0,0002***
b_{11}	0,7769	0,0000***	0,6119	0,0001***	0,8994	0,0000***
b_{12}	0,2990	0,2800	1,1352	0,3722	0,2501	0,7934
b_{21}	0,0018	0,8404	-0,0019	0,9520	0,0328	0,7153
b_{22}	0,9777	0,0000***	0,9597	0,0000***	0,2681	0,7148
g_{11}	-0,3370	0,1353	-0,1192	0,6123	-0,0094	0,9948
g_{12}	-1,7571	0,0137**	-0,7391	0,6729	-0,8174	0,9195
g_{21}	0,0784	0,0484**	0,0533	0,3570	0,0095	0,9663
g_{22}	0,2948	0,0235**	0,0823	0,8404	0,1059	0,9593
Max. verosimilitud	313,05		124,79		187,36	

NOTA: ***, **, * significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

rentabilidad del mercado ($a_{21}=0,035541$) que además se ve afectado por sus propias noticias ($a_{11}=0,459254$). En lo que respecta a la transmisión de volatilidad. Se observa la misma dinámica que en los modelos anteriores, resultando significativos tan sólo los coeficientes b_{11} y b_{22} , indicando de nuevo la inexistencia de transmisión de volatilidad entre las variables. Finalmente, el análisis de los resultados referentes a los coeficientes g_{ij} muestra cómo se repite la situación del primer modelo asimétrico (tabla 3), donde existe una transmisión de información bidireccional entre la rentabilidad y la liquidez. Los coeficientes g_{12} y g_{21} son significativos, de forma que las noticias negativas de la rentabilidad provocan mayor volatilidad en la liquidez mientras que las noticias negativas en la liquidez provocan una disminución de la volatilidad en la rentabilidad del mercado.

El análisis por subperiodos nos indica que los resultados obtenidos para los años 1988-1995 son prácticamente los mismos que los obtenidos para el periodo muestral completo. Es en este primer subperiodo cuando se observa una significativa y negativa prima por riesgo de liquidez en periodos de expansión económica, mientras que su signo varía también significativamente en periodos de recesión. No obstante, también se observa que el intercepto de la ecuación de la media para las rentabilidades del índice de mercado es significativo. Mientras que en el análisis de la varianza se observa que, a diferencia del periodo muestral completo, los parámetros que recogen los efectos asimétricos en la volatilidad no son significativos.

En cambio, los resultados empeoran cuando se estima el modelo para el segundo subperiodo considerado. Para estos años tan sólo son significativos los coeficientes a_{11} , a_{22} y b_{11} . Esto nos indica que la volatilidad condicional de la rentabilidad del mercado depende de sus propias noticias y volatilidad, mientras que la volatilidad condicional de la liquidez depende de sus propias noticias.

VARIACIÓN TEMPORAL DE LAS PRIMAS POR RIESGO DE MERCADO Y DE LIQUIDEZ

Por último, es preciso analizar si los resultados obtenidos en el apartado anterior se mantienen si consideramos también la posibilidad de

una prima por riesgo de mercado variable en el tiempo.

VARIACIÓN EN FUNCIÓN DEL ESTADO DEL MERCADO

Al igual que en el apartado anterior, hemos considerado en primer lugar un modelo que incluye un efecto asimétrico en la prima por riesgo de mercado. Siendo el modelo a estimar el que queda reflejado en el siguiente conjunto de ecuaciones,

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_M^d D_{Mt} \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda_{ML}^d D_{Mt} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

donde, de nuevo D_{Mt} es una variable *dummy* que toma el valor 1 cuando r_{Mt} es de signo negativo y cero en caso contrario y en el que asumimos dos posibles primas por riesgo de mercado: una cuando el mercado está en alza (λ_M) y otra cuando el mercado está en baja ($\lambda_{ML} + \lambda_{ML}^d$).

Los resultados obtenidos son presentados en la tabla 6. En primer lugar, es preciso señalar que tanto para el periodo muestral completo como para los dos subperiodos considerados, el valor del estadístico de máxima verosimilitud es superior al obtenido cuando considerábamos tan sólo la variación temporal en la prima de liquidez.

Más concretamente, para el periodo temporal completo observamos que la prima por riesgo de mercado es positiva y significativa, siendo significativa y negativa la variación de dicha prima cuando el exceso de rentabilidad del mercado es de signo negativo. En cambio, se observa una prima por riesgo de liquidez significativa y positiva cuando está en alza tan sólo a un nivel de significatividad del 10%, dejando de ser significativa la variación de dicha prima cuando el mercado está en alza. Estos resultados nos indican que la significatividad de la prima por riesgo de liquidez es más frágil de lo que en principio considerábamos en el apartado anterior en base a los resultados de la tabla 4.

Tabla 6.- Variación de las primas por riesgo de mercado y de liquidez en función del estado del mercado

Esta tabla presenta los parámetros estimados del siguiente modelo GARCH bivalente:

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_M^d D_{Mt} \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda_{ML}^d D_{Mt} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

En el Panel A se presentan los resultados para la ecuación de la media y en el Panel B los resultados para la ecuación de la varianza tanto para el periodo muestral completo como para los subperiodos: enero 1988-octubre 1995 y noviembre 1995-noviembre 2005. En cada caso presentamos el coeficiente estimado y el nivel de significación crítica (*p*-valor) asociado al mismo. Por último, presentamos el valor del estadístico de máxima verosimilitud.

Parámetros	1988m01-2005m11		1988m01-1995m10		1995m11-2005m11	
	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor
Panel A: Media						
μ_M	-0,0084	0,2238	-0,0194	0,1130	0,0093	0,3569
λ_M	14,4692	0,0000***	21,5989	0,0000***	8,5598	0,0135**
λ_M^d	-26,0987	0,0000***	-30,9740	0,0000***	-22,4130	0,0000***
λ_{ML}	-2,9136	0,0652*	-0,7828	0,7018	-3,0989	0,3134
λ_{ML}^d	-1,2482	0,5519	-2,0039	0,4447	5,3678	0,2963
μ_L	0,0235	0,2347	0,0326	0,4413	0,0221	0,3600
Panel B: Varianza						
ω_{11}	0,0098	0,0046***	0,0076	0,7478	0,0080	0,9325
ω_{12}	-0,0114	0,7855	-0,0390	0,9184	-0,0110	0,9964
ω_{22}	0,0000	1,0000	-0,0003	1,0000	0,2018	0,3441
a_{11}	0,4098	0,0001***	0,5990	0,0192**	0,4098	0,0188**
a_{12}	-0,8353	0,1836	-2,0685	0,4597	-0,4555	0,6841
a_{21}	-0,0180	0,1324	0,0017	0,9192	-0,0115	0,6489
a_{22}	0,2214	0,0103*	0,2885	0,0324**	0,5586	0,0000***
b_{11}	0,8209	0,0000***	0,3660	0,5692	0,8998	0,0000**
b_{12}	0,7064	0,1028	2,3797	0,5658	0,6078	0,6903
b_{21}	0,0031	0,5733	0,0093	0,7539	-0,0020	0,9701
b_{22}	0,9469	0,0000***	0,9058	0,0000***	0,1322	0,8923
g_{11}	-0,2013	0,0836*	-0,0545	0,7762	-0,0019	0,9998
g_{12}	-1,8194	0,0262**	-1,1762	0,4755	-0,0040	1,0000
g_{21}	0,0449	0,0313**	0,0366	0,3826	0,0009	0,9995
g_{22}	0,2942	0,0522*	0,1742	0,6428	0,0012	1,0000
Max. verosimilitud	399,90		165,53		233,18	

NOTA: ***, **, * significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

En cuanto a los resultados de la ecuación de la varianza, no se observa transmisión de volatilidad entre rentabilidad y liquidez agregada del mercado, siendo tan sólo significativos los parámetros a_{11} , a_{22} , b_{11} y b_{22} , lo que nos indica que las volatilidades condicionales de cada variable dependen de sus propias noticias así como de sus propias volatilidades. Pero además, los coeficientes g_{ij} son significativos, reflejando que las innovaciones o noticias negativas y su tamaño influyen en la volatilidad propia así como de la variable contraria.

En cuanto al análisis de los resultados obtenidos en los dos subperiodos considerados debemos destacar en primer lugar que la prima por riesgo de mercado es positiva y significativa cuando el mercado está en fase alcista y variando

significativamente el signo de dicha prima cuando la tendencia del mercado es bajista, no siendo significativa la prima por riesgo de liquidez. Por otro lado, y en relación con la ecuación de la varianza, no se observa transmisión de información o volatilidad entre variables, sino que el comportamiento de la volatilidad de la rentabilidad y liquidez de mercado dependen de sus propias innovaciones así como de su propia volatilidad.

VARIACIÓN EN FUNCIÓN DEL ESTADO DE LA ECONOMÍA

Por último, incluimos en el estudio la posibilidad de que no sólo la prima por riesgo de liquidez sino también la prima por riesgo de mercado varíen en función del estado de la economía. De

esta manera, el modelo bivalente asimétrico a estimar es el siguiente,

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_M^d D_{Et} \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda_{ML}^d D_{Et} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

donde, nuevamente D_{Et} es una variable *dummy* que toma el valor 1 en periodos de recesión económica y cero en caso contrario. La peculiaridad de este nuevo análisis es que estamos permitiendo que la prima por riesgo de mercado varíe en función del estado de la economía, siendo λ_M en periodos de expansión y $\lambda_M + \lambda_M^d$ en periodos de recesión económica.

Los resultados son presentados en la tabla 7. Es preciso señalar en primer lugar que, tanto para el periodo muestral completo como para los dos subperiodos, el valor del estadístico de máxima verosimilitud es inferior al obtenido para las dos especificaciones previas: cuando considerábamos tan sólo la variabilidad en la prima por riesgo de liquidez (tabla 5) y cuando considerábamos la variabilidad tanto en la prima por riesgo de mercado como de liquidez en función de la evolución del propio mercado (tabla 6). Por lo que hay que señalar que este modelo no consigue mejorar a ninguno de los dos anteriores. Prueba de ello es que ninguno de los estimadores de la ecuación de la media es significativo, por lo que no es posible extraer conclusiones económicas relevantes en relación con este último análisis.

Tabla 7. -Variación de las primas por riesgo de mercado y de liquidez en función del estado de la economía

Esta tabla presenta los parámetros estimados del siguiente modelo GARCH bivalente:

$$r_{Mt} = \mu_M + \lambda_M \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_M^d D_{Et} \hat{\sigma}_{Mt}^2 + \lambda_{ML} \hat{\sigma}_{MLt} + \lambda_{ML}^d D_{Et} \hat{\sigma}_{MLt} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_{Lt} = \mu_L + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \Omega + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

En el Panel A se presentan los resultados para la ecuación de la media y en el Panel B los resultados para la ecuación de la varianza tanto para el periodo muestral completo como para los subperiodos: enero 1988 – octubre 1995 y noviembre 1995 – noviembre 2005. En cada caso presentamos el coeficiente estimado y el nivel de significación crítica (*p*-valor) asociado al mismo. Por último, presentamos el valor del estadístico de máxima verosimilitud.

Parámetros	1988m01-2005m11		1988m01-1995m10		1995m11-2005m11	
	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor	Coef.	<i>p</i> -valor
Panel A: Media						
μ_M	-0,0164	0,1860	-0,0324	0,1265	0,0111	0,4254
λ_M	3,7780	0,3318	10,0934	0,2217	-1,0984	0,8326
λ_M^d	2,7155	0,2987	-2,5586	0,6941	1,2117	0,7401
λ_{ML}	-3,4065	0,2930	-2,5591	0,6534	-4,1357	0,3454
λ_{ML}^d	-0,7666	0,8467	-3,5778	0,5250	3,3923	0,5779
μ_L	0,0166	0,3524	0,0367	0,4246	0,0160	0,4076
Panel B: Varianza						
ω_{11}	0,0173	0,0316**	0,0151	0,7419	7,88·10 ⁻⁵	1,0000
ω_{12}	-0,0141	0,7207	0,0253	0,9259	-0,0013	1,0000
ω_{22}	-0,0001	1,0000	0,0005	1,0000	0,1688	0,8756
a_{11}	-0,2736	0,0112**	0,2914	0,4659	0,4109	0,0065***
a_{12}	0,6631	0,0675*	0,1167	0,9537	-0,7146	0,2499
a_{21}	-0,0375	0,1034	0,0165	0,6667	-0,0123	0,6815
a_{22}	0,2974	0,0006***	0,2678	0,0724*	0,4790	0,0004***
b_{11}	0,8340	0,0000***	0,4596	0,6325	0,8949	0,0000***
b_{12}	0,4930	0,2237	1,0764	0,7943	0,4002	0,6994
b_{21}	0,0092	0,3395	0,0002	0,9970	0,0316	0,7030
b_{22}	0,9235	0,0000***	0,9338	0,0000***	0,3113	0,6546
g_{11}	-0,4170	0,1052	-0,1240	0,6273	-0,0271	0,9824
g_{12}	-1,5326	0,1175	-0,5694	0,7616	-1,0328	0,8596
g_{21}	0,0904	0,0480**	0,0724	0,2099	0,0143	0,9404
g_{22}	0,2394	0,1898	0,0267	0,9557	0,1265	0,9321
Max. verosimilitud	307,83		115,35		188,15	

NOTA: ***, **, * significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

CONCLUSIONES

La liquidez es una característica esencial para el buen funcionamiento de los mercados bursátiles. En los últimos años han proliferado el número de trabajos empíricos que analizan la relevancia de la liquidez agregada del mercado como factor de riesgo sistemático relevante en el proceso de valoración de activos. No obstante, estos estudios se han centrado principalmente en el análisis de sección cruzada de los datos. En este artículo se aplica una metodología de estudio alternativa que analiza la relación intertemporal entre rentabilidad y liquidez.

Siguiendo la metodología de Gibson y Mougeot (2004), proponemos el contraste y estimación de diversos modelos GARCH-M bivariantes que nos permiten extraer conclusiones interesantes sobre la transmisión de información entre la rentabilidad y la liquidez del mercado.

Los principales resultados obtenidos nos indican que en el mercado bursátil español existe una significativa prima por riesgo sistemático de liquidez en el periodo temporal comprendido entre enero 1988 y noviembre de 2005. No obstante, análisis posteriores nos indican que la significatividad de dicha prima por riesgo de liquidez es más frágil de lo que en principio considerábamos. Al realizar el análisis para dos subperiodos con diferentes sistemas de contratación y niveles de volumen de efectivo negociado, se observa que la prima por riesgo de liquidez queda reducida a los años 1988-1995. Posteriormente, observamos que dicha prima por riesgo varía en función del estado del mercado y de la economía, pero su significatividad se ve reducida cuando consideramos también las variaciones en la prima por riesgo de mercado.

La ampliación de la evidencia empírica para el mercado bursátil español y la similitud de los resultados con respecto al mercado norteamericano, con características microestructurales muy diferentes, pone de manifiesto la importancia de la búsqueda de una explicación común de este fenómeno para ambos mercados. En este sentido hay que destacar que el español es un mercado dirigido por órdenes en el que no hay creadores de mercado y en el que no es aplicable las justificaciones teóricas aportadas por estudios previos que coinciden en señalar que tanto las dinámicas comunes como la existencia de una sig-

nificativa prima por riesgo de liquidez son debidas a los costes de inventario que soportan los creadores de mercado.

Por último, y en relación con la evidencia empírica previa más relevante para el mercado bursátil español, nuestro trabajo difiere sustancialmente del realizado por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005) en cuanto a la metodología empleada y la variable de liquidez agregada. No obstante, consideramos que este análisis nos permite ofrecer conclusiones adicionales sobre la relevancia que tienen las variaciones en la liquidez en el proceso de valoración de activos como factor agregado de riesgo.

NOTAS

1. Deseamos agradecer los valiosos comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos que han contribuido notablemente a mejorar la versión original del presente trabajo. Los errores que puedan persistir son de responsabilidad exclusiva de los autores.
2. Especialmente en mercados dirigidos por órdenes, en los que no hay un agente específico como el creador de mercado que asegure la continuidad y viabilidad del proceso de negociación.
3. Chordia, Shivakumar y Subrahmanyam (2004), Fujimoto (2004) y Chordia, Sarkar y Subrahmanyam (2005 a y b), entre otros.
4. Ver Stoll (1978), Menyah y Pudyal (1996) y Stoll (2000), entre otros.
5. Como señalan Mínguez y Martín (2004), en el mercado español las órdenes límite son las que suministran liquidez al mercado, de forma similar a como lo hacen los creadores de mercado en aquellos dirigidos por precios. Sin embargo, existe una diferencia básica entre dichos creadores de mercado y los agentes que lanzan una orden límite y es que estos últimos no tienen obligación de proveer liquidez al mercado. Es por ello que consideramos la práctica inexistencia de costes de inventario en los mercados dirigidos por órdenes.
6. En el contraste aumentado de Dickey-Fuller el número de retardos óptimo está determinado siguiendo el criterio de Akaike. En ambos casos el contraste responde a la utilización de una ecuación autorregresiva que sólo incluye el término constante, siendo los valores críticos -3,4407, -2,8660 y -2,5692 al 1%, 5% y 10% respectivamente.
7. Mediante un análisis de regresión lineal también fue comprobada la reducida capacidad explicativa

de la variable rentabilidad de mercado sobre los cambios relativos en el volumen efectivo negociado en el mercado. Los resultados no han sido presentados en el estudio debido a su escaso nivel informativo.

8. Es un sistema que comunica las cuatro plazas españolas (Madrid, Barcelona, Bilbao y Valencia) y canaliza electrónicamente hacia un ordenador central las órdenes que reciben los intermediarios por parte de los inversores ordenándolas en el libro de órdenes si no encuentran contraprestación inmediata (en cuyo caso se ejecuta la operación inmediatamente) en función del precio y del orden de introducción en el mercado.
9. Al igual que Cuñado *et al.* (2004).
10. Debemos recordar que la *dummy* toma un valor negativo, por lo que se producen los efectos contrarios al signo del coeficiente.
11. Ver Chordia, Roll y Subrahmanyam (2001) y Fujimoto (2004), entre otros.
12. Este índice es elaborado por la Comisión Europea de forma agregada para todos los países miembros así como de forma desagregada para cada país. En este estudio hemos considerado los datos elaborados para España.

BIBLIOGRAFÍA

- ACHARYA, V.; PEDERSEN, L. (2005): "Asset Pricing with Liquidity Risk", *Journal of Financial Economics*, vol. 77, pp. 375-410.
- AMIHUD, Y. (2002): "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects", *Journal of Financial Markets*, vol. 5, pp. 31-56.
- BABA, Y.; ENGLE, R.; KRAFT, D.; KRONER, K. (1989): *Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*. (Discussion Paper 89-57). San Diego: University of California.
- BENGOECHEA, P.; PÉREZ-QUIRÓS, G. (2004): *A Useful Tool to Identify Recessions in the Euro-Area*. (Documento de Trabajo 0419). Banco de España.
- BERNDT, E.R.; HALL, B.H.; HALL, R.E.; HAUSMAN, J.A. (1974): "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 3, pp. 653-665.
- CHOLLETE, L. (2004): *Asset Pricing Implications of Liquidity and Its Volatility*. (Working Paper). Columbia Business School.
- CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. (2000): "Commonality in Liquidity", *Journal of Financial Economics*, vol. 56, pp. 3-28.
- CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. (2001): "Market Liquidity and Trading Activity", *Journal of Finance*, vol. 56, pp. 501-530.
- CHORDIA, T.; SARKAR, A.; SUBRAHMANYAM, A. (2005a): "An Empirical Analysis of Stock and Bond Market Liquidity", *Review of Financial Studies*, vol. 18, pp. 85-129.
- CHORDIA, T.; SARKAR, A.; SUBRAHMANYAM, A. (2005b): *The Joint Dynamics of Liquidity, Returns, and Volatility Across Small and Large Firms*, (WP-207). Federal Reserve Bank of New York.
- CHORDIA, T.; SHIVAKUMAR, L.; SUBRAHMANYAM, A. (2004): "Liquidity Dynamics Across Small and Large Firms", *Economic Notes*, vol. 33, pp. 111-143.
- CUÑADO, J.; GÓMEZ, J.; PÉREZ DE GRACIA, F. (2004): "Structural Changes in Volatility and Stock Market Development: Evidence for Spain", *Journal of Banking and Finance*, 28, pp. 1745-1773.
- ENGLE, R.; KRONER, K. (1995): "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, pp. 122-150.
- FAMA, E.F.; FRENCH, K.R. (1993): "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, vol. 33, pp. 3-56.
- FUJIMOTO, A. (2004): *Macroeconomic Sources of Systematic Liquidity*. (Working Paper). Yale University.
- GIBSON, R.; MOUGEOT, N. (2004): "The Pricing of Systematic Liquidity Risk: Empirical Evidence from the US Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, vol. 28, pp. 157-178.
- HASBROUCK, J.; SEPPI, D.J. (2001): "Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity", *Journal of Financial Economics*, vol. 59, pp. 383-411.
- HUBERMAN, G.; HALKA, D. (2001): "Systematic Liquidity", *Journal of Financial Research*, vol. 24, pp. 161-178.
- JACOBY, G.; FOWLER, D.; GOTTESMAN, A. (2000): "The Capital Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: A Theoretical Approach", *Journal of Financial Markets*, núm. 3, pp. 69-81.
- KRONER, K.; NG, V. (1998): "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns", *Review of Financial Studies*, vol. 11, núm. 4, pp. 817-844.
- MARTÍNEZ, M.A.; NIETO, B.; RUBIO, G.; TAPIA, M. (2005): "Asset Pricing and Systematic Liquidity Risk: An empirical investigation of the Spanish Stock Market", *International Review of Economics and Finance*, vol. 14, pp. 81-103.
- MENYAH, K.; PAUDYAL, K. (1996): "Share Issue Privatisations: The UK Experience", en M. Levis [ed.]: *Empirical Issues in Raising Equity Capital*. Amsterdam: Elsevier Science.
- MERTON, R.C. (1973): "An Intertemporal Asset Pricing Model", *Econometrica*, vol. 41, pp. 867-888.

MÍNGUEZ, A.; MARTÍN, J.F. (2004): "Concentración accionarial y liquidez de mercado: un análisis con ecuaciones simultáneas", *Revista de Economía Financiera*, 4, pp. 8-31.

PASTOR, L.; STAMBAUGH, R. (2003): "Liquidity Risk and Expected Stock Returns", *Journal of Political Economy*, vol. 111, pp. 642-685.

SADKA, R. (2004): *Momentum, Liquidity Risk, and Limits to Arbitrage*. Northwestern University.

STOLL, H. (1978): "The Pricing of Security Dealer Services: An Empirical Study of NASDAQ stocks", *Journal of Finance*, vol. 33, pp. 1153-1172.

STOLL, H. (2000): "Friction", *Journal of Finance*, vol. 55, pp. 1479-1514.