

FACTORES DETERMINANTES DE LA LIQUIDEZ EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

María del Mar Miralles Quirós
José Luis Miralles Marcelo
José Luis Miralles Quirós

RESUMEN

El objetivo de este estudio consiste en analizar las causas económicas de la variación temporal en el componente sistemático de la liquidez de los activos negociados en el mercado bursátil español en el periodo 1992-2003. Empleando una modelización VAR, estudiamos las relaciones dinámicas entre la liquidez agregada del mercado y diversas variables macroeconómicas, financieras y de mercado. Los resultados obtenidos nos indican la influencia en la liquidez de diferentes estados del mercado y de la economía y se observan como principales variables explicativas la variación en la rentabilidad del mercado, el tipo de interés de referencia fijado como indicador de la política monetaria y las variaciones no anticipadas en el diferencial entre los tipos de la deuda corporativa y la deuda pública.

PALABRAS CLAVE: Liquidez sistemática, análisis VAR, variables macroeconómicas.

ABSTRACT

This paper investigates economic sources of time variation in aggregated liquidity on the Spanish stock market over the 1992-2003 sample period. Using a vector autoregression approach, we examine the dynamic relation between market liquidity and various macroeconomics, financial and market factors. The results show that credit quality spread and monetary policy are particularly important in explaining the liquidity's variation. Market liquidity improves significantly in response to a negative shock in credit quality spread. The results therefore suggest that credit quality spread shocks not only influence market-wide liquidity directly, but also indirectly through their effects on monetary policy.

KEYWORDS: Systematic liquidity, macroeconomic variables, VAR analysis.

1. INTRODUCCIÓN

Una de las áreas más activas en la investigación sobre la liquidez en las últimas dos décadas ha consistido en analizar los efectos del nivel de liquidez en los precios bursátiles. Consistente con la noción de que los inversores deben ser compensados por asumir mayores costes de transacción, estos estudios han encontrado generalmente una positiva relación liquidez-rentabilidad entre los activos usando diferentes medidas de liquidez¹³⁹.

¹³⁹ Entre otros, el diferencial *bid-ask* (Amihud y Mendelson, 1986 y Eleswarapu y Reinganum, 1993), la medida de impacto en el precio de Kyle (1985) (Brennan y Subrahmanyam, 1996), el volumen de negociación (Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998), la rotación de activos (Datar, Naik y Radcliff, 1998), la probabilidad de información asimétrica (Easley, Hwidiakjaer y O'Hara, 2002).

El reciente descubrimiento realizado por Chordia, Roll y Subrahmanyam (2000), Hasbrouck y Seppi (2001) y Huberman y Halka (2001) de la existencia de un comportamiento agregado de la liquidez de los activos en el mercado bursátil, ha generado una nueva línea de investigación sobre el papel de la liquidez en la valoración de activos. Los más recientes estudios, entre los que destacan los realizados por Pastor y Stambaugh (2003), Acharya y Pedersen (2003) y Sadka (2003) para el mercado norteamericano, se han centrado en análisis de los efectos sistemáticos de la liquidez en las rentabilidades bursátiles.

Sin embargo, otra cuestión que se plantea tras el descubrimiento de un comportamiento sistemático en la liquidez de los activos es el de cuáles son los factores explicativos de esa variación temporal en la liquidez agregada del mercado. Trabajos realizados en esta línea son, entre otros, los de Chordia, Sarkar y Subrahmanyam (2003) y Fujimoto (2003), también para el mercado norteamericano.

Para el mercado bursátil español destacamos el trabajo realizado por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2004), en el que se analiza de forma exhaustiva la influencia del riesgo sistemático de liquidez en las rentabilidades bursátiles empleando tres factores de liquidez alternativos.

La existencia de un comportamiento agregado de la liquidez en el mercado bursátil español permite también pensar que detrás de ese comportamiento conjunto en la liquidez de los activos puedan estar diversas causas económicas que fuesen responsables del comportamiento dinámico del componente sistemático de la liquidez.

Empleando una modelización VAR, estudiamos para el mercado español las relaciones dinámicas entre la iliquidez agregada del mercado y diversas variables representativas de la evolución del mercado y la economía en los últimos doce años. Los resultados obtenidos nos permiten afirmar que el componente sistemático de la iliquidez de los activos viene explicado por la variación en la rentabilidad del mercado, el tipo de interés de referencia fijado como indicador de la política monetaria y las variaciones no anticipadas en el diferencial entre los tipos de la deuda corporativa y la deuda pública.

El resto del trabajo está organizado del siguiente modo. La sección dos describe la medida de liquidez empleada. La sección tres describe las variables económicas empleadas en el análisis y analiza la influencia en la liquidez agregada de diferentes estados de la economía y del propio mercado bursátil. En la sección cuatro se analiza, mediante una modelización VAR, los factores que directa o indirectamente son determinantes para explicar el componente sistemático en la liquidez de los activos. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones que derivan del conjunto del trabajo.

2. ESTIMACIÓN DE LA LIQUIDEZ AGREGADA DEL MERCADO

2.1. Medida de liquidez de los activos

El ratio de iliquidez de un activo i en el mes t puede ser calculado en base a la expresión (1)¹⁴⁰,

¹⁴⁰ Multiplicada por un factor de escala de 10^6 .

$$ILIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \cdot \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{|R_{itd}|}{V_{itd}} \quad (1)$$

donde R_{itd} y V_{itd} son, respectivamente, la rentabilidad y el volumen de negociación del activo i en el día d del mes t y D_{it} representa el número de días que el título i es negociado en el mes t . El significado económico de esta medida se basa en que un activo es poco líquido, y por tanto alcanza un elevado valor $ILIQ_{it}$, si el precio del mismo experimenta una elevada fluctuación en respuesta a un escaso volumen de negociación. Este ratio mide la asociación media diaria entre una unidad de volumen y el cambio en el precio.

Otra posible interpretación de esta medida puede estar relacionada con el desacuerdo por parte de los inversores en relación a la interpretación que realizan de la nueva información que llega al mercado. Como señala Amihud (2002), cuando los inversores están de acuerdo sobre las implicaciones de las noticias que llegan al mercado, el precio cambia sin negociación mientras que el desacuerdo sobre las implicaciones de las noticias en los activos induce a un incremento en el volumen de negociación. Por tanto, el ratio de iliquidez puede ser interpretado como una medida de consenso entre la opinión de los inversores sobre la nueva información.

Concretamente, en el modelo propuesto por Acharya y Pedersen (2003), el ratio de iliquidez es el coste de venta y, como señalan, los mercados tienen variados costes de venta que incluyen los honorarios de los brokers, la horquilla de precios, el impacto del mercado y costes de búsqueda. La estrategia empírica propuesta por Acharya y Pedersen (2003) está basada en la asunción de que el ratio de iliquidez es un instrumento válido del coste de venta. En este sentido, Amihud (2002) muestra empíricamente que el ratio de iliquidez está positivamente relacionado con medidas de impacto en el precio y costes de negociación fijos.

Es especialmente interesante emplear esta medida de iliquidez para el mercado bursátil español debido a la ausencia de resultados concluyentes en relación a la influencia en la valoración de activos de dicho mercado de diversas medidas agregadas de liquidez, como son los factores de liquidez propuestos por Pastor y Stambaugh (2003) y por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2004). Sin embargo, como ya matizábamos previamente, este último estudio analiza un tercer factor de liquidez basado en la medida de Amihud (2002), proporcionando significativos resultados en el mercado objeto de análisis.

2.2. La iliquidez agregada del mercado

Para obtener la medida de liquidez agregada del mercado, realizamos la media de sección cruzada entre todos los activos negociados en el mercado en cada mes del periodo muestral, como refleja la expresión (2).

$$ILIQ_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} ILIQ_{it} \quad (2)$$

No obstante, hay que señalar que a partir de la variable de iliquidez (2), generamos una medida de iliquidez normalizada con el objetivo de resolver dos problemas asociados a estas series de iliquidez. En primer lugar,

realizamos un ajuste que consiste en escalar $ILIQ_t$ por el ratio entre el valor capitalizado de la cartera de mercado el mes anterior y el valor capitalizado a comienzo de la muestra, $\frac{m_{t-1}}{m_1}$. Este ajuste permite que esta medida de iliquidez sea relativamente estacionaria¹⁴¹. Ya que en el cálculo de $ILIQ_{it}$ ha sido ignorada la inflación.

2.3. Base de datos

La base de datos empleada para construir esta medida está compuesta por el precio y volumen de negociación diarios de los títulos que cotizan en la Bolsa de Valores española durante el periodo comprendido entre enero de 1992 y septiembre de 2003. Esta base de datos diaria es empleada para calcular mensualmente el ratio de iliquidez correspondiente a cada activo.

La muestra está compuesta por aquellas acciones de empresas que han cotizado en la Bolsa española algún periodo dentro del considerado. La rentabilidad de cada activo en un mes t ha sido calculada como la diferencia relativa de su precio en ese mes y en el mes anterior, considerando los dividendos pagados por la empresa en cualquier momento dentro de ese periodo y ajustando las rentabilidades por ampliaciones de capital y por splits¹⁴².

3. VARIABLES ECONÓMICAS: ANÁLISIS PRELIMINAR

El objetivo básico de este trabajo consiste en el análisis de la relación dinámica entre la liquidez del mercado y diversos indicadores económicos. En esta sección analizamos cómo el nivel de iliquidez del mercado varía en diferentes estados de la economía. En un principio consideramos que, dado que la información asimétrica es fácil que juegue un mínimo papel en explicar la dinámica de la liquidez agregada, el principal conductor de la liquidez se espera que sean aquellos factores que simultáneamente afectan al riesgo de los activos. Chordia, Roll y Subrahmanyam (2001) y Chordia, Sarkar y Subrahmanyam (2003) estudian cómo la variación en la liquidez agregada está influida por variables como la rentabilidad, volatilidad y actividad negociadora del mercado.

En este sentido, construimos la variable rentabilidad del mercado a partir de la rentabilidad media mensual de los activos que forman parte de la muestra. Chordia, Roll y Subrahmanyam (2001) encuentran que la disminución de la liquidez cuando el mercado sufre una tendencia bajista es mayor que el incremento que experimenta cuando el mercado vive una tendencia alcista. Este efecto también ha sido detectado en el mercado bursátil español. Sin embargo, también hay que indicar que, como muestra la Tabla 1, los resultados obtenidos tras realizar un

¹⁴¹ Otra posible opción para suavizar la serie original sería realizar una transformación logarítmica de la medida de iliquidez, como hacen Amihud (2002) y Bali et al (2004). Sin embargo, consideramos que esta opción no permite mantener el significado económico que esta medida tiene para el modelo objeto de contraste.

¹⁴² La evidencia empírica previa para el mercado bursátil español, basada fundamentalmente en los trabajos de Gómez Sala (2001) y Menéndez y Gómez-Ansón (2003), implica la necesidad de un ajuste de los datos por *splits*.

contraste de igualdad entre la iliquidez media del mercado en periodos de tendencia bajista (meses con rentabilidad del mercado negativa o nula) y periodos de tendencia alcista (aquellos meses en los que la rentabilidad del mercado es positiva) no han resultado ser significativos, por los que empleando la variable rentabilidad del mercado no podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias.

No obstante, la evidencia empírica previa también nos permite esperar que la iliquidez del mercado sea reducida en periodos de elevada volatilidad y de reducida actividad negociadora. Para su análisis en el mercado bursátil español, empleamos como medida de la volatilidad mensual del mercado la desviación típica de las rentabilidades diarias en cada mes de estudio¹⁴³ y definimos los meses de elevada volatilidad como aquellos en los que la volatilidad alcanzada es superior a la volatilidad media durante el periodo muestral de análisis. Como medida de la actividad negociadora del mercado empleamos el ratio de rotación de activos y los meses con una rotación de activos inferior a la media serán definidos como meses con una reducida actividad negociadora. La Tabla 1 muestra como para ambas variables se observa un nivel de iliquidez agregado medio significativamente distinto entre periodos de elevada y reducida volatilidad y actividad negociadora respectivamente. Dato que puede ser interpretado como un resultado preliminar de la influencia de estas variables en la variación sistemática de la iliquidez de los activos.

TABLA 1. ILIQUIDEZ EN DIFERENTES ESTADOS DE LA ECONOMÍA Y DEL MERCADO

	Tendenci a	Nº Observs	Iliquidez media	Test-t
Rentabilidad mercado	Negativa	60	0,2036	0,8794
	Positiva	80	0,1646	
Volatilidad mercado	Reducida	85	0,2562	3,2576***
	Elevada	55	0,1149	
Actividad negociadora mercado	Reducida	79	0,3271	6,9354***
	Elevada	61	0,0439	
Tipo a corto	Reducido	83	0,0711	5,4468***
	Elevado	57	0,3000	
<i>Term Spread</i>	Reducido	54	0,2210	1,6150
	Elevado	86	0,1500	
<i>Credit Quality Spread</i>	Reducido	89	0,1347	2,3209**
	Elevado	51	0,2363	
Crecimiento Industrial	Reducido	58	0,1437	1,8365*
	Elevado	82	0,2245	
Inflación	Reducida	70	0,1571	1,2232
	Elevada	70	0,2111	
Política Monetaria	Recesión	35	0,1341	2,2792**
	Expansió	105	0,2341	

¹⁴³ Siguiendo a Goyal y Santa-Clara (2003) y Bali et al (2004) entre otros.

No obstante, la iliquidez agregada del mercado también puede estar relacionada con otras variables indicativas de las condiciones o estados de la economía. Para definir los estados de la economía empleamos en principio diversas variables financieras estrechamente relacionadas con el crecimiento económico futuro. Estas variables son el tipo de interés a corto plazo, la variabilidad en la estructura temporal de los tipos de interés o term spread¹⁴⁴ y el diferencial entre los tipos de la deuda corporativa y la deuda pública, también denominado credit quality spread. La tasa de interés a corto plazo viene dada por la tasa mensual de las Letras del Tesoro observada en el mercado secundario, empleada frecuentemente como medida de la rentabilidad libre de riesgo. La variable term spread ha sido calculada como la diferencia entre los tipos a diez y a dos años y la variable credit quality spread ha sido calculada como la diferencia entre los tipos de interés de los bonos emitidos por la Asociación de Intermediarios de Activos Financieros (AIAF) y los bonos emitidos por el Estado. Para la construcción de estas dos últimas variables nos hemos basado en el estudio realizado previamente por Barrio (2003) para el mercado español de renta fija.

Una elevada tasa de interés, un reducido diferencial de tipos y un elevado credit quality spread suelen coincidir con estados de la economía en recesión. También es indicativo de una restrictiva política monetaria, que puede hacer variar la percepción sobre el crecimiento económico futuro y por tanto afectar al riesgo percibido por los inversores. Utilizando cada una de estas variables financieras, clasificamos los meses de la muestra como de tendencia económica alcista (bajista) cuando el valor de la variable durante ese mes sea superior (inferior) a la media muestral.

No obstante, también definimos los estados de la economía utilizando indicadores macroeconómicos como son los cambios no anticipados en la producción industrial y shocks relacionados con la inflación¹⁴⁵. También consideramos el tipo de interés de referencia fijado como indicador de la política monetaria. Siguiendo el mismo criterio que para el resto de indicadores, clasificamos los meses de la muestra en dos grupos, de expansión y de recesión económica, en función de que el valor de la variable en dicho mes sea superior o inferior a la media muestral. Todos los datos necesarios para construir estas variables han sido obtenidos de los Boletines Estadísticos del Banco de España.

En la Tabla 1 se muestra como en el mercado español y para los años objeto de estudio observamos un significativo diferencial de iliquidez empleando las diferentes variables macroeconómicas consideradas y especialmente el tipo de interés a corto plazo, la variable credit quality spread, el crecimiento industrial y el tipo de referencia de la política monetaria. Estos resultados son una muestra preliminar de la posible implicación de estos factores económicos en la explicación del componente sistemático de la iliquidez de los activos y que completamos en el siguiente apartado realizando una modelización VAR de las variables anteriormente consideradas.

¹⁴⁴ Considerado en diversos estudios que analizan la evolución temporal de la liquidez. Entre ellos, Amihud (2002) y Gibson y Mougeot (2004).

¹⁴⁵ Marín y Rubio (2001) consideran estos factores macroeconómicos dentro del contexto del comportamiento del riesgo beta. En este sentido indican que una forma de entender un modelo de valoración de activos unifactorial es interpretar que la cartera de mercado estaría capturando e internalizando en mayor o menor grado todos los riesgos sistemáticos asociados a variables de estado macroeconómicas.

4. ANÁLISIS VAR

Los modelos VAR son habitualmente utilizados para examinar los efectos de un conjunto de variables sobre otra u otras mediante los resultados obtenidos en las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción principalmente. Por ello se ha considerado como el más adecuado para dar una respuesta a nuestro propósito de determinar qué variables de mercado, macroeconómicas y/o financieras influyen en el comportamiento de la iliquidez.

El criterio que seguido en este trabajo para determinar el número de retardos adecuado en el modelo VAR ha sido el criterio de Schwarz, mientras que para definir la función de impulso-respuesta y la descomposición del error de predicción se ha optado por la ortogonalización según el criterio de Choleski, mediante el cual se asume que la primera variable en ser introducida en el sistema es la que tiene un impacto inmediato sobre el resto. Un impulso de la segunda variable en orden repercute también sobre el resto excepto sobre la primera y así hasta la última, de ahí la importancia de especificar correctamente el orden de entrada en el sistema ya que pueden verse alteradas las relaciones dinámicas resultantes de los modelos autorregresivos empleados.

No obstante, y como paso previo al desarrollo del modelo VAR, se comprobó la estacionariedad de las variables en primeras diferencias mediante los contrastes de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y Philips Perron (PP), donde se utilizaron los criterios de Schwarz y Newey-West respectivamente para determinar el número de retardos correctos.

4.1. Análisis VAR con variables de mercado

Como primer paso analizamos las relaciones dinámicas entre la iliquidez agregada del mercado (ILIQ) y otras variables de mercado frecuentemente empleadas por la evidencia empírica previa (Chordia, Sarkar y Subrahmanyam, 2003).

En este sentido son consideradas como variables de mercado: la variable RMDO que representa la rentabilidad del mercado, obtenida como la rentabilidad mensual media de los activos que forman parte de la muestra; la variable VOL, que representa la volatilidad del mercado, construida cada mes a partir de la desviación típica observada en las rentabilidades diarias de la cartera de mercado; y, por último, la variable ROT que representa el ratio agregado de rotación de los activos del mercado, construido cada mes como la media de sección cruzada entre el ratio de rotación obtenido para cada activo a partir del cociente entre el número de títulos negociados y el número de títulos admitidos a negociación.

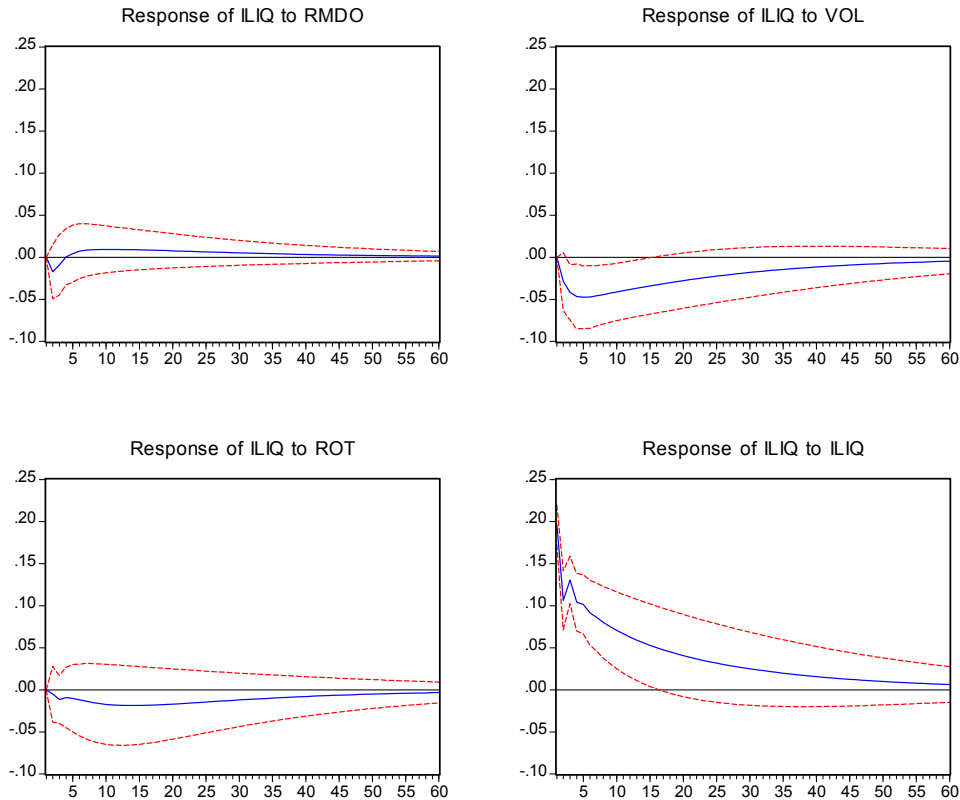
TABLA 2. ANÁLISIS VAR CON VARIABLES DE MERCADO

	RMDO	VOL	ROT	ILIQ
C	-0,142456	0,533228***	0,067020	0,173831***
RMDO(-1)	0,192084**	-0,021548***	-0,001887	-0,005191*
RMDO(-2)	-0,001948	0,000599	0,002323	-0,002721
Suma	0,190136	-0,020948**	0,000436	-0,007911**
F-Test	2,027292	5,015075	0,040503	3,678152
VOL(-1)	2,760211*	0,440099***	-0,004325	-0,067455

CITIES IN COMPETITION

VOL(-2)	-0,301332	0,054042	0,025673	-0,014633
Suma	2,458879*	0,494141***	0,021349	-0,082088**
F-Test	2,939454	24,19335	0,843648	3,433061
ROT(-1)	15,10327***	-0,217569	0,450081***	-0,055417
ROT(-2)	-21,13249***	0,605419	0,360926***	-0,008629
Suma	-6,029223	0,387849	0,811007***	-0,064046
F-Test	1,664670	1,403892	114,6792	0,196844
ILIQ(-1)	0,486516	-0,162677	-0,036513	0,507855***
ILIQ(-2)	-0,967238	0,118465	-0,003520	0,374165***
Suma	-0,480722	-0,044212	-0,040033	0,882020***
F-Test	0,078168	0,134749	2,064018	275,7583
R-squared	0,147876	0,421839	0,752881	0,826366

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



GRÁFICA 1. FUNCIÓN DE IMPULSO RESPUESTA. VARIABLES DE MERCADO

Los resultados del modelo VAR(2) realizado, que aparecen en la Tabla 2, muestran coeficientes correspondientes a cada una de las variables además de los valores de la suma de los mismos y el valor del estadístico F correspondiente a la contrastación de la hipótesis de que ambos coeficientes son igual a cero. Como se puede comprobar en todos los casos cada una de las variables dependientes está condicionada por sus propios valores retardados y en cuatro casos por otras variables. En el caso de la iliquidez, que ocupa el centro de importancia de este trabajo, existe una relación inversamente proporcional con RMDO de forma que un aumento de un 1% en la misma provoca un descenso del 0,2% en ILIQ. Existe, por otro lado, una relación de reciprocidad de influencia entre las variables RMDO y VOL a la vez que la variable ROT influye significativamente sobre RMDO.

Las Figuras del Gráfico 1 muestran las funciones de impulso respuesta que permiten identificar la duración del efecto de un impulso de una variable sobre otra comprobando si es permanente o transitorio dicho efecto.

De acuerdo con ello, y dado que consideramos que la variable RMDO condiciona al resto ésta es situada en primer lugar mientras que la variable ILIQ es situada en el último lugar con el objeto de estudiar los efectos del resto de las variables sobre la misma. Por todo ello el orden de introducción de las variables en el modelo es RMDO, VOL, ROT e ILQ.

Las funciones de impulso respuesta muestran como ILIQ responde de una forma más significativa y persistente ante sus propios impulsos que ante los del resto de variables ya que sus efectos, además de ser los únicos a los que responde de forma positiva, se prolongan durante un período aproximado de 15 meses mientras que en el resto de los casos, cuyos impulsos provocan descenso de la iliquidez, sus efectos no se prolongan más allá de los 5 meses (RMDO y VOL). Con respecto a RMDO sus reacciones son en términos generales positivas pero poco persistentes, con las excepciones de que ROT provoca una reacción inicialmente positiva que se transforma rápidamente en negativa pero no significativa e ILIQ cuya influencia se prolonga significativa durante un año aproximadamente. En cuanto a VOL sus reacciones son negativas ante los impulsos de ILIQ y RMDO y positivas ante sus propios impulsos y los de ROT que, a la vez, es la variable cuya influencia se prolonga más en el tiempo (en torno a 8 meses). El comportamiento de la variable ROT es similar ya que, igualmente, reacciona con descensos ante los impulsos de ILIQ y RMDO y con aumentos ante los movimientos de VOL y ella misma, sin embargo, es la variable de mercado más influenciada ya que los efectos de los impulsos del resto de variables se prolongan habitualmente durante un año entero.

TABLA 3. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN. VARIABLES DE MERCADO.

Variable	Periodo	RMDO	VOL	ROT	ILIQ
ILIQ	1	13,52266	0,125816	4,602085	81,74944
	3	16,30622	2,957834	5,692571	75,04337
	6	13,75437	7,267332	6,647975	72,33032
	12	11,01966	11,15446	8,920217	68,90566
	24	9,254232	13,82139	11,79544	65,12893
RMDO	1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
	3	87,03220	6,127783	6,645616	0,194405
	6	86,30566	6,264973	7,201604	0,227766
	12	85,98817	6,333190	7,448503	0,230136
	24	85,82924	6,377360	7,539620	0,253777
VOL	1	20,77525	79,22475	0,000000	0,000000
	3	33,98109	65,61406	0,102520	0,302329
	6	33,67246	63,54150	2,437133	0,348908
	12	32,16275	61,90467	5,256999	0,675588
	24	31,11578	60,85001	6,563533	1,470671
ROT	1	1,712210	14,62019	83,66760	0,000000
	3	2,365593	15,68960	81,40845	0,536351
	6	1,930038	19,43267	76,65866	1,978633

FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

12	1,512358	22,20430	70,96134	5,322006
24	1,309558	23,33688	65,78990	9,563665

La importancia de las variables de mercado en la explicación de la variación de la iliquidez y del resto de variables es examinada mediante la descomposición de la varianza del error de predicción que permite cuantificar el porcentaje de los movimientos de una variable que puede ser explicado por los de otras. Los resultados de dicha descomposición, expuestos para los horizontes temporales de 1,3,6, 12 y 24 meses, se muestran en la Tabla 3.

El porcentaje de explicación de los movimientos de cada variable durante el primer mes es similar en tres casos ya que está en torno al 80%, siendo la excepción RMDO que explica el 100% por sí misma. En el caso de ILIQ la variable RMDO explica en ese primer periodo un 13,52% alcanzando un máximo de 16,30% al cabo de tres meses tras los cuales toma el relevo en importancia la variable VOL que alcanza un máximo de explicación de los movimientos de la variable ILIQ de un 13,82% tras dos años.

En el resto de casos cabe significar la importancia de la variable RMDO en la explicación de los movimientos de VOL dado que alcanza a explicar un 33,98% de sus movimientos al cabo de tres meses y la de la propia VOL sobre la variable ROT ya que explica hasta un 23,33% tras 2 años.

4.2. Análisis VAR con variables macroeconómicas

Siguiendo el mismo análisis que en la sección anterior, realizamos un análisis VAR que permita identificar las relaciones dinámicas entre las variaciones temporales en la iliquidez agregada del mercado y diversas variables macroeconómicas. Las variables seleccionadas son tres: la variable PIND, representativa de las variaciones no anticipadas en la producción industrial, estimadas a partir de la serie correspondiente al **Índice de Producción Industrial (IPI)**; la variable INFLACION, representativa de los cambios no anticipados en la inflación, estimados a partir del Índice de Precios al Consumo (IPC); y, por último, la variable TIPOREF, representativa del tipo de referencia fijado como indicador de la política monetaria. Datos todos ellos obtenidos de los Boletines Estadísticos del Banco de España.

TABLA 4. ANÁLISIS VAR CON VARIABLES MACROECONÓMICAS

	PIND	INFLACION	TIPOREF	ILIQ
C	-0,832977	0,180654***	0,007708	-0,042992
PIND(-1)	-0,689553***	-9,66E-05	2,82E-06	-0,001539
PIND(-2)	-0,349714***	0,000677	0,000146	-0,000733
Suma	-1,039266***	0,000580	0,000148	-0,002272
F-test	52,68107	0,0600569	0,533888	1,779108
INFLACION(-1)	4,023054	0,272180***	-0,005998	-0,076625
INFLACION(-2)	13,42795**	-0,223839**	0,009005	-0,007669
Suma	17,45100***	0,048342	0,003007	-0,084294
F-test	7,387413	0,208991	0,109001	1,217934
TIPOREF(-1)	-123,1747**	2,118606**	1,074190***	1,783473**
TIPOREF(-2)	110,6984*	-1,964470**	-0,119749	-1,498894**

CITIES IN COMPETITION

Suma	-12,47630	0,154136	0,954441***	0,284579***
F-test	1,870401	1,052451	5441,230	6,876104
ILIQ(-1)	-3,674295	0,316144***	0,011140	0,475362***
ILIQ(-2)	8,940099	-0,288781**	0,014227	0,314522***
Suma	5,265804	0,027363	0,025367***	0,789884***
F-test	0,881167	0,087716	10,16521	140,0974
R-squared	0,397682	0,203253	0,993202	0,832389

Tal y como se puede observar en la Tabla 4, referente a los resultados de las estimaciones del modelo VAR(2), cuyo orden de introducción en el modelo es el que aparece en la Tabla, para el conjunto de variables macroeconómicas junto con la liquidez, la variable más importante de las analizadas es TIPOREF ya que resulta significativa para todas las ecuaciones resultantes del modelo lo que quiere decir que tanto PIND como INFLACION e ILIQ tienen condicionada su evolución a la evolución de dicha variable. De entre ellas destaca el caso de PIND donde una evolución positiva de TIPOREF provoca un descenso muy significativo en la producción industrial. Si la variable TIPOREF es la más influyente sobre el resto las variables PIND e INFLACION son las que resultan más influidas ya que la primera de ellas responde de forma significativa y positiva frente a los cambios de INFLACION y de forma negativa ante su propia evolución y la de TIPOREF la segunda, INFLACION, responde de forma positiva a los primeros retardos, y de forma negativa a los segundos, de INFLACION, TIPOREF e ILIQ. En cuanto a la variable ILIQ ésta evoluciona de forma positiva ante los aumentos de TIPOREF que es la única variable significativa en la ecuación del modelo VAR resultante.

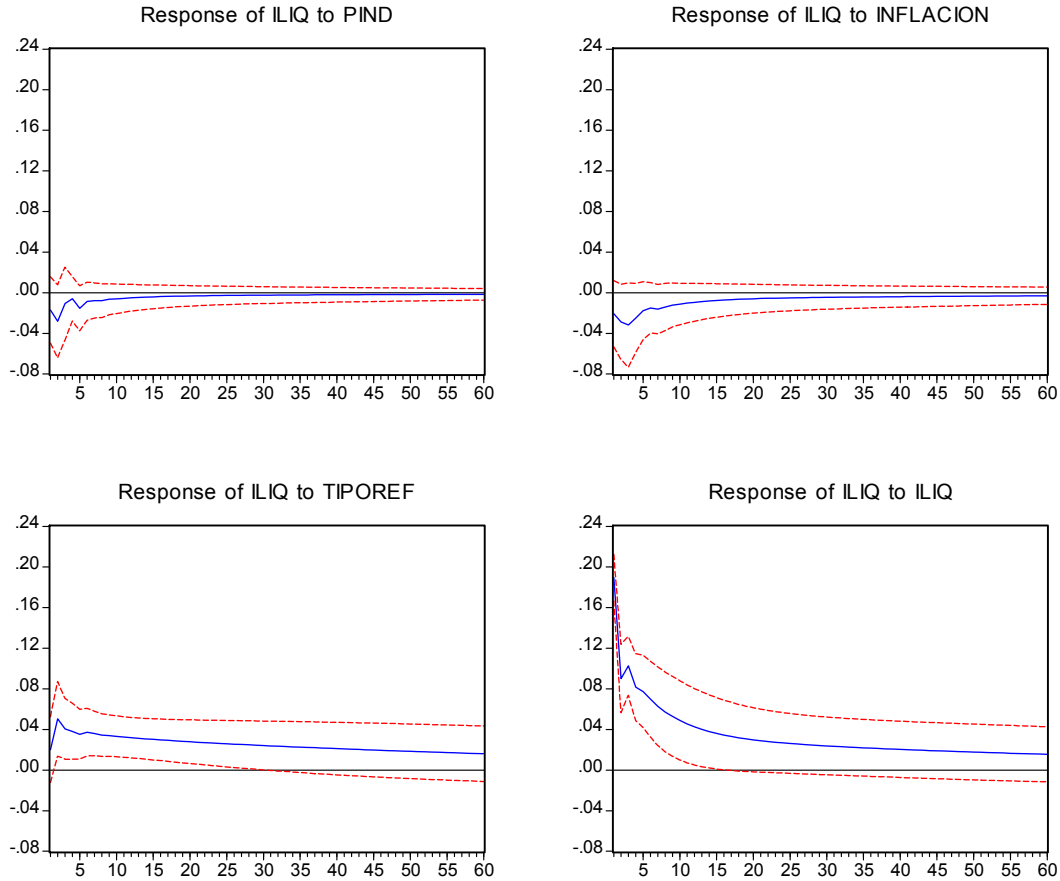
TABLA 5. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN.
VARIABLES MACROECONÓMICAS

Variable	Periodo	PIND	INFLACION	TIPOREF	ILIQ
ILIQ	1	0,775719	1,151161	1,090976	96,98214
	3	1,895117	3,604638	7,331248	87,16900
	6	1,775618	3,974364	10,12744	84,12258
	12	1,610032	3,925989	14,07669	80,38729
	24	1,438655	3,636397	19,04870	75,87625
PIND	1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
	3	93,72289	2,680294	2,686621	0,910194
	6	92,34508	3,850843	2,850316	0,953759
	12	92,33731	3,854771	2,851593	0,956324
	24	92,33685	3,854842	2,851835	0,956472
INFLACION	1	3,657090	96,34291	0,000000	0,000000
	3	3,719105	87,28981	4,778680	4,212402
	6	3,794310	87,12243	4,786092	4,297172
	12	3,783005	86,84316	4,920304	4,453535
	24	3,770416	86,51678	5,083383	4,629423
TIPOREF	1	0,059890	0,081322	99,85879	0,000000
	3	0,317506	0,091731	97,58000	2,010759
	6	0,148035	0,084727	89,56781	10,19943

FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

12	0,156521	0,432541	76,21538	23,19556
24	0,259785	0,921164	64,84770	33,97135

Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



GRÁFICA 2. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA. VARIABLES MACROECONÓMICAS

Los resultados más significativos de la Tabla 5, donde se exponen los resultados de la descomposición de la varianza del error de predicción, corresponden a la relación entre las variables TIPOREF e ILIQ. Esta influencia se observa en el porcentaje de las variaciones de ILIQ que es explicado por TIPOREF que alcanza el 19,04% en el horizonte temporal de los 24 meses, a la vez que ILIQ también condiciona la evolución de TIPOREF dado que consigue explicar, en el mismo horizonte temporal, hasta un 33,97%.

Dicha relación se confirma a la vista de los resultados de la Función de Impulso-Respuesta¹⁴⁶ que aparecen en el Gráfico dado que, como se puede apreciar, la influencia de las variables PIND e INFLACION es muy poco significativa mientras que la influencia de TIPOREF y la propia ILIQ es más significativa y persistente en el tiempo.

4.3. Análisis VAR con variables financieras

Por último, realizamos un nuevo grupo de análisis en el que se estudian las relaciones dinámicas entre las variaciones temporales en la iliquidez agregada del mercado y diversas variables relacionadas con la evolución de los tipos de interés y el mercado de renta fija. Estas variables, como se puso de manifiesto en el apartado anterior son tres. En primer lugar hemos considerado la variable TIPOCP, representativa de la tasa de interés a corto plazo observada en el mercado secundario de Deuda Pública. La segunda variable considerada es la denominada TERM y que representa el diferencial entre tipos a diez y dos años. Por último, hemos generado la variable CRED, representativa del diferencial entre los tipos de la deuda corporativa y la deuda pública.

Del conjunto de relaciones derivadas de las ecuaciones resultantes del modelo VAR(2), cuyo orden de introducción en el modelo es el que aparece en la Tabla 6, para el conjunto de variables financieras junto con la iliquidez se puede extraer como conclusión más destacada el hecho de que cada variable resulta influenciada por sus propios retardos, salvo en el caso de CRED, y en casos contados (CRED, su segundo retardo, e ILIQ sobre TIPOCP; TERM sobre CRED y ésta última sobre ILIQ) por los de otras variables.

TABLA 6. ANÁLISIS VAR CON VARIABLES FINANCIERAS

	TIPOCP	TERM	CRED	ILIQ
C	-0,014853*	0,019443**	0,033036***	0,057341
TIPOCP(-1)	1,383498***	-0,146184	-0,086453	1,450515
TIPOCP(-2)	-0,403049***	0,130565	0,057278	-1,300845
Suma	0,980449***	-0,015619	-0,029175***	0,149670
F-test	7525,306	1,533573	14,34839	1,508571
TERM(-1)	0,078957	1,017322***	-0,143421**	-0,054947
TERM(-2)	0,043412	-0,119781	-0,002615	-0,518509
Suma	0,122368***	0,897541***	-0,146035***	-0,573457
F-test	8,824283	381,2137	27,06213	1,667104
CRED(-1)	0,003806	-0,092382	0,052860	-2,425073*
CRED(-2)	0,222366*	-0,069876	0,117894	1,813090
Suma	0,226172	-0,162258	0,170754	-0,611983
F-test	2,132546	0,881356	2,617404	0,134314
ILIQ(-1)	0,015272*	0,003030	0,013818**	0,510093***
ILIQ(-2)	-0,000155	0,003306	0,017112***	0,303488***
Suma	0,015117**	0,006336	0,030930***	0,813581***

¹⁴⁶ Sólo se exponen los resultados correspondientes a la variable ILIQ el resto queda a disposición de los lectores.

FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

F-test	3,583381	0,505454	32,30346	89,28883
R-squared	0,995813	0,926682	0,713822	0,829495

Este hecho se refleja en los resultados de la Descomposición de la Varianza del Error de Predicción donde el porcentaje de explicación de cada variable por sus propios movimientos permanece en unos niveles altos hasta un horizonte temporal de 6 meses (mínimo de 72,09% de ILIQ y máximo de 82,36% de TIPOCP) momento a partir del cual comienzan a ser influidas las variables por los movimientos del resto, especialmente por los de TIPOCP, que alcanza a explicar un 19,63% de los movimientos de CRED y un 33,86% de los movimientos de ILIQ, evidenciándose con estos resultados la posibilidad de que exista no una relación a corto pero sí a largo plazo (cointegración) entre las variables que conforman el modelo.

GRÁFICA 3. FUNCIÓN IMPULSO RESPUESTA. VARIABLES FINANCIERAS

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

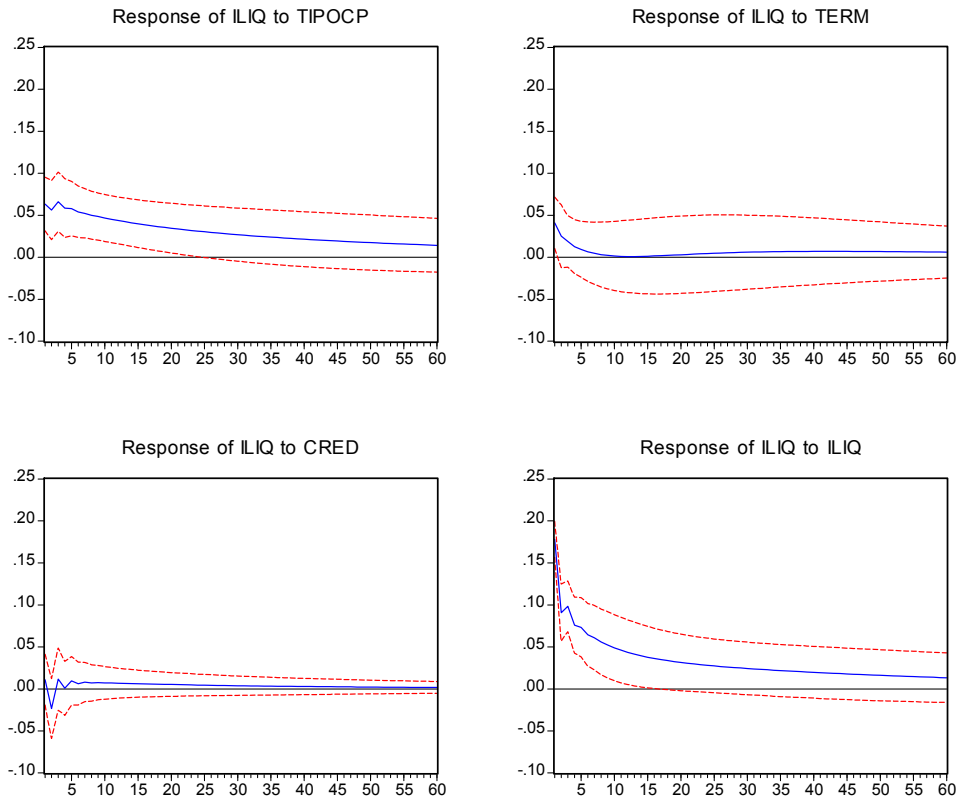


TABLA 7. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN. VARIABLES FINANCIERAS

Variables	Periodo	TIPOCP	TERM	CRED	ILIQ
ILIQ	1	10,68959	4,473296	0,328242	84,50887
	3	17,83895	4,126479	1,250578	76,78399
	6	23,57844	3,277442	1,044454	72,09967
	12	29,11200	2,490690	1,044501	67,35281
	24	33,86341	2,049387	1,084254	63,00295
TIPOCP	1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
	3	96,02031	1,764108	0,350589	1,864997
	6	82,36830	8,179489	0,969780	8,482434
	12	62,58757	15,92092	0,798633	20,69287
	24	51,61815	18,04178	0,609647	29,73043
TERM	1	7,130254	92,86975	0,000000	0,000000
	3	12,93547	86,56713	0,426058	0,071336
	6	16,78848	81,94517	1,175987	0,090362
	12	21,51481	75,60290	1,630346	1,251944
	24	26,45476	67,09959	1,778808	4,666833
CRED	1	0,718629	3,160307	96,12106	0,000000
	3	2,629298	8,399954	76,90886	12,06189
	6	9,232521	15,00061	57,73067	18,03620
	12	15,47032	20,45103	44,64028	19,43837
	24	19,63824	21,65561	38,44931	20,25683

Finalmente la Función de Impulso-Respuesta¹⁴⁷ corrobora los resultados del Modelo VAR(2) de la Tabla 7 dado que, como se puede comprobar en el Gráfico 2, la respuesta de ILIQ ante los shocks del resto de variables es imperceptible, salvo en el caso de TIPOCP y la propia ILIQ cuya persistencia se prolonga por un período aproximado de 25 y 15 meses respectivamente.

5. CONCLUSIONES

El objetivo central de este estudio ha consistido en analizar las relaciones dinámicas entre el componente sistemático de la iliquidez de los activos y diversas variables macroeconómicas, financieras y de mercado. A diferencia de otros estudios precedentes, centrados en el análisis de los efectos de la iliquidez del mercado en las rentabilidades bursátiles, con este estudio profundizamos en la determinación de las posibles causas económicas responsables de comportamiento dinámico en el componente sistemático de la iliquidez de los activos cotizados en el mercado bursátil español en el periodo 1992-2003. En este sentido hemos obtenido resultados similares a los detectados previamente por otros estudios para el mercado norteamericano realizados por Chordia, Roll y Subrahmanyam (2001), Chordia, Sarkar y Subrahmanyam (2003) y Fujimoto (2003).

¹⁴⁷ Sólo se exponen los resultados correspondientes a la variable ILIQ el resto queda a disposición de los lectores.

A la vista de los datos obtenidos en los modelos VAR realizados las variaciones temporales en la iliquidez agregada del mercado dependen directamente de las variaciones experimentadas por la rentabilidad del mercado, el tipo de interés de referencia fijado como medida de la política monetaria y de las variaciones en el diferencial entre deuda corporativa y deuda pública representado en la variable credit quality spread. También podemos destacar una relación indirecta entre la iliquidez agregada del mercado y la variabilidad en la estructura temporal de los tipos de interés o term spread, dada la influencia de esta última variable sobre la anteriormente mencionada credit quality spread. Por último, consideramos que los resultados obtenidos subrayan la importancia de la evolución de la economía para explicar las variaciones sistemáticas en la iliquidez de los activos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acharya, V. y L. Pedersen (2003): "Asset Pricing with Liquidity Risk", working paper. London Business School.
- Amihud, Y. (2002): "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects", *Journal of Financial Markets* 5, pp. 31-56.
- Amihud, Y. y H. Mendelson (1986): "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread", *Journal of Financial Economics* 17, pp. 223-249.
- Bali, T.; N. Cakici; X. Yan y Z. Zhang (2004): "Does Idiosyncratic Risk Really Matter?", *Journal of Finance*, forthcoming.
- Barrio, E. del (2003): "Factores explicativos de los tipos de interés de mercado: Análisis del caso español", Tesina CEMFI nº 0305.
- Brennan, M.; T. Chordia y A. Subrahmanyam (1998): "Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 49, pp. 345-373.
- Brennan, M. y A. Subrahmanyam (1996): "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 41, pp. 441-464.
- Chordia, T., R. Roll y A. Subrahmanyam (2000): "Commonality in Liquidity", *Journal of Financial Economics* 56, pp. 3-28.
- Chordia, T., R. Roll y A. Subrahmanyam (2001): "Market Liquidity and Trading Activity", *Journal of Finance* 56, pp. 501-530.
- Chordia, T.; A. Sarkar y A. Subrahmanyam (2003): "An Empirical Análisis of Stock and Bond Market Liquidity", working paper. Federal Reserve Bank of New York.
- Datar, V.; N. Narayan y R. Radcliffe (1998): "Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test", *Journal of Financial Markets* 1, pp. 203-219.
- Easley, D.; S. Hvidkjaer y M. O'Hara (2002): "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?", *Journal of Finance* 57, pp. 2185-2221.
- Eleswarapu, V. y M. Reinganum (1993): "The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing", *Journal of Financial Economics* 34, pp. 373-386.
- Fujimoto, A. (2003): "Macroeconomic Sources of Systematic Liquidity", working paper. Yale University.
- Gibson, R. y N. Mougeot (2004): "The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market", *Journal of Banking and Finance* 28, pp. 157-178.
- Gómez Sala, J.C. (2001), "Rentabilidad y liquidez alrededor de la fecha de desdoblamiento de las acciones", *Investigaciones Económicas* 25, pp. 171-202.
- Goyal, A. y P. Santa-Clara (2003): "Idiosyncratic risk matters!", *Journal of Finance* 58, pp. 975-1008.
- Hasbrouck, J. y D. Seppi (2001): "Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity", *Journal of Financial Economics* 59, pp. 383-411.
- Huberman, G. y D. Halka (2001): "Systematic Liquidity", *Journal of Financial Research* 24, pp. 161-178.
- Kyle, A. (1985): "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica* 53, pp. 1315-1336.
- Marín, J.M. y G. Rubio (2001): *Economía Financiera*, Ed. Bosch, Barcelona.
- Martínez, M.A.; B. Nieto; G. Rubio y M. Tapia (2004): "Asset Pricing and Systematic Liquidity Risk: An empirical investigation of the Spanish Stock Market", *International Review of Economics and Finance*, forthcoming.
- Menéndez, S. y S. Gómez-Ansón (2003), "Stock splits: motivations and valuation effects in the Spanish market", *Investigaciones Económicas* 27, pp. 459-490.
- Nieto, B. (2004): "Evaluating multi-beta pricing models: an empirical analysis with Spanish market data", *Revista de Economía Financiera* 2, pp. 80-108.
- Pastor, L. y R. Stambaugh (2003): "Liquidity risk and expected stock returns", *Journal of Political Economy* 109, pp. 104-129.
- Sadka, R. (2003): "Liquidity Risk and Asset Pricing", working paper. Northwestern University.