VALORACIÓN DE ACTIVOS CON RIESGO DE LIQUIDEZ EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

José Luis Miralles Marcelo

María del Mar Miralles Quirós

Departamento de Economía Financiera y Contabilidad

Universidad de Extremadura

Av. Elvas s/n 06071 Badajoz

Teléfono: 924 28 95 10

Fax: 924 27 25 09

jlmiralles@unex.es

marmiralles@unex.es

VALORACIÓN DE ACTIVOS CON RIESGO DE LIQUIDEZ EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

RESUMEN

El objetivo del presente estudio consiste en la estimación y contraste de un modelo de valoración ajustado a la liquidez que recoge la relación de la rentabilidad esperada de un activo con la rentabilidad del mercado, su coste de iliquidez específico, así como la iliquidez del mercado. Este análisis permite incrementar la evidencia empírica para el mercado de valores español en relación a los efectos que el nivel de iliquidez, tanto individual como agregado, produce sobre la rentabilidad esperada de los títulos.

PALABRAS CLAVE

Riesgo sistemático, iliquidez del mercado, coste de iliquidez.

VALORACIÓN DE ACTIVOS CON RIESGO DE LIQUIDEZ EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

1. INTRODUCCIÓN

La relación liquidez-valoración de activos se basa en considerar que los agentes racionales que paguen una mayor prima por liquidez, es decir compren activos más ilíquidos, exigirán un mayor rendimiento esperado a dicho activo, ya que suponemos que la falta de liquidez es un riesgo adicional.

Amihud y Mendelson (1986) fueron los primeros en formalizar la importante relación entre la microestructura del mercado y la valoración de activos. Emplearon la horquilla de precios como medida de liquidez y contrastaron la relación entre las rentabilidades bursátiles y la liquidez encontrando evidencia consistente con la noción de prima por liquidez. Sin embargo, la evidencia empírica posterior obtenida para el mercado norteamericano presenta resultados mixtos. Eleswarapu y Reinganum (1993) analizan dicha relación, ampliando el periodo muestral 10 años más, y encuentran que la relación entre la horquilla de precios y las rentabilidades bursátiles está concentrada en el mes de enero. Posteriormente, Brennan y Subrahmanyam (1996) realizan un nuevo análisis y dividen el coste de transacción en un componente variable y un componente fijo, no encontrando evidencia de estacionalidad en la prima por liquidez y observando una débil evidencia a favor del modelo de Amihud y Mendelson (1986).

En relación con la evidencia empírica previa para el mercado de valores español cabe destacar los trabajos de Tapia (1997), Rubio y Tapia (1998) y Blanco (1999), basados en el empleo de la horquilla de precios y profundidad como aproximación a la liquidez. El primero de ellos analiza la estacionalidad de la prima por liquidez de 70 activos de la bolsa española para el periodo 1990-1994 teniendo en cuenta la influencia de la contratación por motivos fiscales. Entre los resultados obtenidos destaca la existencia de un comportamiento diferencial en la prima por liquidez, pero no en los activos con mayor probabilidad de contratación por motivos impositivos. Adicionalmente, al incluir la variable tamaño, los resultados se vuelven más débiles. Rubio y Tapia (1998), empleando una metodología de estudio similar a la de Brennan y Subrahmanyam (1996), proporcionan evidencia adicional de la relación entre la horquilla de precios y las rentabilidades bursátiles, analizando también un posible comportamiento estacional. Los resultados proporcionan una prima por liquidez positiva en

enero, aunque no estadísticamente significativa. No obstante, el estudio más completo realizado para el mercado español sobre la horquilla de precios se debe a Blanco (1999), centrado en el análisis de la influencia que tienen las variaciones mínimas de precios sobre la horquilla, argumentando que ésta subestima los movimientos tanto temporales como de sección cruzada de la liquidez.

Esta situación de ausencia de resultados concluyentes, como señala Tapia (1999), ha conducido a las nuevas investigaciones a centrarse en la búsqueda de medidas alternativas que permitan aproximarnos al concepto de liquidez empleado por los inversores en sus decisiones financieras[1]. En este sentido, un elevado número de trabajos se han centrado en el empleo de medidas de liquidez basadas en la actividad negociadora, tales como el volumen de negociación (Brennan, Chordia y Subrahamanyam, 1998), rotación de activos, (Datar, Naik y Radcliffe, 1998) o ratio de iliquidez (Amihud, 2002), que permiten la obtención de una serie temporal de observaciones más amplia[2], aportando una mayor robustez a los resultados empíricos obtenidos.

Por otro lado, también debemos destacar los trabajos de Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2002), Pastor y Stambaugh (2003) y Gibson y Mougeot (2003), que analizan la implicación de un factor de riesgo de liquidez sistemático en la valoración de activos, basados principalmente en las aportaciones de Chordia, Roll y Subrahamanyam (2000) en relación a que fluctuaciones en varias medidas de liquidez están significativamente correlacionadas entre los activos, así como a las de Lo y Wang (2000) y Hasbrouck y Seppi (2001) que analizan empíricamente la naturaleza sistemática de la liquidez del mercado.

Siguiendo estas dos vertientes actuales de investigación expuestas, el objetivo central de nuestro estudio consiste en aplicar, para el mercado de valores español, un modelo de valoración de activos ajustado a la liquidez, propuesto inicialmente por Acharya y Pedersen (2003) para el mercado norteamericano, que recoge los efectos que produce sobre la rentabilidad esperada de los títulos no sólo la rentabilidad del mercado sino también su propio coste de iliquidez así como la iliquidez relativa del mercado. Para ello aplicamos una medida de liquidez, alternativa a la horquilla de precios, basada en la actividad negociadora de los activos individuales. Esta medida es el ratio de iliquidez propuesto inicialmente por Amihud (2002) para el mercado norteamericano. Definimos el ratio de iliquidez como la variación en

[1] Véase Aitken y Comerton-Forde (2003), que se centra en el análisis de diferentes medidas de liquidez.

[2] Ya que la disponibilidad de la base de datos requerida es mayor que si empleamos las medidas basadas en la microestructura del mercado.

el precio de un activo que produce una unidad monetaria negociada. Las ventajas de utilizar esta medida de liquidez son dos básicamente. Por un lado, tiene un fuerte atractivo teórico. Por otro lado, los datos necesarios para calcular el nivel de iliquidez son relativamente sencillos de obtener para largas series temporales, alcanzando en nuestro caso los 15 años de estudio, comprendidos entre 1988 y 2002. Esto nos permite capturar mes a mes la variación en la liquidez de los títulos y permite examinar el efecto de la liquidez en la valoración de los mismos.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección segunda presentamos el fundamento teórico que justifica la aplicación empírica del modelo de valoración de activos ajustado a la liquidez. La sección tercera recoge los pasos seguidos para la estimación y contrastación del modelo de valoración propuesto. En la sección quinta presentamos los resultados obtenidos del análisis empírico efectuado y finalmente, en una sexta sección, presentamos las conclusiones derivadas del conjunto del trabajo.

2. MODELO DE VALORACIÓN AJUSTADO A LA LIQUIDEZ

El objetivo del presente estudio consiste en analizar cómo la rentabilidad esperada de un activo,

$$r_{it} = \frac{D_{it} + P_{it}}{P_{it-1}} \tag{1}$$

depende de su coste de iliquidez relativo,

$$c_{it} = \frac{C_{it}}{P_{it-1}} \tag{2}$$

así como de la rentabilidad del mercado,

$$r_{mt} = \frac{\sum_{i=1}^{N} S_i \left(D_{it} + P_{it} \right)}{\sum_{i=1}^{N} S_i P_{it-1}} \tag{3}$$

y de la iliquidez relativa del mercado,

$$c_{mt} = \frac{\sum_{i=1}^{N} S_i C_{it}}{\sum_{i=1}^{N} S_i P_{it-1}} \tag{4}$$

donde S_i representa el total de acciones del activo *i*, D_{it} representa el dividendo pagado por el activo *i* en el periodo *t*, P_{it} es el precio ex dividendo del activo *i* en el periodo *t* y, por último, C_{it} es el coste de iliquidez del activo *i* en el periodo *t*.

En base a estas variables consideramos que, en equilibrio, el exceso de rentabilidad esperada condicional del activo *i* puede expresarse como (5),

$$\begin{aligned} E_{t-1}\left(r_{it} - r_f\right) = {} & E_{t-1}\left(c_{it}\right) + \lambda_{t-1}\,\mathrm{cov}_{t-1}\left(r_{it}; r_{mt}\right) \\ & + \lambda_{t-1}\,\mathrm{cov}_{t-1}\left(c_{it}; c_{mt}\right) \\ & - \lambda_{t-1}\,\mathrm{cov}_{t-1}\left(r_{it}; c_{mt}\right) \\ & - \lambda_{t-1}\,\mathrm{cov}_{t-1}\left(c_{it}; r_{mt}\right) \end{aligned} \tag{5}$$

La ecuación (5) establece que el exceso de rentabilidad exigida a un activo financiero depende del coste de iliquidez relativo esperado $E\left(c_{it}\right)$ y de cuatro covarianzas representativas del premio por riesgo. Como en el CAPM estándar, la rentabilidad exigida a un activo se incrementa linealmente con la covarianza entre la rentabilidad de los activos y la rentabilidad del mercado. Sin embargo, en el modelo propuesto tenemos en cuenta tres efectos adicionales.

El primero de esos efectos adicionales es que la rentabilidad de un activo financiero se incrementa con la covarianza entre la iliquidez de los activos y la iliquidez del mercado. Esto es debido a que los inversores quieren ser compensados por tener en su cartera de inversión un activo que se convierte en ilíquido (esto es, tiene un alto coste de iliquidez) cuando el mercado en general es ilíquido o pasa por una fase de falta de liquidez. La significatividad empírica potencial de esta implicación en la valoración procede de la presencia de un factor común en la liquidez variable en el tiempo, documentado por Chordia, Roll y Subrahmanyam (2000) para el mercado norteamericano, así como por Hasbrouck y Seppi (2001). Estos artículos encuentran que la mayoría de la iliquidez en los activos está positivamente relacionada con la iliquidez del mercado, así que la rentabilidad exigida debería ser incrementada por el efecto de un comportamiento común en la liquidez. Los inversores requerirán un premio de rentabilidad a aquellos activos con una covarianza positiva entre iliquidez individual y la del mercado, ya que ante la alternativa de mantener en su cartera un

activo que se convierte en ilíquido, es decir, tiene un alto coste de iliquidez, preferirá invertir en otro activo similar, a un coste más bajo, si la liquidez de ese activo no tiene un movimiento común con la liquidez del mercado.

El segundo efecto adicional considerado en la rentabilidad esperada es el debido a la covarianza entre la rentabilidad de un activo y la liquidez del mercado. Esta covarianza afecta a la rentabilidad de un activo en sentido negativo porque los inversores pagan un premio por un activo con elevada rentabilidad en momentos de iliquidez del mercado. Pastor y Stambaugh (2001) proporcionan evidencia empírica para el mercado norteamericano en relación a este efecto.

El tercer y último efecto adicional considerado en la rentabilidad exigida a los títulos es el debido a la covarianza entre la iliquidez del activo y la rentabilidad del mercado. Este efecto está basado en que los inversores aceptan una rentabilidad esperada más baja en un activo que es líquido cuando el mercado proporciona una reducida rentabilidad, porque pueda estar pasando por un periodo de tendencia bajista. En estos casos, la habilidad para vender rápidamente y a un reducido coste tiene un mayor valor. Por tanto, un inversor será complaciente al aceptar una rentabilidad descontada en un activo con un coste de iliquidez bajo en momentos en que la rentabilidad del mercado es reducida.

Analizamos de este modo distintos efectos de la iliquidez en la valoración de activos. No obstante, el modelo ajustado a la liquidez propuesto inicialmente incluye un único premio por riesgo. En este sentido, hay que matizar que los efectos de liquidez adicional incluidos en el modelo también sugieren que el tamaño del premio por riesgo no sea necesariamente el mismo para las covarianzas consideradas. Es por ello que, en el apartado empírico del trabajo, también consideramos una relación generalizada del modelo.

Si consideramos además una de las propiedades de las covarianzas para dos variables aleatorias X e Y,

$$E\left[\mathrm{cov}_t\left(X,Y\right)\right]=\mathrm{cov}\left[X-E_t\left(X\right);Y\right]=\mathrm{cov}\left[X-E_t\left(X\right);Y-E_t\left(Y\right)\right] \tag{6}$$

tenemos que el modelo de valoración ajustado a la liquidez propuesto inicialmente por Acharya y Pedersen (2003) y analizado en este trabajo para el mercado bursátil español es el que presentamos en la ecuación (7),

$$E\left(r_{it}-r_{ft}\right)=E\left(c_{it}\right)+\lambda\beta_{1i}+\lambda\beta_{2i}-\lambda\beta_{3i}-\lambda\beta_{4i} \tag{7}$$

donde,

$$\beta_{1i} = \text{cov}\left(r_{it} ; r_{mt} - E_{t-1}(r_{mt}) \right)$$

$$\beta_{2i} = \text{cov}\left(c_{it} - E_{t-1}(c_{it}); c_{mt} - E_{t-1}(c_{mt}) \right) \quad (8)$$

$$\beta_{3i} = \text{cov}\left(r_{it} ; c_{mt} - E_{t-1}(c_{mt}) \right)$$

$$\beta_{4i} = \text{cov}\left(c_{it} - E_{t-1}(c_{it}); r_{mt} - E_{t-1}(r_{mt}) \right)$$

en el que se analizan las innovaciones en la iliquidez y en la rentabilidad. Este modelo muestra interesantes implicaciones en la valoración de movimientos comunes entre la rentabilidad y la liquidez tanto del mercado como de los activos individuales. Trabajos empíricos realizados para el mercado norteamericano han documentado que algunas de estas interacciones son significativas (Chordia, Roll y Subrahmanyam, 2000; Hasbrouck y Seppi, 2001) e incluidas en el precio (Amihud, 2002 y Pastor y Stambaugh, 2003).

3. METODOLOGÍA EMPÍRICA

En este apartado explicamos los pasos seguidos para la estimación y contrastación del modelo de valoración de activos ajustado a la liquidez propuesto en la ecuación (7). Pasos que podemos resumir en:

1. Estimación, para cada mes, de una medida de iliquidez para cada activo individual, c_{it}, en base a la metodología propuesta por Amihud (2002) y Acharya y Pedersen (2003) para el mercado norteamericano.
2. Construcción de una cartera de mercado y de 10 carteras basadas en la iliquidez de los títulos. En base al valor alcanzado por esta característica al final del año anterior, agrupamos a los activos financieros, calculando posteriormente la rentabilidad e iliquidez con periodicidad mensual de las carteras construidas.
3. Estimación de las innovaciones en la iliquidez de la cartera de mercado así como del resto de carteras construidas.
4. Estimación de los coeficientes beta o covarianzas que analizan el riesgo de liquidez de los activos financieros, mediante el contraste de sección cruzada del modelo ajustado a la liquidez propuesto y aplicando el procedimiento en dos etapas de Fama y MacBeth (1973).

3.1. BASE DE DATOS

La base de datos empleada en este estudio está compuesta inicialmente 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 1988 y diciembre de 2002. Esta base de datos diaria es empleada para calcular mensualmente el ratio de iliquidez correspondiente a cada activo.

La muestra está compuesta por un total de 172 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. La rentabilidad del mercado ha sido obtenida como la rentabilidad media de los activos de la muestra, y la tasa de rentabilidad mensual de las Letras del Tesoro observada en el mercado secundario es empleada como rentabilidad libre de riesgo.

También se dispone del número de títulos admitidos a cotización para cada empresa al final de cada año, lo que nos permite calcular el nivel de capitalización bursátil multiplicando por el precio de cierre correspondiente al último día de negociación.

3.2. LA MEDIDA DE LA ILIQUIDEZ

La liquidez es un concepto muy amplio que generalmente denota la habilidad para negociar grandes cantidades rápidamente, con un bajo coste y sin variaciones en el precio (Pastor y Stambaugh, 2003). Esto implica que la liquidez no sea una variable directamente observable. Existen, sin embargo, numerosas medidas aproximadas de la liquidez. Algunas de ellas, como la horquilla de precios, basada en datos sobre la microestructura del mercado, no están disponibles para un amplio periodo de tiempo, como sería deseable para analizar sus efectos en la esperanza de rentabilidad de los títulos. Es por ello que uno de los ejes centrales de la investigación financiera actual en el ámbito del efecto de la liquidez en la valoración de activos está caracterizado por la obtención de medidas de liquidez alternativas que permitan captar el concepto de liquidez entendido por los inversores y obtener una amplia serie temporal de observaciones que proporcione una mayor robustez a los análisis empíricos efectuados. Siguiendo los estudios previos realizados para el mercado norteamericano por

Amihud (2002) y Acharya y Pedersen (2003), aplicamos en nuestro trabajo empírico como medida de aproximación a la liquidez el conocido como "ratio de iliquidez" de los activos individuales que representa la variación en el precio que produce una unidad monetaria negociada.

El ratio de iliquidez de un activo *i* en el mes *t*[3] puede ser calculada en base a la expresión (9),

$$ILIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \cdot \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{|R_{itd}|}{V_{itd}} \tag{9}$$

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.

El ratio de iliquidez es aplicado, para cada mes de la muestra, a los activos que cumplan una serie de criterios[4] con el objetivo de evitar añadir ruido a las estimaciones a efectuar. El primer criterio establecido implica que los activos hayan sido objeto de negociación un mínimo de 15 días durante el mes objeto de estudio, siendo la rentabilidad mensual obtenida distinta de cero. El segundo criterio, en cambio, implica que el precio de los mismos no sea inferior a 5 unidades monetarias, ya que las rentabilidades de los activos de bajo precio están enormemente afectadas por el tick mínimo de precios. Por último, y con el objetivo de

[3] A pesar de que fue Amihud (2002) quien aportó esta medida, aplicamos para nuestro estudio la propuesta por Acharya y Pedersen (2003) en base a su cálculo mensual.

[4] Siguiendo a Amihud (2002) y Acharya y Pedersen (2003).

asegurarnos que nuestros resultados no se ven afectados por la existencia de observaciones *outliers*, eliminamos de la muestra aquellas observaciones cuya estimación $ILIQ_{it}$ sea superior o inferior a una cola de un 1% de la distribución total de estimaciones para ese periodo.

3.3. LA CONSTRUCCIÓN DE CARTERAS

Construimos una cartera de mercado para cada mes *t* incluyendo todos los activos que forman parte de la muestra y que han superado los criterios de selección presentados en el apartado anterior.

Construimos también 10 carteras de iliquidez para cada año durante el periodo 1988-2002. Calculamos la iliquidez anual para cada activo como la media a lo largo de todo el año anterior de la iliquidez diaria. Esta media anual es calculada análogamente al cálculo de iliquidez mensual de la ecuación (9). Los activos son clasificados en 10 carteras en función de su nivel de iliquidez correspondiente al año previo.

Para cada cartera *p*, calculamos su rentabilidad en el mes *t* como,

$$r_{pt} = \sum_{i\,en\,p} w_{ipt} r_{it} \tag{10}$$

donde w_{ipt} representa el peso específico de cada título *i* en la cartera *p* durante el mes *t* basado en el nivel de capitalización bursátil del activo.

Del mismo modo, calculamos la iliquidez de la cartera *p* como,

$$ILIQ_{pt} = \sum_{i\,en\,p} w_{ipt} ILIQ_{it} \tag{11}$$

donde, al igual que antes, w_{ipt} representa el peso específico de cada título *i* en la cartera *p* durante el mes *t*.

En relación a la rentabilidad e iliquidez del mercado, estimamos y contrastamos el modelo propuesto con medidas equiponderadas para la cartera del mercado. Entre las razones que nos han llevado a tomar esta decisión destacamos que son diversos los estudios, entre ellos los de Chordia, Roll y Subrahmanyam (2000) y Amihud (2002), que se centran en medidas equiponderadas. Adicionalmente, consideramos que el cálculo de la rentabilidad e

iliquidez del mercado como medidas equiponderadas es una manera de compensar una posible representación excesiva en la muestra de activos con gran liquidez y tamaño.

3.4. INNOVACIONES EN LA ILIQUIDEZ

Como se explica previamente, nos centramos en las innovaciones en la iliquidez, $c_{pt} - E_{t-1}(c_{pt})$, para el cálculo de las betas por liquidez, siguiendo a Amihud (2002) y Acharya y Pedersen (2003).

Las innovaciones mensuales en la iliquidez de las carteras y del mercado son calculadas usando un modelo autorregresivo de segundo orden como (12),

$$ILIQ_{pt} \cdot P_{mt-1} = a_0 + a_1 ILIQ_{pt-1} \cdot P_{mt-1} + a_2 ILIQ_{pt-2} \cdot P_{mt-1} + u_t \qquad (12)$$

La medida de iliquidez empleada representa un determinado nivel de iliquidez en porcentaje por unidad monetaria. Para ajustar por este motivo, Acharya y Pedersen (2003) proponen escalar la medida de iliquidez en función del índice del mercado en el mes anterior, P_{mt-1}, calculado como el ratio de la capitalización de la cartera de mercado al final del mes *t*-1 y de la cartera de mercado a principios de 1988. Empleamos los mismos datos del índice de mercado, P_{mt-1}, en todos los términos de la regresión para asegurarnos de que estamos midiendo exclusivamente las innovaciones en la iliquidez y no cambios en el índice de mercado.

Los residuos, u_t, de esta regresión son interpretados como las innovaciones en la liquidez estandarizadas,

$$c_{pt} - E_{t-1}(c_{pt}) = u_t \qquad (13)$$

Con esta nueva variable podemos proceder al cálculo de las covarianzas propuestas anteriormente usando todas las rentabilidades mensuales y observaciones de iliquidez pasadas para las carteras construidas y la cartera de mercado y así medir su efecto sobre la rentabilidad esperada de los títulos.

Las innovaciones mensuales en la rentabilidad de la cartera de mercado son también calculadas empleando un modelo autorregresivo de segundo orden para la serie de rentabilidad del mercado.

3.5. EFECTOS DEL RIESGO DE LIQUIDEZ EN LAS RENTABILIDADES

A partir del cálculo de las cuatro covarianzas consideradas así como del coste de iliquidez esperado para cada cartera, estimamos el modelo de valoración ajustado a la liquidez propuesto empleando la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973). Para cada mes durante el periodo 1990-2002, realizamos una regresión de sección cruzada del exceso de rentabilidad de las 10 carteras construidas, siendo las variables explicativas las características de las carteras. Los coeficientes estimados son el valor promedio obtenido a lo largo de los meses de estudio.

Consideramos en primer lugar un modelo de valoración ajustado a la liquidez con un único premio por riesgo en función de las distintas covarianzas consideradas. De este modo, definimos el coeficiente "beta neto" como (14),

$$\beta_{net,p} = \beta_{1p} + \beta_{2p} - \beta_{3p} - \beta_{4p} \tag{14}$$

Con esta especificación, el modelo de valoración ajustado a la liquidez se convierte en (15),

$$E\left(r_{it} - r_{ft}\right) = \alpha + k \cdot E\left(c_{it}\right) + \lambda\beta_{net,p} \tag{15}$$

donde tenemos un intercepto α en la estimación, aunque el modelo implica que dicho intercepto es igual a cero. Por otro lado, el coeficiente *k* ajusta por la diferencia entre el periodo mensual usado en la estimación y el habitual periodo de inversión. Concretamente, *k* representa el ratio entre el periodo de estimación mensual y el habitual periodo de inversión. Si el periodo de estimación es igual al periodo de inversión, la estimación del modelo implica que $k = 1$. Si el periodo de estimación es *k* veces el periodo de inversión, entonces tenemos que considerar que $E\left(r_{it} - r_{ft}\right)$ es *k* veces la esperanza de rentabilidad del periodo de inversión y $\beta_{net,p}$ es *k* veces el coeficiente beta neto del periodo de inversión.

Como indicábamos anteriormente, también estimamos el modelo (16),

$$E\left(r_{it} - r_{ft}\right) = \alpha + k \cdot E\left(c_{it}\right) + \lambda_1\beta_{1p} + \lambda_2\beta_{2p} - \lambda_3\beta_{3p} - \lambda_4\beta_{4p} \tag{16}$$

que representa una expresión generalizada del modelo inicial, permitiendo que los coeficientes de premio por riesgo asociado a cada covarianza sea diferente. Esta nueva especificación se realiza para dar una mayor información así como robustez con respecto a los resultados obtenidos por la especificación restringida del modelo presentada en primer lugar.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Las propiedades de las carteras de iliquidez ponderadas por capitalización bursátil son las que presentamos en la Tabla 1, en la que aparece la estimación de cada una de las covarianzas consideradas β_{1p}, β_{2p}, β_{3p} y β_{4p} obtenidas para cada cartera usando las series temporales pasadas, esto es, usando todas las rentabilidades mensuales y observaciones de iliquidez mensuales para la cartera y la cartera de mercado desde principios de 1988 hasta el mes inmediatamente anterior. Del mismo modo, la iliquidez media $E(c_p)$ así como el exceso de rentabilidad medio $E(r_p - r_f)$, expresados ambos en porcentaje, son calculados para cada cartera como la media temporal de las respectivas características mensuales. Por último, presentamos el nivel de capitalización bursátil medio de cada una de las carteras, expresado en millones de euros. Observamos en la Tabla 1 como la clasificación basada en la iliquidez pasada de los títulos produce satisfactoriamente carteras con una iliquidez media monótonamente creciente de la cartera 1 a la cartera 10. Observamos también que los activos ilíquidos, esto es, los que tiene un elevado valor de $E(c_p)$ también tienen un elevado riesgo de iliquidez. Tienen los valores más elevados de β_{2p} así como grandes valores negativos de β_{3p} y β_{4p}. Esto implica que un activo que es ilíquido en términos absolutos también tiende a tener movimientos comunes con el mercado con respecto a la liquidez y una gran sensibilidad de su rentabilidad con respecto a la liquidez del mercado. Por último, no nos sorprende que los activos más ilíquidos del mercado coincidan con aquellos de menor capitalización bursátil. Este último dato nos ratifica en la utilización de una cartera de mercado equiponderada. Adicionalmente, en la Tabla 2 presentamos los resultados obtenidos del análisis de correlación entre las covarianzas consideradas en el modelo. Esto nos permite asegurar que los efectos de liquidez sobre la rentabilidad recogidos por estas medidas son independientes unos de otros.

No obstante, el principal objetivo del estudio consiste en el análisis del modelo ajustado a la liquidez. Para ello, realizamos un análisis de sección cruzada para cada mes de la muestra del modelo restringido (15) y del modelo generalizado (16) presentados en el apartado anterior. Los resultados son los que aparecen en la Tabla 3, en el que aportamos el estimador obtenido mediante la metodología de Fama y MacBeth (1973) así como el error estándar asociado al mismo y el valor del estadístico t que mide su significatividad individual. Por

último presentamos el valor promedio del conjunto de regresiones de sección cruzada efectuadas del coeficiente R^2 que mide la capacidad explicativa del modelo.

En el análisis de los resultados obtenidos con la estimación del modelo restringido (15), presentados en el Panel A de la Tabla 3, observamos que el coeficiente asociado a la beta neta del modelo es positivo y que el intercepto del modelo no es significativamente distinto de cero, dando soporte ambos resultados al modelo de valoración presentado. Sin embargo, también hay que señalar que el nivel de significatividad obtenido es muy inferior al observado en el análisis previo efectuado para el mercado norteamericano por Acharya y Pedersen (2003).

La Tabla 3 también muestra, en el Panel B, el resultado obtenido con una especificación del modelo de valoración ajustado a la liquidez más generalizado y que responde a la ecuación (16), como explicábamos en el apartado metodológico, en la que consideramos la existencia de un tamaño en el premio por riesgo diferente para cada efecto de liquidez. De esta manera podemos analizar el efecto individualizado sobre la rentabilidad de cada una de las covarianzas consideradas.

Los premios de mercado estimados de los riesgos por liquidez para esta especificación generalizada tienen signos que son consistentes con las predicciones del modelo. En particular, la rentabilidad exigida a un activo es creciente en el nivel β_{2p} y decreciente en su nivel β_{3p} y β_{4p}. Sin embargo, hay que tener en cuenta que la significatividad estadística es reducida a los coeficientes β_{2p} y β_{4p} siendo la capacidad explicativa de este modelo inferior a la del modelo anterior. Estos dos coeficientes son los que miden la relación de las innovaciones en la iliquidez de los activos con las innovaciones en la iliquidez y rentabilidad del mercado respectivamente, dando muestras de la existencia de movimientos comunes entre los activos en relación a su liquidez como muestra la evidencia empírica para el mercado norteamericano.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos previamente por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2002), que presentan evidencia empírica para el mercado español durante la década de los noventa de la existencia de un movimiento común entre la liquidez individual de los títulos y la liquidez agregada del mercado, medida por la horquilla de precios relativa. Sin embargo, aplicando dos factores distintos de liquidez, observan que ninguno de los modelos analizados parece indicar la existencia de un premio por liquidez. Concluyen, por

tanto, señalando que en el mercado español, al menos en la década de los noventa, no existe un premio por liquidez significativo.

4. CONCLUSIONES

El objetivo central del presente estudio ha consistido en la estimación y contraste de un modelo de valoración ajustado a la liquidez que recoge la relación de la rentabilidad esperada de un activo con la rentabilidad del mercado, su coste de iliquidez específico, así como la iliquidez del mercado. Este análisis permite incrementar la evidencia empírica para el mercado de valores español en relación a los efectos que el nivel de iliqudez del mercado produce sobre la rentabilidad esperada de los títulos.

La medida de liquidez empleada está basada en la actividad negociadora en lugar de en la propia microestructura del mercado, lo que nos permite realizar un análisis empírico para un amplio periodo temporal de 15 años comprendido entre 1988 y 2002.

Los resultados obtenidos presentan una significatividad estadística inferior a la observada previamente para el mercado bursátil norteamericano. Adicionalmente se observa una relación directa entre la iliquidez de los títulos y la iliquidez del mercado así como una relación inversa entre la iliquidez de los títulos y la rentabilidad del mercado que tienen un efecto significativo sobre la rentabilidad esperada.

Por último, consideramos que los resultados obtenidos subrayan la importancia de la liquidez y el riesgo de liquidez para la valoración de activos. También muestran la necesidad de investigaciones empíricas futuras que se centren en medir mejor la liquidez y sus variaciones temporales para un activo individual y para el mercado.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Acharya, V. y L. Pedersen (2003): “Asset Pricing with Liquidity Risk”, working paper, London Business School.

Aitken, M. y C. Comerton-Forde (2003): “How should liquidity be measures?”, Pacific-Basin Finance Journal 11, pp. 45-59.

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.

Blanco, R. (1999): "Análisis de la Liquidez en el Mercado Español de Renta Variable e Impacto de las Regulaciones sobre Variaciones Mínimas de Precios", *El Mercado Español de Renta Variable. Análisis de la Liquidez e Influencia del Mercado de Derivados*, Banco de España, Servicio de Publicaciones nº 66, Madrid.

Chordia, T.; R. Roll y A. Subrahamanyam (2000): "Commonality in liquidity", Journal of Financial Economics 56, pp. 3-28.

Datar, V.; N. Naik y R. Radcliffe (1998): "Liquidity and stock returns: An alternative test", Journal of Financial Markets 1, pp. 203-219.

Eleswarapu, V. y M. Reinganum (1993): "The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing", Journal of Financial Economics 34, pp. 373-386.

Fama, E.F. y J. Macbeth, (1973): "Risk and return: some empirical tests", Journal of Political Economy 81, 607-636.

Gervais, S.; R. Kaniel y D. Mingelgrin (2001): "The High-Volume Return Premium", Journal of Finance 56, pp. 877-919.

Gibson, R. y N. Mougeot (2003): "The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market", Journal of Banking and Finance, forthcoming.

Hasbrouck, J. y D.J. Seppi (2001): "Common factors in prices, order flows, and liquidity", *Journal of Financial Economics* 59, pp. 383-411.

Huang, M. (2003): "Liquidity shocks and equilibrium liquidity premia", Journal of Economic Theory, forthcoming.

Lee, C. y B. Swaminathan (2000): "Price Momentum and Trading Volume", Journal of Finance 55, pp. 2017-2069.

Marín, J.M. y G. Rubio (2001): Economía Financiera, Ed. Bosch, Barcelona.

Martínez, M.A.; B. Nieto; G. Rubio y M. Tapia (2002): "Asset Pricing and Systematic Liquidity Risk: An empirical investigation of the Spanish Stock Market", Documento de Trabajo wp 02-05, Departamento de Fundamentos del Análisis Económico, Universidad del País Vasco.

Pastor, L. y R. Stambaugh (2003): "Liquidity risk and expected stock returns", Journal of Political Economy, forthcoming.

Rouwenhorst, K. (1999): "Local return factors and turnover in emerging stock markets", Journal of Finance 54, pp. 1439-1464.

Rubio, G. y M. Tapia (1998): "The Liquidity Premium in Equity Pricing under a Continuous Auction System", European Journal of Finance 4, pp. 1-28.

Sang-Gyung, J.; A. Marathe y H. Shawky (2003): "Liquidity and stock returns in emerging equity markets", Emerging Markets Review 4, pp. 1-24.

Tapia, M. (1997): "Resultados Preliminares sobre la Estacionalidad de la Prima por Liquidez en España: Efectos Fiscales", Información Comercial Española 764, pp.65-75.

Tapia, M. (1999): "Liquidez en los Mercados Financieros y Selección Adversa: Problemas de estimación y comprensión", Revista Española de Financiación y Contabilidad 28, pp. 201-220.

Tabla 1. Propiedades de las carteras de iliquidez

Carteras	β_{1p}	β_{2p}	β_{3p}	β_{4p}	$E(c_p)$	$E(r_p - r_f)$	Tamaño
C1	33,4973	0,0001	-0,0318	-0,0168	0,0188	0,3703	256.049
C2	32,5349	0,0002	-0,0471	-0,0085	0,0135	0,9200	131.766
C3	42,8379	0,0010	-0,1829	-0,0443	0,0509	-0,4258	40.861
C4	41,0207	0,0033	-0,0794	-0,1103	0,1334	-0,0478	26.101
C5	41,8462	0,0037	-0,0215	-0,1907	0,1606	-0,1880	12.167
C6	43,3552	0,0020	-0,0495	-0,2555	0,2148	0,1261	24.089
C7	33,3788	0,0090	-0,0581	-0,4708	0,4106	0,0556	8.607
C8	30,4495	0,0397	-0,0415	-1,2419	1,3968	0,1092	6.896
C9	39,3103	0,3941	-0,1327	-1,4237	2,4037	0,0191	6.902
C10	38,0849	8,4860	-0,0696	-7,9533	7,5790	0,9481	4.005

Esta tabla proporciona las propiedades de las 10 carteras de iliquidez ponderadas por capitalización bursátil formadas cada año durante 1988-2002. Las cuatro covarianzas β_{1p}, β_{2p}, β_{3p} y β_{4p} son calculadas para cada cartera usando las rentabilidades mensuales y observaciones de iliquidez pasadas para las carteras y la cartera de mercado. Las innovaciones mensuales en la iliquidez de las carteras y del mercado son calculadas un modelo autorregresivo de segundo orden para las series de iliquidez estandarizadas. Las innovaciones mensuales en la rentabilidad de la cartera de mercado son también calculadas usando una especificación AR(2).

La iliquidez media de las carteras, así como el exceso de rentabilidad, expresados ambos en porcentaje, son calculados para cada cartera como la media temporal de las respectivas características mensuales. Por último, presentamos el nivel de capitalización medio de cada una de las carteras, expresado en millones de euros.

Tabla 2. Correlación entre las covarianzas de las carteras

	β_{1p}	β_{2p}	β_{3p}	β_{4p}
β_{1p}	1,0000	0,0315	-0,4346	0,0366
β_{2p}		1,0000	0,0121	-0,6893
β_{3p}			1,0000	-0,0384
β_{4p}				1,0000

Esta tabla presenta las correlaciones de las 4 covarianzas β_{1p}, β_{2p}, β_{3p} y β_{4p} para las 10 carteras de iliquidez ponderadas por capitalización bursátil formadas cada año durante 1988-2002. Las cuatro covarianzas son calculadas para cada cartera usando las rentabilidades mensuales y observaciones de iliquidez pasadas para las carteras y la cartera de mercado. Las innovaciones mensuales en la iliquidez de las carteras y del mercado son calculadas un modelo autorregresivo de segundo orden para las series de iliquidez estandarizadas. Las innovaciones mensuales en la rentabilidad de la cartera de mercado son calculadas también usando una especificación AR(2).

Tabla 3. Valoración de activos ajustada a la liquidez

Panel A: Modelo restringido				
	Intercepto	$E(c_p)$	$\beta_{net,p}$	Avg. R^2
Estimador	-1,1368	0,3988	0,7735	0,4454
Error estándar	0,9059	0,1984	0,4775	
Estadístico t	-1,2548	2,0091	1,6198	

Panel B: Modelo generalizado							
	Intercept	$E(c_p)$	β_{1p}	β_{2p}	β_{3p}	β_{4p}	Avg. R^2
Estimador	-1,0387	0,2821	0,6730	0,4812	-0,2544	-0,5751	0,4389
Error estándar	0,6907	0,1415	0,4225	0,2721	0,3588	0,2995	
Estadístico t	-1,5038	1,8913	0,5928	1,7679	-0,7089	-1,9198	

Esta tabla proporciona los resultados de las regresiones del tipo Fama-MacBeth (1973) empleadas para contrastar el modelo de valoración ajustado a la liquidez restringido,

$$E(r_{it} - r_{ft}) = \alpha + k \cdot E(c_{it}) + \lambda\beta_{net,p}$$

y el modelo de valoración ajustado a la liquidez generalizado,

$$E(r_{it} - r_{ft}) = \alpha + k \cdot E(c_{it}) + \lambda_1\beta_{1p} + \lambda_2\beta_{2p} - \lambda_3\beta_{3p} - \lambda_4\beta_{4p}$$

La tabla presenta los coeficientes estimados, promediados para el periodo 1990-2002, a partir de la regresión de sección cruzada mensual del exceso de rentabilidad de las carteras para las 10 carteras de iliquidez ponderadas siendo las variables explicativas las características de las carteras. También presentamos el error estándar asociado a cada estimador así como el valor del estadístico t de significatividad individual. Por último presentamos el valor promedio del coeficiente R^2 obtenido para cada especificación.