

# Valoración de activos con riesgo de liquidez en el mercado bursátil español

José Luis MIRALLES MARCELO\*  
Universidad de Extremadura

María del Mar MIRALLES QUIRÓS  
Universidad de Extremadura

**Resumen:** Numerosos estudios han documentado la importante relación entre liquidez y valoración de activos respondiendo fundamentalmente a dos tipos de argumentos: la consideración de la liquidez como una característica deseable de los activos o la consideración de la existencia de un riesgo sistemático debido a la falta de liquidez. En el presente trabajo, a partir del modelo de Acharya y Pedersen (2005), diferenciamos dos modelos de valoración consistentes con estos dos argumentos. Esto es, un CAPM ajustado por liquidez, en sus dos vertientes: como fricción y como fuente de riesgo sistemático. Un análisis comparativo de ambos modelos nos permite indicar que el modelo ajustado a la liquidez como fuente de riesgo sistemático es el más apropiado para reflejar la valoración que hacen los inversores de la liquidez en nuestro mercado y en los años de estudio.

**Palabras clave:** Liquidez, valoración de activos, anomalías.

**Clasificación JEL:** G10, G12, G14.

## 1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años numerosos estudios, tanto teóricos como empíricos, han documentado la importante relación entre liquidez y valoración de activos. Una primera línea de investigación se caracterizó por analizar si el mercado valora la liquidez considerada como una característica específica de los activos. En esta línea se han utilizado distintas *proxies* de liquidez (diferencial *bid-ask*, volumen, rotación, impacto en el precio, etc.) y la evidencia obtenida ha sido contradictoria.<sup>1</sup>

\* José Luis Miralles Marcelo. Universidad de Extremadura. Facultad de CC Económicas y Empresariales. Av. Elvas s/n. 06071 Badajoz. Telf: 924289510. Fax: 924272509. e-mail: [jlmiralles@unex.es](mailto:jlmiralles@unex.es)  
Deseamos agradecer los valiosos comentarios y sugerencias del evaluador anónimo, así como del co-editor Gonzalo Rubio, que han contribuido notablemente a mejorar la versión original del presente trabajo. Los errores que puedan persistir son de responsabilidad exclusiva de los autores.

1 Amihud y Mendelson (1986, 1989), Eleswarapu (1997) y Chlamers y Kadlec (1998) han encontrado una relación positiva y significativa entre rentabilidad y diferencial *bid-ask*, de forma que cuanto mayor sea la iliquidez de un activo (representada por dicho diferencial) mayor será la compensación exigida por los inversores, mientras que Easley, Hvidkjare y O'Hara (2002) llegan a la conclusión opuesta al sugerir que el efecto dominante está asociado con la probabilidad de negociar con agentes informados. Por su parte, Eleswarapu y Reinganum (1993) detectaron que la relación positiva con el diferencial *bid-ask* se daba sólo en el mes de enero. Utilizando medidas de frecuencia de negociación, como el volumen y la rotación, la evidencia ha detectado una relación negativa y significativa (Brennan, Chordia y Subrahmanyam, 1998; Datar, Naik y Radcliffe, 1998; y Chordia, Subrahmanyam y Anshuman, 2001). Finalmente, utilizando medidas tipo impacto en el precio, Brennan y Subrahmanyam (1996) con el  $\lambda$  de Kyle, y Amihud (2002) con el ratio de iliquidez, detectan una relación significativa entre la iliquidez de cada activo y su rentabilidad.

Actualmente, la relación entre el valor de los activos y la liquidez se realiza considerando esta última no como una característica de los títulos sino como un indicador de la situación económica. En momentos de recesión económica, en los que hay restricciones de liquidez, un título será más atractivo si el coste de negociarlo es bajo. De ahí que la liquidez haya que considerarla de forma agregada, siendo la variable relevante para la valoración de activos su sensibilidad a los cambios en la liquidez del mercado.

Dentro de esta línea de investigación más reciente, los primeros en analizar la naturaleza sistemática de la liquidez y 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).

En base a estos hallazgos, han surgido numerosos trabajos que consideran la liquidez desde una perspectiva agregada del mercado y analizan si es un factor de riesgo sistemático recompensado por el mercado. Pastor y Stambaugh (2003) comprueban que la covarianza entre el rendimiento de las acciones y una medida 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.* (2001), Gibson y Mougeot (2004) y Acharya y Pedersen (2005). Este último es el que ha recibido una mayor atención por la comunidad académica por las diversas aportaciones que introduce.

Siguiendo las vertientes actuales de investigación expuestas, Acharya y Pedersen (2005) derivan un modelo de valoración de activos ajustado a la liquidez. Este modelo es una extensión del CAPM estándar que permite ajustar la prima de riesgo atendiendo a tres efectos adicionales asociados a la liquidez, que pueden ser considerados tres formas de riesgo de liquidez. Uno de ellos es el que recoge la relación directa entre la iliquidez de los títulos y la iliquidez del mercado. Un segundo efecto es aquel que recoge la relación inversa entre la rentabilidad de los títulos y la iliquidez del mercado y, por último, un efecto que recoge la relación entre la iliquidez de los títulos y la rentabilidad del mercado.

---

En el presente estudio profundizamos en el análisis, para el mercado bursátil español, del papel que tiene la liquidez en la valoración de activos. Partimos de la estimación y contraste del modelo de valoración ajustado por liquidez propuesto por Acharya y Pedersen (2005). Consideramos en este sentido que la ampliación de la evidencia empírica internacional contribuye a proporcionar una explicación coherente y unificada del fenómeno objeto de estudio. Sin embargo, los vínculos que se producen en el modelo teórico entre liquidez individual y la liquidez agregada no nos permiten concluir que, en el mercado bursátil español, la liquidez sea una característica deseable de los activos, ni que exista un riesgo sistemático debido a la variación de la liquidez agregada entendida como variable estado.

Es por ello que, mediante una sencilla adaptación del modelo original, consideramos la estimación y contraste de dos modelos consistentes con un CAPM ajustado por liquidez en sus dos versiones: como fricción y como fuente de riesgo sistemático. Esta modificación del contexto original nos permite, por el contrario, ofrecer conclusiones mucho más claras sobre la relevancia que los agentes del mercado español conceden a la liquidez como característica deseable a la hora de tomar decisiones de inversión y a la importancia que tiene el riesgo de iliquidez como factor agregado de riesgo.

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 propuesta por Acharya y Pedersen (2005). La sección tercera describe la base de datos empleada en el análisis para el mercado español. La sección cuarta recoge los pasos seguidos para la estimación y contrastación del modelo, así como los resultados obtenidos en el análisis empírico efectuado. En la quinta sección presentamos una sencilla adaptación del modelo anterior que nos permite diferenciarlo en dos modelos de valoración ajustados por liquidez en dos versiones, como fricción y como fuente de riesgo sistemático. Finalmente, en la sexta sección, presentamos las conclusiones derivadas del conjunto del trabajo.

## 2. EL MODELO DE VALORACIÓN AJUSTADO A LA LIQUIDEZ

Uno de los temas de mayor interés para la investigación financiera en las tres últimas décadas ha sido el estudio de modelos de valoración de activos financieros. Con el objetivo de analizar el comportamiento de los precios bursátiles así como de encontrar aquellas características de las empresas cotizadas que mejor expliquen la rentabilidad esperada de los títulos, se han desarrollado una gran variedad de modelos. Entre ellos, destaca el *Capital Asset Pricing Model* de Sharpe (1964) y Lintner (1965), caracterizado por considerar al riesgo de mercado el único responsable de los cambios en la rentabilidad esperada de los títulos. A pesar de que los primeros contrastes, realizados para el mercado norteamericano (Black, Jensen y Scholes, 1972 y Fama y MacBeth, 1973, entre otros) mantienen las principales conclusiones del modelo, no tardan en surgir los primeros trabajos empíricos en rechazar la relación positiva y significativa entre rentabilidad y riesgo sistemático (Gibbson, 1982; Fama y French, 1992).<sup>2</sup>

---

2 Del mismo modo, para el mercado de valores español, podemos citar trabajos como el de Gómez-Bezares *et al.* (1994), favorables al modelo CAPM frente a otros trabajos como los de Rubio (1988 y 1991), Gallego, Gómez y Marhuenda (1992) y Sentana (1995 y 1997) entre otros, que rechazan claramente la relación establecida por el CAPM para el mercado español, obteniendo primas de riesgo no significativas e incluso en algunos casos negativas.

En este contexto de valoración, Acharya y Pedersen (2005) derivan un CAPM que permite ajustar el premio por riesgo atendiendo al grado de liquidez del activo.<sup>3</sup> Concretamente, desarrollan un modelo ajustado a la liquidez en el que la rentabilidad esperada de un activo  $r_{it}$ , depende de su coste de iliquidez relativo  $c_{it}$ , así como de la rentabilidad del mercado  $r_{mt}$  y de la iliquidez relativa del mercado  $c_{mt}$ .

Para determinar los precios de equilibrio, Acharya y Pedersen (2005) consideran en primer lugar una economía con los mismos agentes en los que el activo  $i$  no tiene costes de iliquidez. En esta economía imaginada, resultados estándares implican que el CAPM se mantiene. La reclamación de Acharya y Pedersen (2005) es que los precios de equilibrio en la economía original con fricciones son los mismos que los de la economía imaginada. Esto responde a dos hechos: la rentabilidad neta en una posición larga es la misma en las dos economías y todos los inversores en la economía imaginada mantienen una posición larga en la cartera de mercado, y una posición corta o larga en el activo libre de riesgo.

Estos argumentos muestran que el CAPM en la economía imaginada sin fricciones se traduce en un CAPM en rentabilidades netas para la economía original con costes de iliquidez,

$$E_{t-1}(r_{it} - c_{it} - r_f) = \lambda_{t-1} \frac{Cov_{t-1}(r_{it} - c_{it}; r_{mt} - c_{mt})}{Var_{t-1}(r_{mt} - c_{mt})} \quad (1)$$

Hay que matizar que el análisis del modelo (1) se realiza en base a rentabilidades puras motivado por diversas consideraciones. La primera de ellas es que computar la rentabilidad neta (de costes de iliquidez) no es sencillo, ya que depende del periodo de inversión, pudiendo ser éste diferente del periodo muestral observado. Por otro lado, el modelo permite analizar interesantes implicaciones de valoración de los co-movimientos en las rentabilidades puras y liquidez individual y de mercado. Trabajos empíricos para el mercado norteamericano han documentado que algunas de estas interacciones son significativas y pagadas.

En esta línea, Acharya y Pedersen (2005) demuestran que, en equilibrio, la rentabilidad esperada condicional del activo  $i$  es,

$$E_{t-1}(r_{it} - r_f) = E_{t-1}(c_{it}) + \lambda_{t-1} \frac{Cov_{t-1}(r_{it}; r_{mt})}{Var_{t-1}(r_{mt} - c_{mt})} + \lambda_{t-1} \frac{Cov_{t-1}(c_{it}; c_{mt})}{Var_{t-1}(r_{mt} - c_{mt})} - \lambda_{t-1} \frac{Cov_{t-1}(r_{it}; c_{mt})}{Var_{t-1}(r_{mt} - c_{mt})} - \lambda_{t-1} \frac{Cov_{t-1}(c_{it}; r_{mt})}{Var_{t-1}(r_{mt} - c_{mt})}$$

3 La presentación teórica del modelo de valoración se ha planteado de forma sucinta, sin entrar en los aspectos formales de la derivación, desarrollando en mayor profundidad el análisis empírico para el mercado bursátil español, aportando las novedades metodológicas requeridas en base a este mercado y analizando la particularidad de los resultados obtenidos.

donde  $\lambda_{t-1}$  es el premio por riesgo,  $\lambda_{t-1} = E_{t-1}(r_{mt} - c_{mt} - r_f)$

La ecuación (2) expone que el exceso de rentabilidad requerido es el coste de iliquidez relativo esperado,  $E_{t-1}(c_{it})$ , más cuatro betas o covarianzas que añaden primas diferenciadas de riesgo. Como en el CAPM estándar, la rentabilidad requerida de un activo se incrementa con la covarianza entre la rentabilidad del activo y la rentabilidad del mercado. Este modelo, no obstante, introduce tres efectos adicionales que pueden ser considerados como tres formas de riesgo de liquidez.

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 inicialmente por Chordia, Roll y Subrahmanyam (2000) para el mercado norteamericano, así como por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005) para el mercado de valores español. 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. Una de las novedades del presente estudio es que, si bien existe evidencia para el mercado español de la existencia de dinámicas comunes entre la iliquidez de los títulos y la iliquidez del mercado, aún no se ha analizado su influencia en la esperanza de rentabilidad. Siendo éste uno de los temas pendientes en relación a los co-movimientos entre la iliquidez de los títulos y 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 iliquidez 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. Parece lógico pensar que los activos más sensibles a *shocks* agregados de liquidez ofrezcan un premio por riesgo adicional. Como ya señalábamos en el apartado introductorio, Pastor y Stambaugh (2003) proporcionan evidencia empírica para el mercado norteamericano en relación a este efecto, ya que comprueban la existencia de un premio por iliquidez sistemático asociado al factor de liquidez construido. Para el mercado español destacamos el trabajo desarrollado por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005), quienes encuentran evidencia favorable a este efecto tan sólo con el empleo del ratio de iliquidez de Amihud (2002). En este sentido, y en base a la evidencia empírica previa, consideramos justificada la inclusión de este efecto de liquidez en el modelo objeto de análisis.

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 ten-



dencia 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. Este efecto, que no había sido analizado con anterioridad al trabajo de Acharya y Pedersen (2005), es el de mayor significatividad, tanto estadística como económica, en el mercado norteamericano, como se desprende del análisis del modelo de valoración generalizado propuesto por los autores.

Analizamos de este modo distintos efectos de la iliquidez en la valoración de activos. Estos efectos de liquidez adicional sugieren un premio por riesgo del mismo signo a las covarianzas en (2). 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, acomodamos el modelo a la posibilidad de un marco de liquidez más amplio considerando una versión desagregada del modelo.

Por otro lado, también hay que destacar que los supuestos impuestos en el desarrollo teórico del modelo propuesto por Acharya y Pedersen (2005) permiten, adicionalmente, estudiar la predecibilidad de la rentabilidad causada por la iliquidez y los co-movimientos de la rentabilidad y la iliquidez, con importantes consecuencias para la estimación empírica del modelo. Concretamente, Acharya y Pedersen (2005) ponen de manifiesto que la liquidez tiene un componente persistente, y por tanto esperado por los inversores, y un componente variable en el tiempo, y por tanto inesperado. Estos *shocks* o variaciones, que pueden ser entendidos como aproximaciones del flujo de información al mercado, determinan una variación en los costes de transacción y, por tanto, ponen de manifiesto la importancia de analizar la covarianza entre las rentabilidades bursátiles y las innovaciones en la medida de liquidez.

### 3. 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 1992 y diciembre de 2004. Esta base de datos diaria es empleada para calcular mensualmente el ratio de iliquidez correspondiente a cada activo.<sup>4</sup>

La muestra está compuesta por aquellas acciones de empresas que han cotizado en la Bolsa española algún periodo dentro del considerado. No obstante, con el objeto de evitar los problemas derivados de aquellos títulos que presentan una negociación infrecuente, se exigirá que un título haya sido negociado, al menos, entre 12 y 13 sesiones en un mes, lo que equivale a 150 sesiones en un año de mercado. 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 desdoblamiento de acciones.<sup>5</sup> La rentabilidad del mercado ha sido obtenida como la rentabilidad media de los activos de la muestra, y la tasa de

4 Que describimos en el siguiente apartado.

5 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.

rentabilidad mensual de las Letras del Tesoro observada en el mercado secundario es empleada como rentabilidad libre de riesgo.

Por otro lado, dos variables adicionales han sido empleadas para realizar un contraste de robustez de los resultados obtenidos en la estimación del modelo de valoración ajustado a la liquidez. En particular, empleamos las variables tamaño y *book-to-market*. Como medida del tamaño de cada activo empleamos su nivel de capitalización bursátil, calculado multiplicando el número de títulos de cada activo en diciembre del año anterior por su precio al final de cada mes. Para calcular el ratio *book-to-market* de cada activo, se requiere conocer el valor contable de los recursos propios correspondiente a finales del año previo. El numerador de este ratio para una empresa cualquiera del mes  $t$  viene dado por el valor de los recursos propios de la misma a 31 de diciembre del año anterior y se mantiene constante desde enero hasta diciembre de cada año, al igual que el estudio realizado previamente por Nieto y Rubio (2002). Las partidas que constituyen los recursos propios son, en términos generales, capital, reservas, pérdidas y ganancias del periodo y beneficios pendientes de distribuir. El denominador, por el contrario, se obtiene multiplicando el número de acciones de cada empresa por su precio a finales del mes anterior.

Los datos fueron obtenidos de los boletines diarios y mensuales de la Bolsa de Madrid así como de la información estadística disponible en su página web.

## 4. ANÁLISIS EMPÍRICO PARA EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

### 4.1. Ratio de iliquidez

La liquidez es un concepto muy amplio que generalmente denota la facilidad para negociar grandes cantidades rápidamente, con un bajo coste y sin variaciones sustanciales en el precio (Pastor y Stambaugh, 2003). Esto implica que la liquidez no sea una variable directamente observable. Existen, sin embargo, numerosas medidas aproximativas de la liquidez. 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 (2005), 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<sup>6</sup>  $t$  puede ser calculado en base a la expresión (3),

$$ILIQ_{it} = \frac{1}{Dias_{it}} \cdot \sum_{d=1}^{Dias_{it}} \frac{|R_{itd}|}{V_{itd}} \quad (3)$$

6 A pesar de que fue Amihud (2002) quien aportó esta medida, aplicamos para nuestro estudio la propuesta por Acharya y Pedersen (2005) en base a su cálculo mensual, multiplicada por un factor de escala de  $10^6$ .

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  $Dias_{it}$  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.<sup>7</sup>

Por otra parte, en el modelo propuesto por Acharya y Pedersen (2005), el ratio de iliquidez es el coste de venta y, como señalan los propios autores, 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 (2005) está basada en la asunción de que el ratio de iliquidez es un instrumento válido del coste de venta. En un contexto íntimamente asociado con estos argumentos, Amihud (2002) muestra empíricamente que el ratio de iliquidez está positivamente relacionado con medidas de impacto en el precio y costes de negociación fijos.

Con todo ello, parece especialmente interesante emplear esta medida de iliquidez para el mercado bursátil español debido a la ausencia de resultados concluyentes con relación a la influencia en la valoración de activos en 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 (2005). 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.

Debemos señalar que en nuestro trabajo, a partir del ratio de iliquidez (3), 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  $ILIQ_{it}$  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 estacionaria.<sup>8</sup>

Por otro lado, con el objetivo de asegurarnos que nuestros resultados no se vean afectados por la existencia de observaciones *outliers*, que podrían minar los resultados obtenidos por el modelo, se acepta como valor máximo de la medida de iliquidez normalizada un valor del 30%.<sup>9</sup> Acharya y Pedersen (2005) se basan en que un coste por negociación superior al 30% no parece razonable y es producto del efecto de días de bajo volumen en el ratio de iliquidez. Cabe señalar que Acharya y Pedersen (2005) argumentan que ésta es una medida de iliquidez con ruido, lo que hace más difícil encontrar una conexión empírica entre rentabilidades e iliquidez. Este problema, no obstante, es aliviado en parte por considerar carteras en lugar de activos individuales.

7 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.

8 Otra posible opción, tal como sugiere Amihud (2002), sería realizar una transformación logarítmica de la medida de iliquidez. Sin embargo, consideramos que esta opción no permite mantener el significado económico que esta medida tiene para el modelo objeto de contraste.

9 Amihud (2002) aplica un filtro sobre la muestra de las observaciones cuya estimación  $ILIQ_{it}$  sea superior o inferior a una cola de un 1% de la distribución total de estimaciones para ese periodo. Sin embargo, esta medida no parece proporcionar resultados favorables para el mercado bursátil español.



De esta manera, construimos una cartera de mercado para cada mes  $t$  incluyendo todos los activos que forman parte de la muestra y 10 carteras de iliquidez para cada año durante el periodo 1992-2004. 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 (3). Los activos son clasificados en 10 carteras en función de su nivel de iliquidez normalizado correspondiente al año previo. De este modo, para cada cartera  $p$ , calculamos su rentabilidad en el mes  $t$  como la media equiponderada de las rentabilidades de cada uno de los activos que forman parte de la cartera. Del mismo modo, calculamos la iliquidez de la cartera  $p$  como la media equiponderada del nivel de iliquidez de cada activo  $i$  que forma parte de la cartera  $p$  durante el mes  $t$  así como para la cartera de mercado.<sup>10</sup>

#### 4.2. Persistencia e innovaciones en la iliquidez

Como hemos señalado anteriormente, la iliquidez de los activos, así como la iliquidez agregada del mercado, está compuesta por un componente esperado y un componente inesperado. Consideramos que el enfoque apropiado para realizar el análisis empírico consiste en el empleo de estos *shocks* o innovaciones en la iliquidez.<sup>11</sup>

Los modelos utilizados para predecir la iliquidez esperada son modelos ARMA (p,q), ya que la consideración exclusivamente de procesos autorregresivos puede conducir a estimaciones inconsistentes si el auténtico proceso generador de los datos incluye además una estructura del tipo media móvil. Para la iliquidez de cada cartera se ha elegido el modelo ARMA (p,q) que mejor ajusta para toda la muestra siguiendo el criterio de información de Akaike.

$$c_t = \sum_{j=i}^p a_j c_{t-j} + \sum_{k=i}^q b_k \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_t$$

La iliquidez inesperada o debida a *shocks* se calcula como la diferencia entre la iliquidez total y la esperada,

$$\tilde{c}_t = c_t - E(c_t | c_{t-1}; j=1, 2, \dots)$$

No obstante, los resultados obtenidos nos indican que los procesos autorregresivos son los más apropiados para modelizar las series de iliquidez de cada cartera y la del mercado. Éstas siguen, en su mayor parte, un proceso autorregresivo de orden uno y, en algunas ocasiones, un proceso autorregresivo de orden dos. Hay que destacar que en todos los casos hemos comprobado, mediante un test de raíces unitarias, la estacionariedad de la serie después del ajuste realizado.<sup>12</sup>

10 Las carteras equiponderadas son preferidas en los estudios sobre liquidez para compensar la excesiva representación en la muestra de activos muy líquidos (ver Chordia *et al.*, 2000).

11 Para el cálculo de las innovaciones mensuales en la iliquidez de las carteras y del mercado, Acharya y Pedersen (2005) emplean una modelización autorregresiva de orden dos para todas las series. Es difícil imaginar por qué todas ellas deben seguir necesariamente el mismo tipo de comportamiento estocástico. Es por ello que, en nuestro estudio para el mercado español, realizamos un análisis individualizado de cada serie de iliquidez. Éste consideramos que es un aspecto clave del apartado empírico del trabajo.

12 Consideramos finalmente que los resultados obtenidos con estas especificaciones de las innovaciones en la iliquidez son robustos. Y, en particular, el empleo de otras variables del mercado, disponibles en  $t-1$ , no mejoran significativamente el poder explicativo de la regresión.

## Cuadro 1 Propiedades de las carteras de iliquidez

Este cuadro proporciona las propiedades de las 10 carteras de iliquidez formadas cada año durante el periodo muestral. La iliquidez media  $c_p$ , la media de las innovaciones en la iliquidez  $\tilde{c}_p$ , el exceso de rentabilidad media  $r_p^e$  calculados para cada cartera como la media temporal de las respectivas características mensuales y expresados en porcentaje. También se incluye el nivel de capitalización medio de cada una de las carteras ( $tam$ ), expresado en millones de euros, así como el ratio *book-to-market* ( $BM$ ).

Carteras	$c_p$	$\tilde{c}_p$	$r_p^e$	$tam$	$BM$
C1	0,023	0,017	1,075	145.857	0,328
C2	0,196	0,101	0,784	64.789	0,396
C3	0,594	0,498	1,789	28.345	0,432
C4	0,924	0,202	1,071	16.637	0,396
C5	1,446	0,851	1,449	8.589	0,461
C6	2,898	0,554	1,115	7.936	0,520
C7	4,903	0,551	0,895	6.635	0,537
C8	10,30	0,521	0,583	4.892	0,627
C9	15,77	1,214	1,304	4.096	0,751
C10	27,50	1,259	1,288	4.053	1,058

En el Cuadro 1 podemos observar las propiedades de las 10 carteras de iliquidez construidas. Concretamente, presentamos la iliquidez media  $c_p$ , la media de innovaciones en la iliquidez  $\tilde{c}_p$ , el exceso de rentabilidad media  $r_p^e$ , el nivel de capitalización medio de cada una de las carteras ( $tam$ ), expresado en millones de euros y el ratio *book-to-market* ( $BM$ ) para cada una de las carteras.

El Cuadro 1 muestra que la clasificación en base a la iliquidez pasada produce satisfactoriamente carteras con una iliquidez media monótonamente creciente de la cartera 1 a la cartera 10. Es decir, los activos menos líquidos en el año previo siguen siendo los menos líquidos. Por tanto, hay evidencia de persistencia en la liquidez. Resultado que justifica la estimación de los *shocks* en la iliquidez mediante procesos autorregresivos. Por otro lado, también se puede observar la ausencia de relación aparente entre el rendimiento de las 10 carteras construidas en base a la liquidez y la medida de iliquidez empleada. Esto nos indica nuevamente que lo relevante no es esta medida en sí sino sus innovaciones, ya que son las que introducen la llegada de nueva información al mercado.

En el Cuadro 1 también presentamos la media de los *shocks* de iliquidez obtenidos por cada una de las diez carteras de iliquidez construidas. Podemos observar como existe una

mayor relación entre la media de las innovaciones en la iliquidez y los rendimientos que con respecto a la iliquidez total. Por otro lado, también podemos observar que, si considerásemos el exceso de rentabilidad media descontados estos costes de iliquidez, observaríamos como la rentabilidad media de las carteras iría decreciendo progresivamente a medida que las carteras están compuestas por títulos con niveles de iliquidez más elevados.

También observamos que en las carteras compuestas por los activos más ilíquidos (C10), tienen un nivel de capitalización bursátil más bajo y un mayor ratio *book-to-market* si lo comparamos con los datos obtenidos por la otra cartera extrema (C1), formada por los activos con mayor nivel de liquidez del mercado. Datos, todos ellos, consistentes con la evidencia estadounidense.

### 4.3. Estimación del modelo de Acharya y Pedersen (2005)

La aplicación empírica de este modelo se realiza en dos versiones, agregada y desagregada, y en términos incondicionales, de forma que las ecuaciones de sección cruzada a estimar son las que presentamos a continuación.

En primer lugar consideramos un modelo agregado de un solo factor. Teniendo en cuenta que trabajamos con carteras, la ecuación a estimar será,

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \cdot \tilde{c}_{pt} + \lambda \beta_{net,pt} + \mu_{pt} \quad (4)$$

en el que la beta del mercado está ajustada por liquidez,

$$\beta_{net,p} = \frac{Cov(r_{pt} - \tilde{c}_{pt}; r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}{Var(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}$$

El CAPM ajustado a la liquidez resultante tiene un solo premio por riesgo,  $\lambda$ , que es estimado como el CAPM estándar, ya que el factor de riesgo es la beta neta. Por tanto, la mejora empírica en el ajuste no se consigue añadiendo más factores, sino simplemente haciendo un ajuste por liquidez. De esta manera, si en la estimación de sección cruzada (4) encontramos que  $\alpha = 0$  y  $\lambda > 0$  y significativo, tendremos evidencia favorable al modelo propuesto por Acharya y Pedersen (2005).<sup>13</sup>

No obstante, la segunda especificación consiste en la contrastación del modelo ajustado a la liquidez en el que se incluyen los distintos efectos de la liquidez de forma desagregada permitiendo tener un distinto premio por iliquidez,

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \cdot \tilde{c}_{pt} + \lambda_1 \beta_{1pt} + \lambda_2 \beta_{2pt} + \lambda_3 \beta_{3pt} + \lambda_4 \beta_{4pt} + \mu_{pt} \quad (5)$$

donde,

$$\beta_{1p} = \frac{Cov(r_{pt}, r_{mt})}{Var(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}$$

13 Nótese que la especificación del modelo supone la existencia de un activo libre de riesgo. No obstante, el modelo podría también escribirse en una versión consistente con la rentabilidad esperada de la cartera de cero-beta con el mercado como activo libre de riesgo. Si esta fuera la especificación, la intersección del modelo no debería ser necesariamente igual a cero. Sin embargo, en el resto del trabajo contrastamos el modelo en su versión tradicional imponiendo la existencia del activo seguro.

$$\beta_{2p} = \frac{\text{Cov}(\tilde{c}_{pt}, \tilde{c}_{mt})}{\text{Var}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}$$

$$\beta_{3p} = \frac{\text{Cov}(r_{pt}, \tilde{c}_{mt})}{\text{Var}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}$$

$$\beta_{4p} = \frac{\text{Cov}(\tilde{c}_{pt}, r_{mt})}{\text{Var}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}$$

En este caso, la estimación del modelo (5) en su versión desagregada nos permite analizar el papel por separado de cada uno de los cuatro componentes del riesgo en la determinación de las rentabilidades esperadas. De este modo, y en base a las predicciones del modelo teórico, los signos de los estimadores de las landas  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  deberían ser positivos, mientras que el signo de los estimadores de las landas  $\lambda_3$  y  $\lambda_4$  deberían ser negativos.

La contrastación empírica se realiza empleando la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973). Como primer paso se estiman, en serie temporal y en base a los 36 datos mensuales previos a la siguiente etapa, los coeficientes beta que recogen las medidas de riesgo consideradas,  $\beta_{net,p}$  para el modelo restringido y  $\beta_{1p}$ ,  $\beta_{2p}$ ,  $\beta_{3p}$  y  $\beta_{4p}$  para el modelo generalizado. En relación al cálculo de las betas del modelo generalizado hay que señalar que, debido a la inevitable correlación existente (dada la definición de las betas) entre  $\beta_{1p}$  y  $\beta_{3p}$ , por un lado, y  $\beta_{2p}$  y  $\beta_{4p}$ , por otro, se evitan problemas de multicolinealidad estimando  $\beta_{1p}$  y  $\beta_{3p}$  usando una única regresión de serie temporal de los rendimientos de cada cartera sobre el rendimiento del mercado y las innovaciones en la iliquidez del mercado y otra regresión para estimar  $\beta_{2p}$  y  $\beta_{4p}$  con las innovaciones en la iliquidez de cada cartera sobre las dos variables explicativas anteriores.

Como segundo paso, para cada mes durante el periodo 1995-2004, realizamos una regresión de sección cruzada del exceso de rentabilidad de las 10 carteras construidas, tomando como regresores las betas estimadas en la etapa anterior. Posteriormente, promediamos los coeficientes estimados a lo largo de los meses de estudio y calculamos los estadísticos  $t$  de contraste de significatividad individual. No obstante, como es sabido, el procedimiento de estimación en dos etapas de Fama y MacBeth (1973) conlleva un problema de errores en variables ya que las variables explicativas (betas) no se observan, sino que han sido estimadas. Esto podría dar lugar a errores estándares para los estimadores demasiado pequeños que nos llevaran a concluir que una variable es significativa cuando realmente no lo es. Es por ello que los estadísticos  $t$  han sido corregidos con el ajuste de Shanken (1992), que trata este problema.

Los resultados obtenidos son los que presentamos en el Cuadro 2. En la primera línea presentamos los resultados del contraste del modelo en su versión agregada, donde podemos observar que  $\lambda$  es positivo y significativo al 10% y que  $\alpha$  no es significativo, dando soporte ambos resultados al modelo, siendo el coeficiente de determinación  $R^2$  ajustado

## Cuadro 2

### Modelo de valoración ajustado a la liquidez propuesto por Acharya y Pedersen (2004)

Este cuadro presenta los estimadores a la Fama-MacBeth (1973) para las 10 carteras de liquidez construidas del modelo en su versión agregada,

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \cdot \tilde{c}_{pt} + \lambda \beta_{net,pt} + \mu_{pt}$$

Y en su versión desagregada,

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \cdot \tilde{c}_{pt} + \lambda_1 \beta_{1pt} + \lambda_2 \beta_{2pt} + \lambda_3 \beta_{3pt} + \lambda_4 \beta_{4pt} + \mu_{pt}$$

Entre paréntesis presentamos el estadístico *t* de significatividad individual corregido por Shanken (1992). El modelo se estima para una muestra mensual de datos desde enero de 1995 a diciembre de 2004. La última columna presenta el coeficiente de determinación ajustado, obtenido como la media de las 120 sumas totales y 120 sumas residuales de cada regresión de sección cruzada.

Constante	$\tilde{c}_p$	$\beta_{net,p}$	$\beta_{1p}$	$\beta_{2p}$	$\beta_{3p}$	$\beta_{4p}$	$R^2$ Aj.
1,056 (1,31)	-0,052 (-0,59)	0,218** (1,81)					0,217
0,161 (0,28)	0,125 (0,71)		0,867 (1,61)	0,659 (0,47)	-0,131 (-0,52)	-5,34 (-1,39)	0,313
0,888* (6,48)			0,182* (7,56)				0,337
1,079* (8,65)				1,200* (3,99)			0,322
1,084* (7,22)					-0,116* (-2,08)		0,254
1,127* (7,14)						-4,558** (-1,69)	0,222

Nota: \*, \*\* significativo al 5% y al 10% respectivamente.

medio relativamente reducido pero en la línea de lo encontrado en la literatura de contrastes de sección cruzada.

En la segunda línea del Cuadro 2 presentamos los resultados obtenidos del contraste del modelo en su versión desagregada. En cuanto al precio de mercado estimado para cada riesgo de liquidez considerado, observamos como tiene signos que son en general consistentes con la predicción del modelo. En particular, la rentabilidad de un activo se incrementa a su nivel de  $\beta_{2p}$  y disminuye a su nivel de  $\beta_{3p}$  y  $\beta_{4p}$ . Sin embargo, no resultan ser significativos a niveles convencionales. En cambio, cuando realizamos regresiones univariantes, el precio de mercado por cada riesgo de liquidez considerado resulta ser del signo esperado y significativo al 5% y 10%.

Como explicación a los resultados obtenidos debemos destacar que el objetivo al desagregar el modelo en cuatro betas consistía en analizar los diferentes efectos que la iliquidez tiene sobre la rentabilidad esperada. Sin embargo, no sabemos hasta que punto esto es

posible. Si repasamos la evidencia previa sobre liquidez, encontramos, por un lado, que existen comportamientos comunes en cuanto a liquidez, es decir, hay correlación entre la liquidez de los activos y la liquidez agregada. Por otro, que es precisamente en los momentos de recesión económica cuando la liquidez en el mercado es más baja. Es decir, existe correlación en liquidez agregada y rendimiento del mercado. Por tanto,  $\beta_{2p}$ ,  $\beta_{3p}$  y  $\beta_{4p}$  comparten información y el análisis de su significatividad individual en la explicación de rentabilidades medias se complica. El problema se confirma cuando observamos los resultados del trabajo: mientras que cada una de estas betas aparecen como variables significativas en general cuando se incluyen aisladamente en las regresiones de sección cruzada, pierden su importancia cuando se combinan en la misma regresión.

## 5. INTERPRETACIÓN ALTERNATIVA

Como indicábamos previamente, el tratamiento de la liquidez en los modelos de valoración de activos responden fundamentalmente a dos tipos de argumentos, la consideración de la liquidez como una característica deseable en los activos o la consideración de la existencia de un riesgo sistemático debido a la falta de liquidez. En el primer caso, la iliquidez individual, o coste de iliquidez individual, entra en el modelo reduciendo la rentabilidad final ofrecida por el activo. Se trata, por tanto, de la consideración de una fricción en el mercado, el coste por falta de liquidez que se soporta al negociar el activo. Sin embargo, bajo la segunda argumentación lo que se valora no es lo líquido que sea un activo sino cómo se comporta en momentos de poca liquidez en el mercado. Es decir, considera una fuente adicional de riesgo a las habituales, que mide los co-movimientos entre la rentabilidad del activo y el estado de liquidez del mercado. En relación con el modelo de Acharya y Pedersen (2005), dado que la especificación del mismo supone que, además de los activos, la cartera de mercado también soporta unos costes de iliquidez, el modelo está combinando ambos efectos. Sin embargo, su estimación no permite concluir a favor de un argumento u otro por los vínculos que se producen, en el modelo teórico y en la evidencia empírica previa entre liquidez individual y la liquidez agregada.

No obstante, podemos utilizar el marco general del trabajo de Acharya y Pedersen (2005) para realizar una sencilla adaptación del modelo original para diferenciarlo en dos modelos consistentes con estos dos argumentos por separado y su estimación y contraste nos permite ofrecer conclusiones sobre si los agentes que operan en el mercado español valoran la liquidez a la hora de tomar sus decisiones de inversión o lo que valoran es el riesgo por iliquidez.

Ambos modelos, como antes, consisten en un CAPM ajustado por liquidez, en sus dos vertientes:

- i) Como fricción:

$$E_{t-1}(r_{it} - \tilde{c}_{it} - r_f) = \lambda_{t-1} \frac{Cov_{t-1}(r_{it} - \tilde{c}_{it}; r_{mt})}{Var_{t-1}(r_{mt})} \quad (6)$$

- ii) Como fuente de riesgo sistemático:

$$E_{t-1}(r_{it} - r_f) = \lambda_{t-1} \frac{Cov_{t-1}(r_{it}; r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}{Var_{t-1}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})} \quad (7)$$

En el que, descomponiendo la covarianza, tenemos:

$$E_{t-1}(r_{it} - r_{ft}) = \lambda_{t-1} \left[ \frac{\text{Cov}_{t-1}(r_{it}; r_{mt})}{\text{Var}_{t-1}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})} - \frac{\text{Cov}_{t-1}(r_{it}; \tilde{c}_{mt})}{\text{Var}_{t-1}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})} \right]$$

El primer modelo implica la relación estándar entre rentabilidad esperada y riesgo sistemático, una vez descontados los costes de transacción por iliquidez de cada activo: la única beta del modelo recoge la covarianza del activo con el rendimiento del mercado. Por tanto, en términos incondicionales y teniendo en cuenta que trabajamos con carteras, se trata de estimar la relación de sección cruzada (8),

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \tilde{c}_{pt} + \lambda \beta_{pt} + \mu_{pt} \quad (8)$$

donde,

$$\beta_p = \frac{\text{Cov}(r_{pt} - \tilde{c}_{pt}; r_{mt})}{\text{Var}(r_{mt})}$$

En el segundo caso tenemos un modelo de valoración diferente al CAPM en el sentido de que contempla dos fuentes de riesgo común. De forma que, en términos incondicionales y teniendo de nuevo en cuenta que trabajamos con carteras, la relación de sección cruzada a estimar es (9),

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \lambda_1 \beta_{1pt} + \lambda_2 \beta_{2pt} + \mu_{pt} \quad (9)$$

donde,

$$\beta_{p1} = \frac{\text{Cov}(r_{pt}; r_{mt})}{\text{Var}(r_{mt})}$$

$$\beta_{p2} = \frac{\text{Cov}(r_{pt}; \tilde{c}_{mt})}{\text{Var}(\tilde{c}_{mt})}$$

$$\lambda_1 = \lambda \frac{\text{Var}(r_{mt})}{\text{Var}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}$$

$$\lambda_2 = \lambda \frac{\text{Var}(\tilde{c}_{mt})}{\text{Var}(r_{mt} - \tilde{c}_{mt})}$$

Los modelos presentados son estimados según la metodología propuesta por Fama y MacBeth (1973). Para comparar la actuación de las diferentes especificaciones utilizamos el coeficiente de determinación  $R^2$  ajustado obtenido a partir de la media de las sumas totales y sumas residuales entre todas las regresiones de sección cruzada. En el Cuadro 3 presentamos los coeficientes estimados de ambos modelos para las 10 carteras de iliquidez construidas.

### Cuadro 3 CAPM ajustado a la liquidez

Coefficientes estimados por el procedimiento de Fama y MacBeth (1973) para las 10 carteras de liquidez construidas de un CAPM ajustado por liquidez en sus dos versiones: como fricción,

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \tilde{c}_{pt} + \lambda \beta_{pt} + \mu_{pt}$$

y como fuente de riesgo sistemático,

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \lambda_1 \beta_{1pt} + \lambda_2 \beta_{2pt} + \mu_{pt}$$

Entre paréntesis presentamos el estadístico *t* de significatividad individual corregido por Shanken (1992). El modelo se estima para una muestra mensual de datos desde enero de 1995 a diciembre de 2004. La última columna presenta el coeficiente de determinación ajustado, obtenido como la media de las 120 sumas totales y 120 sumas residuales de cada regresión de sección cruzada.

MODELO	Cte.	$\tilde{c}_p$	$\beta_p$	$\beta_{1p}$	$\beta_{2p}$	R <sup>2</sup> Aj.
Como fricción	0,905* (6,92)	-0,029 (-1,31)	0,195* (5,77)			0,282
Como fuente de riesgo sistemático	0,311 (0,92)			0,383 (1,51)	-4,997* (-2,21)	0,444

Nota: \* significativo al 5%.

En primer lugar, cuando en el modelo consideramos la liquidez como una característica de los activos, los resultados obtenidos nos indican que existe una relación significativa y positiva entre rentabilidad esperada y riesgo sistemático una vez descontados los costes de transacción por la iliquidez de cada activo. Sin embargo, en este caso el coeficiente alfa estimado es significativamente distinto de cero, lo que nos hace suponer que el modelo, al menos bajo la imposición de un activo libre de riesgo, está inadecuadamente especificado.

En cambio, cuando estimamos el modelo ajustado a la liquidez como fuente de riesgo sistemático, los resultados que obtenemos son los siguientes. En primer lugar, el intercepto no es significativamente distinto de cero, lo que nos hace pensar que el modelo está bien especificado.

Por otro lado, el precio de mercado estimado para cada fuente de riesgo tiene signos consistentes con la predicción del modelo, siendo el precio de mercado por riesgo de liquidez negativo y significativo a niveles convencionales. La idea que subyace detrás de este resultado es que si una cartera ofrece bajos rendimientos cuando hay poca liquidez en el mercado (esto es,  $\beta_{2p} < 0$ ), se trata de una cartera de alto riesgo de iliquidez y se le exigirá un rendimiento alto para que los individuos la elijan para invertir. Así,  $\lambda_2$  debe ser negativo para que la prima por riesgo de iliquidez sea positiva. Y al contrario con las carteras que ofrecen altos rendimientos en momentos de poca liquidez, porque se trata de carteras de cobertura. También es importante señalar que este resultado es consistente con la evidencia obtenida por Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005) quienes, empleando la medida de Amihud (2002), encuentran resultados favorables a la existencia de un significativo premio por iliquidez en el mercado bursátil español.

Por último, un análisis comparativo de ambos modelos en base al coeficiente de determinación ajustado, nos permite indicar que este segundo modelo ajustado a la liquidez como fuente



---

de riesgo sistemático es más apropiado para reflejar la valoración que hacen los inversores de la liquidez en nuestro mercado y en los años objeto de estudio.

### **5.1. Contrastes de robustez**

A continuación presentamos diversos contrastes de robustez con el objetivo de comprobar en qué medida los resultados obtenidos previamente pueden estar afectados por la consideración de determinadas características de los títulos o del procedimiento de construcción de las carteras.

#### **a) Variables de control**

En relación con otras características de los títulos que no son consideradas medidas de riesgo y que incluimos en el estudio como posibles determinantes de la esperanza de rentabilidad, hemos seleccionado aquellas variables para las que existe una razón teórica y una evidencia previa que justifique su consideración.

En primer lugar hemos considerado el tamaño de los títulos con el objetivo de analizar si persiste el efecto tamaño después de ajustar las rentabilidades por el riesgo de liquidez. Trabajos precedentes, como los realizados para el mercado español por Rubio (1988), Gómez Sala y Marhuenda (1998) y Menéndez (2000), entre otros, documentan como los títulos de reducida capitalización bursátil obtienen una rentabilidad ajustada al riesgo superior a la obtenida por el resto de títulos del mercado.

Del mismo modo, incluimos el ratio *book-to-market* debido a la fuerte relación que tiene con las rentabilidades medias, documentada por Menéndez (2000) y Nieto y Rubio (2002), entre otros, bajo el análisis de diferentes modelos de valoración.

En el Cuadro 4 presentamos los resultados obtenidos en relación a este contraste de robustez. En relación al coeficiente relacionado con el tamaño de los títulos, hay que señalar que para ninguno de los dos modelos considerados es significativo. Esto puede ser debido a la estrecha relación que existe entre la iliquidez y el tamaño de los títulos, como ya se reflejaba en el Cuadro 1, donde se recogían las propiedades de las carteras de iliquidez, y se observa una relación inversa entre el nivel de iliquidez de las carteras y el nivel de capitalización de las mismas.

En relación al coeficiente asociado con la variable *book-to-market*, éste es significativo cuando consideramos la liquidez como fuente adicional de riesgo sistemático. En este caso el ratio *book-to-market* tiene un poder explicativo sobre la esperanza de rentabilidad. Resultado que es consistente con la evidencia empírica previa para el mercado bursátil español. La explicación económica en relación a la variable *book-to-market* la basamos en que, cuanto más elevado es el cociente valor contable-valor de mercado, mayor es la penalización que el mercado realiza sobre las empresas, al considerar que la capacidad de las mismas para generar recursos futuros es relativamente pobre, exigiendo los inversores una mayor rentabilidad en compensación.

En relación a la comparación entre ambos modelos, los resultados son muy similares a los obtenidos previamente. En base al coeficiente de determinación ajustado, el modelo más apropiado para reflejar la valoración que hacen los inversores de la liquidez en el mercado es aquel en el que consideramos la liquidez como fuente de riesgo sistemático.

#### **b) Carteras de capitalización, book-to-market y momentum**

El objetivo de este contraste de robustez adicional es el de analizar que los resultados obtenidos previamente no han sido consecuencia del procedimiento de construcción de las carteras. Este procedimiento de contraste de robustez es empleado con frecuencia en el análisis empírico de modelos de valoración. Destacamos por su relación directa con el presente estudio los de Pastor y Stambaugh (2003), Acharya y Pedersen (2005) y Martínez, Nieto, Rubio y Tapia (2005).

### Cuadro 4 Contraste de robustez. Variables de control

Coefficientes estimados por el procedimiento de Fama y MacBeth (1973) para las 10 carteras de liquidez construidas de un CAPM ajustado por liquidez en sus dos versiones: como fricción y como fuente de riesgo sistemático añadiendo las variables de control  $\ln(tam_p)$  y  $BM_p$ , variables tamaño y *book-to-market* de cada cartera respectivamente. Entre paréntesis presentamos el estadístico *t* de significatividad individual corregido por Shanken (1992). El modelo se estima para una muestra mensual de datos desde enero de 1995 a diciembre de 2004. La última columna presenta el coeficiente de determinación ajustado, obtenido con la media de las 120 sumas totales y 120 sumas residuales de cada regresión de sección cruzada.

MODELO	Cte.	$\tilde{c}_p$	$\beta_p$	$\beta_{1p}$	$\beta_{2p}$	$\ln(tam_p)$	$BM_p$	R <sup>2</sup> Aj.
Como fricción	1,043 (0,87)	-0,032 (-0,93)	0,195* (6,02)			-0,032 (-0,12)		0,163
	1,439* (2,20)	0,069 (0,45)	0,176* (6,19)				1,391 (0,69)	0,207
	2,162** (1,74)	0,088 (0,61)	0,175* (6,77)			-0,124 (-0,49)	1,866 (1,07)	0,155
Como fuente de riesgo sistemático	0,752 (0,83)			0,393 (1,58)	-5,139* (-2,29)	-0,113 (-0,60)		0,394
	-0,138 (-0,29)			0,496** (1,84)	-6,146* (-2,24)		0,516* (1,98)	0,493
	-0,595 (-0,37)			0,521 (1,53)	-6,38** (-1,80)	-0,083 (-0,31)	0,668** (1,79)	0,404

Nota: \*, \*\* significativo al 5% y 10% respectivamente.

Como primer paso, estimamos el modelo en base a carteras construidas por tamaño, clasificando los activos en 10 carteras en función de su nivel de capitalización bursátil al final del año previo. Los pasos seguidos en la estimación son análogos a los realizados en base a las carteras de iliquidez.

En el Panel A del Cuadro 5 presentamos los resultados obtenidos en relación a este contraste de robustez. Éstos son muy similares a los obtenidos previamente para el conjunto de carteras de iliquidez, pudiendo mantener las conclusiones obtenidas en relación a que el modelo ajustado a la liquidez como fuente de riesgo sistemático es más apropiado para reflejar la valoración que hacen los inversores de la liquidez en el mercado español, en base al coeficiente de determinación ajustado. Para ambos modelos, el intercepto no es significativamente distinto de cero, lo que nos hace pensar que están bien especificados. Por otro lado, el precio de mercado estimado para cada fuente de riesgo tiene signos consistentes con la predicción de cada modelo, siendo significativos a niveles convencionales.

## Cuadro 5

### Contraste de robustez. Carteras de tamaño, *book-to-market* y *momentum*

Coefficientes estimados por el procedimiento de Fama y MacBeth (1973) de un CAPM ajustado por liquidez en sus dos versiones: como fricción y como fuente de riesgo sistemático. En el Panel A presentamos los resultados obtenidos para las 10 carteras de tamaño construidas. En el Panel B presentamos los resultados para las 10 carteras construidas en base al ratio *book-to-market*. Y en el Panel C los resultados para las 10 carteras de *momentum* construidas utilizando periodos de formación y mantenimiento de 6 meses y dejando transcurrir un mes entre ambos. Entre paréntesis presentamos el estadístico *t* de significatividad individual corregido por Shanken (1992). El modelo se estima para una muestra mensual de datos desde enero de 1995 a diciembre de 2004. La última columna presenta el coeficiente de determinación ajustado, obtenido con la media de las 120 sumas totales y 120 sumas residuales de cada regresión de sección cruzada.

MODELO	Cte.	$\tilde{c}_p$	$\beta_p$	$\beta_{1p}$	$\beta_{2p}$	$R^2$ Aj.
Panel A: Carteras de tamaño						
Como fricción	1,217 (1,26)	-0,204** (-1,71)	0,693* (4,55)			0,254
Como fuente de riesgo sistemático	0,952 (0,82)			1,356* (6,91)	-6,290** (-1,89)	0,424
Panel B: Carteras <i>book-to-market</i>						
Como fricción	0,885 (1,21)	-0,114 (-0,46)	0,567 (1,51)			0,213
Como fuente de riesgo sistemático	0,967 (1,38)			1,328 (1,47)	-1,488 (-1,61)	0,341
Panel C: Carteras de <i>momentum</i>						
Como fricción	0,025 (1,19)	-0,181 (-0,97)	0,128 (1,15)			0,208
Como fuente de riesgo sistemático	0,285 (1,43)			1,222 (1,34)	-2,180 (-1,46)	0,311

Nota: \*, \*\* significativo al 5% y 10% respectivamente.

No obstante, también estimamos el modelo de valoración de activos ajustado a la liquidez en base a carteras construidas en base al ratio *book-to-market*, clasificando los activos en 10 carteras en función del valor alcanzado por dicho ratio al final del año previo. Los pasos seguidos en la estimación son análogos a los realizados en base a las carteras de iliquidez y de tamaño.

En el Panel B del Cuadro 5 presentamos los resultados obtenidos para los dos modelos ajustados por liquidez considerados. En ambos casos, los coeficientes estimados pierden significatividad al ser contrastados en base a las carteras de *book-to-market*, lo que nos indica que los modelos considerados no contribuyen a explicar la variabilidad en sección cruzada de dichas carteras. Estos resultados son favorables a la evidencia empírica previa para el mercado bursátil español que documentan la impor-



tante implicación del ratio *book-to-market* en la valoración de activos (Menéndez, 2000; Nieto y Rubio, 2002; Martínez, Nieto, Rubio y Tapia, 2005), como se puso de manifiesto anteriormente.

Por último, siguiendo a Forner y Marhuenda (2005), construimos 10 carteras de *momentum* utilizando periodos de formación y mantenimiento de 6 meses y dejando transcurrir un mes entre ambos. Con este último análisis contribuimos a incrementar la corriente actual de investigación que examina el riesgo de liquidez asociado con las estrategias de *momentum*, como fue inicialmente propuesto por Pastor y Stambaugh (2003). Los resultados obtenidos por Sadka (2004) nos indican que una parte significativa, aunque no toda, de la rentabilidad obtenida con las estrategias de *momentum* puede ser explicada por un premio de liquidez. En otras palabras, las estrategias de *momentum* proporcionan una mayor rentabilidad durante los periodos que experimentan *shocks* positivos de liquidez, y menor rentabilidad durante periodos de *shocks* negativos.

En el Panel C del Cuadro 5 presentamos los resultados obtenidos. A pesar de la evidencia empírica previa obtenida para el mercado norteamericano por Sadka (2004), el análisis efectuado nos indica que los coeficientes estimados no son significativos cuando empleamos las carteras de *momentum*. Por lo que cabe concluir, como en el caso anterior, que los modelos de valoración ajustados a la liquidez objeto de estudio no son capaces de explicar la variabilidad en sección cruzada de carteras construidas según el *momentum* de sus componentes.

## 6. CONCLUSIONES

Entre las razones que nos han motivado a la realización del presente estudio, partimos de considerar que el nivel de liquidez, junto con el rendimiento esperado y el riesgo, constituyen los puntos de referencia esenciales en la toma de decisión de cualquier inversión financiera. Es por ello que uno de los ámbitos de la investigación financiera actual se centra en analizar cómo afecta la liquidez a la formación del precio de los activos financieros.

Partimos del modelo de valoración ajustado a la liquidez propuesto por Acharya y Pedersen (2005), en el que la medida de riesgo global de un activo se puede interpretar como la suma de cuatro componentes: la beta habitual, una beta que mide cuanto de ilíquido es el activo respecto a la iliquidez general del mercado, una beta que mide los movimientos del rendimiento del activo con respecto a la iliquidez general del mercado y una beta que mide cuánto de ilíquido es el activo con respecto al momento económico. Sin embargo, tanto la evidencia empírica previa como los resultados obtenidos para el análisis en el mercado español nos indican que dichas betas comparten información y el análisis de su significatividad individual en la explicación de rentabilidades medias se complica.

Sin embargo, una sencilla transformación del modelo original nos permite diferenciarlo en dos modelos ajustados por liquidez, un primer modelo considerando la liquidez como fricción y un segundo modelo considerando la liquidez como fuente adicional de riesgo sistemático. El análisis comparativo de ambos modelos nos permite indicar que el modelo ajustado a la liquidez como fuente de riesgo sistemático es el más apropiado para reflejar la valoración que hacen los inversores de la liquidez en nuestro mercado y en los años de estudio.

También hay que destacar que los modelos de valoración ajustados a la liquidez objeto de estudio proporcionan mejores resultados cuando son contrastados en base a las carteras construidas por iliquidez y tamaño. En cambio, los coeficientes estimados pierden significatividad al ser contrastados en base a las carteras de *book-to-market* y *momentum*, por lo que debemos concluir que dichos modelos no contribuyen a explicar estas anomalías.

---

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

- Acharya, V. y L. Pedersen, 2005. Asset Pricing with Liquidity Risk, *Journal of Financial Economics* 77, 375-410.
- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
- Amihud, Y. y H. Mendelson, 1986. Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Amihud, Y. y H. Mendelson, 1989. The Effect of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns. *Journal of Finance* 44, 479-486.
- Black, F., M. Jensen y M. Scholes, 1972. The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, Praeger Publishers, 79-121.
- Brennan, M.J., T. Chordia y A. Subrahmanyam, 1998. Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns, *Journal of Financial Economics* 49, 345-373.
- Brennan, M.J. y A. Subrahmanyam, 1996. Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns, *Journal of Financial Economics* 41, 341-364.
- Chalmers, J. y G. Kadlec, 1998. An Empirical Examination of the Amortized Spread, *Journal of Financial Economics* 48, 159-188.
- Chollete, L. 2004. Asset Pricing Implications of Liquidity and Its Volatility. Working paper, Columbia Business School.
- Chordia, T.; R. Roll y A. Subrahmanyam, 2000. Commonality in liquidity, *Journal of Financial Economics* 56, 3-28.
- Chordia, T., A. Subrahmanyam y R. Anshuman, 2001. Trading activity and expected stock returns, *Journal of Financial Economics* 59, 3-32.
- Datar, V.; N. Naik y R. Radcliffe, 1998. Liquidity and stock returns: An alternative test, *Journal of Financial Markets* 1, 203-219.
- Easley, D., S. Hividdkjaer y M. O'Hara, 2002. Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?, *Journal of Finance* 57, 2185-2221.
- Eleswarapu, V. 1997. Cost of Transacting and Expected Returns in the Nasdaq Market, *Journal of Finance* 52, 2113-2127.
- Eleswarapu, V. y M. Reinganum, 1993. The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing, *Journal of Financial Economics* 34, 373-386.
- Fama, E.F. y K.R. French, 1992. The cross section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427-466.
- Fama, E.F. y K.R. French, 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, E.F. y J. Macbeth, 1973. Risk and return: some empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 607-636.

- Forner, C. y J. Marhuenda. 2005. Contrarian and Momentum Strategies in the Spanish Stock Market, *European Financial Management* 9, 67-88.
- Gallego, A. J.C. Gómez y J. Marhuenda, 1992. Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 92-13.
- Gibbons, M., 1982. Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach, *Journal of Financial Economics* 10, 3-27.
- 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, 157-178.
- Gómez Sala, J.C., 2001. Rentabilidad y liquidez alrededor de la fecha de desdoblamiento de las acciones, *Investigaciones Económicas* 25, 171-202.
- Gómez Sala, J.C. y J. Marhuenda, 1998. La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 97, 1033-1059.
- Gómez-Bezares, F., J.A. Madariaga y J. Santibáñez, 1994. *Valoración de acciones en la Bolsa Española*, Desclée de Brouwer, Bilbao.
- Hasbrouck, J. y D.J. Seppi, 2001. Common factors in prices, order flows, and liquidity, *Journal of Financial Economics* 59, 383-411.
- Huberman, G. y D. Halka, 2001. Systematic liquidity, *Journal of Financial Research* 24, 161-178.
- Jacoby, G., D. Fowler y A. Gottesman, 2000. The capital asset pricing model and the liquidity effect: A theoretical approach, *Journal of Financial Markets* 3, 69-81.
- Lintner, J., 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Martínez, M.A.; B. Nieto; G. Rubio y M. Tapia, 2005. Asset Pricing and Systematic Liquidity Risk: An empirical investigation of the Spanish Stock Market, *International Review of Economics and Finance* 14, 81-103.
- Menéndez, S., 2000. Determinantes fundamentales de la rentabilidad de las acciones, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 106, 1015-1031.
- Menéndez, S. y S. Gómez-Ansón, 2003. Stock splits: motivations and valuation effects in the Spanish market, *Investigaciones Económicas* 27, 459-490.
- Nieto, B. y G. Rubio, 2002. El modelo de valoración con cartera de mercado: una nueva especificación del coeficiente beta, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 113, 697-723.
- Pastor, L. y R. Stambaugh, 2003. Liquidity risk and expected stock returns, *Journal of Political Economy* 111, 642-685.
- Rubio, G., 1988. Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market, *Journal of Banking and Finance* 12, 221-242.
- Rubio, G., 1991. Formación de Precios en el Mercado Bursátil: Teoría y Evidencia Empírica, *Cuadernos Económicos de I.C.E.* 49, 157-18.
- Sadka, R., 2004. Momentum, Liquidity Risk, and Limits to Arbitrage, Northwestern University.
- Sentana, E., 1995. Riesgo y rentabilidad en el mercado español de valores, *Moneda y Crédito* 200, 133-167.
- Sentana, E., 1997. Risk and return in the Spanish stock market: some evidence from individual assets, *Investigaciones Económicas* 21, 297-359.
- Shanken, J. 1992. On the Estimation of Beta Pricing Models. *Review of Financial Studies* 5, 1-34.
- Sharpe, W., 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance* 19, 425-442.