

RESULTADOS PRELIMINARES SOBRE LA ESTACIONALIDAD DE LA PRIMA POR LIQUIDEZ EN ESPAÑA: EFECTOS FISCALES

*Mikel Tapia Torres**

En este trabajo, estudiamos la estacionalidad de la prima por liquidez. Concretamente, tenemos en cuenta la influencia de la contratación por motivos impositivos. Observamos cómo existen comportamientos claramente diferentes en la prima por liquidez. Sin embargo, dicho comportamiento no está reflejado en los activos con mayor probabilidad de contratación por motivos fiscales. Los resultados se aproximan a los encontrados por Basarrate y Rubio (1995) para la prima por riesgo en el mercado español de valores. Adicionalmente, al incluir la variable tamaño, los resultados se vuelven más débiles.

Palabras clave: *mercados financieros, mercado de valores, contratación bursátil, variaciones estacionales, mercado de renta variable, impuestos, España, 1990-1994.*

Clasificación JEL: *G10, G12, G19, G23.*

1. Introducción

Uno de los tópicos más importantes en economía financiera, y más concretamente, en el estudio del comportamiento de los rendimientos de los activos es la valoración de activos y más concretamente la estacionalidad que observamos en enero. En enero se detectan rentabilidades anormalmente positivas. Podemos observar este efecto en todos los mercados de renta variable del mundo. El mercado español no es una excepción. Entre los trabajos que han destacado dicho efecto, debemos resaltar los de Rubio (1988), Basarrate y Rubio (1994 y 1995), Sentana

(1995) y Rubio y Tapia (1996b)¹. Estos trabajos, con distintas aproximaciones y muestras, observan cómo en el mercado español de valores la prima por riesgo es únicamente positiva en enero. Es decir, los resultados indican que el único momento del año en el que el inversor es compensado del riesgo que asume es en enero.

La justificación que los investigadores han dado para este efecto es el de contratación por motivaciones fiscales. Sabemos que las ganancias o pérdidas de capital no se reconocen fiscalmente hasta que se realizan. Además, en España el tipo impositivo a largo plazo (más de un año) es menor que el de corto plazo. Estos dos hechos provocan un comportamiento claro en los inversores que tratarán de realizar minusvalías a corto plazo y plusvalías a largo plazo. Esto es lo que se conoce como *tax loss*

* Departamento de Economía de la Empresa. Universidad Carlos III de Madrid.

El autor desea agradecer a Roberto Blanco, de la CNMV, y a Jorge Yzaguirre, de la Bolsa de Madrid, la disponibilidad de los datos con los que se realizó este trabajo. También quisiera agradecer el apoyo financiero proporcionado por la Dirección General Interministerial Científica y Técnica (DGICYT), proyecto número PB94-1373. Todos los errores son de su exclusiva responsabilidad.

¹ R&T en adelante.

selling hypothesis, ya enunciada por Roll (1983). Si se cumple, debemos observar una presión a la baja en el precio de los activos que hayan sufrido fuertes minusvalías. Una vez finalizado el año, esta presión desaparece permitiendo que los precios de los activos vuelvan a sus niveles de equilibrio. De este modo, se producen rendimientos (extraordinariamente) altos al principio del año.

Otro de los campos de mayor investigación es la liquidez de los activos financieros. La liquidez del activo es un concepto complejo². De un modo sencillo, podemos definir la liquidez a partir de la horquilla de precios³. Un activo será más líquido cuanto menor sea la horquilla de precios. Podemos resumir las motivaciones de los agentes para imponer una horquilla en tres tipos. Según Stoll (1989), estos componentes son: i) costes operativos: reflejan los costes por operativa; ii) costes de cartera: coste de oportunidad por mantener una determinada cartera; y iii) costes de selección adversa: derivados al realizar transacciones con agentes mejor informados sobre el verdadero valor del activo o su evolución.

La relación entre liquidez y valoración es hasta cierto punto escasa. El nexo de unión es que agentes racionales que paguen mayor prima por liquidez (comprende activos más ilíquidos) exijan mayor rendimiento esperado a dicho activo, ya que la liquidez es un riesgo adicional. Los artículos que explícitamente relacionan ambos campos obtienen resultados diversos dependiendo de la técnica utilizada en el modelo de valoración, la medida de liquidez utilizada y el mercado observado. Artículos importantes son los de Amihud y Mendelson (1986 y 1989), Eleswarapu y Reinganum (1993), Brennan y Subrahmanyam (1994 y 1996), Eleswarapu (1996) y R&T.

A pesar de la heterogeneidad de los trabajos, podemos citar algunas ideas importantes que surgen en la investigación. En primer lugar, la estimación de la prima por liquidez de los acti-

vos es variable, dependiendo de las muestras y las medidas de liquidez que utilizemos. Amihud y Mendelson (1986), midiendo la liquidez como la horquilla, obtienen una prima positiva y significativa que elimina el efecto tamaño. Por otra parte, Eleswarapu y Reinganum (1993) muestran la fuerte estacionalidad de la prima por liquidez (sólo positiva en enero) y los problemas de Amihud y Mendelson (1986) al formar carteras. Por otro lado, Brennan y Subrahmanyam (1996) no incluyen la liquidez sino el coste de selección adversa y el coste operativo. Al incluir estas variables, el efecto estacional de la prima desaparece. Eleswarapu (1996) vuelve a mostrar prima por liquidez positiva y significativa para el NASDAQ⁴. Por último, R&T investigan la existencia de una prima por liquidez en el mercado continuo español y muestran cómo la evidencia encontrada para la prima de riesgo se repite para la prima por liquidez.

A la vista de la evidencia encontrada surgen dos cuestiones. La primera es saber si la hipótesis de contratación por razones impositivas es una explicación de la estacionalidad de la prima por liquidez. Intuitivamente, aquellos activos incluidos en una cartera con alto potencial de contratación impositiva deben tener una prima positiva, ya que son activos con riesgo de iliquidez superior por haber sufrido fuertes pérdidas (los inversores que quieren comprar ofrecen menos por esos activos y los que quieren vender no quieren perder más). La segunda es la obtención de una medida adecuada de lo que los agentes denominan liquidez. En la literatura, no existe consenso respecto a si debemos emplear la horquilla relativa, el coste de iliquidez por selección adversa u otra medida. Vistos los resultados de los artículos, parece una elección importante para justificar la existencia de una prima por liquidez en los modelos de valoración. Este trabajo pretende profundizar en la primera cuestión, es decir, en la explicación de la estacionalidad de la prima por liquidez a través del efecto impositivo.

Entre los resultados que obtenemos, debemos destacar cómo encontramos comportamientos claramente diferentes entre las

² BLACK (1971) describe intuitivamente un mercado líquido como aquél en el cual se cumplen simultáneamente: horquilla pequeña, gran profundidad, inmediatez en órdenes y eficiencia en precios.

³ La horquilla de precios se define como la diferencia entre precio de compra y precio de venta.

⁴ Los otros artículos utilizan datos del NYSE.

carteras formadas a partir de la probabilidad de contratación por motivaciones fiscales. Sin embargo, los resultados se encuentran en la cartera con neutralidad a dicha contratación. Estos resultados se aproximan a los que encuentran Basarrate y Rubio (1995) para la prima del mercado. Estos autores observan cómo gran parte del efecto estacional está recogida por esta cartera. Hay que aclarar que las muestras de este trabajo y de Basarrate y Rubio son diferentes, lo que hace que los resultados sean más intrigantes.

El artículo está organizado como sigue. En el apartado 2, discutimos los datos y las características generales del mercado continuo español. Los resultados empíricos sobre estacionalidad de la prima por liquidez y efectos fiscales basados en la aproximación de Fama y MacBeth están recogidos en el apartado 3. Por último, finalizamos este artículo con las conclusiones en el apartado 4.

2. Datos y descripción del mercado

El mercado bursátil español se define a través de lo que se conoce como SIBE (Sistema de Interconexión Bursátil Español). Su característica principal es que es un sistema dirigido por órdenes. Es decir, existe un libro electrónico de órdenes en el que los agentes apuntan sus órdenes de compra y venta⁵. Así, se producirá una operación cuando dos órdenes se crucen. Supervisando las propuestas de oferta y de demanda, los *brokers* pueden ejecutar órdenes que llegan al mercado contra una existente en el libro. La prioridad en la colocación de las órdenes en el libro está dada por el precio de cada orden y a igualdad de precio por el momento de introducción. La variación mínima de precios transacción es de 10, 5 y 1 pesetas dependiendo de si el precio está por encima de 5.000, entre 5.000 y 1.001 ó por debajo de 1.000 pesetas, siendo la unidad de contratación un título.

Durante los años de la muestra (1990-94), los tipos de órdenes utilizados fueron fundamentalmente: i) órdenes límite: representa el deseo de comprar o vender un número de acciones a un precio fija-

do; si no se ejecuta, dicha orden se apunta en el libro; ii) órdenes de mercado: representa el deseo de comprar o vender un número de acciones al mejor precio del libro, así, la diferencia fundamental es que la orden de mercado se ejecuta inmediatamente, mientras que la orden límite puede ejecutarse o colocarse en el libro.

Diversas características del mercado durante el período citado (1990-94) son: i) las órdenes límite supusieron el 85,9 por 100 del total de órdenes; ii) el 44,7 por 100 de todas las órdenes se tradujo en operaciones; y iii) el 46 por 100 de las órdenes se introdujo en las dos primeras horas.

Además, hay que indicar que el mercado español es un mercado altamente concentrado. Los diez activos con más transacciones representan el 60 por 100 de la contratación total. Por último, hay que indicar también que el mercado español está volviéndose más importante durante los últimos años. El volumen de contratación del mercado español representa el 2,6 por 100 del mercado de Nueva York, el 6,2 por 100 del de Londres, y el 32,2 por 100 del de París. Estos porcentajes son pequeños pero han crecido constantemente durante los últimos años.

Para realizar este trabajo utilizamos los siguientes datos. Desde diciembre de 1990 hasta octubre de 1994, disponemos de: i) precios de cierre diarios para 70 empresas del mercado continuo⁶. Con estos datos, calculamos rendimientos semanales continuamente compuestos, corrigiéndolos por dividendos y ampliaciones⁷; ii) total de acciones desembolsadas de cada título al final de cada año; iii) rendimiento del IGBM; y iv) media de los cinco mejores precios de compra y los cinco mejores precios de venta y número de acciones disponible a cada precio para cada activo. Empleamos esta información para calcular dos características de liquidez diarias para cada activo: la horquilla relativa, como la diferencia entre los mejores precios de compra y venta dividida por la media de dichos precios, y la profundidad obtenida como la suma de las acciones aparcadas a dichos precios.

⁵ Otros mercados con sistemas de contratación parecidos son los de Toronto, Tokio y París.

⁶ Esta muestra representa más del 90 por 100 del total de la capitalización del mercado durante todo el período.

⁷ Calculamos rendimientos semanales usando los precios de cierre de los viernes.

3. Estacionalidad de la prima por liquidez y efectos fiscales

La aproximación de Fama y MacBeth

El interés de este trabajo está relacionado con los resultados encontrados por R&T para esta misma muestra de activos. Por esta razón utilizamos su misma clasificación de activos. Así, los resultados empíricos de los apartados siguientes están obtenidos a partir de activos individuales. Antes de profundizar en las relaciones entre los rendimientos y la liquidez, calculamos las carteras formadas a partir de la motivación impositiva. Para ello, definimos *PCI* como la medida de probabilidad de ser contratadas por efecto impositivo:

$$PCI_j = \frac{P Final_j}{P Max_T} \quad [1]$$

donde *j* indica activo y *T* año 1990 a 93. Así, si el cociente *PCI* está próximo a 1 (0) la probabilidad de que ese activo vaya a ser contratado por motivaciones impositivas es pequeña (grande). Para cada activo y cada año calculamos su cociente *PCI*. Clasificamos nuestros activos en tres carteras: *PC1*, *PCI2* y *PCI3* que recogen los activos con alta, media y baja probabilidad de ser contratados por motivos fiscales.

El Cuadro 1 recoge la media de algunas variables relevantes de estas carteras formadas por motivaciones impositivas.

Los números revelan un comportamiento claramente diferente entre las distintas carteras. En primer lugar, la horquilla relativa de la cartera *PCI1* es mayor que las otras dos carteras para cada uno de los tres subperiodos. Además, podemos observar cómo en enero la horquilla relativa es superior a la del resto del año y naturalmente a la del período completo. Esta evidencia confirma inicialmente nuestra hipótesis: los efectos fiscales parecen justificar la estacionalidad de la prima por liquidez. Adicionalmente, también encontramos un comportamiento parecido en la profundidad. El período del año con menor profundidad es enero en las tres carteras. Respecto

a la comparación entre carteras, la cartera *PCI3* es la que tiene mayor profundidad y menor horquilla relativa. La mayor liquidez de esta cartera, puede estar influida por el hecho de que son los activos de mayor tamaño los incluidos en ella, como muestra la capitalización bursátil. Rubio y Tapia (1996a) muestran que existe una relación inversa entre la capitalización bursátil y la horquilla y que los activos más grandes tienen mayor profundidad. Es decir, los activos más grandes en capitalización tienen mayor liquidez⁸.

Respecto al rendimiento, la cartera *PCI1* tiene un valor mayor en enero que en el resto del año y, además, dicho rendimiento es mayor que el de las otras carteras en los distintos períodos. Por último, es necesario indicar cómo la volatilidad medida a través del rendimiento al cuadrado de esta misma cartera es superior a la de las otras dos.

Esta primera evidencia muestra pautas de comportamiento claramente diferentes entre las carteras. Este hecho permite esperar que estas diferencias expliquen la estacionalidad de la prima por liquidez. A continuación, estudiamos la relación existente entre la fiscalidad que se aplica a los inversores y las consecuencias que sobre la prima de liquidez tiene dicha fiscalidad.

En nuestra aproximación a la estacionalidad de la prima por liquidez utilizamos activos individuales en lugar de carteras⁹. De este modo, empleamos rendimientos individuales en las regresiones semanales de sección cruzada del tipo de Fama-MacBeth (1973). Para cada una de las semanas de la muestra, realizamos una regresión de sección cruzada de los rendimientos de los activos individuales sobre una constante, una estimación de beta, y la horquilla relativa de cada empresa agrupada en tres variables diferentes según la cartera *PCI* en la que la empresa está situada¹⁰.

⁸ Diversos trabajos han encontrado evidencia de dicha relación (McINISH y WOOD (1992) para el NYSE, LEHMAN y MODEST (1994) para el Tokyo Stock Exchange y R&T para el Mercado Continuo).

⁹ Hay que indicar que los trabajos previos citados, con excepción de R&T, han usado carteras en sus regresiones.

¹⁰ La muestra de activos va desde 59 hasta 69 y tenemos un total de 198 semanas. Debiéramos recordar que, como más adelante mostramos, también realizamos un segundo conjunto de regresiones de sección cruzada, el cual incluye el tamaño como variable explicativa adicional.

CUADRO 1
MEDIDAS DE VARIABLES DE LIQUIDEZ

Horquilla relativa									
	PCI1			PCI2			PCI3		
	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año
Media	0,33	0,38	0,33	0,28	0,35	0,27	0,21	0,29	0,20
Profundidad									
	PCI1			PCI2			PCI3		
	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año
Media	979,78	803,47	996,34	809,08	774,14	812,36	2.962,97	2.558,56	3.000,95
Rendimiento									
	PCI1			PCI2			PCI3		
	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año
Media	0,00	0,69	-0,06	0,01	0,46	-0,02	0,06	0,41	0,03
Volatilidad (rendimiento al cuadrado)									
	PCI1			PCI2			PCI3		
	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año
Media	0,12	0,15	0,12	0,05	0,08	0,05	0,03	0,05	0,02
Capitalización bursátil									
	PCI1			PCI2			PCI3		
Media	70.910,77			117.345,47			261.371,93		

NOTA: El Cuadro contiene las medias de distintas variables para las carteras formadas a partir del potencial de contratación por fiscalidad. Concretamente, la fórmula para clasificar a los activos es:

$$PCI_j = \frac{P_{Final_j}}{P_{Max,T}}$$

donde j indica activo, T año 1990 a 93 y el numerador es el precio del último día de contratación del año correspondiente. Así, si el cociente PCI está próximo a 1 (0) la probabilidad de que ese activo vaya a ser contratado por motivaciones impositivas es pequeña (grande). Para cada activo y cada año calculamos su cociente PCI . Clasificamos nuestros activos en tres carteras según su PCI . Las variables incluidas son: i) horquilla relativa en porcentaje; ii) profundidad medida en miles; iii) rendimiento semanal calculado a partir de las observaciones de los viernes; iv) volatilidad como dicho rendimiento al cuadrado; v) capitalización bursátil. Es necesario indicar que las carteras cambian cada año y entran activos en la muestra a lo largo del período muestral.

Al igual que anteriormente, la horquilla relativa de cada activo es la media de la horquilla calculada sobre los tres meses anteriores a la semana en la cual realizamos la regresión de sección cruzada. Debemos indicar que en este tipo de análisis, la mayor dificultad reside en la estimación de la beta de los activos individuales. Para evitar errores de estimación de las betas individuales, utilizamos dos correcciones. En primer lugar, estimamos las betas semanales a partir de 16 carteras¹¹, y en segundo lugar estimamos betas con la metodología propuesta por Fowler y Rorke (1983). En particular, las betas F-R vienen dadas por la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \text{plim} \hat{\beta}_i = & \left[\frac{1 + \rho_1 + \rho_2}{1 + 2\rho_1 + 2\rho_2} \right] \beta_{i+2} + \left[\frac{1 + 2\rho_1 + \rho_2}{1 + 2\rho_1 + 2\rho_2} \right] \beta_{i+1} + \beta_i \\ & + \left[\frac{1 + 2\rho_1 + \rho_2}{1 + 2\rho_1 + 2\rho_2} \right] \beta_{i-1} + \left[\frac{1 + \rho_1 + \rho_2}{1 + 2\rho_1 + 2\rho_2} \right] \beta_{i-2} \end{aligned} \quad [2]$$

donde β_{i+t} son las betas estimadas de una regresión múltiple del rendimiento de la cartera sobre el rendimiento del mercado con distintos adelantos y atrasos, y ρ_τ son los coeficientes de correlación serial del índice de mercado¹².

De este modo, asignamos a cada activo la beta correspondiente a la cartera en la que este activo se encuentre durante la semana anterior a la cual realizamos la regresión de sección cruzada¹³. Así, la beta del activo no permanece constante ya que las carteras cambian semanalmente.

El tipo de regresiones de sección cruzada que realizamos viene dado por la siguiente ecuación¹⁴:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{it} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{2j} SPPCI_{jt} + u_{it} \quad [3]$$

¹¹ Estas carteras están formadas a partir de horquilla relativa media y capitalización bursátil. Para ver una descripción más detallada de la formación y características de estas carteras, véase R&T.

¹² No tratamos de calcular el número óptimo de adelantos y atrasos por el contraste de especificación de Akaike. Sin embargo, nuestra experiencia previa con estos datos sugiere que el número de adelantos y atrasos es suficiente. Hay que indicar, adicionalmente, que el índice utilizado es el IGBM.

¹³ Ver FAMA y FRENCH (1992), y KOTHARI, SHANKEN y SLOAN (1995).

¹⁴ Además, realizamos las regresiones con la variable profundidad pero, al igual que en R&T, dicha variable no es significativa y por ello no incluimos los resultados.

donde: R_{it} es el rendimiento total del activo i en la semana t ; γ_0 denota el rendimiento de la cartera cero-beta (relativa a la cartera de mercado); γ_1 es la prima por riesgo de mercado; $\hat{\beta}_{it}$ es la estimación de la beta; γ_{2j} denota la prima por liquidez asociada a cada una de las tres variables formadas a partir de PCI ; $SPPCI_{jt}$ indica la horquilla relativa del activo i en la semana t de la cartera j , calculada como la media de la horquilla relativa en los tres meses anteriores; u_{it} es una perturbación aleatoria.

Realizamos la regresión de sección cruzada para las semanas disponibles en nuestra muestra. La media de los coeficientes proporciona contrastes estándar a la Fama-MacBeth para analizar qué variables explicativas son, en media, valoradas en el mercado de valores español, durante el período muestral¹⁵.

En el segundo tipo de regresiones de sección cruzada, incorporamos el logaritmo neperiano de la capitalización bursátil como una variable explicativa adicional:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{it} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{2j} SPPCI_{jt} + \gamma_3 \log(Size_{it}) + u_{it} \quad [4]$$

donde $\log(Size_{it})$ es la capitalización de cada activo durante la semana t , calculada el último día del año anterior. La idea es que las variaciones en liquidez como consecuencia del efecto impositivo pueden estar determinadas por el tamaño de la empresa que, como está sobradamente argumentado, es una variable que está correlacionada positivamente con la liquidez.

El Cuadro 2 contiene los resultados de las regresiones descritas anteriormente.

Desde el punto de vista de los modelos teóricos habituales, los resultados no son absolutamente desalentadores. Los resultados muestran un rendimiento cero-beta positivo y significativo y una prima por riesgo negativa pero no significativa. De acuerdo con los resultados recientes en esta literatura de finanzas empíricas y a los análisis previos del mercado bursátil español, nuestras regresiones muestran que la beta

¹⁵ Debemos indicar que, contrariamente a los trabajos anteriores que usan esta metodología, nuestros errores estándar de la media de los tres coeficientes son robustos por heterocedasticidad.

CUADRO 2
REGRESIONES DE ACTIVOS INDIVIDUALES A LA FAMA-MACBETH

	Regresiones con horquilla (A)			Regresiones con horquilla y tamaño (B)		
	Todo el período	Enero	Resto del año	Todo el período	Enero	Resto del año
Constante.....	0,518 (1,96)	0,047 (0,06)	0,563 (2,01)	-0,591 (0,56)	4,493 (1,06)	-1,068 (1)
Beta.....	-0,287 (1,22)	1,482 (2,07)	-0,453 (1,85)	-0,108 (0,47)	0,705 (0,82)	-0,184 (0,77)
Horq. PCI1.....	-7,031 (0,76)	11,16 (0,34)	-8,74 (0,91)	-0,14 (0,01)	-10,295 (0,43)	0,813 (0,08)
Horq. PCI2.....	7,109 (0,73)	7,098 (2,01)	1,11 (0,11)	7,415 (0,74)	53,965 (1,31)	3,042 (0,29)
Horq. PCI3.....	-2,334 (0,35)	-35,781 (1,63)	0,806 (0,11)	-2,176 (0,33)	-28,79 (1,16)	0,322 (0,04)
Tamaño.....	-	-	-	0,075 (1,06)	-0,287 (1,01)	0,109 (1,5)

NOTA: Estimaciones de los coeficientes de las regresiones de sección cruzada en dos etapas de los rendimientos semanales de los activos individuales. Realizamos 198 regresiones de sección cruzada desde enero de 1991 hasta octubre de 1994. La muestra de activos va desde 59 hasta 69. La horquilla relativa de un activo es la horquilla en pesetas dividida por la media de los precios de oferta y demanda. Las horquillas están basadas en la media de los cinco mejores precios de compra y de venta. Las horquillas relativas individuales empleadas en las regresiones de sección cruzada están calculadas sobre los tres meses anteriores a la semana de referencia. Las betas están estimadas usando las betas de todo el período para las 16 carteras clasificadas por horquilla relativa y tamaño. Estimamos las betas por el procedimiento de FOWLER y RORKE (1983). Asignamos a cada activo la beta de la cartera a la que éste pertenece en la semana anterior a la realización de la sección cruzada. Las estimaciones recogidas son la media de la serie temporal de los 198 coeficientes obtenidos a lo largo de las regresiones de sección cruzada. Empleamos errores estándar robustos para calcular los estadísticos-t. Todos los números son porcentajes. Las regresiones vienen dadas por:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{it} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{2j} SPPCI_{it}^j + u_{it} \quad [3]$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{it} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{2j} SPPCI_{it}^j + \gamma_3 \log(Size_{it}) + u_{it} \quad [4]$$

donde *SPPCI* es la horquilla relativa de cada activo perteneciente a un grupo de PCI durante cada semana, y *Size* es la capitalización bursátil.

ayuda a explicar la variación de sección cruzada de los rendimientos en el modo predicho por la tradicional versión empírica del CAPM. Además, encontramos el habitual efecto estacional en la prima por riesgo, que es positiva y significativa en enero y negativa y casi significativa durante el resto del año.

Al observar los coeficientes asociados a las variables de horquilla, los resultados son diferentes a los encontrados anteriormente. Obtenemos comportamientos muy diferentes de las primas por liquidez asociadas a las carteras formadas por razones

fiscales. Sin embargo, los resultados no son los esperados, la prima positiva y significativa en enero es la asociada a la cartera neutral a la contratación por razones impositivas. Sin embargo, la prima de la cartera PCI1 no es significativa. Otro aspecto destacable es la prima de la cartera PCI3. Esta es negativa y significativa al 10 por 100 de significatividad. Los resultados obtenidos cambian radicalmente al introducir la variable tamaño en las regresiones. Ahora ninguno de los coeficientes es significativo. Este resultado es normal dada la alta correlación que existe entre liquidez y tamaño.

CUADRO 3
REGRESIONES CON EFECTO ESTACIONAL DE COEFICIENTES DE REGRESIONES DE ACTIVOS INDIVIDUALES A LA FAMA-MACBETH (I)

	Regresiones con horquilla [3]					
	PCI1	PCI2	PCI3	PCI1	PCI2	PCI3
Constante.....	11,16	70,989*	-35,781**	11,160	70,989*	-35,789**
Resto del año.....	-19,901	-69,878**	36,587			
Febrero.....	-	-	-	-9,625	-2,470	-23,530
Marzo.....	-	-	-	41,808	-21,039	17,738
Abril.....	-	-	-	-51,153**	34,443	9,676
Mayo.....	-	-	-	22,057	7,577	16,925
Junio.....	-	-	-	-22,842	75,799**	3,676
Julio.....	-	-	-	3,248	-22,025	-11,476
Agosto.....	-	-	-	17,239	1,010	-12,050
Septiembre.....	-	-	-	-25,417	8,755	16,790
Octubre.....	-	-	-	-54,326*	-20,422	9,962
Noviembre.....	-	-	-	-0,0354	-26,789	-10,478
Diciembre.....	-	-	-	-19,144	-30,092	-15,981

* Significativo al 5%.

** Significativo al 10%.

Hay que indicar que los resultados de la cartera PCI2 se acercan en intensidad a los encontrados por Eleswarapu y Reinganum (1993) y Brennan y Subrahmanyam (1994) para el mercado norteamericano. Conviene señalar, además, que las estimaciones de la prima por liquidez no cambian cuando incluimos la profundidad en las regresiones de sección cruzada. De hecho, los coeficientes de la profundidad tienen una influencia extremadamente pequeña en los rendimientos, al igual que ocurría en R&T. Podemos argumentar que el período muestral es demasiado corto para analizar la variabilidad en sección cruzada de los rendimientos medios. Esta puede ser una explicación razonable. Por otro lado, en España, en relación al rendimiento medio, la beta nunca ha tenido un poder explicativo y positivo.

En general, nuestros resultados, con la excepción de enero, proporcionan poco respaldo a los modelos tradicionales de valoración de activos. Sin embargo, obtenemos un comportamiento claramente diferente entre las primas por liquidez asociadas a las carteras PCI. En el siguiente apartado, investigamos con

mayor detalle las diferencias estadísticas entre el comportamiento del mercado en enero y en el resto del año.

La evidencia estacional

Dadas las aparentes diferencias en el comportamiento de nuestro modelo de valoración de activos en enero y el resto de los meses, contrastamos formalmente si los coeficientes asociados a la beta y la horquilla relativa son estadísticamente diferentes entre enero y el resto del año, y realizamos un estudio por meses para la prima por liquidez.

Usamos las estimaciones semanales de las regresiones de sección cruzada de las ecuaciones [3] y [4], a saber, γ_{21} , γ_{22} , γ_{23} y γ_3 , como variables dependientes en la siguiente regresión:

$$\gamma_{it} = a + b D_t + \varepsilon_{it} \quad [5]$$

donde D_t es una variable ficticia que toma el valor 1 si la semana pertenece a un mes que no es enero y 0 en caso contrario. En la

CUADRO 4
REGRESIONES CON EFECTO ESTACIONAL DE COEFICIENTES DE REGRESIONES DE ACTIVOS INDIVIDUALES A LA FAMA-MACBETH (II)

	Regresiones con horquilla y tamaño [4]							
	PCI1	PCI2	PCI3	Size	PCI1	PCI2	PCI3	Size
Constante	-10,295	53,965	-28,790	-0,287	-10,295	53,965	-28,790	-0,287
Resto del año	11,109	-50,922	29,113	0,397				
Febrero	-	-	-	-	-16,170	-5,789	-23,911	-0,103
Marzo	-	-	-	-	25,162	-27,873	18,318**	-0,302**
Abril	-	-	-	-	-30,544	45,391	6,424	0,322*
Mayo	-	-	-	-	9,219	-2,530	5,455	-0,261
Junio	-	-	-	-	-36,163	60,226	-7,834	-0,313
Julio	-	-	-	-	23,347	-6,711	-4,215	0,365*
Agosto	-	-	-	-	21,675	3,589	-15,417	0,109
Septiembre	-	-	-	-	-17,590	12,169	21,878	0,164
Octubre	-	-	-	-	-24,250	-13,964	12,458	0,431*
Noviembre	-	-	-	-	76,201	-8,723	3,026	1,131*
Diciembre	-	-	-	-	-6,459	-27,915	-17,831	-0,134*

* Significativo al 5%.

** Significativo al 10%.

NOTA: Diferencias estacionales entre las estimaciones de los coeficientes para las regresiones de sección cruzada en dos etapas de los rendimientos semanales de los activos individuales. Realizamos 198 regresiones de sección cruzada desde enero de 1991 hasta octubre de 1994. La muestra de activos va desde 59 hasta 69. La horquilla relativa de un activo es la horquilla en pesetas dividida por la media de los precios de oferta y demanda. Las horquillas están basadas en la media de los cinco mejores precios de compra y de venta. Las horquillas relativas individuales empleadas en las regresiones de sección cruzada están calculadas sobre los tres meses anteriores a la semana de referencia. Las betas están estimadas usando las betas de todo el período para las 16 carteras clasificadas por horquilla relativa y tamaño. Estimamos las betas por el procedimiento de FOWLER y RORKE (1983) con datos semanales. Asignamos a cada activo la beta de la cartera a la que éste pertenece en la semana anterior a la realización de sección cruzada. Las estimaciones semanales de estas regresiones de sección cruzada γ_{21} , γ_{22} , γ_{23} y γ_3 , son usadas como variable dependiente en las siguientes regresiones:

$$\gamma_{it} = a + b D_i + \varepsilon_{it}, \quad \gamma_{it} = \sum_{i=1}^{12} b_i D_{it} + \varepsilon_{it}$$

donde D_i es una variable ficticia que vale 1 si la semana pertenece a un mes distinto de enero y 0 en caso contrario en la ecuación [5] y D_{it} es 1 para cada mes del año en [6]; a representa la media del coeficiente γ durante enero, y b es la diferencia entre el resto del año o cada uno de los meses. Empleamos errores estándar robustos para calcular los estadísticos t .

regresión, a representa la media del coeficiente γ_{it} en enero y b es la diferencia entre este mes y el resto del año. Como anteriormente, empleamos errores estándar robustos para calcular los estadísticos t .

Realizamos una regresión adicional donde ahora tenemos 12 variables ficticias, una para cada uno de los meses. La regresión viene dada por la siguiente expresión:

$$\gamma_{it} = \sum_{i=1}^{12} b_i D_{it} + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

Los Cuadros 3 y 4 recogen los resultados empíricos. El Cuadro 3 presenta la media de los coeficientes y sus diferencias para las regresiones con las tres horquillas relativas. Las tres primeras columnas recogen la media de los coeficientes para los períodos de enero y del resto del año. Encontramos diferencias estadísticamente significativas para la prima por liquidez de la cartera PCI2. Como cabría esperar, dada la evidencia anterior, observamos un comportamiento estadísticamente diferente de la prima por liquidez entre enero y el resto del año en la cartera

PCI2. Desafortunadamente, las medias asociadas con la prima por liquidez son estimadas con una considerable cantidad de ruido. Por lo tanto, la evidencia de un comportamiento estacional en la prima por liquidez es muy débil. Probablemente, necesitamos series de datos más largas antes de alcanzar conclusiones más fuertes. Al observar los coeficientes de todos los meses observamos cómo sólo cuatro de ellos son significativos, lo cual muestra el ruido de las estimaciones. Además, destacan los coeficientes asociados a los dos últimos meses del año que son todos negativos, aunque ninguno significativo.

El Cuadro 4 incluye la variable tamaño. Aquí, encontramos aún mayor debilidad en los resultados, dada la evidencia anterior es el efecto esperado. Debemos destacar que sólo un coeficiente sigue manteniéndose significativo. Además, la introducción de la variable tamaño provoca cambios en los signos de algunos coeficientes. Es destacable el cambio de la prima de enero de la cartera PCI1 que pasa a ser negativo aunque no significativo.

4. Conclusiones

En este trabajo mostramos cómo existen comportamientos claramente diferentes en la prima por liquidez cuando tenemos en cuenta el efecto de la contratación por razones impositivas. Sin embargo, la evidencia no es la esperada y los coeficientes son estimados con gran cantidad de ruido. La mayor prima se da en aquella cartera que es neutral a las motivaciones por contratación impositiva. Este resultado es parecido al que encuentran Basarrate y Rubio (1995). Estos autores muestran cómo es precisamente esta cartera la que concentra la estacionalidad de la prima por riesgo. Al incluir la variable tamaño en nuestras regresiones, los resultados son más débiles, es decir, los coeficientes de las variables no mantienen la significatividad estadística. Los resultados obtenidos apuntan dos líneas de investigación a seguir en el futuro: la primera sería contrastar estos resultados con series de datos más largas; la segunda consistiría en tratar de averiguar por qué esta cartera neutral recoge la estacionalidad de la prima por liquidez y la prima por riesgo para muestras diferentes.

Referencias bibliográficas

- [1] AMIHUUD, Y. y MENDELSON, H. (1986): «Asset Pricing and the Bid-Ask Spread», *Journal of Financial Economics*, número 17, páginas 223-249.
- [2] AMIHUUD, Y. y MENDELSON, H. (1989): «The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns», *Journal of Finance*, número 44, páginas 479-486.
- [3] BASARRATE, B. y RUBIO, G. (1994): «La estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de valores y la influencia fiscal en el comportamiento de los inversores», *Hacienda Pública Española*, número 133, páginas 7-14.
- [4] BASARRATE, B. y RUBIO, G. (1995): «La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores», *Revista Española de Economía*, número 11, páginas 247-277.
- [5] BLACK, F. (1971): «Toward a Fully Automated Exchange, Part I», *Financial Analyst Journal*, julio-agosto, páginas 29-44.
- [6] BRENNAN, M. y SUBRAHMANYAM, A. (1994): «Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Adverse Selection in Stock Returns», *Finance Working Paper*, Graduate School of Management, University of California, Los Angeles.
- [7] BRENNAN, M. y SUBRAHMANYAM, A. (1996): «Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns», *Journal of Financial Economics*, número 41, páginas 441-464.
- [8] ELESWARAPU, V. (1996): «Cost of Transacting and Expected Returns in the Nasdaq Market», próximamente en el *Journal of Finance*.
- [9] ELESWARAPU, V. y REINGANUM, M. (1993): «The Seasonal Behaviour of the Liquidity Premium in Asset Pricing», *Journal of Financial Economics*, número 34, páginas 373-386.
- [10] FAMA, E. y MACBETH, J. (1973): «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests», *Journal of Political Economy*, número 33, páginas 3-56.
- [11] FAMA, E. y FRENCH, K. (1992): «The Cross-section of Expected Returns», *Journal of Finance*, número 47, páginas 427-465.
- [12] FAMA, E. y FRENCH, K. (1993): «Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds», *Journal of Financial Economics*, número 33, páginas 3-56.
- [13] FOWLER, D. y RORKE, C. (1983): «Risk Measurement when Shares Are Subject to Infrequent Trading», *Journal of Financial Economics*, número 12, páginas 279-283.
- [14] KOTHARI, S.; SHANKEN, J., y SLOAN, R. (1995): «Another Look at the Cross-section of Expected Returns», *Journal of Finance*, número 50, páginas 185-224.
- [15] LEHMANN, B. y MODEST, D. (1994): «Trading and Liquidity on the Tokyo Stock Exchange: A Bird's Eye View», *Journal of Finance*, número 3, páginas 951-984.

[16] McINISH, T. y WOOD, R. (1992): «An Analysis of Intraday Patterns in Bid-Ask Spreads for NYSE Stocks», *Journal of Finance*, número 47, páginas 753-764.

[17] ROLL, R. (1983): «Vas ist das? The Turn of the Year Effect and the Return Premia for Small Firms», *Journal of Finance*, número 43, páginas 701-719.

[18] ROLL, R. (1984): «A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market», *Journal of Finance*, número 39, páginas 1127-1139.

[19] RUBIO, G. (1988): «Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market», *Journal of Banking and Finance*, número 12, páginas 221-242.

[20] RUBIO, G. y TAPIA, M. (1996a): «Adverse Selection, Volume, and Transactions Around Dividend Announcements in a Continuous Auction System», *European Financial Management*, número 2, páginas 39-69.

[21] RUBIO, G. y TAPIA, M. (1996b): «The Liquidity Premium in Equity Pricing under a Continuous Auction System», *Documento de Trabajo de la U. Carlos III*, páginas 96-72.

[22] SENTANA, E. (1995): «Riesgo y Rentabilidad en el Mercado de Valores Español», *Moneda y Crédito*, número 200, páginas 133-160.

[23] STOLL, H. (1989): «Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Test», *Journal of Finance*, número 44, páginas 115-134.

BASE DE DATOS ICE

INFORMACION COMERCIAL ESPAÑOLA ofrece un servicio de búsquedas bibliográficas sobre la información aparecida en sus publicaciones periódicas.

PRODUCTOR: Subdirección General de Estudios del Sector Exterior. Secretaría de Estado de Comercio, Turismo y Pymes.

TIPO: Referencial (Bibliográfica).

TEMATICA: Economía general, economía española, economía internacional, teoría económica.

FUENTES: Información Comercial Española. Revista de Economía.
Boletín Económico de ICE.
Países de ICE.
Cuadernos Económicos de ICE.

COBERTURA TEMPORAL: Desde 1985.

ACTUALIZACION: Semanal.

VOLUMEN: 10.000 referencias.

MODELO DE REGISTRO

AUTOR: GRAUWE, PAUL DE.

TITULO: PERSPECTIVAS DE UNA UNION MONETARIA REDUCIDA EN 1999 (THE PROSPECTS OF A MINI CURRENCY UNION IN 1999).

REVISTA: INFORMACION COMERCIAL ESPAÑOLA. REVISTA DE ECONOMIA.

NUMERO (MES)/PAGINAS: 756 (AGOSTO-SEPTIEMBRE)/9-24, 30 ref.

DESCRIPTORES: INTEGRACION EUROPEA / INTEGRACION MONETARIA / UNION MONETARIA / CONVERGENCIA ECONOMICA.

IDENTIFICADORES: UEM / TRATADO DE LA UNION EUROPEA.

RESUMEN: En 1998 habrá que decidir qué países entrarán a formar parte de la Unión Monetaria y una de las hipótesis que se contempla es la de la creación de una Unión Monetaria reducida. En el presente artículo se analizan las ventajas o inconvenientes de una Unión de estas características partiendo de la teoría de las áreas monetarias óptimas. Seguidamente, se estudian diversas cuestiones de economía política del Tratado de Maastricht, finalizándose con el análisis de varios escenarios alternativos del tamaño de la futura Unión Monetaria.

AÑO DE PUBLICACION: 1996.

— Para solicitar información, diríjase a Base de Datos ICE. Biblioteca. Ministerio de Economía y Hacienda. P.º de la Castellana, 162, planta 16. 28071 Madrid. Teléfonos: (91) 349 35 14. Fax: (91) 349 60 75.

— Las publicaciones relativas a los documentos referenciados podrán adquirirse en el Punto de Venta de Publicaciones: P.º de la Castellana, 162, planta 0. 28071 Madrid. Teléf. (91) 349 36 47, o bien consultarse en Biblioteca, P.º de la Castellana, 162, 1.ª planta. Teléfono (91) 349 35 93.