

LA PRIMA DE LIQUIDEZ EN LA DEUDA DEL ESTADO*

ANTONIO DÍAZ PÉREZ
ELISEO NAVARRO ARRIBAS
Universidad de Castilla-La Mancha

Este trabajo analiza la importancia y los determinantes de la prima de liquidez en el mercado de deuda pública español. En primer lugar se estudia el grado de liquidez y la relación con sus factores determinantes, observando diferencias entre los dos tipos de activos, letras y bonos, y entre los dos mercados, minorista y mayorista. En segundo lugar, el análisis de las diferencias en TIR entre carteras de bonos recién emitidos y de bonos más antiguos con una duración similar muestra una prima de liquidez “por referencia” en el mercado de Deuda Pública Anotada, que depende fundamentalmente de las diferencias de edad. En tercer lugar, la prima de liquidez “por mercado” aparece al estudiar el diferencial en TIR de la contratación simultánea de una misma referencia en el mercado minorista y el mayorista.

Palabras clave: deuda pública española, renta fija, liquidez, diferencial de rentabilidad, efecto edad.

Clasificación JEL: G12, E43.

La liquidez es un factor clave en la valoración de los activos de renta fija. Los inversores exigen una rentabilidad adicional a los activos menos líquidos, lo que origina la aparición de primas de liquidez. Pero a diferencia de otros aspectos de la valoración de los activos de renta fija, el interés por el estudio de la prima de liquidez es escaso hasta fechas recientes, en especial en el caso español¹. La preocupación internacional por la liquidez, tanto desde el punto de vista académico como profesional, se acentúa tras las últimas crisis financieras en los mercados internacionales, consecuencia del aumento de la volatilidad y la reducción de la liquidez.

(*) Se desea agradecer las valiosas aportaciones de dos evaluadores anónimos y los comentarios de Alejandro Balbás, Fernando Gómez Bezares, Juan Carlos Gómez Sala, Prosper Lamothe, Alfonso Novales, Juan Nave, Ignacio Peña, José Pernias y así como la información suministrada por Bolsa de Madrid y Banco de España. Este trabajo también se ha beneficiado de comentarios y sugerencias de los asistentes a seminarios en la Universidad Carlos III de Madrid, la Universitat de les Illes Balears y la Universitat de València. Por último, los autores agradecen la ayuda financiera recibida para la realización y difusión de este trabajo del Ministerio de Ciencia y Tecnología (BEC 2001-1599). En cualquier caso, todo error es imputable únicamente a los autores.

(1) Análisis de la liquidez para el mercado español de renta variable puede verse en Tapia (1997) y Rubio y Tapia (1998).

El primer trabajo destacable en el campo de la renta fija privada es el de Fisher (1959), que muestra como la liquidez es uno de los determinantes del diferencial de rentabilidad de la renta fija privada frente a la deuda del Estado. Otros trabajos más recientes en la misma línea son los de Shulman *et al.* (1993), Crabbe y Turner (1995), Fridson y Garman (1998), Alexander *et al.* (2000) y Hong y Warga (2000). En la deuda pública, Amihud y Mendelson (1991b) y Kamara (1994) analizan las diferencias de liquidez entre letras y bonos del Tesoro, mientras que Sarig y Warga (1989) y Warga (1992) estudian las relaciones entre liquidez y edad. Por su parte, Díaz y Skinner (2000) examinan los efectos de la liquidez en la estimación de la estructura temporal de los tipos de interés, comparando el caso de los bonos del Tesoro con el de los bonos privados. Estos estudios chocan con el obstáculo del carácter OTC del mercado norteamericano, lo que implica que los datos disponibles sean de escasa calidad, ya que provienen de creadores de mercado y muchas veces se limitan a precios cotizados. Elton y Green (1998) son los primeros en disponer de una muestra diaria e información sobre volúmenes de negociación².

Para el mercado español, Díaz y Navarro (1997) encuentran indicios de una prima de liquidez en el diferencial de rentabilidad de los bonos privados frente a la deuda del Estado. Esta prima es de especial relevancia en los mercados españoles de renta fija privada, y podría justificar las divergencias entre las formas observadas de las estructuras temporales de los diferenciales de rentabilidad para cada *rating* y las esperadas en base a la teoría de la “crisis al vencimiento” [véase Johnson (1967)] o al resultado de trabajos empíricos como el de Fons (1994).

El objetivo del presente trabajo es doble. Primero, se analiza la existencia y la importancia de una posible prima de liquidez en la deuda del Estado española y sus potenciales factores explicativos: edad, saldo en circulación, plazo de vida residual, plazo de emisión, tipo de activo y mercado. En segundo lugar, se trata de cuantificar en qué medida estos determinantes influyen en la prima de liquidez.

Las características del mercado español de deuda pública contribuyen a mejorar los estudios previos en varios aspectos. En primer lugar, la utilización de deuda del Estado permite eludir la interacción del riesgo de insolvencia, dado que en el ámbito nacional se consideran libres de este riesgo y el riesgo país se puede suponer reducido y constante para los distintos plazos. Por otro lado, nuestra base de datos es diaria; contiene la información de todo el mercado de deuda pública, no sólo la de un único *dealer*, incluyendo datos de los dos mercados en los que se negocia deuda del Estado, el mercado de Deuda Pública Anotada (MDPA) y el segmento de deuda pública del Sistema Bursátil Electrónico (SBE), e incluye los datos sobre precio medio y volumen negociado en las transacciones realmente cruzadas por cada referencia, sin limitarse a precios cotizados. Por último, posibilita, por primera vez, el estudio de la existencia de primas de liquidez entre mercados. El análisis comparativo tradicional de la liquidez entre letras y bonos se amplía al estudio de la diferente prima de liquidez de un mismo activo de deuda del Estado negociado simultáneamente en dos mercados. La existencia de un mercado mayo-

(2) Elton y Green (1998) realizan una descripción detallada de algunas de las bases de datos utilizadas por el resto de autores.

rista, el MDPA, y otro minorista, el SBE, permite analizar los determinantes de las diferencias en el TIR al que un mismo bono o letra se negocia en cada mercado.

El estudio de la prima de liquidez se lleva a cabo en tres etapas. En la primera, se trata de detectar de qué factores depende la liquidez de un activo de renta fija, liquidez que es aproximada a través de medidas de negociación. En la segunda, se analiza la relación entre los factores explicativos detectados y el diferencial de TIR en el MDPA entre carteras de bonos viejos y de bonos recién emitidos de duración similar. Esta fase proporciona una aproximación a la prima de liquidez de referencia. Por último, se estudia la relación entre los determinantes de la liquidez y el diferencial en TIR de una misma referencia en dos mercados distintos, el MDPA y el SBE, lo que mide la prima de liquidez en el mercado minorista.

Para llevar a cabo este análisis, el trabajo se ha dividido en cuatro apartados. El primer apartado recoge la definición de liquidez, los factores explicativos, y medidas de la liquidez utilizadas en la renta fija. En el apartado II se estudia la liquidez y sus factores explicativos en el mercado español de deuda pública, tanto en el MDPA como en el SBE. El apartado III analiza el efecto de los factores explicativos de la prima de liquidez, distinguiendo la prima de liquidez por emisión, a partir del estudio en el MDPA, y la prima de liquidez por mercado, comparando MDPA y SBE. El último apartado recoge nuestras conclusiones.

1. LA LIQUIDEZ EN LA VALORACIÓN DE LA RENTA FIJA

La liquidez es un factor clave en la determinación del precio y la rentabilidad de los activos de renta fija. La liquidez de un activo se define como la capacidad de convertirlo en dinero, o más concretamente, un activo es líquido cuando puede transaccionarse en el mercado en un período de tiempo reducido sin que afecte significativamente al precio.

Los activos líquidos pueden convertirse en dinero con bajos costes de transacción y sin demoras. La iliquidez implica una serie de costes que se reflejan en la valoración de los activos por parte de los inversores. Estos exigen una mayor rentabilidad o un menor precio cuanto más reducida es la liquidez de un título. Esta rentabilidad adicional se denomina prima de liquidez.

Los costes de la iliquidez incluyen los costes directos de realizar la transacción y la diferencia entre el precio de ejecución real y el precio que hubiera prevalecido en ausencia de la transacción. El riesgo de que ambos precios no coincidan se denomina riesgo de inmediatez y depende de la volatilidad del precio de equilibrio y del período de tiempo hasta completar la transacción.

Amihud y Mendelson (1991a) separan los costes de iliquidez en cuatro componentes: a) la horquilla de precios (*bid-ask spread*), que está inversamente relacionada con la liquidez de los activos; b) los costes de impacto del mercado, que aparecen cuando la compra (venta) de una gran cantidad de títulos mueve el precio de mercado por encima (debajo) del mejor precio de compra (venta); c) los costes de demora y búsqueda incurridos cuando un operador retrasa una transacción en un intento de lograr mejores condiciones para la operación; d) los costes de transacción directos, que incluyen comisiones de mediación e impuestos.

La literatura sobre la liquidez en la renta fija propone un buen número de factores explicativos de la liquidez. Entre ellos, destacan el saldo en circulación, la edad, el plazo de vida residual, el ciclo económico y la volatilidad de los tipos de interés.

Los trabajos empíricos sobre renta fija privada consideran mayoritariamente el saldo en circulación como factor explicativo de la liquidez. El trabajo pionero de Fisher (1959) explica el diferencial de rentabilidad de la renta fija privada frente a la deuda del Estado utilizando esta *proxy* de la liquidez junto con otras tres del riesgo de insolvencia. Argumenta que cuanto más pequeña es la cantidad de bonos en circulación de una empresa, con menor frecuencia cambian de manos, más estrecho es el mercado, mayor es la incertidumbre en el precio de mercado, y mayor es su prima por riesgo. La validez de este factor explicativo es cuestionada por Silvers (1973)³, aunque es utilizado en numerosos trabajos posteriores, como los de Shulman *et al.* (1993), Crabbe y Turner (1995), Fridson y Garman (1998), Alexander *et al.* (2000) y Hong y Warga (2000).

Entre los trabajos que se centran en la edad destacan los de Sarig y Warga (1989) y Warga (1992). Observan cómo la liquidez de un bono del Estado tiende a disminuir con su edad, siendo el rendimiento medio de los bonos recién emitidos inferior al del resto de bonos. Argumentan que con el paso del tiempo, los bonos son absorbidos en carteras inactivas y dejan de negociarse⁴. Los bonos emitidos en las subastas más recientes del Tesoro son generalmente los más líquidos, porque es el momento en el que las entidades disponen de más información sobre las características de los bonos y los costes de búsqueda son menores. Trabajos posteriores corroboran estos resultados [véase Alexander *et al.* (2000), Hong y Warga (2000)].

La liquidez también depende del plazo de vida residual. Según Amihud y Mendelson (1991b), las diferencias en liquidez entre letras y bonos del Tesoro norteamericano⁵ con plazo inferior a 6 meses se reflejan en sus TIR y son superiores para los plazos más cortos. Los bonos de plazo reducido tienen menor liquidez que las letras por motivos similares a los apuntados en los trabajos sobre el efecto edad. La negociación de volúmenes relevantes de bonos implica considerables costes de búsqueda. Por otro lado, las diferencias en TIR con respecto a las letras aumentan cuando se reduce el plazo, como consecuencia de una mayor incidencia en la valoración de los costes de transacción fijos que se deben repartir en un período inferior.

El ciclo económico es otro de los determinantes de la liquidez. En las recesiones se valora más la liquidez, por lo que se demandan títulos del Estado u otros de elevada liquidez. Según Van Horne (1994), este cambio de las preferencias por la liquidez tiende a ampliar los diferenciales de rentabilidad en períodos de contracción económica y reducirlos en períodos de expansión.

(3) Silvers plantea la disyuntiva de si el volumen en circulación es una medida del riesgo de insolvencia y no de la liquidez (las empresas de mayor tamaño tienden a lanzar las mayores emisiones de bonos y las de menor tanto de insolvencia), o si la liquidez es importante pero tiende a ser homogénea entre los bonos de un mismo *rating*, variando solo entre categorías.

(4) Como ejemplo citan el caso de que una referencia se ajuste a las necesidades de la cartera de un fondo de pensiones.

(5) Los títulos *bills* se pueden asimilar a las letras del Tesoro españolas, se emiten al descuento con un plazo entre 3 y 12 meses, y los *notes* a los bonos del Estado españoles, son títulos con cupón semestral y se emiten con plazos comprendidos entre 1 y 10 años.

El poder explicativo de la volatilidad de los tipos de interés es defendido por el trabajo teórico de Dialynas y Edington (1992) y el empírico de Kamara (1994). El primer trabajo justifica un doble efecto de la volatilidad sobre la liquidez. Para los intermediarios del mercado, un incremento en la volatilidad de los tipos de interés eleva el riesgo de sus posiciones y los costes de sus operaciones de creación de mercado. Esto se traslada a un incremento de la horquilla de precios, y por tanto, una disminución de la liquidez. Al mismo tiempo, al aumentar la volatilidad, los inversores son más conscientes del riesgo y demandan más liquidez a sus carteras⁶. En estas situaciones, el diferencial de rentabilidad de la renta fija privada frente a la Deuda del Estado se amplía.

Kamara (1994) señala al riesgo de inmediatez como uno de los determinantes de las diferencias en TIR entre bonos y letras. Como factores explicativos del riesgo de inmediatez, utiliza la volatilidad del precio de equilibrio (varianza condicional de los tipos de interés de las letras a tres meses) y el período de tiempo hasta completar la transacción (cociente entre rotaciones de letras y bonos⁷).

Díaz y Skinner (2000) utilizan como variables explicativas: la edad en términos relativos, el tamaño de la emisión, un índice de confianza de los consumidores, el volumen de contratación en el mercado de renta variable, además de otras variables explicativas de la fiscalidad. Otros trabajos empíricos defienden el poder explicativo de otras variables como la frecuencia de negociación [véase Shulman et al. (1993)], el porcentaje de crecimiento de los fondos de inversión y el de dinero en efectivo en sus carteras [véase Fridson y Jónsson (1995)], el tipo de entidad que coloca la emisión [véase Fridson y Garman (1998)], etc.

En nuestro trabajo proponemos un factor explicativo adicional de la liquidez, el mercado en el que se negocia una referencia. En España existen dos mercados en los que simultáneamente se contrata deuda pública, el MDP y el SBE. Estos mercados tienen diferentes formas de operar en cuanto a participantes, modelo de mercado, sistema de negociación, compensación y liquidación, normas de cálculo, etc. Estas diferencias pueden implicar la existencia de una prima de liquidez entre mercados.

La literatura recoge una gran variedad de medidas de liquidez posibles, muchas veces condicionadas a la calidad de los datos disponibles. A diferencia de los trabajos sobre renta variable, muy pocos en renta fija utilizan la horquilla de precios comprador-vendedor (*bid-ask spread*), siendo el caso de Shen y Starr (1998) y Hong y Warga (2000). Sarig y Warga (1989) recurren a los “*runs*”, que se producen cuando el precio de un bono al final de un mes coincide con el del mes anterior. Amihud y Mendelson (1991b) y Kamara (1994) utilizan las diferencias entre los TIR de letras y bonos de similar plazo, siendo éste inferior a 6 meses, mientras que Warga (1992) se basa en las diferencias entre el rendimiento de carteras de bonos viejos y nuevos con similar duración. Elton y Green (1998) y Ale-

(6) Pueden aparecer los llamados “vuelos hacia la calidad” (*flight to quality*). Este incremento en la demanda de los activos más líquidos y seguros lleva a situaciones caóticas, como la que en 1998 acabó con la quiebra de una de las mayores gestoras de fondos de inversión, Long-Term Capital Management.

(7) Calcula la rotación como cociente entre los valores absolutos del volumen de un título negociado en la sesión por sus creadores de mercado y sus posiciones netas.

xander et al. (2000) emplean el volumen negociado y comprueban la eficiencia de esta medida de la liquidez. Además, Elton y Green (1998) estiman la estructura temporal de los tipos de interés incorporando el volumen como *proxy* de la liquidez. Díaz y Skinner (2000) utilizan las diferencias entre los TIR reales y los TIR teóricos que se obtienen al valorar los bonos en base a la estimación previa de la estructura temporal de los tipos de interés.

2. LIQUIDEZ EN EL MERCADO ESPAÑOL DE DEUDA PÚBLICA

Nuestra base de datos contiene datos medios diarios de las operaciones de compraventa simple al contado con letras del Tesoro (LT) y bonos y obligaciones del Estado (ByOE) en el MDPA, extraídas de los ficheros anuales del Banco de España, y del segmento de deuda pública del SBE, suministrada por Bolsa de Madrid, durante el período 1993 a 1997. Consta de información diaria para cada referencia sobre número de operaciones, nominal y efectivo negociado, precios y TIR medios, máximos y mínimos. Además, se dispone de información sobre cuantía del cupón, fechas de emisión, amortización y de pago del cupón y del saldo en circulación al final de cada mes. En total, contiene 32.716 observaciones procedentes del MDPA y 10.006 del SBE. Las observaciones del SBE se corresponden con la negociación multilateral, es decir, por pantalla y anónima, y no incluyen la contratación originada por aplicaciones y cambios convenidos⁸.

A partir de esta información, en este apartado nos centramos en la liquidez y sus determinantes. En primer lugar, analizamos la existencia de diferencias de liquidez entre los dos tipos de activos considerados, LT y ByOE, y entre los dos mercados en los que se negocian, MDPA y SBE. El MDPA es un mercado mayorista y de máxima liquidez en el ámbito nacional. El segmento del SBE es un mercado con clara orientación minorista y con volúmenes de contratación diarios muy alejados de los del MDPA. En segundo lugar, examinamos la relación entre la liquidez y algunos de sus determinantes principales. El objetivo es contrastar cómo la edad, el plazo y el saldo en circulación influyen en la liquidez de la deuda del Estado⁹ y, por ende, en su rentabilidad. Se trata de un paso previo al estudio que se realiza en apartados posteriores sobre el comportamiento de la prima de liquidez, tanto la propia de la emisión, como la que se deriva del mercado en el que se negocia.

Entre las medidas propuestas por la literatura para aproximar el grado de liquidez de una referencia, en este apartado optamos por medidas basadas en la negociación. En concreto utilizamos la frecuencia de negociación y la rotación. Ambas medidas presentan ventajas respecto a otras parecidas utilizadas en trabajos anteriores.

La frecuencia de negociación se denotará por $FR_{i,m}$ y se define como el cociente entre el número de sesiones en que se ha negociado la referencia i durante el mes m y el número de sesiones hábiles de dicho mes corregidas en el caso de que dicha referencia se emita o amortice durante el mes. La variable así definida

(8) Estas operaciones no marcan precio y sólo se computan a efectos de volumen. Por tanto, únicamente se consideran las operaciones con terceros.

(9) Variables relacionadas con el ciclo económico y la volatilidad de los tipos de interés han sido también analizadas pero su poder explicativo es prácticamente nulo.

aporta información más completa que la empleada por Sarig y Warga (1989), que se limitaba a contar los meses en los que no variaban los precios respecto al mes anterior (“runs”).

En cuanto a la rotación, se denotará por $Rot_{i,m}$ definiéndola como el cociente entre el volumen nominal negociado por la referencia i durante el mes m y el saldo vivo, mejorando la información aportada por el volumen negociado que es la variable utilizada para medir la liquidez por Elton y Green (1998), al permitir comparar la liquidez entre distintas referencias. Alexander *et al.* (2000) coincide con nuestras dos medidas y además considera el número diario de transacciones.

Ambas medidas permiten comparar el grado de liquidez entre distintas referencias y estudiar la evolución de la liquidez de una misma referencia a lo largo de su vida.

En el cuadro 1 se muestran los valores promedios de diferentes variables de negociación, como el número de observaciones, porcentaje de sesiones negociadas por referencia respecto a las que permanece en circulación durante el período de estudio, volumen nominal medio contratado por la referencia en las sesiones en las que se negocia, y rotación, expresada como cociente entre el volumen contratado diario de una referencia y su saldo en circulación al final de mes.

Cuadro 1: DATOS SOBRE LA NEGOCIACIÓN POR REFERENCIA DE DEUDA PÚBLICA EN OPERACIONES DE COMPRAVENTA SIMPLE AL CONTADO EN EL PERÍODO 1993 A 1997 PARA EL MDPA Y EL SEGMENTO DE DEUDA PÚBLICA DEL SBE

	Letras del Tesoro		Bonos y Oblig. del Estado	
	MDPA	SBE	MDPA	SBE
Número total de Observaciones	8.539	7.936	24.177	2.070
Número total de Emisiones	255	147	48	39
Frecuencia mensual (sesiones negociadas por referencia / sesiones hábiles) (en %)	23%	13%	76%	7%
Rotación (vol. nom. / saldo en circulación) (en %)	1,3717	0,0025	1,8368	0,0955
Volumen nominal diario por referencia (mill. ptas.):				
Media	4.467	9	14.369	803
Desviación típica	9.463	80	22.771	3.209

Nota: Datos del SBE obtenidos tras eliminar las aplicaciones y cambios convenidos.

Las cifras de rotación diaria correspondientes a LT y ByOE negociados en el MDPA no son excesivamente dispares. Sin embargo, los datos medios sobre la frecuencia de negociación y el volumen contratado diario por referencia muestran

como los ByOE se contratan mucho más activamente que las LT. Estas últimas sólo se negocian con cierta frecuencia en los primeros días después de su emisión pasando a formar parte de las carteras de los fondos de inversión y de las entidades financieras, que adquieren las LT a vencimiento y las ceden en operaciones temporales a terceros. Además, la participación de inversores no residentes es mínima.

Tal y como puede observarse las diferencias entre el MDPA y el SBE son importantes, lo que puede implicar la existencia de una prima de liquidez entre mercados. La penalización que el mercado aplica a las operaciones de escasa cuantía favorecería esta prima. Muchas de las operaciones en el SBE proceden de los tenedores de “cuentas directas” ya que el Banco de España, siguiendo su “compromiso de liquidez”, permite a estos inversores deshacer sus posiciones antes de vencimiento en el SBE¹⁰ sin la necesidad de acudir a un intermediario financiero.

Así mismo, los valores promedio de las medidas de liquidez basadas en la negociación apuntan a la existencia de diferencias de liquidez entre LT y ByOE y entre el MDPA y el SBE. Este resultado tiene dos consecuencias. Por un lado, hace conveniente distinguir entre el caso de las LT y el de los ByOE en los análisis posteriores. Por otro lado, justifica el estudio del comportamiento de una prima de liquidez entre mercados, que se lleva a cabo en el apartado siguiente. De esta forma en este apartado nos centraremos exclusivamente en el MDPA.

Tal y como se ha señalado, la edad relativa (ER_{im}) de cada emisión es uno de los factores explicativos de la liquidez considerado. Se obtiene como cociente entre la edad al principio del mes m , y su plazo en el momento de emisión; o de otra forma, como cociente entre la edad y la suma de la edad y el plazo de vida residual¹¹. La definición de la edad en términos relativos permite homogeneizar este dato para todas las emisiones consideradas. La utilización de la edad en términos absolutos, por ejemplo en años, implicaría equiparar referencias con plazos hasta el vencimiento muy dispares¹², con la consiguiente combinación de efectos edad y plazo.

El mismo razonamiento es aplicable a la variable plazo hasta el vencimiento. Su utilización en términos absolutos implicaría mezclar referencias recién emitidas con plazo de emisión reducido con otras muy viejas con plazo de emisión dilatado. Dado que el plazo en términos relativos no es más que el complemento hasta la unidad de la edad relativa, su consideración sería redundante.

A pesar de lo anterior, el plazo de emisión puede afectar a la liquidez de una referencia. Para eludir la interacción con la edad, restringimos el análisis de la incidencia del plazo de emisión a las observaciones procedentes de referencias recién emitidas. Una referencia es considerada como recién emitida cuando se trata de la

(10) Cuando un tenedor de una cuenta directa desea realizar una venta a vencimiento, el Banco de España traspasa esta operación a una entidad miembro del SBE. Esta entidad, que se renueva mensualmente por turno de oficio, se compromete a darle liquidez en un máximo de 24 horas.

(11) Si la edad de un título es de 1 año y su plazo en el momento de emisión es de 5 años, su edad relativa es de 0,2 o del 20%.

(12) Por ejemplo, un bono con una edad cercana a 3 años puede estar próximo a su amortización si es un bono emitido a 3 años, o tener un plazo de vida residual de 7 años si se trata de un bono emitido a 10 años. En términos relativos, el primer bono tiene una edad relativa próxima al 100% y el segundo al 33%.

referencia con fecha de emisión más reciente de entre todas las que se mantienen en circulación con su mismo plazo de emisión. La variable PE_i recoge el plazo de emisión de la referencia i , medido en meses para las LT y en años para los ByOE.

Por último, el saldo vivo (SV_{im}) es el saldo en circulación de la referencia i al final del mes m expresado en miles de millones de pesetas¹³.

En este análisis nos centramos exclusivamente en el mercado con mayor actividad, el MDPA, para el que disponemos de 32.716 observaciones diarias. A partir de esta base de datos diaria formamos una muestra con nuestras estimaciones de la frecuencia de negociación relativa (FR_{im}) y de la rotación (Rot_{im}) de cada LT y ByOE en el MDPA durante los meses en los que permanece en circulación durante el período analizado. Esta muestra está compuesta por 3.800 observaciones mensuales, de las que 2.258 corresponden a 255 emisiones de LT y 1.542 a 48 emisiones de ByOE.

El cuadro 2 muestra los coeficientes de correlación entre las medidas propuestas de la liquidez (frecuencia y rotación) y sus determinantes (edad relativa, plazo de vida residual en años, plazo de emisión en años y saldo vivo). Distinguimos el caso del plazo hasta vencimiento para toda la muestra y el plazo de emisión considerando sólo las observaciones de emisiones recién emitidas.

Cuadro 2: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE LAS MEDIDAS DE LA LIQUIDEZ Y SUS DETERMINANTES PARA LAS LT Y LOS BYOE EN EL MDPA

Medidas vs. Factores	Edad Relativa (ER_{im})	Plazo hasta Vto. (P_{im})	Plazo Emisión (PE_i)*	Saldo Vivo (SV_{im})
– Letras del Tesoro:				
Frecuencia (FR_{im})	-0,44	0,44	0,45	0,34
Rotación (Rot_{im})	-0,24	0,22	0,16	-0,001
– Bonos y Oblig. del Estado:				
Frecuencia (FR_{im})	-0,74	0,46	-0,37	0,63
Rotación (Rot_{im})	-0,54	0,30	-0,20	0,19

* Considerando exclusivamente las referencias recién emitidas (344 observaciones en la muestra de LT y 229 en la de ByOE).

Los signos para la edad, plazo hasta el vencimiento y el saldo vivo son los esperados, salvo el correspondiente al coeficiente de correlación entre saldo y rotación en las LT, siendo su valor prácticamente nulo.

Los coeficientes de correlación correspondientes al plazo de emisión parecen indicar que las emisiones a más largo plazo de LT tienen mayor liquidez que las

(13) En el caso de que la emisión se amortice en el mes m , se considera el dato del saldo vivo al final del mes anterior.

emitidas con plazos más cortos durante los primeros meses en circulación, mientras que lo contrario sucede en el caso de los ByOE. Los signos de los coeficientes de correlación de las medidas de la liquidez frente al plazo de vida residual y al plazo de emisión son distintos en los ByOE. El signo positivo del plazo hasta el vencimiento en la muestra completa puede ser reflejo del efecto edad, siendo los bonos de mayor plazo los que tienen menor edad.

La edad relativa es el factor explicativo de la liquidez con mayor correlación con las medidas de liquidez para ambos activos. A su vez, la frecuencia de negociación es la medida más correlacionada con los determinantes de la liquidez para LT y ByOE.

Para realizar la estimación de la relación de frecuencia y rotación frente a la edad relativa, dividimos la muestra en cinco grupos en función de su edad relativa. Cada grupo j ($j = 1, \dots, 5$) tiene asignada una variable artificial (DER_{ij}) definida como:

$$DER_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } 0,2(j-1) \leq ER_{im} < 0,2j \\ 0 & \text{resto de casos} \end{cases} \quad [1]$$

para $j = 1, \dots, 5$. De esta forma, DER_{i1} y DER_{i5} representan a los grupos con menor y mayor edad relativa, respectivamente.

Los modelos para FR_{im} y Rot_{im} y el resultado de su estimación se muestran a continuación:

$$FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DER_{ij} + \varepsilon_{im}, \quad Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DER_{ij} + \varepsilon_{im} \quad [2]$$

El resultado de la estimación muestra como la edad no afecta de la misma forma a LT y ByOE. El poder explicativo de las *dummies* de la edad relativa frente a frecuencia de negociación y rotación es más reducido en la muestra de LT. En el caso de los ByOE, este coeficiente de determinación se duplica cuando se trata de explicar la rotación y se triplica en el caso de la frecuencia.

El lavado de cupón es un factor con fuerte incidencia en la negociación de los ByOE en el caso español¹⁴. Hace aumentar el volumen de negociación entre titulares en el mes anterior al pago de cupón y disminuir la negociación durante el mes de pago del cupón, pues durante dicho mes, una parte significativa del saldo vivo del bono está en manos de no residentes, y, si bien dicho bono se negocia entre éstos, no es negociado con los titulares. No obstante, es de esperar que su repercusión en nuestro análisis sea limitada. Nuestra base de datos está compuesta únicamente por operaciones de compraventa simple al contado y las operaciones de lavado de cupón se suelen instrumentar mediante repos y simultáneas¹⁵.

(14) Ver por ejemplo Rodríguez (1997).

(15) De hecho, la estimación del modelo [2] a partir de una muestra de ByOE en la que eliminamos el mes de pago de cupón y el anterior, proporciona resultados muy similares a los que aparecen en el cuadro 3. Los coeficientes estimados apenas sufren variación y los coeficientes de determinación son del 58,94% para la frecuencia y del 28,45% para la rotación.

Cuadro 3: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LAS MEDIDAS DE LIQUIDEZ, FRECUENCIA RELATIVA Y DEL VOLUMEN RELATIVO, A PARTIR DE LA EDAD RELATIVA COMO DETERMINANTE DE LA LIQUIDEZ (MODELO [2]). SE DISTINGUE EL CASO DE LAS LT Y EL DE ByOE, AMBOS EN EL MDPA

		Constante	DER_2	DER_3	DER_4	DER_5	R ² ajustado
– Letras del Tesoro:							
FR_{im}	β_j	0,4144	-0,2617	-0,2686	-0,2805	-0,2586	22,86%
	t	(30,88)*	(-16,81)*	(-17,04)*	(-18,71)*	(-17,53)*	
Rot_{im}	β_j	0,1018	-0,0820	-0,0859	-0,0810	-0,0372	15,49%
	t	(20,11)*	(-15,30)*	(-15,90)*	(-14,35)*	(-5,78)*	
– Bonos y Obligaciones del Estado:							
FR_{im}	β_j	0,9748	-0,0351	-0,1700	-0,4177	-0,7571	60,47%
	t	(286,38)*	(-5,57)*	(-9,38)*	(-19,18)*	(-53,28)*	
Rot_{im}	β_j	0,6511	-0,3867	-0,4603	-0,5628	-0,6036	30,52%
	t	(24,26)*	(-13,16)*	(-16,10)*	(-20,31)*	(-17,95)*	

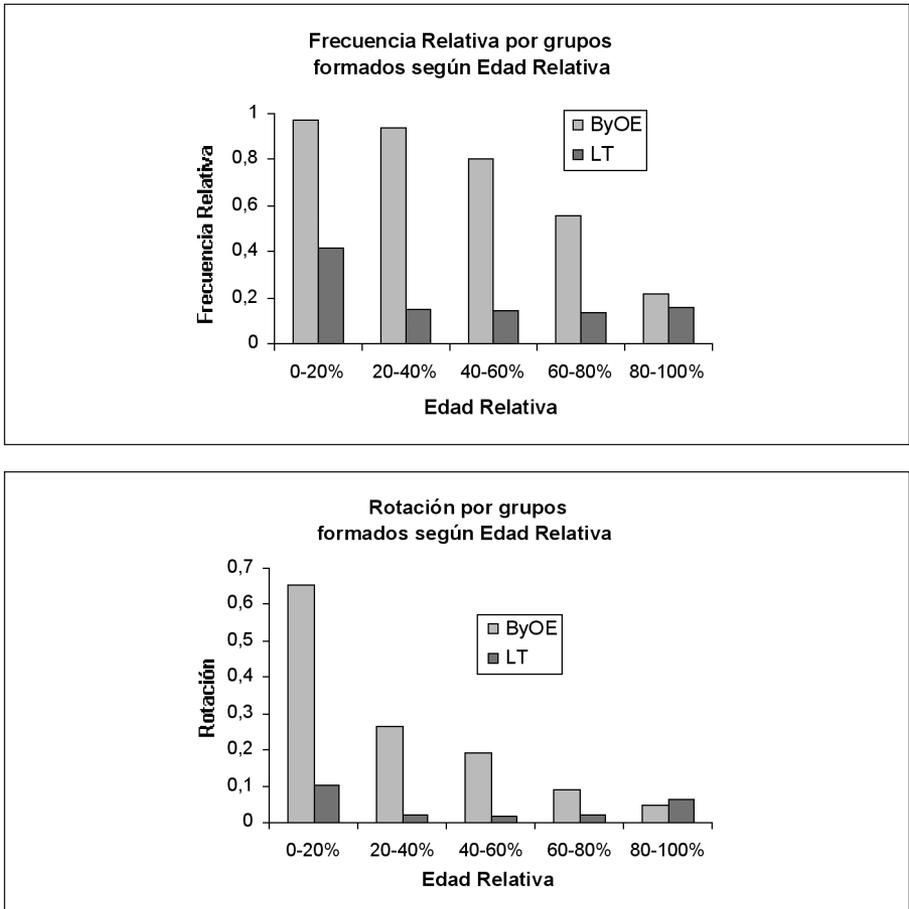
$$\text{Modelos: } FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DER_{ij} + \varepsilon_{im}, \quad Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DER_{ij} + \varepsilon_{im}$$

La estimación de los modelos se realiza según la matriz de varianzas y covarianzas consistente con la heteroscedasticidad propuesta por White.

Datos mensuales de LT (2.258 observaciones correspondientes a 255 emisiones) y ByOE (1.542 observaciones correspondientes a 48 emisiones) en el MDPA.

Los coeficientes β_j miden la frecuencia y la rotación relativas de cada grupo de edad j respecto al término independiente α que representa el grupo de recién emitidos (grupo 1). La adición a α de cada β_j proporciona el valor estimado de frecuencia y rotación para cada grupo de edad¹⁶, como aparece en el gráfico 1, y permite analizar la cuantía y evolución de dichas variables.

Gráfico 1: FRECUENCIA RELATIVA Y ROTACIÓN PARA CADA GRUPO DE EDAD RELATIVA DISTINGUIENDO ENTRE LT Y BYOE EN EL MDPA (MODELO [2])



(16) De esta forma, los ByOE que todavía no han consumido el 20% de su plazo de emisión (DER_1), es decir los recién emitidos, tienen una frecuencia de negociación promedio del 98% de las sesiones hábiles. Este porcentaje se reduce al 22% ($97,48\% - 75,71\%$) cuando su edad relativa es superior al 80% (DER_5).

Las diferencias en cuantía de la rotación mensual entre ByOE y LT son muy acusadas para la mayor parte de grupos de edad, lo que contrasta con la proximidad de las cifras de rotación diaria que aparecen en el cuadro 1. Esto refleja que, aunque la rotación de las LT en los días en los que se negocian es muy similar a la de los ByOE, su escasa frecuencia de negociación mensual implica valores de la rotación mensual distantes de los correspondientes a los ByOE.

La evolución de la frecuencia de negociación respecto de la edad relativa es muy dispar entre LT y ByOE. El efecto envejecimiento es lento en los ByOE de menor edad, con frecuencias de negociación del 97 y 94% para los dos primeros grupos, y sólo se acelera cuando la emisión alcanza la mitad de su edad relativa. En cambio, únicamente las LT recién emitidas se negocian de forma activa, llegando tan sólo al 41% de las sesiones hábiles. Todas las que presentan una edad relativa superior al 20% muestran una frecuencia de negociación próxima al 15%.

En realidad, la negociación de las LT tras la subasta es muy reducida porque permanecen en las carteras de los fondos de inversión y de bancos y cajas de ahorro que las adquieren hasta vencimiento. Estos últimos son los que dan directamente contrapartida a terceros y las ceden en operaciones temporales. La negociación se concentra en los primeros días tras la emisión por ajustes entre entidades, y hasta la aparición de una nueva emisión. Los fondos de inversión que a su vez son titulares de cuenta, son los que participan de forma más activa en este mercado.

Las divergencias entre LT y ByOE en su evolución respecto de la edad se reducen en el caso de la rotación. Presenta una forma convexa en ambos activos, siendo además decreciente en el caso de los ByOE. Destaca que los dos grupos de ByOE de menor edad tienen frecuencias similares, 97 y 94%, y rotaciones bastante distantes, 0,65 y 0,26 respectivamente. Esto muestra que los ByOE no demasiado viejos se contratan muy activamente en cuanto a número de sesiones, pero son los recién emitidos los que concentran los mayores volúmenes de negociación. No obstante, una parte de estas diferencias en rotación puede ser consecuencia de la emisión por tramos de los ByOE. Esta operatoria implica que el saldo en circulación de los ByOE recién emitidos es inferior al de los bonos de una ligera mayor edad, con lo que un mismo volumen de negociación implica una mayor cifra de rotación en los bonos recién emitidos¹⁷.

La frecuencia de negociación y la rotación de las LT sufre un repunte en el grupo de mayor edad y su valor es muy similar o incluso mayor al de los ByOE de edad relativa similar. Apuntamos dos causas que pueden explicar este comportamiento. Las entidades financieras titulares del MDPA adquieren buena parte de las LT de cada subasta¹⁸. Estas entidades venden las LT a sus clientes mediante repos que vencen uno o dos días antes del vencimiento de la LT. De esta forma, en los días inmediatamente anteriores al vencimiento, las entidades se encuentran con una cartera importante de LT de un plazo muy corto, que le pueden servir para obtener liquidez mediante su venta a vencimiento de forma similar a la realización de un repo.

(17) El período comprendido entre la fecha de emisión del primer tramo y la del último varía entre 1 y 30 meses para los ByOE puestos en circulación durante el período de estudio.

(18) Nos gustaría agradecer a uno de los evaluadores el sugerirnos esta explicación.

La segunda de las causas es que el Banco de España permite a las entidades financieras vender LT a vencimiento en el día de cierre de la subasta decenal de Cebes, siempre y cuando coincida con la sesión previa a la amortización de la LT. La subasta decenal tiene el doble objetivo de cubrir el coeficiente de caja y de proporcionar liquidez al sistema. El Banco de España utiliza las operaciones temporales mediante simultáneas y repos, y ventas a vencimiento de LT si cumplen el requisito de ser su última sesión antes de la amortización. De hecho, el volumen negociado por las LT en esa fecha es muy superior al que negocian a lo largo de su permanencia en circulación¹⁹.

Todos los resultados obtenidos indican que la liquidez disminuye al aumentar el período de tiempo en el que una emisión permanece en circulación. En consecuencia, las referencias más líquidas son las recién emitidas, resultado que corrobora los alcanzados por Sarig y Warga (1989), Warga (1992), Alexander et al. (2000) y Hong y Warga (2000).

El análisis del plazo de emisión se reduce a las observaciones procedentes de referencias recién emitidas. La muestra es ahora de 344 observaciones para las LT y 229 para los ByOE. Durante el período muestral se emiten LT a 3, 6, 12 y 18 meses y ByOE a 3, 5, 10 y 15 años, por lo que se crean cuatro variables artificiales para cada tipo de activo que representan los distintos plazos de emisión posibles. De esta forma, DPE_{ij} toma valor uno cuando la observación i se corresponde con una LT (ByOE) emitida a 3 meses (años) y cero en caso contrario; y esto se repite para el resto de *dummies* y plazos.

Los modelos para FR_{im} y Rot_{im} son los siguientes:

$$FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^4 \beta_j \cdot DPE_{ij} + \varepsilon_{im}, \quad Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^4 \beta_j \cdot DPE_{ij} + \varepsilon_{im} \quad [3]$$

El cuadro 4 muestra el resultado de la estimación del modelo [3]. La frecuencia de negociación y la rotación de las LT presentan diferencias significativas en función del plazo de emisión, siendo las emitidas a 12 meses las negociadas más activamente. En los ByOE no existen diferencias significativas en frecuencia de negociación salvo para las emisiones a 15 años. En cambio, la rotación varía significativamente con el plazo, destacando la mayor rotación de las emisiones a 10 años.

El saldo en circulación es el tercer determinante de la liquidez considerado para explicar la liquidez de las referencias de Deuda del Estado en el MDPA. Se divide la muestra completa en cinco grupos en función del saldo vivo al final de cada mes, y se calcula el promedio de la frecuencia y la rotación mensual de las referencias integrantes en cada grupo. Los límites de los grupos se eligen buscando un número homogéneo de observaciones en los cinco grupos, variando en 125 miles de millones de pesetas en el caso de las LT y en 250 para los ByOE. De esta forma, el saldo vivo de las emisiones integrantes del primer grupo está compren-

(19) Durante el período de estudio, el volumen diario contratado para las LT es de 4.467 millones de pesetas, siendo de 30.224 mill. de ptas. en el día previo a la amortización y de 3.693 mill. de ptas. para el resto de sesiones.

Cuadro 4: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LAS MEDIDAS DE LIQUIDEZ, FRECUENCIA RELATIVA Y DEL VOLUMEN RELATIVO, A PARTIR DEL PLAZO DE EMISIÓN COMO DETERMINANTE DE LA LIQUIDEZ (MODELO [3]). SE DISTINGUE EL CASO DE LAS LT Y EL DE ByOE RECIÉN EMITIDOS, AMBOS EN EL MDPA

	Constante	DPE_2	DPE_3	DPE_4	R^2 ajustado
- Letras del Tesoro:					
FR_{im}					
β_j	0,1278	0,2776	0,6043	0,5492	25,54%
t	(1,63)	(3,33)*	(7,40)*	(5,57)*	
Rot_{im}					
β_j	0,0547	0,1053	0,0998	0,2108	5,26%
t	(1,46)	(2,65)*	(2,65)*	(4,49)*	
- Bonos y Obligaciones del Estado:					
FR_{im}					
β_j	0,9851	0,0040	0,0127	-0,0778	24,99%
t	(132,05)*	(0,48)	(1,65)	(-4,66)*	
Rot_{im}					
β_j	0,8124	-0,1871	0,4119	-0,5965	33,85%
t	(17,93)*	(-2,87)*	(3,69)*	(-11,17)*	

$$\text{Modelos: } FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^4 \beta_j \cdot DPE_{ij} + \varepsilon_{im}, \quad Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^4 \beta_j \cdot DPE_{ij} + \varepsilon_{im}$$

La estimación de los modelos se realiza según la matriz de varianzas y covarianzas consistente con la heteroscedasticidad propuesta por White. Datos mensuales de LT (344 observaciones) y ByOE (229 observaciones) correspondientes a emisiones en el MDPA durante el período en el que se consideraran recién emitidas.

dido entre 0 y 125 millardos para las LT y entre 0 y 250 millardos para los ByOE; el del segundo grupo varía entre 125 y 250 millardos para las LT y entre 250 y 500 para los ByOE; y así sucesivamente.

Cada variable artificial (DS_{ij}) toma valor uno cuando la observación i tiene un saldo vivo comprendido entre los límites del grupo j , siendo cero en caso contrario.

Los modelos para FR_{im} y Rot_{im} son similares a los utilizados en el caso de la edad relativa:

$$FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DS_{ij} + \varepsilon_{im}, \quad Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DS_{ij} + \varepsilon_{im} \quad [4]$$

El cuadro 5 muestra los resultados de la estimación del modelo [4]. Como ocurre cuando se utiliza la edad relativa como determinante de la liquidez, el poder explicativo de las *dummies* del saldo en circulación frente a las medidas de liquidez es considerablemente inferior para las LT que para los ByOE. La evolución de la frecuencia frente al saldo vivo de las LT y de los ByOE es la que cabría esperar, a mayor saldo vivo, mayor frecuencia de negociación. Por otro lado, el poder explicativo del saldo vivo frente a la rotación es muy reducido para los ByOE y nulo para las LT.

Para concluir con el análisis de la relación entre la liquidez y sus determinantes, estimamos frecuencia y rotación frente al conjunto de variables artificiales de la edad relativa y el saldo en circulación.

$$FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DER_{ij} + \sum_{k=2}^5 \lambda_k \cdot DS_{ik} + \varepsilon_{im} \quad [5]$$

$$Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DER_{ij} + \sum_{k=2}^5 \lambda_k \cdot DS_{ik} + \varepsilon_{im}$$

Los resultados de la estimación de estos modelos aparecen recogidos en el cuadro 6 y representados gráficamente en el gráfico 2.

La estimación conjunta de las *dummies* de la edad relativa y del saldo vivo frente a las medidas de liquidez refuerza los resultados ya alcanzados para los modelos [2] y [4].

A modo de resumen podemos concluir, en primer lugar, que la frecuencia de negociación parece recoger en mayor medida que la rotación el grado de liquidez de las diferentes emisiones negociadas en el MDPA. En segundo lugar, la variable con mayor poder explicativo de la liquidez es la edad relativa y, en menor medida, el saldo en circulación y el plazo de emisión. Por último, la relación entre medidas y determinantes de la liquidez es más débil en el caso de las LT.

Cuadro 5: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LAS MEDIDAS DE LIQUIDEZ, FRECUENCIA RELATIVA Y DEL VOLUMEN RELATIVO, A PARTIR DEL SALDO VIVO COMO DETERMINANTE DE LIQUIDEZ (MODELO [4]). SE DISTINGUE EL CASO DE LAS LT Y EL DE ByOE, AMBOS EN EL MDPA

		Constante	DS_2	DS_3	DS_4	DS_5	R ² ajustado
– Letras del Tesoro:							
FR_{im}	β_j	0,1074	0,0478	0,1123	0,1832	0,2617	11,09%
	t	(9,71)*	(3,24)*	(7,44)*	(11,41)*	(14,51)*	
Rot_{im}	β_j	0,0502	0,0026	0,0004	-0,0006	0,0031	-0,15%
	t	(8,04)*	(0,34)	(0,05)	(-0,08)	(0,42)	
– Bonos y Obligaciones del Estado:							
FR_{im}	β_j	0,2383	0,4284	0,6122	0,6528	0,6835	46,34%
	t	(9,62)*	(13,77)*	(21,49)*	(24,25)*	(26,32)*	
Rot_{im}	β_j	0,1589	0,0864	0,1131	0,2157	0,2113	3,23%
	t	(6,55)*	(2,68)*	(3,20)*	(5,98)*	(6,92)*	

$$\text{Modelos: } FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DS_{ij} + \varepsilon_{im}, \quad Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DS_{ij} + \varepsilon_{im}$$

La estimación de los modelos se realiza según la matriz de varianzas y covarianzas consistente con la heteroscedasticidad propuesta por White.

Datos mensuales de LT (2.258 observaciones correspondientes a 255 emisiones) y ByOE (1.542 observaciones correspondientes a 48 emisiones) en el MDPA.

Cuadro 6: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LAS MEDIDAS DE LIQUIDEZ, FRECUENCIA RELATIVA Y DEL VOLUMEN RELATIVO, A PARTIR DE LA EDAD RELATIVA Y DEL SALDO VIVO COMO DETERMINANTES DE LA LIQUIDEZ (MODELO [5]). SE DISTINGUE EL CASO DE LAS LT Y EL DE BYOE, AMBOS EN EL MDPA

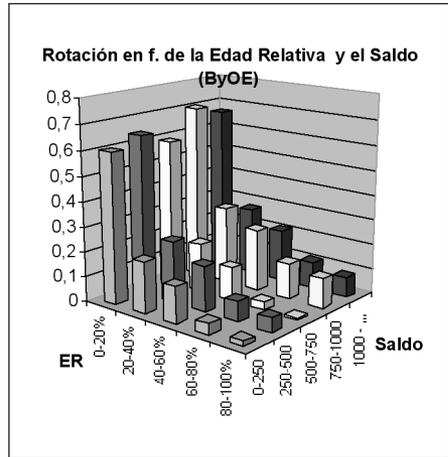
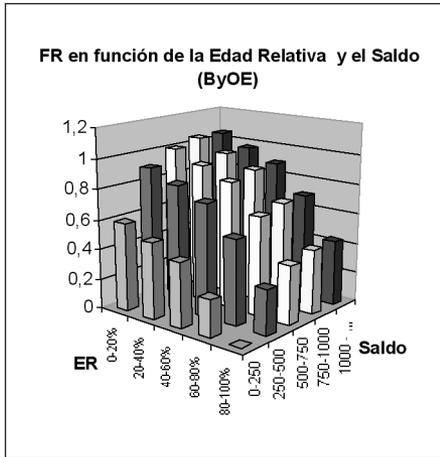
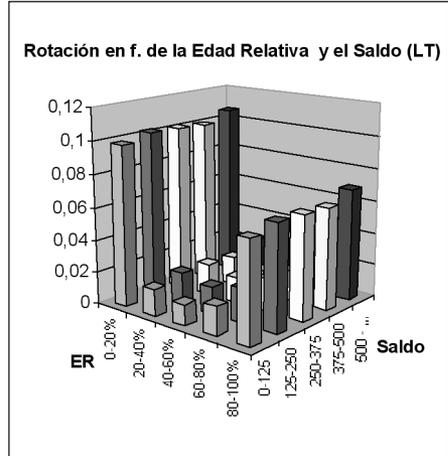
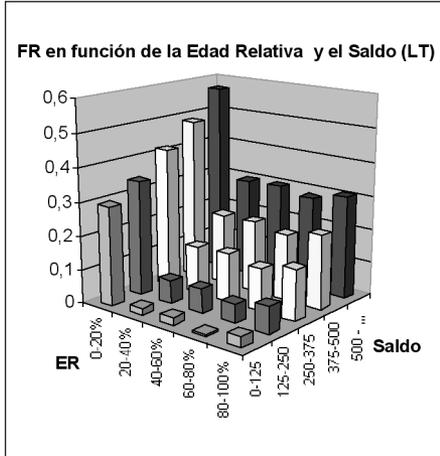
	Const.	DER_2	DER_3	DER_4	DER_5	DS_2	DS_3	DS_4	DS_4	R ² aj.
– Letras del Tesoro:										
FR_{im}	0,29 (19,2)*	-0,27 (-19,4)*	-0,27 (-18,9)*	-0,29 (-20,9)*	-0,26 (-18,7)*	0,05 (3,8)*	0,12 (9,2)*	0,19 (13,6)*	0,28 (17,7)*	35,2%
Rot_{im}	0,10 (13,0)*	-0,08 (-15,5)*	-0,09 (-15,9)*	-0,08 (-14,4)*	-0,04 (-5,8)*	0,00 (0,5)	0,00 (0,4)	0,00 (0,2)	0,01 (1,1)	15,8%
– Bonos y Obligaciones del Estado:										
FR_{im}	0,59 (25,2)*	-0,08 (-10,1)*	-0,16 (-12,2)*	-0,34 (-21,0)*	-0,61 (-37,1)*	0,32 (14,6)*	0,41 (18,7)*	0,46 (20,5)*	0,46 (20,7)*	78,4%
Rot_{im}	0,60 (18,4)*	-0,39 (-13,2)*	-0,46 (-15,8)*	-0,56 (-20,1)*	-0,58 (-15,8)*	0,04 (1,7)	-0,01 (-0,4)	0,10 (3,0)*	0,06 (2,4)*	31,2%

$$\text{Modelos: } FR_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DS_{ij} + \sum_{k=2}^5 \lambda_k \cdot DS_{ik} + \varepsilon_{im}, \quad Rot_{im} = \alpha + \sum_{j=2}^5 \beta_j \cdot DS_{ij} + \sum_{k=2}^5 \lambda_k \cdot DS_{ik} + \varepsilon_{im}$$

La estimación de los modelos se realiza según la matriz de varianzas y covarianzas consistente con la heteroscedasticidad propuesta por White.

Datos mensuales de LT (2.258 observaciones correspondientes a 255 emisiones) y ByOE (1.542 observaciones correspondientes a 48 emisiones) en el MDPA.

Gráfico 2: FRECUENCIA RELATIVA Y ROTACIÓN PARA CADA GRUPO DE EDAD RELATIVA Y SALDO VIVO EN EL CASO DE LAS LT Y DE LOS ByOE EN EL MDPA (MODELO [5])



3. LA PRIMA DE LIQUIDEZ

Una vez analizada la relación entre liquidez en el mercado español de deuda pública y sus factores explicativos, este apartado se centra en el estudio de la prima de liquidez y en cómo ésta depende de los distintos factores que determinan la liquidez de una determinada referencia.

El análisis previo refleja que la liquidez de un título de deuda del Estado depende tanto del mercado en el que se negocia como de una serie de características intrínsecas a la propia emisión, tales como la edad, el plazo o el saldo en circulación. La incidencia del mercado es relevante tanto en las LT como en los ByOE, mientras que el resto de determinantes de la liquidez tienen un efecto menos importante en las LT. De esta forma, el análisis de la prima de liquidez se estructura en dos secciones: el estudio de la prima de liquidez “por referencia”, basado en los ByOE del MDPA, y el estudio de la prima de liquidez “por mercado”, que compara la negociación de LT y ByOE en el MDPA y en el SBE.

3.1. La prima de liquidez “por referencia”

El TIR de un bono i con un plazo hasta el vencimiento m es función de los tipos de interés cupón cero para plazos coincidentes con los de los cupones (R_1, R_2, \dots, R_m) y de la cuantía del cupón (C_i). Además, incorpora una prima de liquidez ($pliq_i$), otra de riesgo de insolvencia²⁰ ($pins_i$) y otra de fiscalidad ($pfis_i$). Es decir:

$$TIR_i = \varphi(R_1, R_2, \dots, R_m, C_i) + pliq_i + pins_i + pfis_i \quad [6]$$

En el caso de que existiera un bono j , idéntico en todas sus características al i pero cuya prima de liquidez fuese nula, se podría observar la prima de liquidez del bono i . Como dicho bono j no existe, es necesario seleccionar un bono con las características más próximas posibles al i , y con una prima de liquidez nula o muy pequeña. Una de las alternativas consiste en escoger un bono j , con plazo h , prima de liquidez muy pequeña y duración igual a la del bono i .

Entonces la diferencia entre el TIR de ambos bonos vendría dada por:

$$TIR_i - TIR_j = \varphi(R_1, \dots, R_h, C_i, C_j) + (pliq_i - pliq_j) + (pins_i - pins_j) + (pfis_i - pfis_j) \quad [7]$$

Si suponemos que el bono j es de la máxima liquidez, entonces $pliq_j \approx 0$ y la diferencia entre la prima de liquidez de ambos bonos es similar a la prima de liquidez del bono i ($pliq_i - pliq_j \approx pliq_i$). Asimismo, por tratarse de bonos del Estado, $pins_i = pins_j = 0$.

Por otra parte, las diferencias en la cuantía de los cupones determinan la mayor parte de las diferencias fiscales entre bonos, por lo que supondremos que $pfis_i - pfis_j \approx \lambda_1(C_i - C_j)$ ²¹.

(20) Esta prima trata de compensar la posibilidad de que el emisor no haga frente a sus obligaciones de pago de los cupones y el principal en su debido momento o en su debida cuantía.

(21) Los bonos con cupón de cuantía reducida gozan de una ventaja fiscal al diferir la tributación. Sufren una menor retención a cuenta y la mayor parte de la rentabilidad se produce vía diferencia

Por último, la función $\varphi(\cdot)$ recoge el denominado sesgo del cupón. En el caso de títulos con plazo similar, esas diferencias dependen fundamentalmente de la forma de la ETTI²² y de la diferencia de cupones entre ambos títulos. Dadas las características del sesgo del cupón, puede aproximarse mediante la siguiente función:

$$\varphi(R_1, \dots, R_l, C_i, C_j) \approx \lambda_2(C_i - C_j)(R_L - R_C) = \lambda_2 \text{difSesgo}_{ij} \quad [8]$$

donde R_L es un tipo de interés a largo plazo y R_C un tipo de interés a corto plazo.

De esta forma, la diferencia en TIR de los bonos i y j puede expresarse de forma aproximada como:

$$TIR_i - TIR_j = \lambda_1(C_i - C_j) + \lambda_2 \text{difSesgo}_{ij} + (\text{pliq}_i - \text{pliq}_j) \quad [9]$$

Por otro lado, si se supone que la prima de liquidez es una función lineal del grado de liquidez, medido por alguna variable de negociación (neg_i), y que dicho grado de liquidez es una función lineal de edad relativa, plazo y saldo vivo, se tiene que:

$$\text{pliq}_i = a_1 \text{neg}_i \quad [10]$$

$$\text{pliq}_i = b_1 ER_i + b_2 P_i + b_3 S_i \quad [11]$$

Según el análisis del apartado anterior, la frecuencia relativa es la variable de negociación con mejor comportamiento respecto a los determinantes de la liquidez. Si se utiliza la frecuencia para recoger el grado de liquidez ($neg_i = FR_i$), se sustituye la expresión [10] en la [9], y se añade el término independiente y el término de error de variables omitidas, queda:

$$TIR_i - TIR_j = \alpha + \lambda_1 \text{dif}C_{ij} + \lambda_2 \text{difSesgo}_{ij} + a_1 \text{dif}FR_{ij} + \varepsilon_t \quad [12]$$

Un coeficiente a_1 significativo distinto de cero en la estimación del modelo de regresión [12] indicaría que la prima de liquidez “por emisión” es significativa en el mercado español de deuda pública para los bonos no recién emitidos. Este análisis no aporta información para los bonos recién emitidos.

El estudio de la prima de liquidez se puede realizar también por otra vía. Si se sustituye la expresión [11] en la [9] y se añade la constante y el término de error, se tiene que:

$$TIR_i - TIR_j = \alpha + \lambda_1 \text{dif}C_{ij} + \lambda_2 \text{difSesgo}_{ij} + b_1 \text{dif}ER_{ij} + b_2 \text{dif}P_{ij} + b_3 \text{dif}S_{ij} + \varepsilon_t \quad [13]$$

en precios en el momento de amortización o enajenación del bono, lo que tributaba como variación de patrimonio (durante el período de estudio) y tenía un tratamiento fiscal más favorable que los rendimientos de capital mobiliario.

(22) Si la ETTI es plana, el sesgo del cupón sería cero. Si es creciente sería negativo y si fuese decreciente positivo. Al mismo tiempo, el sesgo de cupón es mayor cuanto mayor sea la diferencia entre cupones.

El análisis de esta expresión proporciona información sobre el efecto de los factores explicativos de la liquidez en el diferencial en TIR de los bonos frente a los bonos recién emitidos y, por tanto, en la prima de liquidez “por referencia” de los bonos que no se pueden considerar recién emitidos²³.

De esta forma, el objetivo de esta sección es obtener evidencia sobre la existencia de una prima de liquidez por referencia y determinar cuáles son los principales factores de los que depende.

La base de datos utilizada en este apartado se reduce a las operaciones de compraventa simple al contado con ByOE en el MDPA durante el período 1993 a 1997. Las 24.177 observaciones diarias se separan en dos grupos: los bonos “recién emitidos” (RE) y “el resto de bonos” (RB). Un ByOE es considerado como bono recién emitido cuando tiene la fecha de emisión más reciente de entre todas las referencias con su mismo plazo de emisión. Los plazos de emisión posibles durante nuestro período muestral son: tres, cinco, diez y quince años²⁴. Los bonos que no se pueden considerar recién emitidos forman la muestra “resto de bonos”.

Las observaciones diarias de cada muestra se clasifican en función de la duración de Macaulay. En cada mes, las observaciones que pertenecen a un mismo intervalo cuatrimestral de duración se integran en una cartera para los bonos RE o en otra para el RB. El intervalo de menor duración contiene los bonos con duración entre 0 y 4 meses, y el de mayor duración está compuesto por los bonos de entre 128 y 132 meses²⁵. Las observaciones diarias que forman parte de cada cartera se promedian en datos mensuales. Para ello se calcula un promedio mensual de las observaciones de cada bono integrante de la cartera. A su vez, la media simple de los datos mensuales de los bonos constituye el valor de la cartera.

Finalmente, solo se consideran los meses en los que para un mismo intervalo de duración existe tanto la cartera de bonos RE como la del RB. Las 1.436 observaciones mensuales correspondientes a ambas muestras cumplen este requisito en 119 ocasiones. Es decir, el análisis se realiza a partir de 119 observaciones que recogen datos para un mismo mes sobre carteras de bonos RE y RB pertenecientes a un mismo intervalo de duración cuatrimestral.

La expresión [13] es similar a la que estima Warga (1992) a partir de diferencias entre excesos de rendimiento de las carteras del RB y las de bonos RE. Forma las carteras para intervalos de duración cuatrimestral y como variables explicativas utiliza dos *proxies* de la liquidez, las diferencias medias de edad y de volumen emitido, y una de la fiscalidad, la diferencia en la cuantía del cupón. Obtiene que la diferencia de edad es la única variable significativa.

En nuestro trabajo hemos optado por utilizar TIR y no rendimientos, siguiendo la postura mayoritaria en los trabajos sobre renta fija. La información que

(23) Nos gustaría agradecer a uno de los evaluadores su contribución en el planteamiento y desarrollo del modelo anterior.

(24) En la práctica se emiten con plazos superiores. Por ejemplo, para los bonos con plazo de 3 años el primer tramo puede llegar a emitirse con un plazo de tres años y medio. Además se negocian dos emisiones con cupones semestrales, plazo de emisión de 8 años y amortización en marzo de 1993 y de 1994.

(25) Suponiendo que en un mes existieran observaciones en todos los rangos de duraciones, se formarían 33 carteras de bonos RE y otras 33 del RB.

aporta el TIR es más “limpia” que la que proporciona el rendimiento. El principal problema de utilizar el rendimiento reside en que se trata de una medida muy sensible a las variaciones de los tipos de interés, sensibilidad que a su vez es función del plazo hasta el vencimiento.

La primera mitad de nuestro período muestral se caracteriza por fuertes variaciones en el nivel y en la forma de la ETTI, mientras que en la parte final de la muestra se produce una bajada continuada de los tipos de interés. Los rendimientos de los activos de renta fija dependen de su plazo. A mayor plazo, mayor es la volatilidad del rendimiento. De esta forma, nuestro estudio de la prima de liquidez basado en los rendimientos incorporaría un ruido considerable que reflejaría fundamentalmente la sensibilidad de cada activo a las variaciones de los tipos de interés.

La variable $DifTIR_{dm}$ se define como la diferencia entre el TIR medio de la cartera formada por el RB con duración d en el mes m y el de la formada por los bonos RE con la misma duración en el mismo mes²⁶. El rango de duración d está comprendido entre los 24 a 28 meses y los 100 a 104 meses.

En cuanto a las variables explicativas, consideramos las diferencias en cupón, en el sesgo del cupón, en el grado de liquidez y en los determinantes de la liquidez. Todas hacen referencia a la diferencia entre el valor medio de cada variable para las observaciones del RB y el correspondiente a los bonos RE en el mes m para las carteras con duración d . De esta forma, $DifC_{dm}$ representa la diferencia en la cuantía del cupón bruto, $DifFR_{dm}$ la diferencia en la frecuencia relativa de negociación, $DifER_{dm}$ la diferencia en la edad relativa en años, $DifP_{dm}$ la diferencia en el plazo de vida residual en años, y $DifS_{dm}$ la diferencia en el saldo en circulación en billones de pesetas. La incidencia diferencial del sesgo del cupón se mide por el producto de $DifSesgo_{dm}$ y la diferencia del promedio para el mes m de los tipos de interés al contado a diez años y a tres meses²⁷.

El cuadro 7 muestra las características de las carteras seleccionadas agrupadas según rango de duración y el cuadro 8 los coeficientes de correlación entre ellas. Destaca que el TIR medio del RB es superior en 13 pb al de los bonos RE, reflejando la prima de liquidez entre los bonos viejos y los bonos nuevos.

El cupón medio del RB se sitúa 240 pb por encima del correspondiente a los bonos RE como consecuencia del fuerte descenso en los tipos de interés que caracteriza la mayor parte del período muestral²⁸. Cuanto mayor diferencia de edad y plazo existe entre los bonos viejos y los recién emitidos de una cartera, mayor

(26) Este procedimiento genera una asincronía de los datos que podría provocar alguna distorsión en aquellos meses en los que se hayan producido fuertes variaciones de los tipos de interés y las observaciones estén concentradas en algunos días del mes. Una opción alternativa podría haber sido calcular diferenciales con frecuencia diaria para cada una de las variables y luego promediar. Sin embargo, esta posibilidad presenta el problema de la falta de datos diarios para muchos de los bonos que forman parte de las carteras RB.

(27) Los tipos de interés al contado se obtienen a partir de la estimación diaria de la estructura temporal de los tipos de interés realizada en Díaz (1999). Se trata de la adaptación al mercado español del modelo de Vasicek y Fong (1982) por parte de Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996).

(28) Esta caída de los tipos de interés sólo se ve interrumpida entre febrero de 1994 y marzo de 1995. Este es un período de incertidumbre en los mercados mundiales de deuda que culmina con la devaluación de la peseta de primeros de marzo de 1995.

Cuadro 7: CARACTERÍSTICAS DE LAS CARTERAS SELECCIONADAS

Duración (meses)	Dif. Cupón (%)	Dif. Sesgo (x100)	Dif. FR (%)	Dif. ER (%)	Dif. Plazo (años)	Dif. Saldo (mil mill.)	Dif. TIR (%)	N.º Observ. (*)
24-28	2,70	2,74	-0,27	0,18	-0,25	-27,57	-0,11	1
28-32	3,30	4,13	-0,26	0,27	-0,09	-79,32	-0,07	4
32-36	3,26	3,13	-0,21	0,36	-0,06	50,69	0,20	4
36-40	0,82	0,76	-0,11	0,37	0,06	89,10	0,20	21
40-44	2,23	1,55	-0,08	0,32	0,41	254,77	0,10	22
44-48	4,09	2,22	-0,07	0,30	0,44	175,86	0,03	5
48-52	3,95	0,01	-0,05	0,25	0,43	-54,94	0,10	7
52-56	3,07	3,60	-0,05	0,30	0,42	16,16	0,15	16
56-60	2,83	1,67	-0,04	0,36	0,81	207,64	0,18	19
60-64	4,94	8,18	-0,04	0,38	0,80	256,00	0,20	7
76-80	-2,00	-4,29	-0,03	0,08	-0,75	-136,59	-0,03	1
80-84	-0,80	-1,47	-0,03	0,05	-0,47	256,81	0,09	4
84-88	0,40	0,99	-0,02	0,02	-0,18	296,05	-0,11	3
96-100	1,53	0,48	0,00	0,21	1,51	285,69	0,16	4
100-104	2,20	-2,55	0,00	0,23	1,13	755,55	0,21	1
Global	2,40	1,95	-0,08	0,31	0,39	147,07	0,13	119

(*) Número de meses con observaciones de bonos RE y del RB para ese rango de duración.

es su diferencia de cupón. Esta circunstancia explica la correlación positiva elevada que en el cuadro 8 presenta la variable diferencias en cupón frente a las diferencias en edad relativa y plazo.

Cuadro 8: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES PRINCIPALES

	$DifC_{dm}$	$DSesgo_{dm}$	$DifFR_{dm}$	$DifER_{dm}$	$DifP_{dm}$	$DifS_{dm}$	$DifTIR_{dm}$
$DifC_{dm}$	1	0,72	-0,07	0,39	0,33	-0,18	0,04
$DSesgo_{dm}$		1	0,00	0,35	0,16	-0,13	0,10
$DifFR_{dm}$			1	-0,22	-0,09	0,33	-0,50
$DifER_{dm}$				1	0,27	-0,02	0,34
$DifP_{dm}$					1	0,10	0,16
$DifS_{dm}$						1	-0,04
$DifTIR_{dm}$							1

Las diferencias en frecuencia de negociación es la variable con mayor correlación con respecto a las diferencias en TIR, lo que justifica su uso como determinante del grado de liquidez. Sus valores negativos en el cuadro 7 reflejan que los bonos RE se negocian con mayor frecuencia que el RB.

La literatura presupone que el saldo en circulación de una emisión se reduce progresivamente al aumentar su edad, por lo que las emisiones nuevas deberían tener un tamaño superior al de las más viejas. No obstante, este no parece ser el caso del mercado español, donde el saldo medio de los bonos que pertenecen a las carteras del RB (viejos) es superior en 147 millardos de pesetas en el cuadro 6 al de las carteras de bonos RE.

Este comportamiento es el resultado de las medidas adoptadas por el Tesoro Público durante el período de estudio para potenciar la liquidez de sus emisiones. Primero, utiliza el sistema de emisión por tramos consistente en realizar sucesivas colocaciones (tramos) en el mercado primario de una misma referencia²⁹. El objetivo es alcanzar un saldo vivo de un billón de pesetas por referencia para garantizar la fluidez del mercado secundario. Segundo, realiza canjes para sustituir las referencias antiguas con saldos en circulación reducidos³⁰ por nuevas referencias en proceso de emisión mediante el sistema de tramos. Obviamente estas nuevas referencias gozan de un mayor plazo y liquidez. Ambas estrategias redundan en

(29) Por citar un ejemplo, la obligación del Estado "O8,2%28/02/09" (ES0000011470-2) presenta un saldo en el primer mes de emisión (diciembre de 1993) de 277 millardos de ptas. que se ve incrementado en sucesivas colocaciones hasta alcanzar los 1.055 millardos en junio de 1996.

(30) Se trata de una sustitución voluntaria por parte del tenedor de la referencia vieja. Otra vía que utiliza el Tesoro para sacar del mercado estas referencias viejas poco líquidas consiste en la amortización anticipada mediante la compra de estos títulos a precios de mercado.

que los bonos componentes de las carteras RB tengan un saldo en circulación superior al de los bonos RE. Por un lado, el saldo vivo de los bonos RE es reducido en sus primeros meses en circulación y aumenta hasta estabilizarse a un cierto nivel. Por otro, las emisiones más viejas no reducen paulatinamente su saldo como ocurre en el mercado norteamericano, sino que en el caso español el Tesoro las saca de circulación de una sola vez mediante el canje. De esta forma, el saldo de las emisiones más recientes es inferior al del resto de emisiones, a diferencia de lo que ocurre en otros mercados.

La literatura es unánime acerca del efecto del tamaño de una emisión en su liquidez. Un mayor saldo en circulación supone una mayor facilidad para negociar una referencia, y por ende, una mayor liquidez. Sin embargo, en el cuadro 7 se puede observar que el coeficiente de correlación entre las diferencias en saldo entre el RB y los bonos RE y sus diferencias en TIR es -0,04. Este valor negativo y reducido refleja que el efecto tamaño en la prima de liquidez de los ByOE queda diluido por la influencia de otros efectos de signo contrario tales como el efecto edad.

De forma previa a la estimación del modelo [12], observamos como el coeficiente de correlación entre las diferencias en sesgo de cupón y las diferencias en cupón es alta ($\rho = 0,72$). La inclusión de ambas variables explicativas en la estimación puede acarrear problemas de multicolinealidad severa. Las regresiones auxiliares de cada variable independiente frente al resto de regresores apuntan en este sentido³¹. Para evitar los posibles efectos de relaciones de multicolinealidad entre regresores, optamos por la introducción indirecta de las diferencias en sesgo del cupón³². Los residuos (u_{dm}) de la regresión de las $difSesgo_{dm}$ frente a las $difC_{dm}$ representan la porción de las $difSesgo_{dm}$ no explicada por las $difC_{dm}$.

$$difSesgo_{dm} = \alpha_0 + \alpha_1 difC_{dm} + u_{dm} \quad [14]$$

De esta forma, el modelo [12] se estima sustituyendo $difSesgo_{dm}$ por u_{dm} (lo denotamos por $difSesgo^*_{dm}$, obteniendo el siguiente resultado³³:

$$DifTIR_{dm} = 0,0704 - 0,0002 difC_{dm} + 0,9108 difSesgo^*_{dm} - 0,8893 difFR_{dm} \quad [15]$$

(3,67)* (-0,02) (1,15) (-2,16)*

$$R^2 \text{ ajustado} = 25,28\%$$

Los coeficientes asociados a las variables que representan a la fiscalidad y al sesgo del cupón no son significativos estadísticamente, lo que muestra su escasa incidencia en este análisis. Por su parte, el coeficiente correspondiente a las dife-

(31) El coeficiente de determinación ajustado es del 52% cuando se utiliza como variable dependiente las diferencias en cupón o las diferencias en sesgo del cupón. El R^2 es nulo en el caso de las diferencias en frecuencia de negociación.

(32) No obstante, el resultado de esta estimación del modelo [12] es similar al que se obtiene incluyendo directamente la variable diferencias en sesgo del cupón.

(33) La estimación de los modelos se realiza según la matriz de varianzas y covarianzas consistente con la heteroscedasticidad propuesta por White. Muestra formada por 119 observaciones mensuales para la cartera del RB (resto de bonos) y la de bonos RE (bonos recién emitidos).

rencias en frecuencia de negociación ($difFR_{dm}$) es significativo y tiene el signo adecuado. Una emisión es más líquida cuanto mayor sea su frecuencia de negociación, lo que implica una menor prima de liquidez y un menor TIR. El hecho de que el término independiente sea estadísticamente significativo puede constatar que la relación entre las diferencias de frecuencia y de TIR es no lineal.

Este resultado confirma la existencia de una prima de liquidez por referencia en el mercado español de deuda pública. Las diferencias en el grado de liquidez entre el RB y los bonos RE originan esta prima de liquidez en los bonos no recién emitidos (RB).

El paso siguiente es el estudio de la relación entre los diferentes determinantes de la liquidez y la prima de liquidez por referencia. Dada la exigua aportación de las variables representativas de la fiscalidad y el sesgo del cupón, optamos por omitirlas en la estimación del modelo [13]. El resultado³⁴ es el siguiente:

$$DifTIR_{dm} = -0,0339 + 0,5138 difER_{dm} + 0,0323 difP_{dm} - 0,0271 difS_{dm} \quad [16]$$

$$\begin{matrix} (-0,64) & (1,97)^* & (0,71) & (-0,39) \end{matrix}$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 10,22\%$$

Las diferencias en edad relativa es el único determinante de la liquidez con coeficiente estadísticamente significativo. Este resultado confirma a la edad relativa como factor explicativo clave del grado de liquidez y de la prima de liquidez por referencia, y coincide con lo observado por Warga para el mercado estadounidense.

El coeficiente estimado de las diferencias en tamaño es negativo y no significativo, lo que es consistente con lo observado en los cuadros 6 y 7 y con los resultados previos. La liquidez, medida por la frecuencia de negociación y la rotación, es mayor para los bonos de menor edad relativa y de mayor saldo vivo. Los primeros se corresponden con las carteras de bonos RE y los segundos con las del RB.

3.2. La prima de liquidez “por mercado”

En la sección anterior constatamos la existencia de una prima de liquidez “por referencia”, siendo las diferencias de edad relativa entre las emisiones “viejas” y las recién emitidas su principal factor explicativo. En esta sección analizamos otro posible determinante de la prima de liquidez: el mercado.

Las diferencias en el grado de liquidez de la negociación en el mercado de Deuda Pública Anotada (MDPA) y en el segmento de Deuda Pública del Sistema Bursátil Electrónico (SBE) son patentes en el análisis que se realiza en el apartado 2. También aparecen diferencias en la liquidez de Letras del Tesoro (LT) y Bonos y Obligaciones del Estado (ByOE).

De esta forma, en este epígrafe estudiamos la existencia de la prima de liquidez por mercado a partir del diferencial de rentabilidad de una misma referencia en ambos mercados y su relación con los determinantes de la liquidez, distin-

(34) La estimación de los modelos se realiza según la matriz de varianzas y covarianzas consistente con la heteroscedasticidad propuesta por White. Muestra formada por 119 observaciones mensuales para la cartera del RB (resto de bonos) y la de bonos RE (bonos recién emitidos).

guiendo entre LT y ByOE. El diferencial de rentabilidad consiste en la diferencia en TIR con el que una misma emisión de Deuda del Estado se negocia durante una misma sesión en el MDPA y el SBE.

De cara a plantear un modelo, consideramos la existencia de una distinta prima por liquidez en el TIR de un bono según se negocie en el MDPA o en el SBE. La expresión del TIR de un bono i en función del mercado donde se negocia es la siguiente:

$$\begin{aligned} TIR_i^{SBE} &= \varphi(R_1, R_2, \dots, R_m, C_i) + pliq_i^{SBE} + pins_i + pfs_i \\ TIR_i^{MDPA} &= \varphi(R_1, R_2, \dots, R_m, C_i) + pliq_i^{MDPA} + pins_i + pfs_i \end{aligned} \quad [17]$$

siendo TIR_i^{SBE} y $pliq_i^{SBE}$ el TIR y la prima de liquidez correspondiente al bono i si se negocia en el SBE, mientras que TIR_i^{MDPA} y $pliq_i^{MDPA}$ son el TIR y la prima de liquidez del mismo bono cuando se negocia en el MDPA.

Si tal y como se deduce del análisis previo, los activos que se negocian en el SBE incorporan una prima adicional (que denotamos por $pmdo_i$), entonces:

$$\begin{aligned} pliq_i^{SBE} &= d_1^{SBE} ER_i + d_2^{SBE} P_i + d_3^{SBE} S_i + d_4 pmdo_i \\ pliq_i^{MDPA} &= d_1^{MDPA} ER_i + d_2^{MDPA} P_i + d_3^{MDPA} S_i \end{aligned} \quad [18]$$

El valor de los tres primeros determinantes de la liquidez es el mismo con independencia del mercado en el que se negocia el bono i , pero su incidencia en la prima de liquidez puede ser distinta, incrementando la prima de liquidez que soporta la negociación del bono en el mercado menos líquido. Así por ejemplo, la negociación de un bono de elevada edad en el SBE puede agravar sus problemas de liquidez. La prima de liquidez con la que se negocia un bono viejo suele ser mayor en ambos mercados a la correspondiente a un bono recién emitido, pero dicha penalización probablemente será superior en el SBE que en MDPA.

Por su parte, el término $pmdo_i$ puede recoger varios aspectos. En primer lugar, las diferencias entre ambos mercados, en cuanto a participantes y a sistema de negociación, pueden implicar que en la formación del precio en el SBE se incluya, entre otros conceptos, una prima constante sobre el precio o el TIR al que la referencia se negocia en el MDPA. Una prima constante en precios debería ser muy pequeña, o de lo contrario implicaría TIR explosivos para los bonos con un plazo reducido, dado que la sensibilidad de su TIR ante una variación en el precio es muy superior a la de un título a largo plazo.

En segundo lugar, una parte considerable de la negociación en el SBE se corresponde con operaciones de muy pequeña cuantía. Muchas de ellas responden al mecanismo que el Banco de España arbitra para que los tenedores de cuentas directas puedan deshacer ágilmente sus posiciones antes de la amortización de los títulos. El SBE puede penalizar las transacciones por importes tan reducidos, sin preocuparse en exceso por ofrecer precios o TIR competitivos. Es de esperar que esto no suceda en las operaciones por volúmenes elevados que igualmente se realizan en este mercado. El precio de estas operaciones tiene que

ser muy similar, o incluso mejor, al del MDPA para poder competir con este mercado³⁵.

De esta forma, partimos de la hipótesis de que el mercado, como determinante de la prima de liquidez del bono negociado en el SBE, incorpora una prima constante en el TIR para todas las operaciones y otra que depende del tipo de transacción, y que introducimos en forma de variable artificial que toma valor uno para las operaciones de pequeña cuantía y cero para el resto (DTT_i):

$$pmdo_i = e_0 + e_1 DTT_i \quad [19]$$

Con todo lo anterior, se sustituye las expresiones [18] en las [17], se restan ambas y se añade un término de error por variables omitidas. El modelo a estimar es el siguiente:

$$TIR_{it}^{SBE} - TIR_{it}^{MDPA} = e_0 + g_1 ER_{it} + g_2 P_{it} + g_3 S_{it} + e_1 DTT_{it} + \varepsilon_{it} \quad [20]$$

La diferencia en el TIR con el que se negocia una misma referencia durante la misma sesión en el SBE (TIR_{it}^{SBE}) y en el MDPA (TIR_{it}^{MDPA}) mide el diferencial de primas de liquidez entre ambos mercados. El TIR del bono en el MDPA incorpora la prima de liquidez “por referencia”, intrínseca a las características de la emisión. El TIR del bono en el SBE reúne una prima de liquidez “por referencia”, que se supone mayor a la anterior como consecuencia de la menor liquidez del mercado, y una prima independiente de las características del bono y que es función de las particularidades del mercado.

A partir de nuestra base de datos diaria de las operaciones de compraventa simple al contado realizadas con Deuda del Estado entre los años 1993 y 1997, extraemos una muestra compuesta por aquellos títulos que se negocian en una misma sesión en el MDPA y en el SBE.

El diferencial de rentabilidad entre mercados (DREM) se calcula, para cada título i en cada sesión t , como la diferencia entre el TIR medio al que se negocia el título en el SBE y el TIR medio en el MDPA. Dada la distinta normativa de cálculo del TIR en cada mercado, se recalculan todos los TIR utilizando capitalización compuesta, año natural y fecha valor en el día de negociación³⁶.

Para eliminar posibles observaciones anómalas, suprimimos las observaciones con DREM fuera del intervalo centrado en el valor del DREM medio de la emisión durante el período muestral, y en el que su extremo inferior (superior) se obtiene al restarle (sumarle) un número determinado de veces su desviación típica. En ambos casos eliminamos un 7% de las observaciones, lo que implica que ese número es 2 en las LT y 1,3 en los ByOE.

(35) El SBE es el mercado en el que se realizan las operaciones de menudeo con Deuda del Estado (el 99% de las transacciones diarias de LT y el 71% de ByOE presentan un volumen nominal que no rebasa los 100 millones de pesetas). No obstante, también se realizan operaciones de elevada cuantía, especialmente con ByOE (el 1,5% de las observaciones de ByOE superan los 10 mil millones de pesetas).

(36) El sesgo que se puede cometer por no utilizar la fecha valor de entre D y D+5 afecta por igual a ambos mercados.

El cuadro 9 resume las observaciones seleccionadas distinguiendo según el volumen efectivo negociado en el SBE. Se puede observar como la mayor parte de las observaciones se corresponden con operaciones de pequeña cuantía en el SBE, siendo las realizadas por un importe efectivo inferior a 10 millones de pesetas el 90% en el caso de las LT y el 58% en el caso de los ByOE. El DREM de estas observaciones parece superior al del resto, lo que apoya nuestra hipótesis de que las operaciones por importes tan reducidos soportan una prima por liquidez adicional en el SBE.

Los determinantes de la prima de liquidez por mercado son la edad relativa, el plazo, el saldo vivo y el tipo de transacción en el SBE. La edad relativa de la referencia i en la sesión t , ER_{it} , se define como cociente entre la edad de i en t y su plazo de emisión. El plazo de la emisión i en la sesión t , P_{it} , se refiere al plazo en años hasta el vencimiento. El saldo vivo, S_{it} , representa el volumen en circulación en millones de pesetas de la referencia i al final del mes correspondiente a la sesión t . Por último, el tipo de transacción se introduce a través de una *dummy* por negociación de pequeña cuantía en el SBE, DTT_{it} , que toma valor uno cuando el volumen efectivo contratado del título i durante la sesión t en el SBE es inferior a 10 millones de pesetas, y cero para volúmenes superiores.

El cuadro 10 recoge los coeficientes de correlación entre las variables consideradas en el análisis de la prima de liquidez por mercado distinguiendo entre el caso de las LT y el de los ByOE.

La relación entre el DREM y la edad relativa y plazo es más débil en las LT que en los ByOE. El reducido plazo de emisión de las LT puede reducir el poder explicativo de estas variables frente al DREM. La relación inversa entre plazo y DREM coincide con la observada en los estudios del diferencial de rentabilidad de la renta fija privada frente a la Deuda del Estado en el caso español.

El valor del coeficiente de correlación entre edad relativa y plazo es muy elevado, especialmente en el caso de las LT ($\rho = -0,98$), lo que apunta a la existencia de una relación severa de multicolinealidad entre ambos regresores. Las regresiones auxiliares de cada variable independiente frente a los otros tres regresores corroboran la dependencia de la edad y el plazo³⁷. De esta forma, los residuos (u_{it}) de la regresión del plazo frente a la edad relativa sirven para introducir el P_{it} de una forma indirecta, eliminando su relación con la ER_{it} .

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{it} + u_{it} \quad [21]$$

El modelo [18] se estima sustituyendo P_{it} por u_{it} (lo denotamos por P_{it}^*), obteniendo el siguiente resultado³⁸ para las LT:

(37) La regresión auxiliar utilizando como variable dependiente el plazo o la edad relativa alcanza un R^2 ajustado del 96% en la muestra de LT, y el 58% y 60% respectivamente en el caso de los ByOE. Este R^2 se sitúa próximo al 1% en la regresión correspondiente al saldo tanto para las LT como para los ByOE.

(38) La muestra de LT está compuesta por 1.447 observaciones diarias y la de ByOE por 1.675. La estimación se realiza utilizando la matriz de varianzas y covarianzas robusta a formas generales de heteroscedasticidad propuesta por White.

$$DREM_{it} = 3,53 + 3,94ER_{it} - 10,89P_{it}^* + 7,01S_{it} + 11,42DTT_{it}, R^2 \text{ ajustado} = 3,08\%$$

(1,50) (1,85)** (-1,11) (2,38)* (6,02)* [22]

y para los ByOE:

$$DREM_{it} = -1,08 + 57,81ER_{it} - 1,92P_{it}^* + 4,36S_{it} + 13,45DTT_{it}, R^2 \text{ ajustado} = 15,32\%$$

(-0,25) (11,26)* (-4,72)* (0,98) (6,87)* [23]

Los resultados de la estimación del modelo, en lo que hace referencia a la prima de liquidez por las características propias de la emisión, diverge para la muestra de las LT y la de los ByOE. En el caso de las LT, el plazo no es significativo, la edad relativa tan sólo lo es para un nivel de significación del 1%, y el coeficiente de determinación es muy bajo. El saldo vivo es el principal determinante de la mayor prima de liquidez por referencia que soporta las LT por el hecho de negociarse en el SBE.

El caso de los ByOE es bien distinto. Los coeficientes estimados de la edad relativa y del plazo son sobradamente significativos para un nivel de confianza del 95%, en especial el de la edad relativa, mientras que el del saldo no lo es, como ya ocurría en el estudio de la prima de liquidez en el MDPA realizado en la sección anterior.

El término independiente y la *dummy* del tipo de transacción en el SBE recogen en nuestro modelo la parte de la prima de liquidez consecuencia de las características propias del mercado. La constante no es significativa en ninguna de las muestras, por lo que la evidencia empírica parece rechazar nuestra hipótesis de la existencia de una posible prima constante en TIR por la diferente forma de operar en el SBE. Los DREM positivos observados en el cuadro 9 se originan por el agravamiento que la negociación en el SBE produce en la prima de liquidez por referencia.

En cambio, el coeficiente de la *dummy* del tipo de transacción es muy significativo estadísticamente en ambas muestras, lo que indica que la prima de liquidez de las operaciones de escasa cuantía, la mayor parte de ellas, es distinta a la de las transacciones de volumen superior. Su valor es de 11 pb para las LT y de 13 pb para los ByOE.

De esta forma, podemos llegar a la conclusión de que existe una prima de liquidez entre mercados y que la menor liquidez se traduce en mayores diferencias de rentabilidad. En este caso de estudio, la negociación de activos de Deuda del Estado en el SBE se realiza a TIR superiores a los del MDPA. La prima de liquidez por mercado es función de las características del mercado, o más concretamente, del tipo de transacción, y de las características propias de la emisión.

La edad relativa es la variable más significativa para explicar el DREM en los ByOE, como ya ocurría en el análisis del grado de liquidez y de la prima de liquidez por referencia. En esta ocasión, el plazo hasta el vencimiento, exento de interacciones con el efecto edad, tiene una relación estadísticamente significativa con el DREM. Esta relación de signo negativo indica que el diferencial de rentabilidad causado por la liquidez tiene una estructura temporal decreciente.

Este resultado también tiene implicaciones en la renta fija privada. La relación negativa de la prima de liquidez con el plazo de vida residual, reforzada por

**Cuadro 9: NÚMERO DE OBSERVACIONES, VOLUMEN EFECTIVO NEGOCIADO EN EL SBE Y EN EL MDPA Y DR
ENTRE MERCADOS EN FUNCIÓN DEL VOLUMEN EFECTIVO NEGOCIADO EN EL SBE**

Intervalos s/ VE en SBE	Letras del Tesoro				Bonos y Obligaciones del Estado			
	Nº Obs.	VE en SBE	VE en MDPA	DREM	Nº Obs.	VE en SBE	VE en MDPA	DREM
< 1 mill. ptas	525	0,96	2.643,03	22,75	332	0,45	14.512,85	54,32
1 - 2	269	1,91	2.908,58	21,21	226	1,33	13.007,53	38,44
2 - 5	336	3,59	2.399,50	17,63	251	3,15	11.598,18	29,47
5 - 10	175	7,03	3.288,34	14,10	164	6,93	12.192,11	25,20
10 - 20	65	13,68	3.511,35	13,59	82	12,98	9.947,30	17,97
20 - 50	17	29,23	3.751,99	4,93	45	29,71	18.341,66	3,79
50 - 100	12	84,28	10.772,85	-6,42	32	70,84	12.306,53	18,01
100 - 200	11	169,91	7.443,77	2,13	49	131,72	16.395,73	18,02
200 - 500	20	382,66	8.989,54	8,35	80	357,07	19.107,46	17,08
500 - 1000	10	696,19	6.051,57	3,71	87	678,94	22.267,54	25,27
1000 - 2000	6	1.293,03	18.093,31	3,28	127	1.390,26	29.546,96	25,19
2000 - 5000	1	3.786,40	1.895,97	29,14	124	3.170,46	32.073,78	20,69
5000-10000	0	-	-	-	43	6.796,01	33.663,24	18,09
>10000	0	-	-	-	33	20.699,61	51.622,13	14,66
Total	1.447	23,41	3.044,67	18,80	1.675	982,77	17.822,93	31,01
Desv. Típica	-	150,29	6.285,12	21,74	-	3.789,67	28.699,96	42,33

Muestra procedente de operaciones de compraventa simple al contado con deuda del Estado para emisiones que se negocian en la misma sesión en el MDPA y en el DPSBE en el período 1993 a 1997.

De las 1.550 observaciones disponibles para las LT y de las 1.801 observaciones para ByOE, seleccionamos las observaciones cuyo DREM está incluido en el intervalo formado por el DREM medio para toda la muestra más o menos n veces su desviación típica. En el caso de las LT n vale 2 y en los ByOE n vale 1,3. La muestra final contiene 1.447 observaciones de LT y 1.675 de ByOE.

VE es el volumen efectivo contratado en millones de pesetas. DREM es la diferencia entre los TIR medios a los que se negocia un mismo título en una misma sesión en el SBE y en el MDPA.

Cuadro 10: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES PRINCIPALES

	ER_{it}	P_{it}	S_{it}	DTT_{it}	$DREM_{it}$
– Letras del Tesoro:					
ER_{it}	1	-0,98	0,08	0,06	0,10
P_{it}		1	-0,09	-0,06	-0,10
S_{it}			1	0,03	0,08
DTT_{it}				1	0,16
$DREM_{it}$					1
– Bonos y Obligaciones del Estado:					
ER_{it}	1	-0,76	0,02	0,26	0,35
P_{it}		1	-0,09	-0,17	-0,33
S_{it}			1	-0,07	0,03
DTT_{it}				1	0,23
$DREM_{it}$					1

la relación positiva con la edad relativa, aporta luz a la controversia entre la estructura temporal decreciente del diferencial de rentabilidad de la renta fija privada observada en estudios sobre el mercado español [véase Díaz y Navarro (1997)] y la relación positiva prevista por la postura mayoritaria de la literatura en el caso estadounidense. La negociación de renta fija privada en los mercados españoles, mucho más estrechos y poco profundos que el mercado de deuda pública, podría incorporar una prima de liquidez con fuerte pendiente negativa con respecto al plazo que se impondría a una estructura temporal del diferencial de rentabilidad probablemente consistente con la literatura sobre el riesgo de insolvencia, es decir, con pendiente plana o incluso positiva.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza el grado de liquidez de la deuda del Estado en el mercado de deuda pública español, y el comportamiento y determinantes de la prima de liquidez. La base de datos utilizada contiene información diaria sobre precios y volúmenes de todas las operaciones realizadas en el mercado durante cinco años, sin limitarse a precios cotizados proporcionados por un único *dealer*, lo que permite mejorar las medidas de liquidez de trabajos anteriores y, por primera vez, posibilita el estudio de la negociación simultánea del mismo título en dos mercados diferentes. De esta forma, constatamos la considerable incidencia de la liquidez en el mercado de deuda pública español, que se traduce en una prima de liquidez dependiente de las características propias de la emisión y del mercado en el que se negocia.

El análisis del grado de liquidez refleja importantes diferencias entre el mercado mayorista (el MDPA) y el minorista (el SBE), y a su vez, entre los ByOE y las LT. Sólo las LT recién emitidas alcanzan cierto grado de liquidez, mientras

que la liquidez del resto de LT es bastante insensible a sus características y al mercado. Por su parte, la edad y el saldo vivo determinan buena parte del grado de liquidez de los ByOE en el MDPA, siendo éste muy superior al de los ByOE negociados en el SBE. Entre las emisiones más recientes de LT y ByOE aparecen diferencias de liquidez en función de su plazo de emisión.

La prima de liquidez “por referencia” se estudia a partir del diferencial en TIR de los bonos negociados en el MDPA frente a los bonos recién emitidos de similar duración. El resultado muestra la existencia de esta prima de liquidez y su dependencia de las diferencias en la edad relativa.

El análisis del diferencial de rentabilidad con el que una misma referencia de deuda del Estado se negocia simultáneamente en el MDPA y en el SBE permite estudiar la prima de liquidez “por mercado”. Se obtiene evidencia de una prima de liquidez en el mercado minorista consecuencia de las distintas características de los mercados, que es función del tipo de transacción, a la que se añade una mayor prima de liquidez por referencia en la contratación, dependiente de la edad y del saldo vivo en las LT y de la edad y del plazo en los ByOE.

La edad es la variable clave que explica la evolución de la liquidez de una emisión, e incluso, la estructura temporal de los diferenciales de rentabilidad entre mercados o diferenciales de rentabilidad con el que una misma emisión se negocia simultáneamente en el mercado minorista y mayorista de Deuda del Estado.

Queda pendiente de analizar para futuras investigaciones cuál ha sido el impacto del inicio de la Unión Monetaria Europea en la liquidez de la deuda del Estado. Entendemos que es todavía muy pronto para realizar un estudio concluyente sobre esta cuestión, ya que no ha transcurrido apenas tiempo desde el inicio del proceso de introducción efectiva del euro, proceso que finalizará a lo largo de 2002.

Podemos señalar, no obstante, dos aspectos en relación a la evolución reciente de estos mercados. Desde el año 1997 se ha ido produciendo una drástica reducción de negociación en el volumen de deuda pública en el SBE, mientras que aumentaba notablemente la negociación en el MDPA. Este hecho puede estar provocado por el proceso de integración de los mercados europeos que está forzando la armonización y concentración en un único mercado de la negociación de la deuda pública española (y también de la deuda privada) de cara a competir en el mercado único. En cualquier caso, los aspectos cualitativos de los resultados alcanzados en este estudio y en particular, la relación entre las primas de liquidez y las variables de las que depende entendemos que son independientes de este fenómeno, tal y como investigaciones recientes en otros mercados [véase Alexander *et al.* (2000) y Hong y Warga (2000)] y en el propio español [véase Alonso *et al.* (2000)] parecen corroborar.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Alexander, G.J., A.K. Edwards y M.G. Ferri (2000): “The determinants of the trading volume of high-yield corporate bonds”, *Journal of Financial Markets*, vol. 3, n.º 2, págs. 177-204.

- Alonso, F., R. Blanco, A. del Río y A. Sanchis (2000): "Estimating liquidity premia in the Spanish government securities market", *Servicio de Estudios del Banco de España*, Documento de Trabajo n.º 17.
- Amihud, Y. y H. Mendelson (1986): "Asset pricing and the bid-ask spread", *Journal of Financial Economics*, 17, págs. 223-249.
- Amihud, Y. y H. Mendelson (1991a): "Liquidity, asset prices and financial policy", *Financial Analysts Journal*, Nov-December, págs. 56-66.
- Amihud, Y. y H. Mendelson (1991b): "Liquidity, maturity, and the yields on U.S. Treasury securities", *Journal of Finance*, vol. 46, n.º 4, September, págs. 1411-1425.
- Contreras, D., R. Ferrer, E. Navarro y J.M. Nave (1996): "Análisis factorial de la estructura temporal de los tipos de interés en España", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 25, n.º 86, Enero-Marzo, págs. 139-160.
- Crabble, L.E. y C.M. Turner (1995): "Does the liquidity of a debt issue increase with its size? Evidence from the corporate bond and medium-term note markets", *Journal of Finance*, vol. 50, n.º 5, December, págs. 1719-1734.
- Dialynas, C.P. y D.M. Edington (1992): "Bond yield spreads: a post modern view", *Journal of Portfolio Management*, Fall, págs. 68-75.
- Díaz, A. (1999): "Valoración de la renta fija privada en los mercados españoles", *Tesis doctoral*, Universidad de Valencia.
- Díaz, A. y E. Navarro, E. (1997): "El diferencial de rentabilidad en la deuda privada española", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 5, n.º 14, Otoño, págs. 51-79.
- Díaz, A. y F.S. Skinner (2000): "Term Structure Misspecification and Arbitrage Free Models of Credit Risk", *2000 Financial Management Association European Meeting*, May, Edinburgh.
- Elton, E.J. y T.C. Green (1998): "Tax and liquidity effects in pricing government bonds", *Journal of Finance*, vol. 53, n.º 5, October, págs. 1533-1562.
- Fisher, L. (1959): "Determinants of risk premiums of corporate bonds", *Journal of Political Economy*, vol. 67, n.º 3, June, págs. 217-237.
- Fons, J.S. (1994): "Using default rates to model the term structure of credit risk", *Financial Analysts Journal*, Sept-October, págs. 25-32.
- Fridson, M.S. y M.C. Garman (1998): "Determinants of spreads on new high-yield bonds", *Financial Analysts Journal*, March-April, págs. 28-39.
- Fridson, M.S. y J.G. Jónsson (1995): "Spread versus treasuries and the riskiness of high-yield bonds", *Journal of Fixed Income*, vol. 5, n.º 2, December, págs. 79-88.
- Hong, G. y A. Warga (2000): "An empirical study of bond market transactions", *Financial Analyst Journal*, vol. 56, n.º 2, March/April, págs. 32-46.
- Kamara, A. (1994): "Liquidity, taxes, and short-term treasury yields", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 29, n.º 3, September, págs. 403-417.
- Johnson, R.E. (1967): "The term structure of corporate bond yields as a function of risk of default", *Journal of Finance*, vol. 22, n.º 2, May, págs. 313-345.
- Rodríguez, C. (1997): "El lavado de cupón: operativa y formación de precios (I)", *Actualidad Financiera*, Enero, págs. 23-38.
- Rubio, G. y M. Tapia (1998): "The liquidity premium in equity pricing under a continuous auction system". *European Journal of Finance*, 4, págs. 1-28.
- Sarig, O. y A. Warga (1989): "Bond price data and bond market liquidity", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 24, n.º 3, September, págs. 367-378.
- Shen, P. y R.M. Starr (1998): "Liquidity of the Treasury bill market and the term structure of interest rates", *Journal of Economics and Business*, vol. 50, n.º 5, págs. 401-417.

- Shulman, J., M. Bayless y K. Price (1993): "Marketability and default influences on the yield premia of speculative-grade debt", *Financial Management*, Autum, págs. 132-141.
- Silvers, J.B. (1973): "An alternative to the yield spread as a measure of risk", *Journal of Finance*, vol. 28, n.º 4, September, págs. 933-955.
- Tapia, M. (1997): Resultados preliminares sobre la estacionalidad de la prima por liquidez en España: efectos fiscales". *Información Comercial Española: Avances recientes en finanzas*, n.º 764, Julio-Agosto, págs. 65-75.
- Van Horne, J.C. (1994): "Financial market rates and flows", Prentice-Hall International, Fourth edition, New Jersey.
- Vasicek, O.A. y H.G. Fong (1982): "Term structure modeling using exponential splines", *Journal of Finance*, vol. 37, n.º 2, May, págs. 339-348.
- Warga, A. (1992): "Bond returns, liquidity, and missing data", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27, n.º 4, December, págs. 605-617.

Fecha de recepción del original: octubre, 1999

Versión final: septiembre, 2001

ABSTRACT

This paper examines the factors which explain the liquidity premium in the Spanish government securities market. First, we study the degree of liquidity and the relationship to the factors on which it depends, observing differences between two kinds of assets, bills and notes, and between two markets that can be considered as retail and wholesale markets, respectively. Second by, the analysis of the yield spread between portfolios of newly issued bonds and of older bonds with a similar duration shows a liquidity premium "by security" in the wholesale Spanish government securities market, with this premium depending mainly in the differences in age. Thirdly, a "market" liquidity premium appears when we study the spread between the yields at which a given security is simultaneously traded in different markets.

Key words: Spanish government securities, fixed interest, liquidity.

JEL Classification: G12, E43.