

EL MERCADO REPO DE LETRAS DEL TESORO:
ANALISIS EMPIRICO

Ignacio Ezquiaga Domínguez *

Xavier Freixas Dargallo **

89-09

* Director Análisis Económico de ANALISTAS
FINANCIEROS INTERNACIONALES

** Subdirector de FEDEA

La creación en julio de 1987 de las letras del Tesoro como nuevo instrumento de financiación persigue un doble objetivo: por una parte se trata de establecer una nueva forma de financiación del déficit público, con un calendario de emisión de periodicidad fija y por otra de elaborar un vehículo de inversión líquido, gracias al mecanismo de las cesiones con pacto de recompra y las adquisiciones con pacto de reventa, que da más flexibilidad a la gestión de tesorería de las instituciones financieras y de las grandes empresas, al constituir un nexo entre los mercados monetarios y los mercados bancarios.

Aunque por su volumen de negociación este instrumento, no pueda ser comparado al de los pagarés del Tesoro antes de mayo de 1985, los objetivos previstos se han visto cumplidos. Efectivamente, el mercado de repos sobre letras del Tesoro alcanza un nivel de saldo vivo superior a los 300 m.m. de pesetas a partir de 1988, concentrándose éstos en los plazos de negociación entre un día y tres meses.

Dado que este mercado drena una liquidez suficiente, los precios o tipos de interés que en él se determinan deben corresponder a las anticipaciones que los operadores tienen sobre el nivel de los mismos. Estas se basan, por una parte, en el nivel de los tipos de interés en el mercado interbancario, y, por otra, en el nivel de los tipos sobre operaciones repo a plazos distintos.

Es interesante, pues, examinar el funcionamiento de este mercado incipiente basándonos en los datos de sus dos primeros años

de existencia. Concretamente, hemos diseñado un análisis empírico que nos ha permitido plantear la cuestión de la formación de los tipos de interés en este mercado a la vez relativamente al mercado, interbancario y a los tipos para otros plazos, ya sean más largos o más cortos. Para ello, hemos examinado cuales eran los determinantes de los diferenciales de tipos de interés.

En primer lugar, hemos analizado los determinantes de la diferencia entre los tipos sobre depósitos interbancarios y los tipos sobre operaciones repo, obteniendo resultados satisfactorios tanto desde una perspectiva analítica como empírica. La conclusión de nuestro análisis, en lo que respecta a este primer aspecto, es que las diferencias entre los tipos de interés en el interbancario y los tipos en el mercado repo son atribuibles al saldo vivo disponible de letras del Tesoro en las carteras de los titulares de anotaciones en cuenta, por una parte y al nivel de préstamos de regulación monetaria del Banco de España al Sistema Bancario expresado en porcentaje del saldo de letras del Tesoro en cartera por otra. La primera variable es un indicador de las posibilidades que tienen los titulares de anotaciones en cuenta de reestructurar sus balances en función del diferencial depo-repo. La segunda es un indicador de las necesidades de liquidez del Sistema Bancario: cuanto mayores éstas, mayor será el diferencial depo-repo.

El segundo aspecto que desarrollamos en esta nota se refiere a la estructura intertemporal de los tipos de interés. Nos hemos planteado aquí la cuestión de la formación simultánea de los tipos de interés sobre los distintos plazos para

examinar la existencia de primas sobre ciertos plazos, así como las anticipaciones de formación de los tipos futuros tal y como se deduce de los "spreads", o diferencias entre tipos a largo y tipos a corto.

Nuestros resultados muestran, por una parte, que, en el período muestral examinado, no hay evidencia de que existan primas sobre los tipos de interés para un plazo relativamente a otros. En cuanto a la formación de anticipaciones, el análisis empírico demuestra que existe sobrerreacción de los tipos largos a los tipos cortos, lo que corresponde a la existencia de variaciones exageradamente importantes de los tipos a largo como reacción a variaciones de los tipos a corto. Ello implica que el mercado repo no es perfecto, por lo que una estrategia de reestructuración de la cartera de letras genera rendimientos superiores a los que se obtendrían invirtiendo sistemáticamente en repos con el mismo plazo.

En nuestra simulación obtenemos un rendimiento de 12,64 % para una cartera de letras a uno y tres meses que se reestructura en función del tipo de interés a un mes, cuando el rendimiento invirtiendo durante el mismo período en letras a un mes hubiera sido de 12,31 % y el de invertir en letras a tres meses de 12,21 %. Esta "imperfección" del mercado repo nos ha parecido tanto más interesante cuanto que no hay evidencia similar en lo que se refiere al funcionamiento del mercado interbancario.

I. Los determinantes del diferencial depo-repo a un día

El tipo de interés a un día de las operaciones repo sobre letras del Tesoro del mercado monetario está muy ligado a las condiciones del mercado de Activos de Caja dado el importante papel que estas operaciones tienen en la generación de liquidez para una institución financiera sujeta al coeficiente legal de caja. Ello hace que la referencia más relevante para el tipo repo a un día sea el tipo del depósito interbancario a un día. No estudiaremos aquí los determinantes de este tipo de interés, sino la manera en que influye sobre el tipo repo. Nos detendremos en el análisis de los determinantes del tipo repo a un día, lo que nos conducirá al análisis del diferencial depo-repo.

Un primer estudio de la relación entre el tipo repo de las operaciones entre titulares y el tipo depo a un día permite sospechar que no existe un diferencial estable -"normal"- entre ambos tipos de interés. Si llevamos a cabo una regresión simple minimocuadrática entre la evolución de ambos tipos a lo largo del período 1ª decena de julio 87 - 1ª decena de junio 89 podemos concluir que, estadísticamente, no cabe deducir la existencia de un diferencial "normal".

Así, siendo

$td = 1 + \text{tipo depo a un día, en tanto por uno (media decenal)}$

$tr = 1 + \text{tipo repo a un día, en tanto por uno (media decenal)}$

entonces, corrigiendo por autocorrelación

$$\begin{aligned} tr = & 0,38095 + 0,9374 \, td \\ & (0,433) \quad (14,758) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,7701$$

$$\begin{array}{l} y \quad \rho_1 = - 0,10 \\ \quad \rho_2 = - 0,18 \\ \quad \rho_3 = \quad 0,12 \end{array} \left. \vphantom{\begin{array}{l} y \quad \rho_1 = - 0,10 \\ \quad \rho_2 = - 0,18 \\ \quad \rho_3 = \quad 0,12 \end{array}} \right\} \begin{array}{l} \text{son inferiores a 2} \\ \text{desviaciones standard} \end{array}$$

donde los ρ_t son los coeficientes de autocorrelación de orden t de los residuos. Se acepta pues que el coeficiente de td sea igual a 1, por lo que podemos trabajar con la variable $tr - td$. Por otra parte, el valor de la constante no es significativo.

Una de las variables que podrían explicar tal diferencia es el saldo vivo disponible de letras del Tesoro en las carteras de los titulares de anotaciones en cuenta. Este saldo es el utilizable por éstos en sus operaciones de repo con garantía de letras del Tesoro en el mercado entre titulares de cuenta. Su volumen depende, en términos agregados, tanto de la suma de posiciones largas en letras del Tesoro del activo del Balance de los titulares, como de los saldos netos de operaciones temporales del conjunto de los titulares con el Banco de España o con terceros no titulares de cuenta. En definitiva,

Saldo disponible		Cartera		Cesión temporal
en titulares	=	contable en	-	al Banco de
		titulares		España

		Adquisición		Cesión temporal
+		temporal al	-	a terceros
		Banco		de
		España		

		Adquisición temporal
+		de terceros

Para una entidad financiera titular de anotación en cuenta, su saldo disponible de letras resulta, no sólo de su cartera contable y de sus saldos netos cedidos o adquiridos al Banco de España o a terceros, sino también de los saldos netos cedidos o adquiridos a otras entidades titulares. Como estudiamos aquí agregadamente el mercado de repo entre titulares, las compra-ventas entre los propios titulares suman cero y no afectan, obviamente, al saldo total disponible en terceros.

Hemos visto en el epígrafe anterior que la naturaleza financiera de una operación repo justifica que su tipo de interés sea inferior al de una operación sin garantía para un mismo plazo. Si siempre existiera un volumen suficientemente amplio de letras del Tesoro disponibles en la cartera de las entidades titulares, el diferencial de tipos entre el depósito y el repo con letras tendería a ser estable y su nivel respondería a la materialización de la diferente naturaleza de ambas operaciones. Sin embargo, ello raramente es así en la realidad.

Cuando existe abundancia de un activo en el

mercado entre titulares, es decir, cuando en las carteras disponibles de éstos existe un volumen muy elevado en términos relativos de ese activo, tiende a aumentar su capacidad de uso en operaciones repo, ya que aquéllos pretenden financiar sus posiciones excedentes en el mercado repo de este activo. Paralelamente, la situación del mercado de Activos de Caja en ese momento no es irrelevante. La mayor o menor necesidad de fondos prestados o incluso la existencia de excedentes de liquidez en las entidades financieras inciden también en el "uso" que éstas hacen de sus carteras disponibles. Cuando una entidad precisa de un fuerte volumen de Activos de Caja prestados con el fin de ajustarse al nivel necesario en función de sus recursos computables, está más incentivada a utilizar su cartera disponible de activos monetarios como garantía en operaciones repo que cuando su necesidad de liquidez es muy escasa o que cuando posee excedentes de liquidez.

Esta consideración del saldo disponible de activos monetarios como "segunda línea de liquidez" en una entidad financiera conduce a una interpretación del diferencial depo-repo en letras del Tesoro ligada, tanto al saldo de letras en los titulares, como a la necesidad o exceso neto de fondos prestados de las entidades financieras. Si el tipo de interés depo a un día depende de las condiciones de oferta y demanda de fondos, en el mercado de Activos de Caja, el tipo repo en letras varía en función de la evolución del tipo depo y de las existencias disponibles de letras del Tesoro en las entidades.

En realidad, la existencia suficiente de esta "segunda línea de liquidez" garantiza el

arbitraje entre el mercado depo y el mercado repo. Imaginemos que un arbitrajista del mercado observa que el diferencial entre depo y repo a un día es "demasiado" elevado. Su reacción inmediata será tomar fondos del mercado repo, vendiendo letras, y simultáneamente prestar esos fondos en el mercado depo. La posibilidad real de llevar a cabo este arbitraje depende lógicamente de que el arbitrajista disponga de letras para vender. Agregadamente, si las entidades titulares disponen de un volumen de letras suficiente para que los arbitrajistas aproximen ambos tipos de interés, entonces el diferencial podrá estrecharse hasta niveles más acordes con las distintas naturalezas de ambas operaciones. A mayor saldo disponible de letras, menor diferencial depo-repo a un día. Bajo otro punto de vista, la cuestión no es sino la conexión de la función de demanda de letras de las entidades titulares con la función de demanda de liquidez. En este sentido, la relación de causalidad entre el diferencial y el saldo disponible sería siempre bidireccional.

Si vía arbitraje, el nivel del diferencial depende en primera instancia del saldo disponible de letras, parece clara la importancia de la calificación que las entidades titulares hacen en cada momento del nivel de sus saldos, es decir, si los consideran demasiado amplios o demasiado reducidos. Una entidad titular puede considerar que su saldo disponible de letras del Tesoro es "demasiado" elevado o "demasiado" bajo, en función de sus perspectivas de tipos de interés y/o de su estrategia de crecimiento de su Balance. El hecho de que el nivel de letras disponible en las entidades titulares haya demostrado históricamente ser muy variable viene aparejado con una elevada volatilidad del diferencial depo-repo. Así, los

períodos de abundancia de este activo en las carteras de las entidades -bien por anticipación de vencimientos futuros ante perspectivas de tipos de interés a la baja, bien por situaciones transitorias ligadas a la escasez de demanda del público- han coincidido con diferenciales extremos entre depo y repo.

Por el contrario, períodos de escasez de letras en el mercado entre titulares, relacionados con estrategias de minimización de sus carteras ya porque las expectativas previeran futuras alzas en los tipos, ya porque la fuerte demanda de crédito privado recomendara reducir las carteras disponibles de deuda pública, o simplemente por impulsos no previstos de la demanda de terceros de letras del Tesoro, han venido acompañados de diferenciales amplios, superiores a lo que la valoración de ambas operaciones en términos financieros supondría.

De esta forma, es la ambivalencia de la letra del Tesoro en la cartera de las entidades titulares como segunda línea de liquidez y como instrumento de inversión, lo que hace del volumen de letras disponibles un determinante del diferencial depo-repo. Si el papel de la letra como segunda línea de liquidez hace de ésta un instrumento utilizable en cesiones repo para generar Activos de Caja en una institución financiera, lo que liga el tipo repo al tipo de interés del depósito interbancario, su simultáneo papel como activo de inversión, hace que sus saldos en cartera varíen en función de las expectativas de cada institución, lo que provoca que su escasez o su abundancia relativa -resultado de la valoración subjetiva que cada institución hace del saldo deseable frente a los saldos de

otros activos financieros-, influya sobre el diferencial depo-repo.

El tipo repo a un día sobre letras del Tesoro no sería pues sino la diferencia entre el tipo del depósito en cada momento y del diferencial depo-repo acorde con el saldo disponible de letras en las instituciones del mercado en cada instante. Independientemente de las condiciones objetivas de la liquidez en el mercado de Activos de Caja, que marcan sin duda una influencia clara sobre el tipo repo, la escasez o abundancia de letras en las carteras de las instituciones tendría así también una importancia decisiva en su determinación.

En el caso del pagaré del Tesoro, la importancia del activo como inversión (obligatoria) anula su papel como "segunda línea de liquidez". Esta situación tiene su muestra más extrema en la posibilidad mostrada por el mercado de pagarés de existencia de tipos repo a un día negativos. Las entidades, en su voluntad de minimizar excedentes de pagarés, llegan a pagar intereses por cubrir una necesidad transitoria de papel ante la escasez de éste en el mercado entre titulares sujetos al coeficiente. Ello segmenta el mercado repo de este instrumento frente al mercado de depósito interbancario. En el caso de la letra del Tesoro, con un mercado no sujeto a ningún coeficiente obligatorio de inversión, es la propia autorregulación de las entidades financieras la que determina su saldo disponible en cartera.

Un análisis empírico del tipo repo sobre letras que incluya los saldos vivos de letras anotadas en las cuentas de los titulares participantes en el mercado ha de restringirse al

GRAFICO - 1

EVOLUCION DEL DIFERENCIAL DEPO-REPO

Medias Móviles de 30 días (1984-1989)

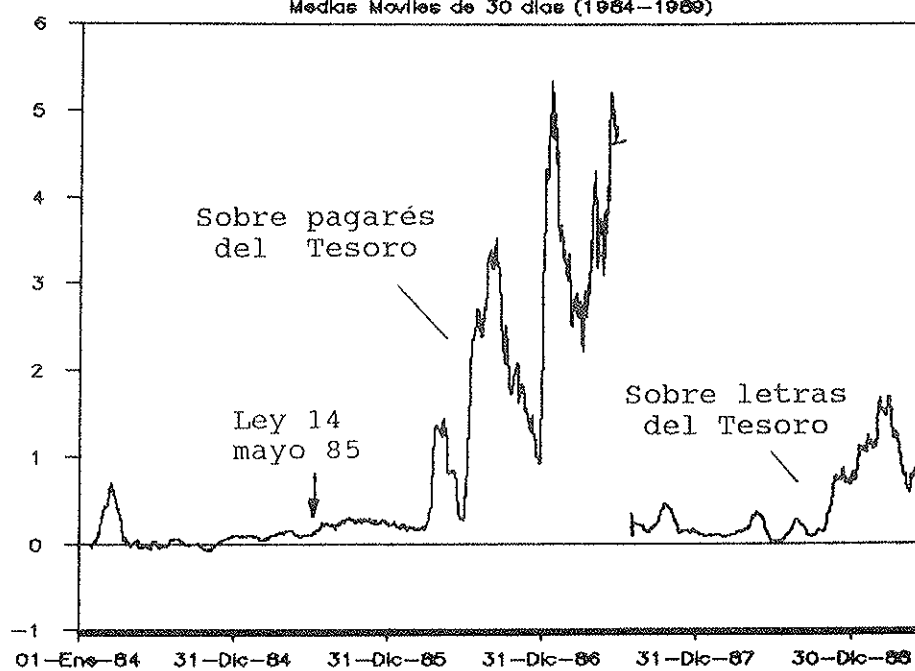


GRAFICO - 2

EVOLUCION DEL TIPO REPO A UN DIA EN RELACION
CON EL TIPO DE DEPOSITO (JULIO 88- JUNIO 89)
(Medias decenales)

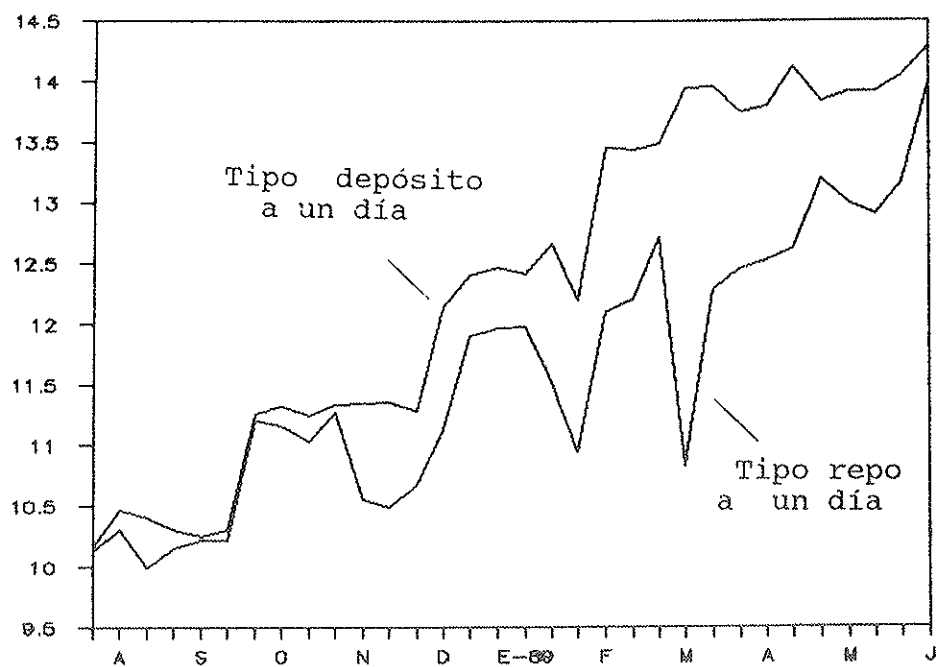


TABLA - 1

ALGUNOS INDICADORES PARA EL PERIODO 3ª DECENA JULIO 88 - 1ª DECENA JUNIO 89

	Diferencial depo-repo dt		Volumen disponible letras en sistema St		Ratio de liquidez rt	
	-----		-----		-----	
Máximo	3,11	1ª dec mar'89	530,89	3ª dec oct'88	5,32	1ª dec mar'89
Mínimo	0,03	3ª dec jul'89	90,85	1ª dec mar'89	0,00	varias dec.
		1ª dec sep'88				
Media	0,76		211,66		1,14	
STD	0,64		95,41		1,39	
STD/Media	0,84		0,45		1,22	
	-----		-----		-----	

Fuente: Elaboración propia sobre medias decenales de datos diarios.

GRAFICO - 3

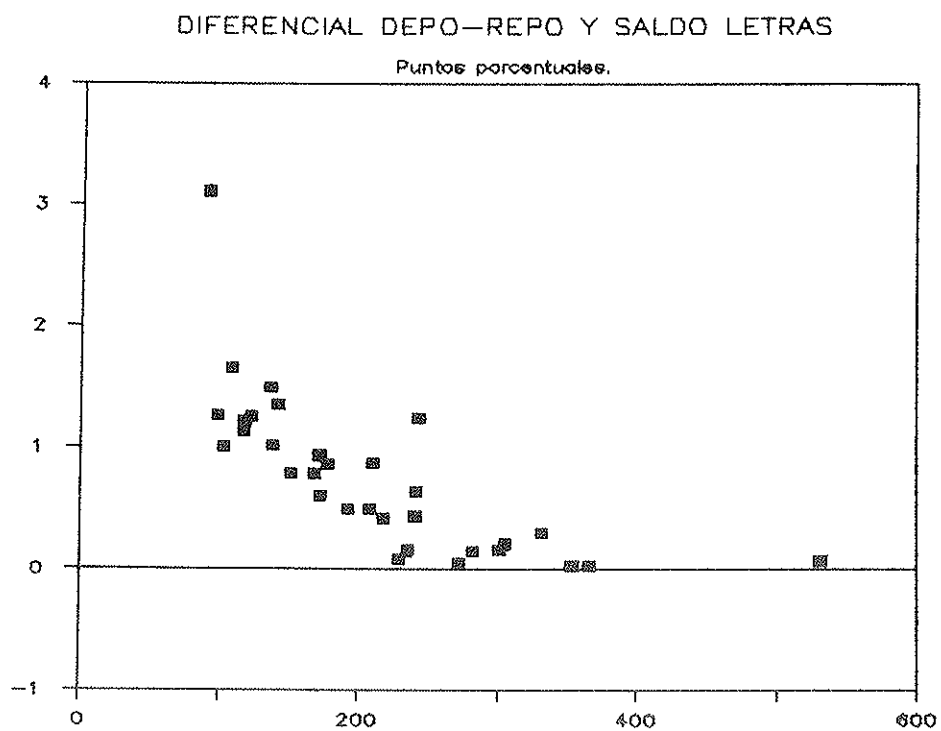


GRAFICO - 4

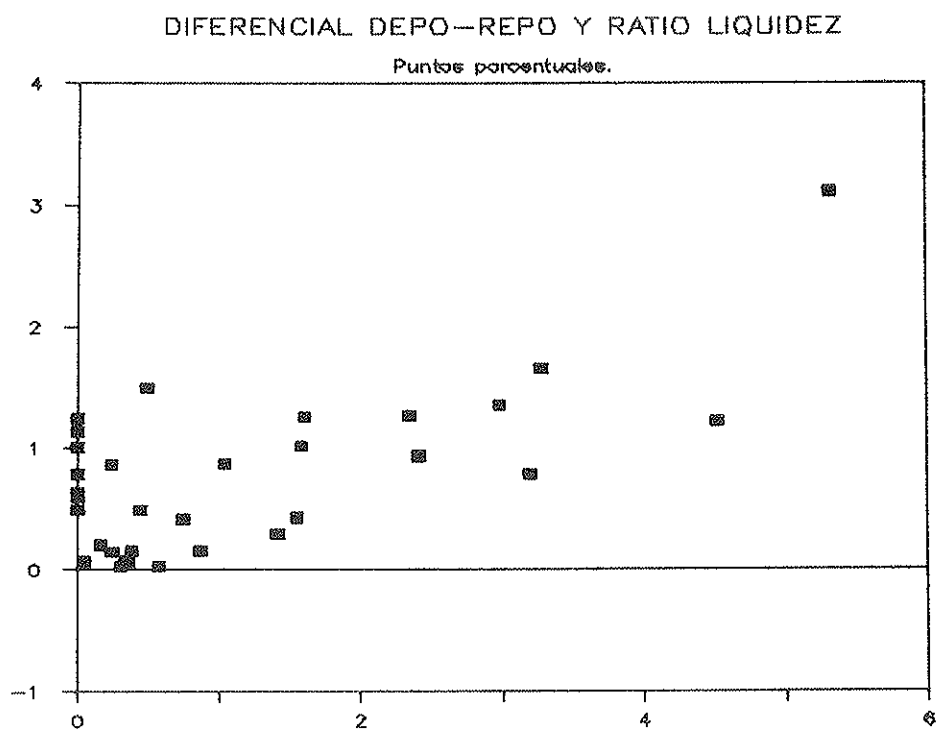
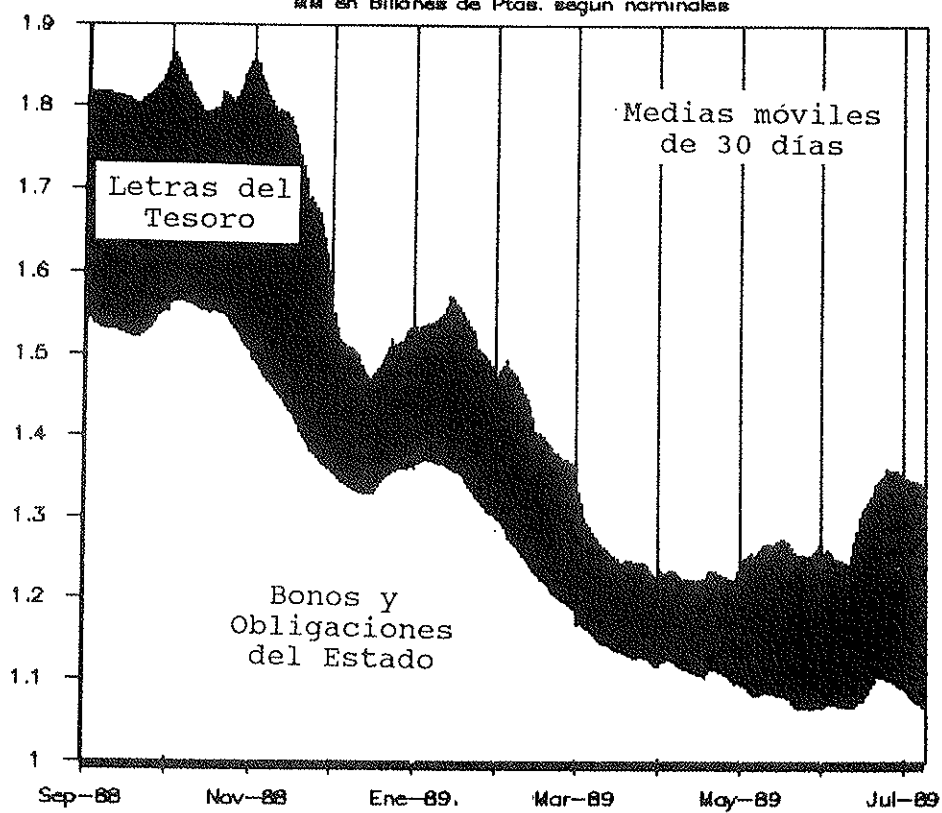


GRAFICO - 5

EVOLUCION DE LA CARTERA DE DEUDA PUBLICA EN
ENTIDADES TITULARES

MM en Billones de Ptas. segun nominales



período en que se dispone de información sobre estos saldos. La Central de Anotaciones en Cuenta comenzó a publicar información desagregada de los saldos de deuda anotada en julio de 1988, por lo que el análisis aquí realizado se enmarca en el período 3ª decena de julio de 1988 - 1ª decena de junio de 1989 ¹. Con los datos diarios de la Central hemos estimado la media decenal del saldo vivo de letras del Tesoro en los titulares de cuenta sin considerar los saldos disponibles en el Banco de España, que han debido ser valorados diariamente para poder deducirlos de la cartera en titulares ².

El análisis de regresión entre el diferencial de los tipos a un día depo y repo como variable dependiente y el saldo vivo disponible de letras en titulares excluyendo de este saldo el mínimo histórico alcanzado en un día (55 m.m.), que indicaría el saldo considerado como mínimo posible por los titulares de cuenta, muestra que la variable dependiente utilizada se ajusta, si bien en el corto período considerado, aceptablemente a la independiente con la relación

¹El Boletín de la Central de Anotaciones - publicación diaria que contiene información del día anterior sobre la negociación del mercado anotado y sobre los saldos vivos de cada referencia de deuda pública y su distribución entre titulares y terceros- comenzó a publicarse el de julio de 1988.

²La valoración, en nominales, de la "cartera ajustada" de letras del Banco de España se ha llevado a cabo deduciendo del saldo contable -el adquirido a vencimiento por éste y mantenido en cartera- las ventas temporales y añadiendo las compras temporales. En la estimación no se han considerado las ventas o las compras al día siguiente ya que éstas no alteran en realidad la disponibilidad de letras por parte de los titulares de cuenta.

inversa esperada: a mayor saldo, menos diferencial. Así, si

$dt = \text{diferencial depo-repo aun día } (td - tr)$

$St = \text{saldo de letras disponible en titulares sin BE (media decenal), excluyendo saldo mínimo (55 m.m.)}$

entonces,

$$dt = 82,697 \times \frac{1}{St} \\ (15,638)$$

$R^2 = 0,726422$ (ajustado de grados de libertad)

Durbin-Watson: 1,6352

Error standard de la regresión:
0,339196

(entre paréntesis, estadísticos t)

Como hemos señalado ya, sin embargo, los tipos repo no pueden ser insensibles a las condiciones del mercado de Activos de Caja, ya que, aunque la ambivalencia de la letra como instrumento de inversión y de liquidez aleja en muchas ocasiones al tipo repo del tipo depo, es evidente que este alejamiento responde a una incapacidad de la letra de dar respuesta a las necesidades de liquidez de las instituciones financieras como consecuencia de su escasez en ciertas condiciones del mercado.

Con el fin de medir esta situación hemos considerado, para el mismo período de tiempo, la razón préstamo del Banco de España/saldo disponible de letras en titulares (sin el Banco de

España), como indicador de la capacidad del saldo vivo de letras disponibles de abastecer potencialmente las necesidades netas de liquidez de las instituciones financieras. Hemos señalado antes que un amplio diferencial depo-repo podía estrecharse vía procesos de arbitraje entre el mercado repo y el mercado de depósitos y, que estos procesos dependían, para llevarse a cabo, de que realmente los arbitrajistas dispusieran de letras suficientes en sus carteras para poder ser vendidas en el mercado repo, con el fin de prestar los fondos obtenidos de esa manera, en el mercado de depósito. Si el mercado de Activos de Caja muestra unas amplias necesidades de liquidez, tanto más incentivo existirá para un arbitraje en este sentido. Unas fuertes necesidades de liquidez tenderán a alejar los tipos repo de los tipos del depósito, mientras un amplio saldo disponible de letras tenderá a estrecharlos.

Para estimar el ratio de liquidez descrito hemos considerado el volumen medio decenal (sobre datos diarios) de préstamos de regulación monetaria del Banco de España al Sistema Bancario³. Así, incluyendo esta nueva variable en el análisis de regresión hemos comprobado que se trata de una variable significativa, en el período estudiado, y que mejora la bondad del

³Más apropiado quizá sería considerar decenalmente el préstamo neto (inyección menos drenaje) del Banco de España al Sistema Bancario como un indicador más completo de las condiciones del mercado de Activos de Caja. De hecho, el elevado grado de diversificación alcanzado por el Banco de España en sus intervenciones en el mercado obligaría a considerar todo el amplio abanico de forma diaria. Dificultades en la obtención de esta información completa nos han obligado a restringir el análisis sólo a los préstamos de regulación monetaria.

ajuste. A mayor proporción de necesidad de préstamo respecto del saldo letras, mayor diferencial depo-repo.

Así, si

$$\text{Préstamo del Banco de España}$$

$$rt = \frac{\text{-----}}{St},$$

entonces,

$$dt = \frac{66,69}{St} \times \frac{1}{\text{----}} + 0,063349 \times \frac{rt}{St}$$

$$(8,2873) \qquad (2,5042)$$

$$R = 0,766180$$

$$\text{Durbin-Watson: } 1,7416$$

$$\text{Error standard de la regresión: } 0,313582$$

$$R \text{ de la regresión entre } \frac{1}{\text{----}} \text{ y } \frac{1}{St}$$

$$rt: 0,46085$$

Una cuestión adicional -de gran utilidad para la operatoria en el mercado- cabe deducir de nuestro análisis empírico. Se trata de la elevada sensibilidad de las estrategias de las instituciones sobre su cartera de letras respecto del nivel de diferencial depo-repo. Así, cuando éste alcanza un nivel elevado, las entidades intentan aumentar el volumen disponible de letras con el fin de arbitrar entre el mercado repo y el mercado depo. Si lo consiguen el diferencial disminuye, aumentando el saldo de letras en el Sistema. Una vía de regulación del saldo -además

de la adquisición de letras en el Banco de España o en el mercado primario- es la recompra a terceros de una parte de lo cedido. Esta vía, conecta al mercado entre titulares -que es el estudiado aquí- con el mercado que relaciona a las entidades gestoras⁴ con sus terceros o comitentes. Diferenciales elevados, es decir, tipos repo bajos, incentivan a las empresas y grandes inversores (no titulares) a tomar fondos contra letras de titulares de cuenta. No es pues extraño que a períodos de bajo nivel de letras en titulares sucedan con relativa prontitud procesos de recuperación del saldo.

⁴Las gestoras son titulares de cuenta que además de saldos por cuenta propia pueden gestionar saldos por cuenta de terceros y que cumplen una serie de requisitos legales.

II. La estructura temporal de los tipos sobre repos

Las operaciones de repo que sólo difieren por su plazo se efectúan a niveles de rentabilidad muy próximos. Las diferencias entre rendimientos deben poder explicarse conjuntamente por las anticipaciones de alza o de baja de los tipos futuros a corto, y por la existencia de primas que compensan del riesgo al inversor que efectúa un repo sobre un plazo más corto o más largo de lo que desea.

II.1 Análisis preliminar

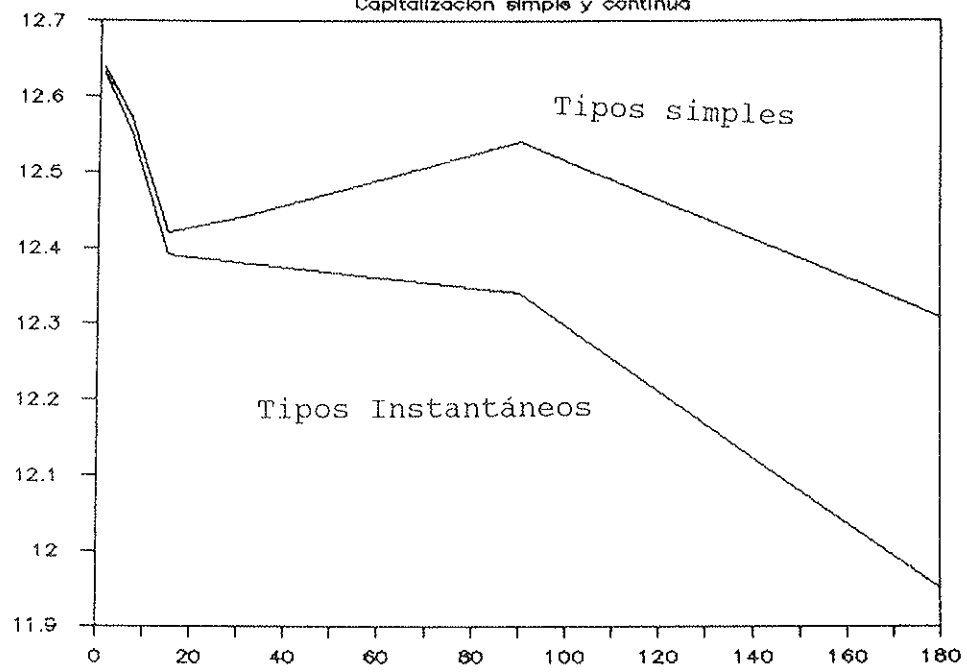
Para poder comparar los rendimientos, debemos, primero, calcularlos sobre un período idéntico. Efectivamente, los intereses sobre operaciones cuyo plazo es inferior a un año, se calculan basándose en la fórmula de los intereses simples, por lo que no corresponden al rendimiento obtenido por el inversor sobre un período determinado. A priori, éste puede ser cualquiera, anual, mensual, diario o instantáneo. Sin embargo, las expresiones que relacionan los tipos cortos con los tipos largos son más simples para los tipos instantáneos, por lo que su utilización es conveniente⁵.

En el gráfico siguiente se representan los tipos de interés medios de los repos para plazos que van de un día a seis meses, así como los tipos instantáneos correspondientes. Se observará que los primeros parecen indicar una prima sobre el tipo a tres meses, a la vez sobre el tipo a un mes y sobre el tipo a seis meses, que en realidad sólo

⁵Véase apéndice

TIPOS SIMPLES Y TIPOS INSTANTANEOS

Capitalización simple y continua



aparece debido a la utilización de la fórmula de los intereses simples, y que desaparece con la utilización de tipos calculados sobre un mismo período (instantáneos en el presente caso). Para evitar este tipo de incoherencias, el análisis riguroso de la relación existente entre plazo y rendimiento se efectuará con tipos equivalentes.

El carácter decreciente de la curva de rendimientos sobre el período 07/1987 a 05/1989 es sorprendente. Como veremos, se explica en parte por la tendencia a una disminución de los tipos de interés durante el período considerado. La tabla 1, muestra que también ha sido decreciente la desviación típica de los tipos, así como su rango de variación, de acuerdo con su plazo lo cual corresponde a una variación mayor de los tipos a corto que de los tipos a largo, en conformidad con lo que se podía esperar.

TABLA 1

<u>Plazo</u>	<u>Tipo de interés medio</u>	<u>Desviación típica</u>	<u>Mínimo</u>	<u>Máximo</u>
1 D	12,64	2,38	9,99	18,44
7 D	12,55	2,33	9,81	18,07
15 D	12,39	2,19	9,76	17,56
1 M	12,37	2,13	9,80	17,12
3 M	12,34	2,08	9,61	16,91
6 M	11,95	1,54	9,24	14,74

Para ver la importancia que tiene la tendencia decreciente de los tipos sobre la curva de rendimientos, podemos comparar los "spreads" medios que se deducen del análisis anterior con las primas de riesgo medias calculadas a partir de la diferencia de rendimientos sobre períodos rigurosamente idénticos.

El "spread" se define como la diferencia

entre el tipo a largo y el tipo a corto, por lo que el spread del tipo a 3 meses sobre el tipo a 1

mes es, siendo r_t^3 y r_t^1 los tipos a 3 y a 1 mes respectivamente en el instante t .

$$\bar{S} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t^3 - r_t^1)$$

La prima de riesgo se define como la diferencia realizada ex post entre la rentabilidad de una operación a 3 meses y la de una operación a 1 mes repetida tres veces durante el mismo período:

$$P_t = r_t^3 - \frac{1}{3} (r_t^1 + r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1) \quad t=1, \dots, T-2$$

La prima de riesgo media será:

$$\bar{P} = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^{T-2} P_t,$$

La diferencia entre $\bar{S}$ y $\bar{P}$ estriba, pues, en las

ponderaciones de los términos r_1^1 y r_2^1 , r_{T-1}^1 , r_T^1 y

r_{T-1}^3 , r_T^3 , así como en el número de observaciones,

T ó $T-2$. Por ello, la diferencia entre $\bar{S}$ y $\bar{P}$ disminuye cuando el período de observación se incrementa.

Al examinar los spreads no se tienen en cuenta las anticipaciones sobre el período que, en su conjunto, y durante el período muestral considerado parecen haber sido a la baja. Por ello, aunque obtengamos spreads que son estadísticamente significativos, y negativos, (como ocurre en nuestro caso, excepto para la

diferencia entre el tipo a 15 días y el tipo a 1 mes), no podemos deducir que ésta sea la forma típica de la curva de rendimientos.

El análisis de las primas de riesgo es más interesante. Con datos decenales podemos calcular tres primas de riesgo:

de 1 día sobre un mes (1D/1M), de tres meses (3M/1M) sobre un mes y de seis meses sobre un mes (6M/1M).

La existencia de una prima de riesgo media $\bar{P}$ distinta de cero podrá ponerse de manifiesto a

~

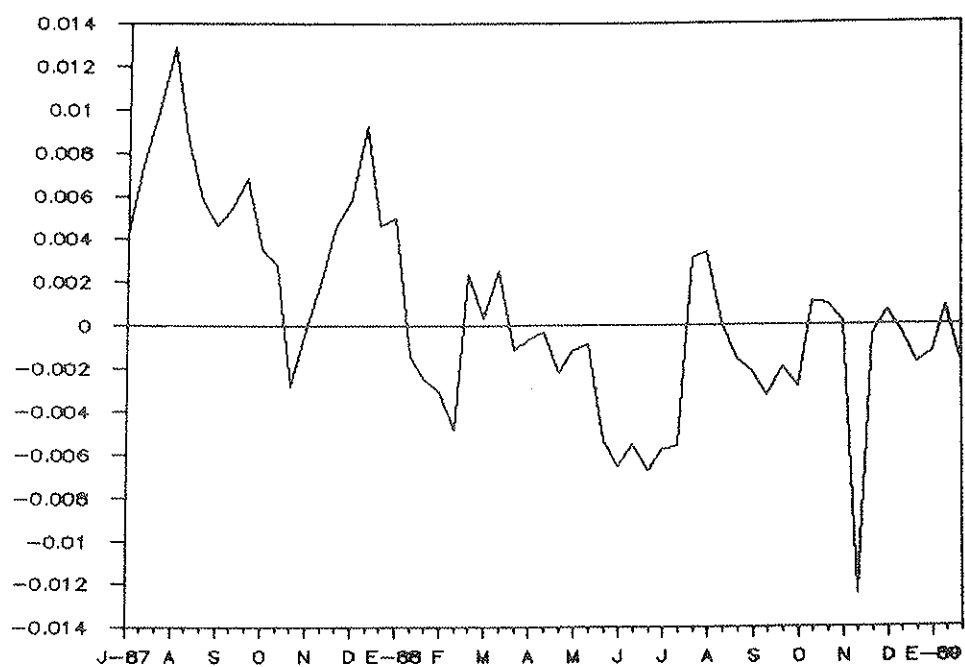
partir del modelo $P_t = \beta_0 + \epsilon_t$. Los resultados de la estimación aparecen en la tabla 2. Al utilizar una estimación por mínimos cuadrados ordinarios, la estimación de β_0 es la media muestral de P_t .

TABLA 2

<u>Primas</u>	<u>Media(β_0)</u>	<u>T</u>	<u>$\hat{\beta}_0$</u>	<u>$T(\hat{\beta}_0)$</u>
1D/1M	-0,0554	-1,48	-0,053	-0,97
3M/1M	0,0557	0,97	0,045	0,35
6M/1M	-0,109	-0,72	-0,113	-0,42

El análisis muestra que el tipo a un mes es superior al tipo a un día y que, a su vez, el tipo a tres meses es superior al tipo a un mes, pero que el tipo a seis meses es inferior a este último. Sin embargo, debemos subrayar que estas diferencias no son estadísticamente significativas, como se deduce de los valores del estadístico T.

PRIMA DEL 1 CONTRA 3



Los errores obtenidos en esta estimación muestran evidencia de autocorrelación, por lo que, si queremos obtener un estimador eficiente de las primas de riesgo, debemos utilizar estimadores de mínimos cuadrados generalizados. Obtenemos así los estimadores de las primas de riesgo $\hat{\beta}_0$ y un estadístico de t de Student correspondiente, $T(\hat{\beta}_0)$, que indican que los resultados no varían de forma importante al tomar en cuenta la autocorrelación. Por lo tanto, con la evidencia empírica obtenida no se rechaza la nulidad de las primas de riesgo. En particular, se observa que, contrariamente a una opinión corrientemente admitida, el instrumento a tres meses no está verdaderamente premiado, aunque éste sea el plazo de intervención del Banco de España, con respecto a los instrumentos a 1 y 6 meses, puesto que las 5 centésimas de punto de diferencia con respecto al primero y las 11 de diferencia con respecto al segundo, no son estadísticamente significativas.

II.2 Contraste de la teoría de las expectativas

La teoría de las expectativas propone una explicación de las diferencias en los tipos para distintos plazos que se basa únicamente en las anticipaciones al alza o a la baja de los tipos a corto. Según esta teoría, el rendimiento medio de las inversiones a corto y a largo plazo debe ser el mismo, por lo que (con tipos equivalentes instantáneos) el tipo largo debe ser igual a la media de los tipos cortos futuros anticipados.

Podemos proponer distintos tests de la teoría de las expectativas, que nos permitirán, también, tener una concepción más clara de la formación de anticipaciones en el mercado de repos.

Consideremos, para fijar ideas, el contraste de la teoría de las expectativas considerando el tipo a 3 meses (r_t^3), y el tipo a 1 mes (r_t^1).

La teoría de las expectativas supone que se cumple la relación.

$$r_t^3 = \frac{1}{3} (r_t^1 + E[r_{t+1}^1] + E_t[r_{t+2}^1])$$

en la que E_t es el valor esperado de los tipos futuros dada toda la información disponible en t .

Bajo el supuesto de anticipaciones racionales,

podemos evaluar $E_t[r_{t+k}^1]$ a partir del valor obtenido para esta variable, con un error de previsión ν_{t+k} ,

$$E_t[r_{t+k}^1] = r_{t+k}^1 + \tilde{\nu}_{t+k}^1, \quad k=1,2$$

tal que $E_t(\tilde{\nu}_{t+k}^1) = 0$

con lo que

$$r_t^3 = \frac{1}{3} (r_t^1 + r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1) + u_t$$

relación en la que los errores, u_t , tienen autocorrelación, por lo que los estimadores de mínimos cuadrados, aunque insesgados, no son eficientes. Efectivamente, si el tipo de interés obtenido en el período $t+2$, r_{t+2}^1 , es superior al tipo de interés esperado en t , es probable que se haya producido un error del mismo signo en la previsión en $t+1$ de este tipo de interés.

Efectuaremos tres contrastes de la relación anterior.

En primer lugar, podemos determinar las primas de riesgo P_t tal como las hemos definido anteriormente, e interpretar los resultados precedente como un test de la teoría de las expectativas.

En segundo lugar, podemos efectuar un contraste del mismo tipo, a partir de la relación:

$$P_t = \alpha + \beta r_t^1 + \tilde{\epsilon}_t$$

Según la teoría de las expectativas, las primas de riesgo esperadas son cero en cada período, por lo que no deben depender del tipo de interés a un mes ni de cualquier otra variable conocida.

Para efectuar el tercer contraste debemos efectuar una transformación de la relación anterior. A partir de la expresión

$$r_t^3 = \frac{1}{3} (r_t^1 + r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1) + \tilde{u}_t$$

obtenemos

$$\frac{3r_t^3 - r_t^1}{2} = \frac{r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1}{2} + \frac{3\tilde{u}_t}{2}$$

En esta relación $(3r_t^3 - r_t^1)/2$ es el tipo con un plazo de 2 meses dentro de 1 mes que representaremos por F_t^2 . Este tipo implícito "forward" contiene, en principio, información sobre los tipos futuros, por lo que podemos efectuar un contraste de la teoría de las expectativas a partir de las relaciones

$$\frac{r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1}{2} = \beta_0 + \beta_1 F_t^2 + \tilde{v}_t \quad (F1)$$

$$\frac{r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1}{2} - r_t^1 = \beta_0 + \beta_1 (F_t^2 - r_t^1) + \tilde{w}_t \quad (F2)$$

Relaciones en las que $\tilde{V}_t$ u $\tilde{W}_t$ son los términos de error.

De no cumplirse la igualdad simultánea de $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$, la teoría de las anticipaciones se rechazará.

Los mismos tests pueden plantearse a partir de la comparación de los tipos a 6 meses con los tipos a un mes, y de la comparación de los tipos a 1, 7 y 15 días con los tipos a un mes. Sin embargo nos limitaremos aquí a las relaciones que existen entre los tipos a 3 y a 6 meses y el tipo a 1 mes.

El primer contraste de la teoría de las anticipaciones es simplemente una interpretación de los resultados que aparecen en la tabla 2. La estimación de las primas de riesgo muestra que éstas no son significativamente distintas de cero, en conformidad con la teoría de las expectativas que no se rechaza aquí.

Los resultados del segundo contraste, más potente, apuntan, por el contrario hacia un rechazo de dicha teoría.

Efectivamente, como puede verse en la tabla 3, las primas de riesgo no son independientes de los tipos de interés. Un aumento de un punto en el tipo equivalente instantáneo a un mes tiene por efecto un incremento de la prima de riesgo del tipo a 3 meses con respecto al tipo a 1 mes de 0,19 puntos porcentuales, y a un incremento de la

prima de riesgo del tipo a 6 meses con respecto al tipo a 1 mes de 0,57 puntos porcentuales. Este resultado es claramente contradictorio con las implicaciones de la teoría de las expectativas, que postula que las primas de riesgo son nulas.

TABLA 3

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 r_t^1 + \beta_2 VOL_t + \epsilon_t$$

(Mínimos cuadrados generalizados)

	β_0	β_1	β_2	R^2	ρ_1	ρ_2	ρ_3
Mercado repo 3M-1M 07/1987-05/1989	-0,021 (-4,56)	0,186 (4,74)	----	0,607	-0,02	0,11	-0,11
	-0,026 (-3,61)	0,270 (3,53)	-1,05 (-2,22)	0,586	-0,08	0,17	-0,04
Mercado repo* 6M-1M 07/1987-05/1989	-0,067 (-4,04)	0,574 (3,87)	----	0,441	----	----	----
	-0,074 (-4,82)	0,687 (4,69)	-1,476 (-1,96)	0,550	----	----	----
Mercado Interbancario 3M-1M 07/1980-05/1989	-0,06 (-7,07)	0,416 (8,66)	----	0,670	0,09	0,12	-0,09
	-0,0057 (-1,03)	0,097 (2,37)	-0,496 (-2,95)	0,578	0,06	-0,13	0,12

Entre paréntesis se indica el valor de la t de Student del coeficiente estimado

R^2 : Coeficiente de determinación

ρ_t : Autocorrelación de orden t de los residuos

* El número de observaciones es insuficiente para estimar ρ_1 , ρ_2 y ρ_3

Además, este resultado es de interés porque constituye también un rechazo de la teoría de las primas de riesgo. Efectivamente, las primas de riesgo esperadas deben ser positivas, y su nivel debe reflejar el riesgo de variación de los tipos de interés. Por ello, podemos completar este test introduciendo una variable que mida la volatilidad (VOL) de los tipos de interés. Esta se ha

construido a partir de la desviación típica de los tipos futuros a un mes calculada ex post sobre las doce observaciones siguientes (4 meses). De cumplirse la teoría de las primas de riesgo en el mercado de los repos, el análisis de la ecuación $P_t = \beta_0 + \beta_1 r_t^1 + \beta_2 VOL + \epsilon_t$ debería generar un signo positivo para β_0 y β_2 y un valor cero para β_1 .

Los resultados obtenidos muestran no sólo que β_1 es significativamente positivo, sino que además ello no es debido a una posible relación entre los valores de r_t^1 y una evaluación del riesgo, ya que β_2 es significativo, pero de signo opuesto al esperado.

Es interesante intentar buscar una confirmación de este resultado, que indica un funcionamiento ineficiente del mercado, utilizando los tipos a 1 y 3 meses del mercado interbancario desde julio 1980.

El resultado obtenido muestra que el fenómeno observado en el mercado de repos también tiene lugar en, el mercado interbancario: los incrementos del tipo a un mes afectan positivamente a las primas de riesgo mientras que los incrementos en la volatilidad las afectan negativamente.

El tercer contraste efectuado se basa en la relación entre el tipo forward y la media de los tipos a un mes correspondientes. A pesar de la correlación que aparece en el gráfico siguiente, también se rechaza la teoría de las expectativas. Se obtiene además un coeficiente del tipo "forward" que no es significativamente distinto de

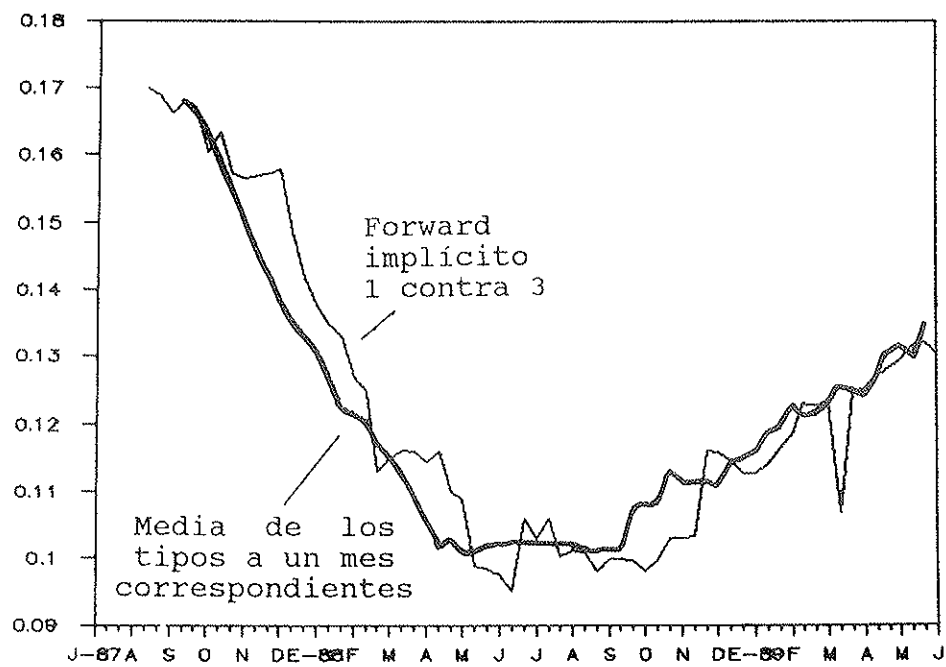
cero, de lo que podemos deducir que el tipo forward tiene un contenido informativo muy limitado.

Este test puede ser efectuado a partir de los dos relaciones (F1) y (F2) que, aun siendo ligeramente distintas determinan aquí resultados semejantes. La primera relación, F1, podría recoger un efecto de tendencia en los tipos de interés, pudiéndose obtener una relación significativa simplemente porque ambas variables vienen correlacionadas con el tipo a corto plazo r_t ¹. Al sustraerse este tipo obtenemos la relación F2 que es preferible, ya que al haberse eliminado (en parte) este efecto, se aísla el puro efecto de anticipación de los tipos forward.

Los resultados de la estimación de las relaciones F1 y F2 aparecen en las tablas 4a y 4b. Debe subrayarse, ante todo, que se rechaza la teoría de las expectativas, formulada a partir de las expresiones F1 y F2, ya sea para el tipo a 3 meses o para el tipo a 6 meses.

Se observa además, que el contenido informativo del tipo "forward" es inexistente, salvo para el análisis de los tipos repo a 6 meses. Sin embargo, la desaparición de este efecto en el test de la relación F2, sugiere que éste podría deberse, en realidad, a un efecto de correlación del tipo forward y de la media de los tipos a corto futuros con el tipo a corto actual. Ello no significa, sin embargo, que no sea posible obtener otros resultados a partir de modelos más complejos, (no lineales por ejemplo) pero el efecto será muy limitado, y en todo caso incompatible con la teoría de las expectativas.

TIPO FORWARD 1 CONTRA 3 Y TIPOS A 1 MES



Es importante recordar que hay razones teóricas para obtener autocorrelación, lo cual se refleja en los altos valores de los coeficientes correspondientes cuando se evalúan éstos por mínimos cuadrados ordinarios.

Es interesante observar que el valor del coeficiente del tipo forward en la regresión F2 es inferior a 1 cuando se estima con mínimos cuadrados generalizados, cuando sería superior a 1 a partir de una estimación de mínimos cuadrados ordinarios. Ello nos indica que el modelo es muy sensible a la especificación de la forma de la matriz de varianzas-covarianzas de los errores.

Por último, es interesante comparar los resultados obtenidos con los que se obtienen sobre un período más largo (1980 a 1989) en el mercado interbancario, al comparar los tipos a 3 meses y los tipos a 1 mes. Se observa un resultado muy diferente, puesto que el interbancario aparece como un mercado más eficiente, en el que el tipo "forward" conlleva una información sobre los tipos cortos futuros, al ser el coeficiente del tipo forward claramente significativo. Asimismo, se observa que, con el valor obtenido para el estadístico F, no se rechaza la teoría de las expectativas, al contrario de lo obtenido en el mercado de Letras del Tesoro.

Estos resultados se confirman aun cuando se reduce el período muestral al mismo que hemos considerado para el mercado repo, como aparece en la última línea de la tabla 4b en donde los residuos de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios y con datos mensuales no mostraban evidencia de autocorrelación.

TABLA 4a

$$(\overset{1}{r}_{t+1} + \overset{1}{r}_{t+2}) / 2 = \beta_0 + \beta_1 F_t^2 + \tilde{u}_t$$

		β_0	β_1	R^2	ρ_1	ρ_2	ρ_3	$\hat{F}$
Mercado repo 3M-1M	MCO	0,020 (4,48)	0,827 (22,67)	0,89	0,66	0,45	0,21	
7/1987-5/1989	MCG	0,13 (7,42)	0,094 (1,43)	0,034	0,15	0,09	0,09	95,42
Mercado repo 6M-1M	MCO	0,047 (4,51)	0,597 (6,56)	0,632	0,42	-0,15	-0,45	
7/1987-5/1989	MCG	0,079 (7,09)	0,328 (3,5)	0,338	-0,02	-0,10	-0,23	25,68

Entre paréntesis se indica el valor del t de Student del coeficiente estimado

R^2 : Coeficiente de determinación

ρ_t : Autocorrelación de orden t de los residuos

MCO: Mínimos cuadrados ordinarios

MCG: Mínimos cuadrados generalizados

F: Valor del estadístico F

TABLA 4B

$$(\frac{r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1}{2} - r_t^1) = \beta_0 + \beta_1 (F_t^2 - r_t^1) + \tilde{u}_t$$

		β_0	β_1	R^2	ρ_1	ρ_2	ρ_3	$\hat{F}$
Mercado repo 3M-1M	MCO	-0,000313 (-0,34)	1,28 (7,579)	0,489	0,567	0,400	0,173	
7/1987-5/1989	MCG	-0,0014 (-0,34)	0,15 (1,174)	0,023	0,163	0,022	-0,18	22,02
Mercado repo 6M-1M	MCO	0,006 (3,10)	1,599 (10,04)	0,801	0,34	-0,13	-0,43	
7/1989-5/1989	MCG	-0,006 (-0,84)	0,189 (0,99)	0,040	-0,03	-0,01	-0,04	9,53
Mercado interbancario 3M-1M	MCO	-0,00053 (-0,393)	0,66625 (3,635)	0,115	0,607	0,126	0,020	
7/1980-5/1989	MCG	-0,0012 (-0,526)	1,27 (8,689)	0,43	0,096	-0,121	0,017	1,806
Mercado interbancario 3M-1M	MCO	-0,002 (-1,64)	1,13 (6,61)	0,709	0,149	0,043	0,145	1,68
7/1987-5/1989								

Entre paréntesis se indica el valor del t de Student del coeficiente estimado

R^2 : Coeficiente de determinación

ρ_t : Autocorrelación de orden t de los residuos

MCO: Mínimos cuadrados ordinarios

MCG: Mínimos cuadrados generalizados

F: Valor del estadístico F

II.3 Evidencia de sobrerreacción

Los resultados obtenidos en el análisis de la capacidad predictiva del tipo "forward" apuntan hacia una interpretación alternativa de la evidencia empírica. Efectivamente, dado que los coeficientes del tipo "forward" son inferiores a uno, ello significa que los tipos cortos futuros varían menos de lo que se esperaría a partir de los tipos "forward" implícitos, o lo que es equivalente, que los tipos a largo varían demasiado con respecto a los tipos a corto. Esta propiedad de los tipos a largo de ser demasiado sensibles a los tipos a corto corresponde a lo que se ha denominado en la literatura financiera "sobrerreacción". El análisis anterior indica, pues, que existe evidencia de sobrerreacción en el mercado de repos, fenómeno que se atribuye a cierta miopía en la formación de anticipaciones.

Esta explicación es coherente también con la correlación positiva que existe entre las primas de riesgo y los tipos de interés: si hay sobrerreacción y los tipos a largo son demasiado sensible a los tipos a corto, las primas de riesgo, definidas como la diferencia entre el tipo a largo y la media de los tipos a corto sobre el período correspondiente, deben reflejar este efecto de sobrerreacción, por lo que se incrementarán al aumentar los tipos de interés a corto plazo.

Ello significa que el mercado no es eficiente, por lo que existirán reglas de gestión de cartera que determinen una rentabilidad superior a la vez a la del instrumento a corto plazo y a la del instrumento a largo plazo. Esencialmente, estas reglas consistirán en

adquirir primas de riesgo, cuando éstas correspondan a un nivel de rentabilidad elevada y cederlas en el caso contrario. Efectivamente, si hay sobrerreacción los tipos a largo son alternativamente demasiado elevados, cuando los tipos a corto son altos, y demasiado bajos, cuando los tipos a corto son bajos, por lo que para beneficiarse de estos movimientos deberá invertirse a largo plazo cuando los tipos a corto son elevado y a corto cuando éstos son bajos.

Para ilustrar este fenómeno, (aunque sin pretender proponer una regla de gestión de carteras de letras), podemos calcular la rentabilidad que hubiera obtenido un operador que hubiera invertido a largo plazo cuando los tipos a interés a corto plazo eran superiores a su valor medio sobre el período muestral, y que hubiera invertido a corto plazo cuando los tipos de interés eran inferiores a ésta. Sobre el período considerado esta regla de gestión, que toma en cuenta el efecto de sobrerreacción, hubiera permitido obtener una rentabilidad del 12,64%, superior a la vez a la rentabilidad de las operaciones a un mes (12,31%) y a la de las operaciones a tres meses (12,21%) evaluadas sobre el mismo período.

APENDICE

Para plazos inferiores a un año los intereses se calculan de forma multiplicativa. Dado un tipo de interés nominal RN, expresado en porcentaje, sobre un plazo de k días, los

intereses obtenidos serán de $\frac{k}{360} \frac{RN}{100}$ por

peseta invertida. Por lo tanto, si consideramos el rendimiento equivalente sobre un año, durante el cual se renueva la operación 360/k veces, éste es igual a

$$r_{an}^k = \left(1 + \frac{k}{360} \frac{RN}{100}\right)^{360/k} - 1$$

Del mismo modo podríamos calcular rendimientos equivalentes a un día, que se obtendrían a partir de la fórmula siguiente:

$$r_d^k = 360 \cdot \left(\left(1 + \frac{k}{360} \frac{RN}{100}\right)^{1/k} - 1 \right)$$

por último, si hacemos que el período tienda hacia cero obtenemos un tipo equivalente instantáneo que satisface la relación

$$e^{r_e^k} = \left(1 + \frac{k}{360} \frac{RN}{100}\right)^{360/k}$$

o de forma equivalente,

$$r_e^k = \frac{360}{k} \cdot \ln \left(1 + \frac{k}{360} \frac{RN}{100}\right)$$

Las relaciones de igualdad de rendimiento entre los tipos a largo y los tipos a corto se expresan de forma distinta según los tipos equivalentes que se hayan determinado.

Con tipos equivalentes anuales, la igualdad entre el rendimiento del tipo a 3 meses y el rendimiento del tipo a 1 mes se expresa como

$$(1 + r_t^3)^{3/12} = [(1 + r_t^1) (1 + \tilde{r}_{t+1}) (1 + \tilde{r}_{t+2})]^{1/12}$$

siendo r_t^3 el tipo a 3 meses, r_t^1 el tipo a 1 mes y $\tilde{r}_{t+k}$ el tipo futuro a 1 mes en $t+k$.

En cambio, con tipos equivalentes instantáneos obtenemos la relación

$$e^{r_t^3 \cdot 3/12} = e^{(r_t^1 + r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1) \cdot 1/12}$$

lo que implica que el tipo a 3 meses sea una simple media aritmética de los tipos a 1 mes.

$$r_t^3 = \frac{1}{3} (r_t^1 + r_{t+1}^1 + r_{t+2}^1) .$$