Moneda y Crédito

Segunda Epoca

¿Todo el dinero de Europa?
Monticelli

Financiación de la PYME española
Ocaña, Salas y Vallés

Imposición sobre plusvalías y contratación en Bolsa
Basarrate y Rubio

Morosidad bancaria en España
Freixas, de Hevia e Inurrieta

Curva de tipos de interés cupón-cero
Ezquiaga, Jara y Gómez

199
1994

Moneda y Crédito

199

1994

Suscripción anual:

A. Individual
España _____ *4.000 + IVA = 4.120 ptas.*
Extranjero _____ *4.500 ptas.*

B. Instituciones
España _____ *5.000 + IVA = 5.150 ptas.*
Extranjero _____ *5.500 ptas.*

Números sueltos:

España _____ *2.600 + IVA = 2.678 ptas.*
Extranjero _____ *3.100 ptas.*

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a Moneda y Crédito, S. L., Marqués de Villamagna, 3. 28001 Madrid (Tel.: 431 25 30).

Envío de originales:

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlos a Moneda y Crédito, S. L., Marqués de Villamagna, 3. 28001 Madrid.

© Copyright 1990
Moneda y Crédito, S. L.
Marqués de Villamagna, 3. 28001 MADRID
Reservados todos los derechos
ISSN: 0026-959X
Depósito Legal: M. 925 - 1958
Impreso en España por GRAFICAS VILLA, S. L.

Esta publicación se edita con el patrocinio de:

FUNDACION
CENTRAL HISPANO

CONSEJO ASESOR

Consejo de Redacción: José Viñals, Banco de España (Director)
Samuel Bentolila, CEMFI (Director adjunto)
Miguel Sebastián, Universidad Complutense de Madrid (Director adjunto)
Ramón Caminal, Universidad Autónoma de Barcelona
Juan Francisco Jimeno, Universidad de Alcalá de Henares
Gonzalo Rubio, Universidad del País Vasco

Consejeros: Gonzalo Anes, Universidad Complutense de Madrid
Charles Bean, London School of Economics
Lucas Beltrán, Universidad Complutense de Madrid
Olivier Blanchard, Massachusetts Institute of Technology
Leopoldo Calvo Sotelo, Banco Central Hispano
Benjamin Friedman, Harvard University
Jordi Galí, New York University
Jorge Hay, Banco Central Hispano
Xavier Sala-i-Martín, Yale University
Charles Wyplosz, INSEAD

CONTENIDO

Págs.

INTRODUCCION Y RESUMEN 7

¿Todo el dinero de Europa? Una investigación de las propiedades económicas de los agregados monetarios extendidos para toda la UE 11
CARLO MONTICELLI

Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989... 57
CARLOS OCAÑA, VICENTE SALAS Y JAVIER VALLES

La imposición sobre plusvalías y minusvalías y el volumen de contratación en el mercado bursátil 97
BEGOÑA BASARRATE Y GONZALO RUBIO

Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español 125
XAVIER FREIXAS, JOSE DE HEVIA Y ALEJANDRO INURRIETA

Una metodología para la estimación de la curva de tipos cupón-cero y su aplicación al mercado español 157
IGNACIO EZQUIAGA, JOSE RAMON JARA E INMACULADA GOMEZ

INTRODUCCION Y RESUMEN

El presente número de *Moneda y Crédito* contiene un conjunto de artículos sobre temas monetarios y financieros de la máxima relevancia y actualidad. A continuación se presenta un resumen de los contenidos principales de los artículos.

Uno de los principales elementos del actual proceso en curso hacia una mayor integración económica entre los países de la Unión Europea (UE) es la consecución de una política monetaria única para toda la UE. Esta política habrá de ser puesta en práctica por un Banco Central Europeo, cuyo objetivo fundamental será la consecución de la estabilidad de precios en Europa. Para lograr este fin, será necesario dotar de una dimensión paneuropea a una de las herramientas esenciales en el diseño de la política monetaria, a saber, la estimación de una función de demanda de dinero.

En la actualidad cada banco central de la UE realiza una política monetaria propia y cuenta con estimaciones de la función de demanda de dinero de su país. No obstante, se han empezado a analizar funciones definidas para un agregado monetario que englobe las monedas de todos los países. La correcta definición de dicho agregado y las propiedades estadísticas y económicas de su demanda son el objeto del artículo de Carlo Monticelli, titulado «¿Todo el dinero de Europa? Una investigación de las propiedades económicas de los agregados monetarios extendidos para toda la UE». El autor explora especialmente los efectos sobre dicho agregado de la inclusión de las tenencias de dinero denominadas en monedas de la UE no poseídas necesariamente por residentes del país emisor. De su estudio empírico resulta que la demanda de dinero de este agregado paneuropeo tiene unas buenas propiedades de estabilidad y de relación con medidas de la actividad económica agregada. No obstante, un agregado más sencillo, calculado mediante la suma de los agregados monetarios de cada país, todavía mantiene una superioridad, en términos de esos mismos criterios, sobre los nuevos agregados propuestos por el autor.

Es bien sabido que la importancia de las pequeñas y medianas empresas (PYMES), tanto en función de su producción como de su empleo, es muy grande en nuestro país. También es conocido que, por varias razones, a menudo estas empresas encuentran dificultades para poder encontrar una financiación suficiente y a un coste asumible para llevar a cabo su actividad normal o sus decisiones de inversión. Estos datos realzan el interés del «Análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989» que

realizan en su artículo Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés. En él estudian la estructura financiera de las PYMEs manufactureras, con una muestra de 670 empresas contenidas en la base de datos de la Central de Balances del Banco de España. El artículo revela las siguientes tendencias en este conjunto de empresas durante el período analizado: una reducción en el nivel de endeudamiento, un importante auge de las operaciones de *leasing,* una elevada inversión en activos financieros, unos elevados costes financieros y una notable estabilidad temporal de la deuda bancaria a medio y largo plazo. También hallan que la rentabilidad y el riesgo de sus inversiones, así como la liquidez de las empresas, están relacionados negativamente con su tamaño, si bien no existe relación de éste con el nivel de endeudamiento y los costes financieros nominales.

Los mercados bursátiles, amén de proporcionar una vía para la financiación de los proyectos de inversión en capital de las empresas, constituyen un activo más en las carteras de los inversores que operan en la economía. En general, el volumen de contratación de las acciones representativas del capital de una empresa cualquiera depende fundamentalmente de la variación en las expectativas de los agentes sobre la evolución futura de la rentabilidad de la empresa. Sin embargo, los inversores están sujetos a la tributación de los rendimientos que obtienen en la Bolsa, y ello suele llevarles a realizar transacciones motivadas únicamente por la existencia de esa carga fiscal. La idea de que este tipo de motivación puede ser muy relevante en España es la que orienta el estudio sobre «La imposición sobre plusvalías y minusvalías y el volumen de contratación en el mercado bursátil», del que son autores Begoña Basarrate y Gonzalo Rubio. En particular, el artículo estudia el efecto de la legislación fiscal que grava las ganancias y pérdidas de capital sobre el volumen de contratación bursátil en España desde noviembre de 1990 hasta mayo de 1993. Los autores encuentran un efecto significativo de la fiscalidad, de forma que las acciones con un rendimiento relativamente bajo (que denominan «perdedoras») tienden a ser vendidas en los meses finales del año, lo que permite que dichos rendimientos puedan ser incorporados como minusvalías en la declaración del impuesto sobre la renta de los inversores. Por su parte, las acciones con un rendimiento relativamente alto (que denominan «ganadoras») tienden a ser vendidas en los meses iniciales del año. Esta estructura es perfectamente consistente con los incentivos proporcionados por la legislación fiscal.

Uno de los problemas importantes que ocasionan las fases recesivas del ciclo económico lo constituyen las oscilaciones en la solvencia de

instituciones financieras como los bancos y cajas de ahorro, debidas a la morosidad de los clientes que mantienen créditos con dichas entidades. La morosidad trae consigo problemas de inestabilidad financiera, que en algunas ocasiones provocan la iliquidez o incluso la insolvencia de estas entidades. Debido al importante elemento de confianza que subyace al funcionamiento de las entidades bancarias, tales problemas entrañan un riesgo de crisis del sistema de pagos que ha dado lugar a una estructura de rigurosa supervisión bancaria. Por ello, parece interesante estudiar qué variables permiten predecir la evolución de la morosidad de los créditos bancarios. Este estudio se aborda en el artículo de Xavier Freixas, José de Hevia y Alejandro Inurrieta, titulado «Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español». Tras un análisis empírico del comportamiento del *ratio* del volumen de créditos morosos sobre el total del crédito bancario al sector privado entre los años 1973 y 1992, los autores hallan que dicho *ratio* está relacionado de forma estable con las tasas de crecimiento de la producción agregada, de la cantidad de dinero y de los salarios reales; y con la tasa de inflación, la tasa de endeudamiento del sector privado y los tipos de interés reales.

Los mercados de renta fija en España se han desarrollado sustancialmente durante los últimos años. En la actualidad se cuenta con mercados «profundos», es decir, que presentan unos volúmenes de contratación elevados, y relativamente «eficientes», en el sentido de que los agentes que operan en estos mercados incorporan en sus transacciones toda la información relevante que va generando la economía. Una herramienta de uso continuo en dichos mercados es la llamada «curva cupón-cero» o estructura temporal de tipos de interés, que relaciona los tipos de interés de instrumentos con cupón cero con sus plazos de vencimiento. Sin embargo, dicha curva no es directamente observable, sino que requiere un conjunto de supuestos para su cálculo, no existiendo un consenso total acerca de cuáles deban ser dichos supuestos. Ignacio Ezquiaga, José Ramón Jara e Inmaculada Gómez presentan, en el artículo que cierra el número, «Una metodología para la estimación de la curva de tipos cupón-cero y su aplicación al mercado español». La principal aportación del artículo es explicar un método para el cálculo de la curva cupón-cero y calcularlo para el caso español. Los resultados obtenidos permiten, además, a los autores alcanzar una conclusión interesante sobre la eficiencia del mercado de bonos: dicho mercado infravalora la falta de liquidez de algunas de las emisiones.

¿Todo el dinero de Europa? Una investigación de las propiedades económicas de los agregados monetarios extendidos para toda la UE*

CARLO MONTICELLI
Comité de Gobernadores de Bancos Centrales de la UE

1. INTRODUCCION

La investigación de las propiedades de las funciones de demanda de dinero definidas para un grupo de países de la Unión Europea (UE) como si éstos formasen un único país es una de las nuevas líneas empíricas de estudio sobre la demanda de dinero. Siguiendo los trabajos pioneros de Bekx y Tullio (1989) y Kremers y Lane (1990), una serie de autores —recogidos con detalle en las panorámicas de van Riet (1992, 1993)— ha estimado ecuaciones de demanda de dinero para diferentes definiciones de la cantidad de dinero y para diferentes grupos de países de la UE. El interés de este enfoque y la significatividad de los alentadores resultados obtenidos hasta ahora proceden de dos argumentos diferentes.

En primer lugar, la estimación de ecuaciones para un agregado de países puede contemplarse como un intrumento técnico efectivo para soslayar, al menos en parte, los problemas hallados en la especificación de funciones de demanda de dinero estables y con buen comportamiento para varios países de la UE (véanse los artículos panorámicos de Boughton (1991) y de Monticelli y Strauss-Kahn (1992)). Las ecuaciones estimadas para un único país normalmente omiten variables exteriores, parcialmente como consecuencia del alto grado de correlación entre los tipos de interés

* Las opiniones expresadas en este artículo son las de su autor y no representan las opiniones del Comité ni de ningún banco central de la UE. Se agradecen los comentarios recibidos de los compañeros del autor y la asistencia entusiasta y competente de L. Schoett Jensen para este estudio.

europeos y parcialmente como resultado de las dificultades para identificar las variables de interés. Por el contrario, el grado creciente de integración económica y financiera dentro de la UE ha estado asociado con un fortalecimiento de la diversificación internacional de las carteras de inversión y con una creciente sustitución de monedas. Estos desarrollos reclaman un nuevo examen del papel de las variables exteriores sobre la demanda de activos monetarios por parte de los residentes en un país. Los efectos de difusión entre países pueden captarse de manera sencilla mediante la agregación de las ecuaciones de demanda de dinero para distintos países que tengan fuertes interconexiones económicas y financieras. De esa manera se reduce el sesgo de especificación que afecta a la ecuaciones tradicionales para un único país, aunque puede generarse un sesgo de agregación en la ecuación para el conjunto de países en la medida en que haya diferentes relaciones de demanda de dinero en los diferentes países que forman el grupo (veánse Pesaran *et al.* (1989) y Kremers y Lane (1992a)). La evidencia reciente muestra que las ecuaciones de demanda de dinero para un agregado de países presenta como mínimo un comportamiento tan bueno como las mejores ecuaciones estimadas para un único país, sugiriendo que el sesgo de agregación es relativamente pequeño y que el grado de integración dentro de la UE es ya suficiente como para permitir la existencia de demandas de dinero para todo un área de países que poseen propiedades deseables en términos de estabilidad y predictibilidad.

En segundo lugar, el análisis de la demanda de dinero para el área de la UE tiene importantes implicaciones para la conducción de la política monetaria tanto durante la transición a la Unión Económica y Monetaria (UEM) —cuando las políticas monetarias nacionales se coordinen mediante el Instituto Monetario Europeo— como en la Etapa Tres de la UEM, en la cual una única política monetaria será puesta en práctica por el Sistema Europeo de Bancos Centrales. En la Etapa Tres, la política monetaria se ejecutará sobre la base de un área monetaria europea y, por tanto, el estudio de ecuaciones de demanda de dinero para un agregado de países proporciona una herramienta analítica útil con la cual apoyar la implementación de la política monetaria en los primeros días de la EMU[1]. Durante la transición, el progreso de la integración económica y finan-

[1] Sin embargo, es preciso hacer dos salvedades. La primera es que el movimiento hacia una política monetaria única será un cambio estructural importante que podría tener consecuencias devastadoras sobre la estabilidad de las ecuaciones de demanda de dinero . La segunda es que la incertidumbre que rodea a qué países participarán en la UEM desde el principio implica que los estudios de las relaciones económicas para un área de países deberían considerar grupos diferentes de países. Otros aspectos relativos a la conducción de la política monetaria en la Etapa Tres de la UEM se discuten en Monticelli y Viñals (1993).

ciera, el incremento de la diversificación internacional de carteras y la intensificación de los fenómenos de sustitución de monedas podrían elevar la variabilidad de las demandas de dinero nacionales, deteriorando adicionalmente la controlabilidad de la cantidad de dinero a nivel nacional. Por el contrario, la demanda de dinero para el área europea en su conjunto podría pasar a ser significativamente más estable que en cualquier país individual y la política monetaria solamente podría implementarse de manera efectiva a nivel de la Comunidad y con referencia a las relaciones monetarias para toda el área.[2] Además, incluso si la demanda de dinero permanece estable en algunos países de la UE, una demanda de dinero a nivel de toda el área que tenga un buen comportamiento puede proporcionar una valiosa referencia para la coordinación de las políticas monetarias nacionales, ya que ello implica que los agregados monetarios a nivel de la UE contienen información útil sobre las condiciones económicas y el tono monetario de la Unión en su conjunto.

El propósito de este artículo es proporcionar nueva evidencia empírica sobre las propiedades económicas de los agregados monetarios para toda el área y centrándose en un aspecto no explorado hasta ahora: el papel de los activos exteriores (AE). Los AE que consideramos aquí consisten en los activos monetarios propiedad del sector no financiero de un país y que a su vez son pasivos de intermediarios financieros localizados en países distintos a aquél donde residen los propietarios. Los AE europeos han venido creciendo rápidamente en los últimos años, convirtiéndose en un factor cada vez más importante dentro de la esfera monetaria y financiera. Análisis preliminares a nivel nacional han obtenido resultados prometedores, apuntando a las mejoras potenciales en la definición de los agregados monetarios nacionales obtenidos mediante la inclusión en ellos de los AE (veánse Angeloni *et al.* (1991) y Giucca y Levy (1992)). Además, la inclusión de (algunos) AE en un agregado monetario amplio a nivel europeo parece necesaria en base a la consistencia lógica: los depósitos en marcos alemanes que poseen los residentes en Francia en bancos alemanes, por ejemplo, deberían formar parte de la cantidad de dinero europea ya que esos depósitos se poseen en Europa, los poseen residentes en Europa y están denominados en una moneda europea. Hasta ahora el análisis empírico de las demandas de dinero para grupos de países de la UE no ha tenido en cuenta

[2] El uso de un instrumento monetario a nivel de toda el área para implementar la política monetaria conllevaría instantáneamente un mecanismo más simétrico en la coordinación de las políticas monetarias nacionales (Russo y Tullio, 1988). De hecho, con un instrumento monetario para toda el área y con estabilidad del tipo de cambio nominal, las perturbaciones reales, incluso las de origen asimétrico, afectarían a países de tamaño similar con una intensidad similar (Monticelli, 1993b).

la existencia de los AE, ya que se ha basado en medidas de la cantidad de dinero para el área obtenidas como simple suma de los agregados nacionales; de esta manera, se ha infraestimado la cantidad de dinero a nivel europeo. Por otra parte, existen pocas razones a priori por las cuales los depósitos en dólares de los jeques árabes en Londres estén más relacionados con la producción y los precios en la Unión Europea que los depósitos en dólares de esos mismos jeques en las Islas Caimán. Por lo tanto, la cuestión empírica de si la inclusión de los AE puede mejorar la utilidad de un agregado monetario para toda el área en la conducción de la política monetaria debe plantearse en términos de *qué* AE podrían potencialmente ser considerados como parte de una medida de dinero a nivel de la UE.

El artículo se estructura de la siguiente manera. La sección 1 considera los aspectos preliminares relativos a la definición de las variables para toda el área. En particular, se discuten los criterios generales que subyacen en la especificación de los agregados monetarios para el área extendidos para incluir los AE, conduciéndonos a seis medidas extendidas diferentes para la cantidad de dinero definida en sentido amplio. Las propiedades económicas de esos agregados se exploran en las siguientes secciones, utilizando como referencia los resultados obtenidos en los análisis efectuados con la medida tradicional a nivel europeo, esto es, el agregado obtenido de la suma de las definiciones nacionales amplias de cantidad de dinero. Para aumentar la solidez de nuestras opiniones, la investigación empírica sobre las medidas tradicionales y extendidas (a nivel de la UE) se basa en distintas técnicas. La sección 2 está dedicada al análisis de cointegración para investigar la estabilidad de las ecuaciones de demanda de dinero. En la sección 3 se estiman modelos de corrección del error para evaluar las propiedades de la dinámica a corto plazo de las relaciones monetarias. En la sección 4 se llevan a cabo contrastes de causalidad de Granger para evaluar el contenido predictivo de los diferentes agregados monetarios. La sección 5 presenta las conclusiones.

2. MEDIDAS TRADICIONALES Y EXTENDIDAS DE LA CANTIDAD DE DINERO

2.1. Los criterios utilizados en las medidas de la cantidad de dinero

La definición operativa de las medidas de la cantidad de dinero está relacionada con dos aspectos generales. El primero tiene que ver con la

identificación de la gama de activos que poseen las características consideradas como «dinero» (tales como el uso como medio de pago, la liquidez, o los vencimientos cortos). La orientación proporcionada en este tema por la teoría económica es vaga y bastante controvertida (véase Osborne, 1984). Así, este aspecto se trata de una manera pragmática: normalmente en cada país se construyen distintos agregados monetarios de diferente amplitud y sus definiciones se revisan de vez en cuando para acomodar la introducción de nuevos instrumentos financieros o cambios en las características de los instrumentos tradicionales.[3] Un análisis de la composición por activos de los agregados monetarios va más allá del objetivo de este artículo. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que la composición por activos de las medidas nacionales de la cantidad de dinero y la de los agregados extendidos para incluir los AE pueden no coincidir exactamente. Aunque los datos sobre AE excluyen los activos con vencimientos superiores a un año, las instituciones financieras que proporcionan los datos aplican las reglas del país donde están localizadas y tales reglas no se han armonizado totalmente en los países de la Unión Europea y mucho menos si se tienen en cuenta países extracomunitarios.

El segundo aspecto se refiere a la aplicación de los tres criterios siguientes relativos a la medición de la cantidad de dinero en un área geográfica concreta, normalmente (aunque no necesariamente) un país. Son los siguientes:

R. Residencia del propietario: el agregado debe incluir los activos monetarios poseídos por los residentes en el área (con independencia de la moneda de denominación y de la localización del emisor del activo).

L. Localización del emisor: el agregado debe incluir los activos monetarios emitidos por los intermediarios localizados en el área (con independencia de la moneda de denominación y de la residencia de sus propietarios).

C. Moneda de denominación: el agregado debe incluir los activos monetarios denominados en la(s) moneda(s) del área (con independencia de la localización de los emisores y de la residencia de los propietarios).

Al menos uno, pero posiblemente más (incluso todos), de los tres criterios de arriba deben aplicarse para definir un agregado monetario

[3] Puede recordarse que la definición de los sectores «poseedores de dinero» y «emisores de dinero» también presenta dificultades conceptuales y prácticas.

para el área. Sin embargo, las medidas resultantes de la cantidad de dinero serán diferentes, a menos que la integración financiera internacional sea tan escasa que todos los activos monetarios que posean los residentes en un área concreta sean a su vez pasivos de los intermediarios localizados en ese área y que además estén denominados en moneda nacional.

El resultado de la aplicación de esos criterios a nivel nacional puede representarse en el Cuadro 1, que está adaptado de Goodhart (1990). El agregado nacional definido de acuerdo con el criterio de la residencia del propietario se compone de los activos representados por las celdas *b, c, d* y *e;* el agregado nacional definido de acuerdo con el criterio de la localización del emisor se compone de los activos de las celdas *d, e, f* y *g;* el agregado definido según la moneda de denominación se compone de los activos de las celdas *a, b, d* y *f*. En la actualidad, en la mayoría de los países de la UE los agregados monetarios se definen aplicando más de un criterio, normalmente (aunque no siempre) los criterios de residencia del propietario y de localización del emisor,[4] los cuales proporcionan una medida que se corresponde con las celdas *d* y *e*. Sin embargo, la preferencia que en la práctica se ha concedido a estos dos criterios apenas se ha examinado desde un punto de vista econométrico y ha sido fundamentalmente el resultado de conveniencias en la recogida de los datos.

CUADRO 1

DEFINICION DE LOS AGREGADOS MONETARIOS NACIONALES

	NRA	RA	RH	NRH
Moneda nacional	a	b	d	f
Moneda extranjera		c	e	g

Columna NRA.—representa los activos monetarios de no residentes mantenidos en el exterior y denominados en moneda nacional (celda *a*).

Columna RA.—representa los activos monetarios de residentes mantenidos en el exterior denominados en moneda nacional (celda *b*) o en moneda extranjera (celda *c*).

Columna RH.—representa los activos monetarios de residentes mantenidos en intermediarios nacionales y denominados en moneda nacioonal (celda *d*) o en moneda extranjera (celda *e*).

Columna NRH.—representa los activos monetarios de no residentes mantenidos en intermediarios nacionales y denominados en moneda nacional (celda *f*) o en moneda extranjera (celda *g*).

[4] Por ejemplo, en el Reino Unido el criterio *C*. también se aplica y por tanto los agregados monetarios (con excepción de M3H) no incluyen los activos monetarios de residentes denominados en monedas extranjeras incluso aunque se mantengan en el propio Reino Unido. De modo que la celda *e* se excluye de las medidas de dinero, el cual consiste solamente en la celda *d*.

Cuando se consideran medidas para la cantidad de dinero referidas a un área de países, esto es, cuando se agregan las cantidades de dinero de los diferentes países, surge un aspecto adicional: la consistencia entre las medidas nacionales y las relativas a toda el área con relación a los tres criterios anteriores. De hecho, sumar directamente los agregados nacionales de los distintos países proporciona una medida consistente para toda el área únicamente si uno y sólo uno de los tres criterios se aplica en todos los países. Si se aplican diferentes criterios en los distintos países del área, la suma de los agregados nacionales será inconsistente y generará omisiones y/o duplicaciones. Por el contrario, si la misma combinación de los tres criterios se utiliza en todos los países del área, la suma de los agregados nacionales sistemáticamente infraestimará la medida para toda el área definida consistentemente sobre la base de esos mismos criterios con referencia al área conjunta. La intuición que está detrás de este resultado es sencilla: variables extranjeras pero *pertenecientes al área* se convierten en *domésticas* con referencia al área en su conjunto. Así, por ejemplo, los marcos alemanes en Francia y los francos franceses en Alemania son monedas extranjeras, las cuales, sin embargo, deben con siderarse como moneda doméstica con referencia a cualquier área geográfica que incluya a Alemania y a Francia.

CUADRO 2

DEFINICION DE LOS AGREGADOS MONETARIOS A NIVEL DE LA UE

	NO	EO	EW	EH	NW	
			3	4	5	Moneda del país de la UE donde se localiza el banco
Monedas de la UE	1	2				
			6	7	8	Otras monedas de la UE
Moneda ajenas a la UE		9	10	11	12	

Columna NO.—representa los saldos monetarios de no residentes en la UE, denominados en monedas de la UE, mantenidos en intermediarios localizados fuera de la UE.
Columna EO.—representa los activos monetarios exteriores de residentes en la UE mantenidos fuera de la UE.
Columna EW.—representa los activos monetarios exteriores de residentes en la UE mantenidos dentro de la UE.
Columna EH.—representa los activos monetarios de residentes en la UE mantenidos en intermediarios del mismo país de residencia del propietario.
Columna NW.—representa los activos monetarios exteriores de no residentes en la UE mantenidos dentro de la UE.

[5] Para obtener el Cuadro 2, las monedas extranjeras, los intermediarios localizados en el extranjero y los no residentes deben dividirse para cada país entre pertenecientes a la UE y ajenos a la UE. Esta partición tiene las siguientes implicaciones para el cuadro 1: (i) las celdas *c*, *e* y *g* se dividen por una línea horizontal para separar los monedas extranjeras pertenecientes a la UE de las monedas extranjeras ajenas a la UE; (ii) la columna NRH se divide por una línea vertical para distinguir los activos de no residentes en el país pero residentes en la UE de los activos de no residentes ni en el país ni en la UE; (iii) la columna RA se divide por una línea vertical para diferenciar los activos exteriores de los residentes mantenidos dentro de la UE de los mantenidos fuera de la Comunidad; y (iv) la columna NRA debe dividirse en cuatro subconjuntos resultantes de la distinción UE/ no UE aplicada tanto a la residencia de los propietarios extranjeros como a la localización de los intermediarios localizados en un país extranjero.

El Cuadro 2 ilustra la relación entre la aplicación de los tres criterios a los niveles nacional y de la UE.[5] Así, por ejemplo, si los agregados nacionales se fijan de acuerdo con los criterios de residencia del propietario y de localización nacional del emisor (como es el caso con los agregados monetarios amplios tradicionales que se consideran en este trabajo), su suma será igual a la columna EH. Por el contrario, la medida para toda la UE resultante de la aplicación a nivel de la UE de los dos mismos criterios incluyen además la columna EW (es decir, los AE de residentes en la UE mantenidos dentro del área de la UE).

El Cuadro 2 también es útil para ilustrar las definiciones de los agregados monetarios para toda la UE analizados en el trabajo. Esas definiciones son las siguientes (los superíndices indican los criterios aplicados a nivel de la UE para identificar los AE incluidos en la definición extendida, con la excepción de T que denota el adjetivo *tradicional*):

M^T = Suma de los agregados monetarios amplios nacionales tradicionales (columna EH);

M^R = M^T extendido para incluir los AE de residentes en la UE con independencia de su localización y de su moneda de denominación (columnas EH+EW+EO);

M^L = M^T extendido para incluir los AE poseídos dentro de la UE con independencia de la residencia del propietario y de su moneda de denominación (columnas EH+EW+NW);

$M^{R,L}$ = M^T extendido para incluir los AE poseídos dentro de la UE con independencia de su moneda de denominación (columnas EH+ +EW);

$M^{R,C}$ = M^T extendido para incluir los AE de residentes en la UE denominados en monedas de la UE con independencia de su localización (columna EH + celdas 2,3,6);

$M^{L,C}$ = M^T extendido para incluir los AE mantenidos en bancos localizados en la UE y denominados en monedas de la UE con independencia de la residencia de los propietarios (columna EH + celdas 3,5,6,8);

$M^{R,L,C}$ = M^T extendido para incluir los AE de residentes en la UE denominados en monedas de la UE y mantenidos con intermediarios localizados en la UE (columna EH + celdas 3,6);

La lista anterior omite M^C, el agregado extendido para incluir los AE denominados en monedas de la UE con independencia de la localización de los intermediarios y de la residencia de los propietarios. La omisión se debe a nuestra creencia a priori de que los AE de no residentes en la UE mantenidos fuera de la UE —tales como depósitos efectuados

por residentes en Estados Unidos denominados en marcos alemanes y mantenidos en Hong-Kong (representados por la celda 1 del Cuadro 2)— no puede esperarse que en la práctica tengan relación con el comportamiento de la producción y de los precios dentro de la Unión Europea.

Antes de pasar al análisis empírico del papel de los AE en las relaciones monetarias para toda la UE, debe subrayarse que los factores que subyacen a la importancia de los agregados extendidos (independientemente de la definición concreta) en relación a las medidas tradicionales de la cantidad de dinero son distintos de aquellos factores que apoyan la validez y utilidad de la agregación monetaria para toda el área de la UE. La relevancia de los AE se deriva de la deslocalización de los depósitos, es decir, la separación entre el país de residencia del propietario y el país donde se localiza el intermediario que emite el pasivo. Por el contrario, la razón económica que subyace a de la definición de los agregados para el área conjunta se debe a la sustitución de monedas, a la diversificación internacional de carteras y, más generalmente, a los efectos de difusión en economías integradas que provocan que la demanda de dinero sea sensible a los cambios en variables extranjeras pero *pertenecientes al área.* Sin embargo, estos factores no conllevan necesariamente cambios en la *localización* de los activos monetarios incluso aunque ejerzan una influencia importante sobre la elección entre activos monetarios y no monetarios y sobre decisiones relativas a la composición por monedas de los activos. Variaciones importantes en la denominación de las tenencias de dinero, debidas por ejemplo a la sustitución de monedas, pueden no implicar fluctuaciones en el tamaño de los AE, aunque en cualquier caso tendrán un impacto significativo sobre la estabilidad de la demanda de dinero y sobre la controlabilidad de los agregados monetarios tradicionales. Cuando tienen lugar cambios en las monedas de denominación, la demanda de dinero se ve influenciada por variables tradicionalmente excluídas de la especificación y que normalmente están fuera de control para el banco central nacional. En aras de la simplicidad analítica, los modelos macroeconómicos normalmente empleados para explorar las implicaciones de la sustitución de monedas (véase por ejemplo el artículo clásico de Girton y Roper, 1981) identifican implícitamente el criterio de localización del emisor con el criterio de moneda de denominación. Como resultado, la sustitución de monedas implica automáticamente la deslocalización de depósitos. Por el contrario, la contrapartida empírica de la noción teórica de dinero es

sensible a la elección de los criterios que están detrás de su propia medición. Por tanto, mientras que las implicaciones para la conducción de la política monetaria derivadas de modelos teóricos se dan con independencia de si la sustitución de monedas coincide de hecho con movimientos de fondos hacia o procedentes del extranjero, por el contrario las consecuencias serán diferentes para los agregados extendidos que incorporan los AE.

2.2. Las variables para toda el área de la UE

El análisis empírico incluye todos los países de la UE, excepto Grecia, Luxemburgo y Portugal, que fueron excluídos debido a limitaciones en los datos disponibles.[6] En términos cuantitativos, la omisión es pequeña (los tres países suponen aproximadamente el 4% del Producto Interior Bruto (PIB) de la Unión Europea) y, por tanto, el grupo de países que sí se incluyen en la investigación puede considerarse como una buena aproximación al conjunto de la UE.

El análisis podría haberse enfocado sobre grupos más pequeños de países de la UE —tales como los participantes iniciales en el Mecanismo de Tipos de Cambio (MTC), los participantes iniciales en la banda estrecha del MTC o incluso en un subconjunto todavía más reducido de países *centrales*— sobre la base del mayor grado de integración económica y financiera dentro de esas áreas concretas . Sin embargo, dimos preferencia a un análisis para toda la Unión por dos razones. En primer lugar, una amplia gama de políticas económicas se deciden y se llevan a la práctica a nivel de toda la Comunidad (basta con nombrar la Política Agrícola Común o el Acta Unica) y el proyecto de Unión Económica y Monetaria (UEM) se plantea en última instancia para toda la Unión (al margen de las cláusulas de decisión de no participar). En segundo lugar, la exploración de las relaciones monetarias conjuntas para toda la UE genera un reto mayor que esa misma exploración pero para subconjuntos más pequeños de países estrechamente integrados (digamos, Alemania y los países del Benelux). De hecho, cualquier resultado empírico que sugiera la robustez de las relaciones para un área tiene un mayor significado y genera implicaciones para la política de mayor alcance cuanto mayor sea el área para la cual se obtuvo dicho resultado. No obstante, el análisis monetario

[6] Sin embargo, los AE mantenidos en Luxemburgo se incluyeron en el análisis.

para diferentes subconjuntos de países continúa siendo una línea prometedora de investigación futura, ya que puede proporcionar intuiciones importantes acerca de la intensidad en la práctica de la integración internacional existente dentro de diferentes áreas y acerca de los factores que condicionan el comportamiento de las ecuaciones para toda la UE o para todo el MTC (véase Artis *et al.*, 1992; Lane y Poloz, 1992). Además, esta investigación podría contemplarse como una base analítica indispensable para la conducción de la política monetaria en los primeros días de la Unión Económica y Monetaria, a la luz de la incertidumbre relativa a los países que participarán en ella desde su inicio.

Una vez se ha identificado el grupo de países, debe determinarse el método de agregación. Para variables expresadas en las mismas unidades, como tasas e índices, es tradicional el uso de un esquema de promediación ponderada, empleando como ponderaciones las proporciones sobre la renta real agregada. La selección del método para convertir variables de cantidad (dinero y renta) en una moneda común es más controvertido, ya que en la literatura se han utilizado tres procedimientos diferentes: (i) los tipos de cambio corrientes; (ii) los tipos de cambio en algún período base; y (iii) los tipos de cambio basados en la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA).[7] Sin embargo, las bases teóricas de cada método no han sido exploradas hasta la fecha[8] y en consecuencia ni siquiera se han alcanzado conclusiones tentativas sobre el tema.

En este artículo daremos preferencia al uso de los tipos de cambio corrientes, seleccionando la Unidad de Cuenta Europea (UCE) como numerario. Este método es intuitivamente atractivo y proporciona una evaluación consistente —la del mercado— de los *stocks* de activos financieros en distintos países y en distintas monedas. Además, el método está en línea con la noción de que los saldos monetarios (ya sean saldos por motivo de transacciones o por motivo de precaución) se mantienen debido a su (actual y futuro) poder adquisitivo efectivo, el cual, en términos de bienes y activos exteriores viene medido de manera apropiada por los tipos de cambio de mercado.[9]

---

[7] El método (i) se ha utilizado por Gray *et al.* (1976) y por Gurney y In't Veld (1991); el método (ii) por McKinnon (1982) y Bekx y Tullio (1989); el método (iii) por Kremers y Lane (1990).

[8] Por ejemplo, en el intercambio entre Arnold (1992) y Kremers y Lane (1992b) se discute en detalle la manera en que debería aplicarse el método (iii) pero sin clarificar *porqué* debería utilizarse este particular método de conversión.

[9] Para evaluar la solidez de los resultados empíricos obtenidos con los datos basados en este método de conversión, en Monticelli (1993a) se replica el análisis econométrico empleando variables de cantidad convertidas con tipos PPA, obteniéndose resultados análogos a los presentados en este artículo.

El Apéndice contiene una descripción detallada de las variables nacionales seleccionadas para su agregación. Los agregados monetarios nacionales amplios forman la base de la medida tradicional *no extendida* del dinero para toda el área M^T. Se han elegido los agregados amplios en lugar de los agregados estrechos, ya que en la actualidad aquéllos se están utilizando como objetivos o indicadores en la mayoría de los países de la UE y por tanto puede esperarse que tengan un mayor peso en la implementación de la política monetaria, bien sea a nivel nacional o a nivel de toda el área. Además, esta selección está en línea con la idea principal de este estudio: sería contradictorio comparar medidas de dinero *muy amplias*—es decir, definiciones extendidas para incluir los AE— con un agregado estrecho. La variable renta Y es bien el Producto Nacional Bruto (PNB) real, bien el Producto Interior Bruto (PIB) real, dependiendo de su disponibilidad, mientras que la variable de precios es el deflactor correspondiente (P). En el análisis se emplean dos tipos de interés:[10] r, el tipo del mercado interbancario a tres meses, del cual puede esperarse que aproxime el rendimiento de la gama completa de activos alternativos al dinero, dado su papel fundamental en la estructura completa de tipos de interés en muchos países de la UE; y r_D, el tipo de interés de los depósitos a plazo, el cual debería reflejar aproximadamente el rendimiento de los componentes de la demanda de dinero que tienen tipo de interés propio.

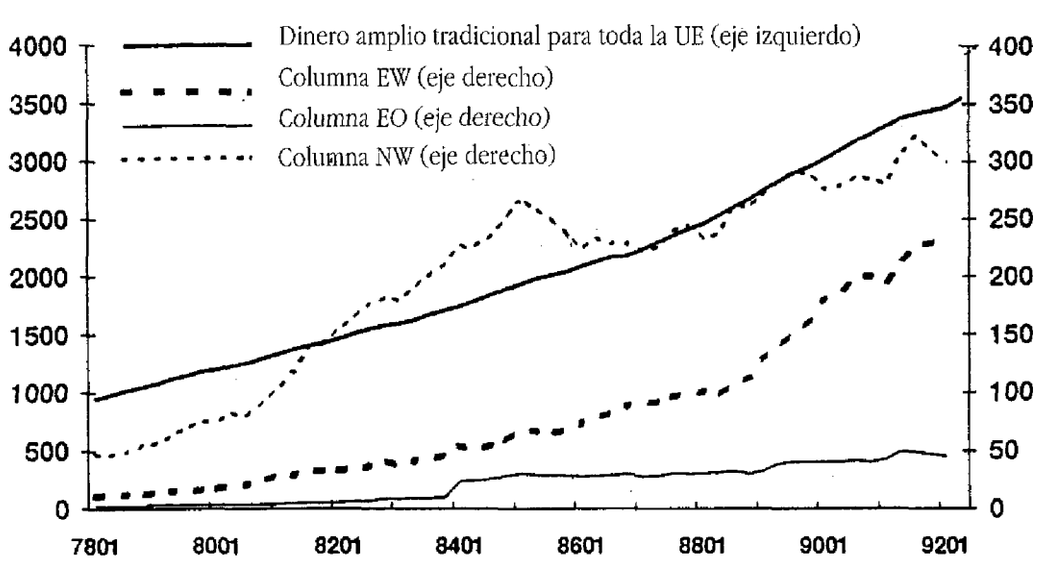
En el Gráfico 1 se representa la cantidad amplia tradicional de dinero para toda la UE (M^T), junto con los AE representados por las columnas EO, EW y NW del Cuadro 2. Como muestra la diferencia entre las escalas de la izquierda y de la derecha del gráfico, los AE, con independencia de cómo se definan, representan únicamente una pequeña proporción de la medida tradicional de la cantidad de dinero amplia. Sin embargo, los AE han venido creciendo de manera estable en los años 80, con una rápida aceleración en los últimos años. Varios factores explican este comportamiento: el aumento en la integración internacional que está asociado con la necesidad de mayores saldos monetarios en el exterior para realizar transacciones reales y financieras, ya que las transfe-

[10] En estimaciones preliminares, también se consideró un tipo de interés a largo plazo (el rendimiento de la deuda pública). Sin embargo, cuando se incluyen en la regresión tanto el tipo de interés a corto plazo como el tipo de interés a largo plazo, surgen problemas serios de multicolinealidad. Cuando el tipo de interés a largo plazo sustituye al tipo de interés a corto plazo, los resultados son cualitativamente similares, aunque ligeramente inferiores sobre la base de los criterios estadísticos habituales. Por tanto, se ha preferido utilizar en el análisis el tipo de interés a corto plazo.

rencias en tiempo real de un país a otro no son siempre fiables; el levantamiento de las restricciones a los movimientos de capital que genera la oportunidad de diversificar carteras y de evitar las regulaciones internas, tales como la imposición sobre las rentas del capital o los coeficientes de caja; y la mejora en las telecomunicaciones que simplifica la gestión de los fondos mantenidos en el extranjero. La integración internacional ha sido particularmente intensa dentro de la UE. Como resultado, los AE dentro de la Unión poseídos por los propios residentes en la UE se han expandido muy rápidamente (especialmente desde que Francia e Italia levantaron sus controles de capital) tanto en términos absolutos como en proporción sobre los AE totales de los residentes en la UE (Gráfico 2). La proporción de AE de los residentes en la UE denominados en monedas de la Unión también ha crecido de manera importante (Gráfico 2).

Para ilustrar el impacto de los AE sobre las relaciones monetarias, el Gráfico 3 muestra, además del tipo de interés a corto plazo, tres medidas diferentes de la velocidad de circulación del dinero para toda el área de la UE: la primera es la relativa al agregado monetario amplio tradicional (M^T); la segunda se refiere al agregado extendido para incluir los AE de los residentes en la UE con independencia de su localización (M^R); y la tercera es la relativa al agregado que incluye los AE de los residentes en la Unión mantenidos dentro de la Comunidad y denominados en monedas de la UE ($M^{R,L,C}$).

GRAFICO 1
DINERO AMPLIO PARA TODA LA UE Y ACTIVOS EXTERIORES
(Miles de millones de UCE)



EW: Activos exteriores de residentes en la UE mantenidos dentro de la UE.
EO: Activos exteriores de residentes en la UE mantenidos fuera de la UE.
NW: Activos exteriores de no residentes en la UE mantenidos dentro de la UE.

GRAFICO 2
COMPOSICION DE LOS ACTIVOS EXTERIORES DE RESIDENTES EN LA UE

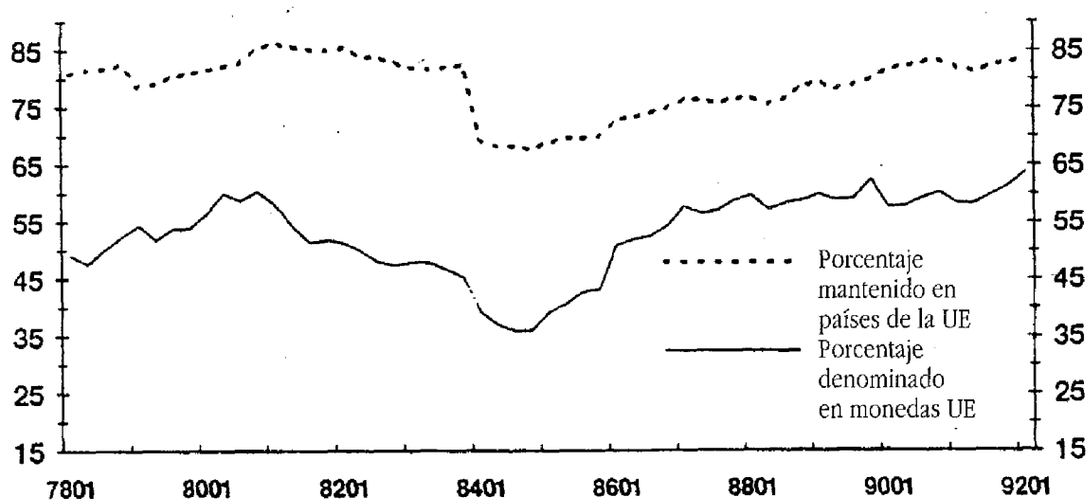
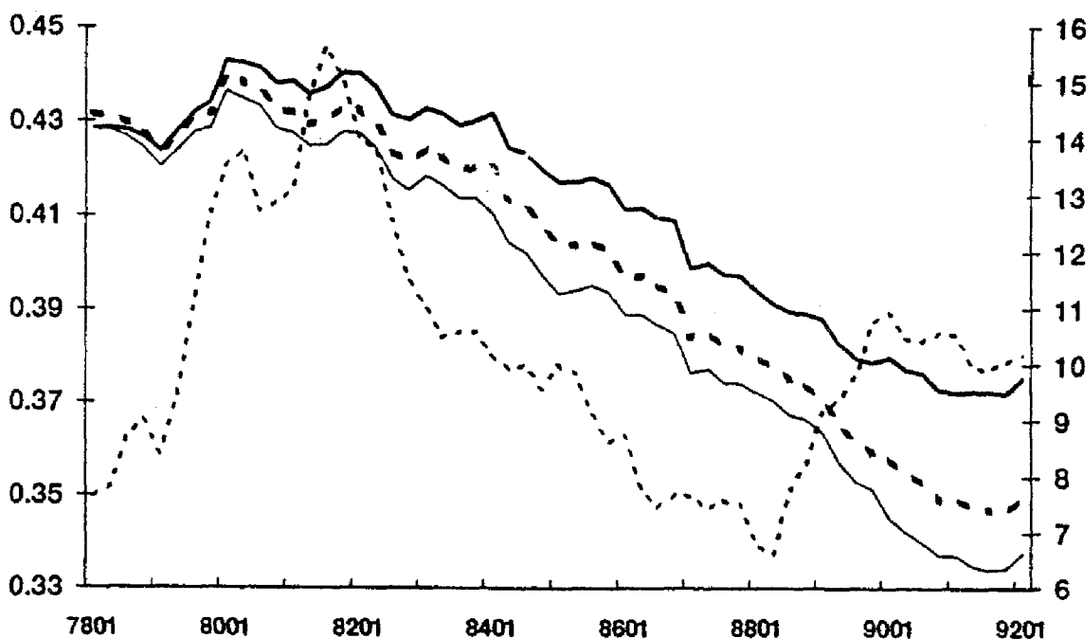


GRAFICO 3
VELOCIDAD Y TIPO DE INTERES A CORTO PLAZO PARA TODA LA UE



3. ANALISIS DE COINTEGRACION

3.1. Orden de la integración y tendencias temporales

El primer paso en el análisis empírico es averiguar el orden de integración de las variables a nivel de toda la UE y comprobar si las series presentan tendencias temporales. Esta investigación es no sólo la etapa preliminar del análisis de cointegración sino que también es necesaria para los contrastes de causalidad de Granger que se presentan en la sección 4, ya que las distribuciones asintóticas de los contrastes de causalidad son sensibles a las características de tendencia y de raíz unitaria de las variables, como mostraron Stock y Watson (1989) y Sims *et al.* (1990).

Los contrastes de estacionariedad[11] se llevaron a cabo sobre el logaritmo de las variables a nivel de la UE[12] (denotadas por el paso a letras minúsculas de la notación presentada en la sección anterior), explorando la posibilidad de que las series pudieran tener hasta dos raíces unitarias y tendencias temporales hasta el segundo orden. Los resultados apoyan claramente la opinión de que todas las series, tanto en términos nominales como reales, son no estacionarias y presentan una única raíz unitaria, es decir, diferenciarlas solamente una vez es suficiente para obtener variables estacionarias. Como a menudo es el caso, se obtuvieron resultados menos claros en relación al orden de los componentes determinísticos de la especificación, particularmente para dinero y renta. La replicación del análisis para diferentes submuestras no ayuda a obtener resultados más claros, ya que las propiedades tendenciales de las variables parecen variar durante el período muestral. Los resultados son mixtos y difíciles de interpretar de manera consistente, pero parecen sugerir que los saldos reales de dinero y la producción real podrían ser variables integradas de orden uno alrededor de una tendencia lineal que comienza solamente a mitad de los años 80.

En conjunto, la evidencia sobre las características tendenciales de las variables no es concluyente, porque la potencia de los contrastes de

---

[11] En particular, los contrastes estadísticos t_μ, t_α, t_β, Φ_1, Φ_2, Φ_3 descritos en Dickey y Fuller (1981); las contrapartidas de estos contrastes propuestas por Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988); y los estadísticos q_β^τ, $q_\beta^{\tau^2}$ de Stock y Watson (1987). Para una revisión completa de los contrastes de estacionariedad, véase Dolado *et al.* (1990) y el número de Agosto de 1992 del *Oxford Bulletin of Economics and Statistics.*

[12] La transformación logarítmica no se aplica a los tipos de interés para toda la UE ya que las ecuaciones de largo plazo están especificadas de forma semilogarítmica.

raíz unitaria y de tendencias temporales puede ser baja. De modo que tanto el análisis de cointegración como el de causalidad en el sentido de Granger se llevan a cabo condicionando sobre diferentes supuestos relativos a la presencia de una tendencia temporal (bien para todo el horizonte temporal de la muestra o bien empezando a mitad de los años 80) en la especificación del vector de cointegración y del sistema del Vector Autorregresivo (VAR), respectivamente.

3.2. La demanda de dinero a largo plazo para toda la UE

La investigación comienza con una comprobación de la estabilidad de la demanda de dinero para toda la UE: esta propiedad debe satisfacerse para que un agregado monetario sea útil en la conducción de la política monetaria, independientemente de si se utiliza como objetivo intermedio o como una variable de información. La estabilidad de la demanda de dinero se explora sobre la base de una especificación sencilla y tradicional para la ecuación a largo plazo:

$$(m-p)_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_1 + \alpha_2 r_{st}. \qquad (1)$$

Algunos investigadores han cuestionado recientemente la imposición de homogeneidad con respecto al nivel de precios, argumentando que los datos rechazan a menudo esta restricción (véase por ejemplo Boughton, 1991 y Fase y Winder, 1992). Sin embargo, aquí mantenemos el supuesto debido a que los argumentos teóricos que lo apoyan parecen totalmente convincentes. Además, contrastes preliminares para algunos de los agregados, que se omiten aquí por brevedad, apoyaban la validez de la restricción. En línea con la discusión anterior de las características tendenciales de las variables, y como un contraste de la robustez de los resultados, se añadió a la especificación una tendencia lineal desde 1986:1 hasta 1989:4 (denotada por *segt*),[13] bien en solitario o bien junto con una tendencia temporal que cubre todo el horizonte temporal de la muestra.

[13] El período elegido para introducir la tendencia temporal *segt* se escogió sobre la base tanto de indicaciones proporcionadas por los contrastes de estacionariedad como por los resultados de Monticelli y Strauss-Kahn (1991). Perron (1989, 1990) propone contrastes paramétricos para identificar la presencia de rupturas en las características tendenciales de las series económicas. Sin embargo, este tipo de análisis va más allá del alcance de este artículo.

El Cuadro 3 presenta los resultados de las ecuaciones de largo plazo para las diferentes definiciones de dinero a nivel de la UE.[14] La inspección del cuadro puede empezar con la primera fila —que se refiere a m^T, la definición tradicional de dinero amplio excluyendo AE— ya que estos resultados pueden considerarse como una referencia para comprobar el comportamiento de los agregados extendidos. Con independencia de la introducción de tendencias temporales en la especificación, los resultados de los contrastes no rechazan la hipótesis de que el modelo trivariante sencillo de demanda de dinero para m^T esté cointegrado.[15] Esta conclusión confirma el resultado clave de Monticelli y Strauss-Kahn (1991) para una muestra más larga y para nuevas definiciones nacionales de dinero amplio:[16] el grado de integración económica y financiera dentro de la UE es ya suficiente como para que la demanda de dinero amplio para el conjunto del área sea estable a largo plazo. Los agregados monetarios para el conjunto del área son así una herramienta valiosa para analizar e interpretar las condiciones monetarias dentro de la Comunidad.

La elasticidad renta del modelo sin tendencias temporales es alta (1,69), por encima de las estimaciones obtenidas normalmente con las ecuaciones nacionales y bastante difícil de explicar desde un punto de vista económico. Cuando se añaden las tendencias lineales a la especificación, la elasticidad renta se reduce significativamente, alcanzando valores en línea con las estimaciones superiores a la unidad que se encuentran para Italia (por ejemplo, Muscatelli y Papi, 1990), Bélgica (por ejemplo, Jeanfils, 1992), Alemania (por ejemplo, Schmid y Herrman, 1991 y Francia (por ejemplo, de Bandt, 1991).

Se pueden adelantar dos interpretaciones complementarias para explicar la sensibilidad de la elasticidad renta al componente no estocástico de la especificación. Desde un punto de vista estadístico, las variaciones en los resultados confirman la importancia para el análisis de cointegración de una exploración cuidadosa de las características tendenciales de las variables, recalcando la necesidad de un examen

---

[14] El período muestral para el análisis se determinó mediante la disponibilidad de datos desagregados para los AE, los cuales son necesarios para construir las distintas definiciones extendidas de la cantidad de dinero a nivel de toda la UE.

[15] Apoyo adicional a la hipótesis de cointegración viene dado por la significatividad del término de corrección del error en las ecuaciones dinámicas discutidas en la siguiente sección.

[16] Desde 1991, nuevas definiciones (armonizadas) de dinero amplio se introdujeron en Dinamarca, España, Italia y Holanda. In formación detallada sobre los cambios en las definiciones se contiene en los Boletines de los bancos centrales respectivos.

preciso de las tendencias *determinísticas*, ya que éstas pueden tener un efecto importante sobre la inferencia estadística relativa a las tendencias *estocásticas* (véase, por ejemplo, Perron, 1989, Sims *et al.*, 1990). Desde un punto de vista económico, la variación en la estimación de la elasticidad renta debido a la introducción de variables *ad hoc* puede contemplarse como una señal de que el modelo está erróneamente especificado: es posible que las tendencias temporales recojan los efectos de otros determinantes de la demanda de dinero que no se consideran en el modelo trivariante sencillo. En la segunda mitad de los años 80, la innovación financiera y la desregulación se aceleraron, elevando la liquidez de los activos con rendimiento propio incluidos en los agregados amplios, a la vez que aumentando ese rendimiento propio. Así, estos activos han pasado a ser instrumentos más atractivos en la asignación de la riqueza financiera, provocando un descenso estable en la velocidad, como se muestra en el Gráfico 3. Por supuesto, las tendencias se utilizan como regresores *ad hoc* para capturar los efectos de estos hechos y desde un punto de vista ideal, deberían utilizarse en su lugar variables económicas tales como *proxies* de la intensidad de la innovación financiera y medidas de riqueza real y financiera, las cuales —por ejemplo— son un ingrediente esencial de la demanda de dinero amplio en el Reino Unido (véase Hall *et al.*, 1990). Desafortunadamente, las limitaciones en los datos para varios países de la UE no permiten, por ahora, ninguna mejora en esta dirección en la especificación del modelo para toda el área, la cual permanece como un prometedor campo para la investigación futura. A pesar de estas limitaciones, al menos es tranquilizador que a las tendencias temporales, además de su justificación estadística, pueda dárseles una interpretación económica razonable en términos de acontecimientos estructurales que han tenido lugar en el campo financiero durante el pasado reciente.

Las estimaciones de la semielasticidad al tipo de interés de la demanda de m^T son estables para las distintas especificaciones. Esas estimaciones son bastante bajas, presumiblemente como consecuencia de la proporción significativa y creciente de activos con rendimiento propio incluidos en las definiciones amplias de dinero. Este argumento proporciona un motivo para una especificación alternativa del modelo que se presenta posteriormente en esta misma sección.

CUADRO 3

ANALISIS DE COINTEGRACION (MODELO BASICO)

(1979:1 - 1992:1) †

	Constante				Constante, segt				Constante, segt, t			
	Variables		Contrastes		Variables		Contrastes		Variables		Contrastes	
Agregados monetarios	y	r_s	DF	PP	y	r_s	DF	PP	y	r_s	DF	PP
m^T-p	1,69	−,53	−5,59**	−5,71**	1,41	−,58	−4,87**	−5,03**	1,25	−,49	−5,15*	−5,19*
m^R-p	2,02	−,62	−3,05	−3,34	2,08	−,61	−3,19	−3,51	1,51	−,29	−4,32(‡)	−4,53(‡)
m^L-p	1,87	−,85	−2,00	−2,05	2,21	−,80	−2,01	−2,07	,85	−,04	−2,82	−3,10
$m^{R,L}-p$	1,93	−,60	−3,47(‡)	−3,75	1,86	−,61	−3,30	−3,35	1,33	−,32	−4,55*	−4,69*
$m^{R,C}-p$	1,96	−,55	−3,89‡	−4,25*	1,87	−,56	−3,65	−3,97*	1,44	−,32	−4,63*	−4,81*
$m^{L,C}-p$	1,95	−,62	−3,88(‡)	−4,17*	1,89	−,63	−3,70	−3,97*	1,41	−,36	−4,90*	−5,02*
$m^{R,L,C}-p$	1,92	−,58	−3,96*	−4,29*	1,82	−,60	−3,67	−3,96*	1,38	−,35	−4,78*	−4,92*

† Significativo al 1% (**), al 5% (*) y al 10% (‡).

segt denota una tendencia lineal durante el período 1986:1-1989:4, mientras que t denota una tendencia temporal durante toda la muestra. DF denota el contraste de cointegración de Dickey y Fuller (1981) y PP el contraste estadístico propuesto por Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988). El contraste PP se llevó a cabo en una especificación con cuatro retardos. Los valores críticos proceden de Makinnon (1991).

CUADRO 4

ANALISIS DE COINTEGRACION (ESPECIFICACION CON EL DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES)

(1979:1 - 1992:1) †

	Constante				Constante, segt				Constante, segt, t			
	Variables		Contrastes		Variables		Contrastes		Variables		Contrastes	
Agregados monetarios	y	r_s-r_D	DF	PP	y	r_s-r_D	DF	PP	y	r_s-r_D	DF	PP
m^T-p	1,73	−1,10	−5,23**	−5,34**	1,33	−1,34	−5,25**	−5,20**	1,19	−1,14	−5,21*	−5,13*
m^R-p	2,06	−1,51	−3,71	−3,90*	1,96	−1,57	−3,58	−3,72	1,49	−,89	−4,24(‡)	−4,4(‡)
m^L-p	1,92	−2,11	−2,56	−2,49	2,07	−2,02	−2,48	−2,41	,86	−,32	−2,71	−2,97
$m^{R,L}-p$	1,97	−1,39	−4,00*	−4,19*	1,75	−1,52	−3,77	−3,84	1,30	−,88	−4,61*	−4,67*
$m^{R,C}-p$	1,99	−1,27	−4,43*	−4,69**	1,77	−1,40	−4,06(‡)	−4,22(‡)	1,41	−,90	−4,64*	−4,76*
$m^{L,C}-p$	2,00	−1,41	−4,43*	−4,63*	1,79	−1,53	−4,17(‡)	−4,27(‡)	1,37	−,94	−4,98*	−5,04*
$m^{R,L,C}-p$	1,96	−1,32	−4,47*	−4,69*	1,72	−1,46	−4,15(‡)	−4,26(‡)	1,35	−,93	−4,86*	−4,92*

† Significativo al 1% (**), al 5% (*) y al 10% (‡).

segt denota una tendencia lineal durante el período 1986:1-1989:4, mientras que t denota una tendencia temporal durante toda la muestra. DF denota el contraste de cointegración de Dickey y Fuller (1981) y PP el contraste estadístico propuesto por Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988). El contraste PP se llevó a cabo en una especificación con cuatro retardos. Los valores críticos proceden de Makinnon (1991).

Volviendo a las definiciones de dinero extendidas con los AE, la segunda y la tercera columnas del Cuadro 3 muestran que la demanda de agregados que incluyen medidas amplias de los AE (es decir, medidas basadas en la aplicación de un único criterio definitorio, véase la descripción de m^R y m^L más arriba) no está cointegrada. Este resultado no es sorprendente cuando se tiene en cuenta que estos agregados monetarios incluyen algunos activos que difícilmente puede esperarse que tengan un vínculo directo con las decisiones de gasto dentro de la UE. m^R contiene de hecho los AE de residentes en la UE localizados fuera de Europa, posiblemente en centros financieros *off-shore,* y denominados en monedas de países ajenos a la UE. La deslocalización de depósitos fuera de la UE presumiblemente genera mayores costes de transacción y está conectada más estrechamente con el interés por evitar las regulaciones internas que la deslocalización dentro de la Comunidad, mientras que la denominación en monedas no pertenecientes a países de la UE expone al propietario a un riesgo de cambio particularmente intenso. Estas consideraciones sugieren que la ausencia de una demanda de dinero estable para este agregado es plausible desde un punto de vista económico e indica que sólo un análisis explícito de la asignación de la inversión en cartera puede proporcionar intuiciones sobre los factores de que depende la demanda de AE.[17] Razones similares explican la falta de cointegración para m^L. Este agregado incluye los AE de no residentes en la UE mantenidos en intermediarios localizados en centros financieros europeos —como Londres o Luxemburgo— de los cuales puede esperarse que atraigan fondos de fuera de la Unión más en relación con los servicios financieros que proporcionan que como resultado de lo que ocurra en la renta agregada a nivel de toda la UE.

Por el contrario, la cointegración existe para los otros agregados extendidos, los cuales incluyen las medidas más estrechas de los AE basadas en la aplicación conjunta de dos (o tres) criterios definitorios. Los contrastes estadísticos tienen sin embargo una menor significación que para la definición tradicional de dinero amplio, sugiriendo que, aunque la cointegración se da, la relación —a nivel de la UE— existente entre los agregados extendidos con AE, la producción y el tipo de interés podría ser menos fuerte y fiable que para la medida del dinero que excluye los AE.

[17] Alworth y Andresen (1992) proporcionan un interesante análisis de los determinantes de la demanda de AE que se centra en particular en la elección de la localización para los fondos que se mantienen en el extranjero.

Con independencia de la presencia de tendencias temporales en la especificación, la elasticidad renta de la demanda de los agregados extendidos es sistemáticamente mayor que para la definición tradicional de dinero amplio. Este resultado sugiere el hecho de que consideraciones de cartera juegan un papel más importante que motivos de transacción en la demanda de los AE, independientemente de la definición que se considere. Por el contrario, el patrón de comportamiento de las semielasticidades al tipo de interés es más variable en los agregados extendidos y bastante sensible a la presencia de tendencias. No obstante, tanto los coeficientes de largo plazo como los valores de los contrastes de cointegración son bastante similares para los agregados extendidos definidos aplicando el criterio de residencia conjuntamente con (uno de) los otros dos criterios (esto es, $m^{R,L}$, $m^{R,C}$ y $m^{R,L,C}$). Este resultado surge del hecho de que, como sugiere el Gráfico 2, los residentes en la UE han tendido crecientemente a colocar sus AE dentro de la Unión y a denominarlos en monedas de la UE. Por lo tanto, combinaciones de estos criterios proporcionan medidas de los AE que tienen aproximadamente el mismo tamaño y que poseen propiedades económicas similares. Por el contrario, los resultados obtenidos para $m^{L,C}$ son bien diferentes de los obtenidos para m^{L}, generándose evidencia que apoya la hipótesis de que los AE pertenecientes a no residentes en la UE denominados en monedas ajenas a la UE, si bien mantenidos con intermediarios financieros localizados en la UE (estos AE son la mayor parte de la diferencia existente entre m^{L} y $m^{L,C}$), no están relacionados con las decisiones de gasto dentro de la Unión.

Como ya se ha hecho notar, uno de las aspectos más significativos de los procesos recientes de innovación financiera y desregulación es el incremento en la proporción de activos monetarios con rendimiento propio. Además, ha habido un fortalecimiento del vínculo entre dicho rendimiento y el comportamiento del tipo de interés en el mercado monetario al por mayor. Estas circunstancias han debilitado la validez de uno de los supuestos subyacentes en la ecuación (1), a saber, la hipótesis de que los activos monetarios no tienen rendimiento propio. En un esfuerzo por superar esta limitación, el regresor de tipo de interés r_S se ha reemplazado por $r_S—r_D$, es decir, por la diferencia entre el tipo interbancario a tres meses y el rendimiento de los depósitos a plazo.[18] Sin embargo, no puede esperarse que esta diferencia sea una aproximación particular-

[18] La inclusión del diferencial es preferida a la inclusión de los dos tipos por separado para evitar los problemas de multicolinealidad que se encontraron en estimaciones preliminares.

mente buena ni para el rendimiento marginal de los agregados monetarios para toda la UE (ya que otros instrumentos refinados proporcionan rendimientos más altos que responden más a las condiciones del mercado) ni para su rendimiento medio (ya que la proporción de activos con tipo de interés propio incluidos en las definiciones nacionales de dinero varía ampliamente en los países de la UE). El promedio del tipo r_D de los depósitos a plazo es probable que sea incluso menos representativo del rendimiento propio del dinero para los agregados extendidos que incluyen los AE, ya que el rendimiento de éstos, tanto marginal como medio, puede esperarse que difiera del rendimiento de las medidas nacionales de dinero. De todos modos, en ausencia de información estadística sobre el interés pagado a los AE y sobre series uniformes y comparables para el rendimiento propio de las definiciones nacionales de dinero, no parece posible una mejora significativa sobre r_D en el presente sin embarcarse en una investigación específica en ese campo.

Los resultados del modelo con el diferencial de tipos de interés, que se muestran en el Cuadro 4, son muy alentadores en su conjunto e indican que la medida más precisa del rendimiento propio de los agregados monetarios para toda la UE es una área prometedora para la investigación futura sobre las relaciones monetarias a nivel de la UE. Los resultados de cointegración para las diferentes definiciones de dinero a nivel de toda la UE confirman la evidencia obtenida con el modelo básico, pero las estimaciones de los parámetros a largo plazo están más próximas a los valores que podrían esperarse sobre la base de la teoría económica. Las elasticidades renta tienden a ser menores (excepto para la especificación que no incluye ninguna tendencia lineal) y, todavía más importante, las semielasticidades al tipo de interés son significativamente más altas. Sin embargo, surge una nota de precaución a partir de la mayor sensibilidad de los coeficientes del tipo de interés a la presencia de tendencias temporales en el modelo. Esta característica, que es mucho menos apreciable en el caso de la definición tradicional m^T, subraya las limitaciones de r_D como aproximación al rendimiento propio del dinero, especialmente en relación a las medidas extendidas que incluyen los AE.

4. ECUACIONES DINAMICAS DE DEMANDA DE DINERO

La estimación de modelos dinámicos de demanda de dinero complementa el análisis empírico de las ecuaciones a largo plazo en dos

aspectos. En primer lugar, la evaluación del comportamiento de las ecuaciones dinámicas es un contraste crucial para comprobar si las relaciones monetarias son lo suficientemente estables y predecibles para que el comportamiento de la variable cantidad de dinero proporcione una guía útil en la conducción de la política monetaria. En segundo lugar, desde un punto de vista estadístico, la estimación de modelos de corrección del error proporciona un contraste de la robustez de las conclusiones obtenidas con el análisis de cointegración. No sólo el Teorema de Representación de Granger —que muestra que las series cointegradas pueden representarse mediante modelos de corrección del error (véase Granger, 1983 y Engle y Granger, 1987)— establece la razón fundamental para hacer un contraste cruzado de los resultados empíricos de los dos enfoques, sino que más recientemente Kremers *et al.* (1992) han sostenido que el estadístico *t* convencional para el coeficiente del regresor de la corrección del error en la ecuación dinámica es un contraste de cointegración con más potencia que otros métodos aplicados más corrientemente, como el contraste de Dickey-Fuller.

La estimación de modelos de corrección del error, que está condicionada al supuesto de que las variables del lado derecho en las ecuaciones de demanda de dinero son débilmente exógenas, sigue tanto un enfoque con una única etapa (el cual no restringe los coeficientes a largo plazo de la demanda de dinero) como un enfoque bietápico (el cual emplea el residuo desfasado de la ecuación de cointegración para representar la retroalimentación hacia el equilibrio a largo plazo y en consecuencia impone los coeficientes a largo plazo obtenidos con la regresión estática). Sin embargo, los dos procedimientos proporcionan virtualmente los mismos resultados y el contraste *F* apropiado (denotado como *Constraste de igualdad* en la presentación de los resultados) nunca rechaza la hipótesis conjunta de que las estimaciones de los coeficientes a largo plazo de la demanda de dinero obtenidos de la ecuación no restringida de una sola etapa son iguales a los coeficientes obtenidos de la ecuación de cointegración (1). Por tanto, en aras de la brevedad, los resultados del enfoque de una sola etapa no se presentan aquí.

Para el proceso de búsqueda de la especificación se utilizó la estrategia de modelización desde lo general a lo particular *a la* Hendry, hasta llegar a la siguiente ecuación dinámica para la definición tradicional de dinero amplio. La ecuación fue sometida a una batería de contrastes de

especificación errónea (para una descripción, veáse Hendry, 1989), los cuales se presentan directamente bajo la regresión junto con el R^2 ajustado y el error estándar estimado de la ecuación. $ECMT_{t-1}$ denota el residuo desfasado de la regresión de cointegración que incluye ambas tendencias temporales. Las restricciones impuestas sobre los coeficientes de la especificación dinámica se contrastaron y no pudieron ser rechazadas a un nivel del 10%.

$$\begin{aligned}\Delta(m^T - p)_t = {} & \underset{(0,53)}{0,001} + \underset{(5,05)}{0,321}\,[\Delta(m^T - p)_{t-1} + \Delta(m^T - p)_{t-2}] + \underset{(6,39)}{0,668}\,\Delta y_t \\ & \underset{(-1,96)}{-0,232}\,\Delta y_{t-1} - \underset{(-3,24)}{0,193}\,(\Delta r_{st} + \Delta r_{st-1}) - \underset{(-5,29)}{0,552}\,ECMT_{t-1}\end{aligned} \tag{2}$$

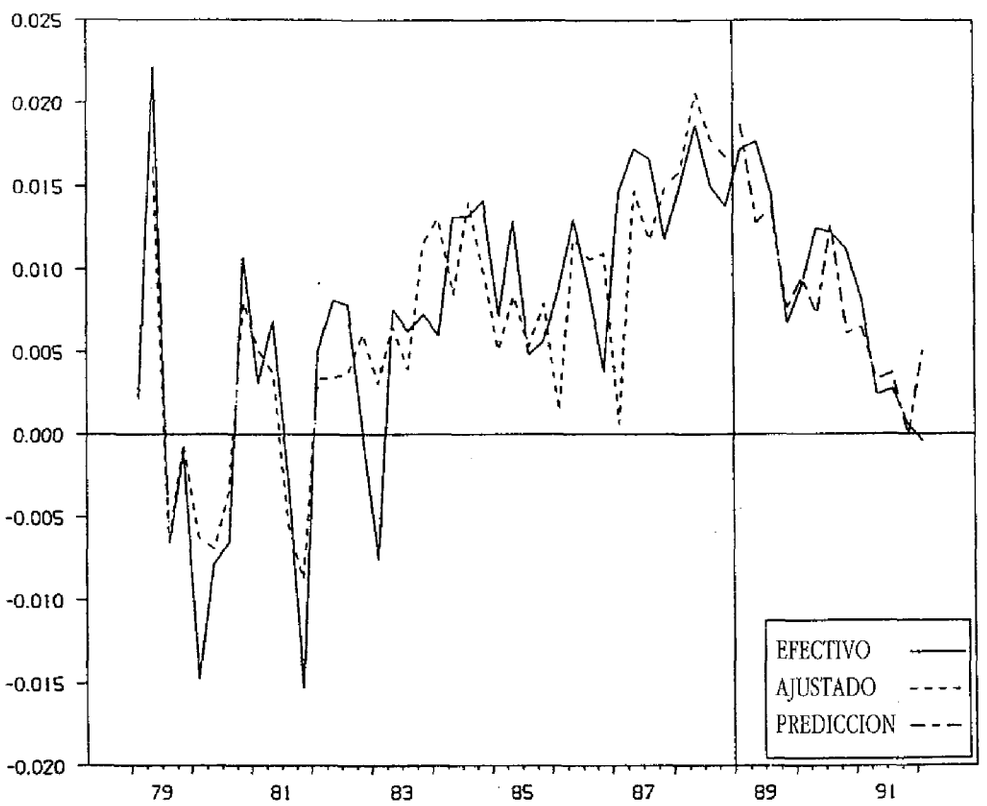
T = 1979:2 — 1992:1	$AR(1)_1^1 = 0,01$	ARCH (4,38) = 0,31
$\bar{R}^2 = 0,716$	$AR(1)_1^4 = 1,93$	CHOW (9,37) = 0,36
S.E. (en %) = 0,468	NORM (2) = 0,71	CHOW (17,29) = 0,30
DW = 1,94	HET (10,35) = 1,79	RESET (3,43) = 2,30

El comportamiento estadístico de esta ecuación es muy satisfactorio. Pasa los contrastes de diagnóstico y se ajusta bastante bien al crecimiento efectivo de los saldos reales de dinero (véase el Gráfico 4A). Su estabilidad se corrobora por los valores de los contrastes de Chow y se ilustra por la calidad de la predicción (que se muestra en el Gráfico 4A) y por los resultados de la estimación recursiva sobre sucesivas muestras obtenidas añadiendo una observación desde 1979:2 - 1988:1 hasta 1979:2 - 1992:1 (el Gráfico 4B presenta el coeficiente del término de corrección del error). El error estándar estimado de la ecuación se compara favorablemente con los de las funciones nacionales de demanda de dinero (véase, por ejemplo, Fase y Winder, 1992) y con los de estudios previos para grupos de países de la UE (véase la panorámica de van Riet, 1993).

El patrón de respuestas dinámicas a cambios en la renta real y en el tipo de interés es bastante sencillo y plausible desde un punto de vista económico. El término de corrección del error es muy significativo y está por encima del valor crítico al 1% en las tablas de McKinnon (1991) (las cuales Kremers *et al.* (1992) conjeturan que son las apropiadas), propor-

cionando un apoyo adicional a la hipótesis de cointegración.[19] El valor del coeficiente es relativamente alto para una ecuación de dinero amplio, implicando que ligeramente más del 50% de la corrección de las perturbaciones respecto del equilibrio tiene lugar en un trimestre. Si se acepta el argumento tradicional de Goodfriend (1985) de que una especificación errónea de las ecuaciones de demanda de dinero normalmente conlleva estimaciones muy bajas de los coeficientes del ajuste,[20] este resultado es incluso otra indicación de las buenas propiedades económicas y estadísticas de la función de demanda de dinero presentada arriba.

GRAFICO 4A
DEMANDA DE DINERO A NIVEL DE LA UE: ECUACION DINAMICA
(Crecimiento de los saldos reales: efectivo, ajustado, predicción)



Nota: El período estimado es 1979:2 - 1988:4. El período de predicción condicionada es 1989:1 - 1992. El contraste de CHOW de estabilidad de los parámetros (13,33) es 0,30 (98,7).

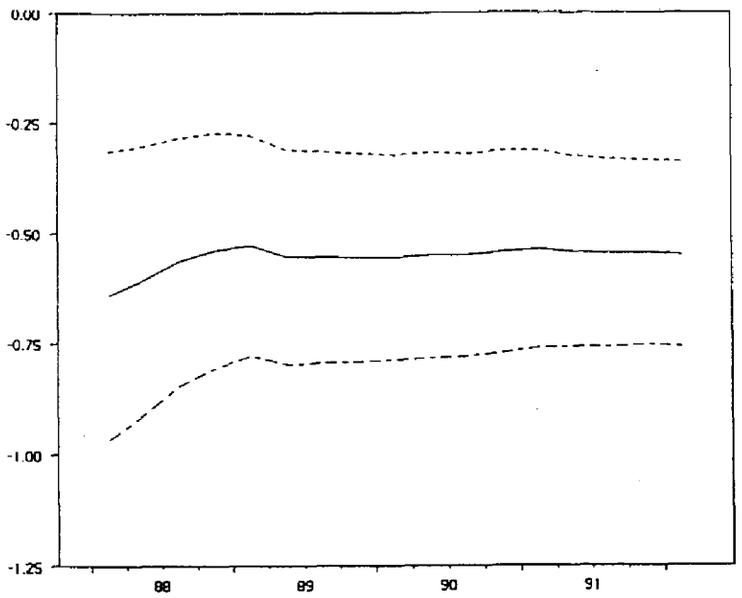
[19] Sin embargo, debe resaltarse que la presencia de una tendencia segementada en el vector de cointegración podría cambiar la distribución de los contrastes estadísticos y, por tanto, adulterar la validez de los valores críticos de McKinnon, así como la su gerencia de Kremers *et al.* Además, debe recordarse que la sugerencia de Kremers *et al.* estaba basada en el análisis para un vector de cointegración conocido, mientras que en este artículo el vector es estimado. La investigación de estos temas, la cual requeriría simulaciones para evaluar las propiedades de distribuciones no convencionales en presencia de una tendencia segmentada, está más allá del objetivo de este artículo.

[20] Kremers y Lane (1992) han mostrado que este argumento también se aplica cuando la especificación errónea surge de la omisión en las ecuaciones nacionales de demanda de dinero de regresores que pueden captar la sustitución de monedas y otros efectos de difusión a nivel internacional.

GRAFICO 4B

ESTIMACIONES RECURSIVAS DEL TERMINO DE CORRECCION DEL ERROR (±2E.E.)

(Crecimiento de los saldos reales: efectivo, ajustado, predicción)



Nota: La secuencia de coeficientes estimados del término de corrección del error se obtuvo extendiendo de manera sucesiva la muestra mediante una observación desde 1979:2 - 1988:1 hasta 1979:2 - 1992:1.

El panel A del Cuadro 5 compara los resultados de la ecuación (2) —la cual modeliza variaciones de los saldos reales medidos por m^T, el agregado para toda la UE basado en las definiciones tradicionales de dinero amplio— con los resultados para las funciones dinámicas de demanda de dinero utilizando otros agregados monetarios que incluyen los AE. Para todos los agregados, incluyendo m^R y m^L, el comportamiento estadístico de la ecuación es bastante bueno y el término de corrección del error tiene estadísticos *t* elevados. Este resultado es en alguna medida desconcertante, ya que está en conflicto con los resultados de los contrastes de cointegración, los cuales corroboraban la hipótesis de no integración para m^R y m^L, los agregados que incluyen las medidas amplias de los AE. Como los resultados del análisis de cointegración han mostrado la relevancia de las tendencias temporales, las funciones dinámicas de demanda de dinero se estiman con una especificación diferente para obtener intuiciones adicionales sobre este aspecto: el término de corrección del error $ECMT_{t-1}$ se reemplaza por ECM_{t-1}, el residuo desfasado de cointegración de la ecuación a largo plazo sin tendencias temporales. Los resultados de esta nueva especificación, que se presentan en el panel B del Cuadro 5, muestran que el comportamiento estadístico empeora para todos los agregados, incluyendo m^T. Sin embargo, la medida del deterioro difiere de manera

importante, especialmente en términos de la significación del término de corrección del error. En particular, el estadístico *t* desciende de forma abrupta para m^R y m^L, alcanzando valores incluso por debajo del umbral del valor crítico al 5% de la distribución estándar. Aunque sólo pueden extraerse conclusiones tentativas, esta evidencia apoya de hecho la hipótesis de que, incluso si la cointegración se da también para m^R y m^L, es más tenue que para todos los demás agregados.

Como los resultados de la especificación con ECM_{t-1} son peores que los obtenidos con el primer conjunto de ecuaciones, parece más apropiado comprobar el comportamiento de los agregados extendidos para incluir los AE con referencia al panel A del Cuadro 5. Las demandas dinámicas de dinero para el agregado extendido poseen buenas propiedades estadísticas para los estándares usuales —especialmente en el caso de $m^{R,L}$ y $m^{R,L,C}$— apuntando hacia el hecho de que los agregados que incluyen los AE pueden proporcionar información útil sobre el comportamiento de las variables económicas a nivel de la UE. De todos modos, estos agregados nunca mejoran los resultados obtenidos con la definición tradicional de dinero,[21] la cual —en consecuencia— permanece siendo el agregado monetario preferido. Sin embargo, la diferencia en sus comportamientos es muy pequeña, sugiriendo que los agregados extendidos pueden muy bien convertirse en una herramienta de análisis de creciente importancia a nivel de la UE, si el progreso en la integración económica y monetaria se asocia con una deslocalización adicional de depósitos significativa.

Las estimaciones del coeficiente del término de corrección del error son sistemáticamente más bajas para los agregados extendidos que para m^T, aunque siguen siendo bastante altas para los estándares usuales referidos a los agregados amplios. Este resultado es consistente con la expectativa razonable de que los costes de ajuste son más altos para activos mantenidos en el extranjero que para activos mantenidos en el país. El patrón de respuestas dinámicas es muy similar al obtenido con la definición tradicional de dinero, solamente con dos excepciones: la variación desfasada de la renta no entra en algunas ecuaciones y el impacto de variaciones en los tipos de interés a corto plazo únicamente tiene lugar después de un trimestre (excepto para $m^{R,L,C}$; en este caso, al igual que para m^T, parte del impacto es contemporáneo).

[21] En el análisis que se llevó a cabo para las variables a nivel de toda la UE basado en la conversión de las series nacionales utilizando los tipos PPA, las ecuaciones de demanda de dinero dinámicas para algunos agregados que incluían medidas estrechas de los AE, a veces funcionaron mejor que la función de demanda de dinero para m^T.

CUADRO 5

ECUACIONES DINAMICAS DE DEMANDA DE DINERO (1979:2 - 1992:1)

(A) ECM procedente de la ecuación a largo plazo con segt y t

Variable dependiente	Regresores							$\bar{R}^2$	EE x 100	DW	Contraste igualdad
	$ECMT_{t-1}$	c	$\Delta(m^j-p)_{t-1}+\Delta(m^j-p)_{t-2}$	Δy_t	Δy_{t-1}	Δr_{st}	Δr_{st-1}				
$\Delta(m^T-p)$	—0,552 (—5,29)	0,001 (0,53)	0,321 (5,05)	0,668 (6,39)	—0,232 (—1,96)	—0,193 (—3,24)	—0,193 (—3,24)	0,716	0,468	1,94	0,249
$\Delta(m^R-p)$	—0,314 (—4,09)	0,001 (1,08)	0,230 (4,09)	0,733 (6,13)			—0,362 (—3,12)	0,648	0,564	1,87	0,890
$\Delta(m^L-p)$	—0,369 (—3,91)	0,001 (0,68)	0,257 (3,27)	0,683 (5,11)			—0,351 (—2,42)	0,521	0,682	1,73	0,523
$\Delta(m^{R,L}-p)$	—0,421 (—5,05)	0,001 (1,08)	0,313 (5,02)	0,653 (6,33)	—0,234 (—2,06)		—0,352 (—3,56)	0,720	0,474	1,90	0,169
$\Delta(m^{R,C}-p)$	—0,375 (—4,74)	0,001 (1,24)	0,307 (4,86)	0,643 (5,96)	—0,239 (—2,04)		—0,349 (—3,44)	0,711	0,487	2,01	0,421
$\Delta(m^{L,C}-p)$	—0,379 (—4,37)	0,001 (1,29)	0,236 (4,26)	0,656 (5,79)			—0,372 (—3,52)	0,666	0,516	1,98	0,583
$\Delta(m^{R,L,C}-p)$	—0,420 (—4,91)	0,001 (0,91)	0,313 (4,94)	0,675 (6,37)	—0,218 (—1,84)	—0,194 (—3,22)	—0,194	0,711	0,476	1,94	0,301

(B) ECM procedente de la ecuación a largo plazo sin tendencias

Variable dependiente	Regresores							$\bar{R}^2$	EE x 100	DW	Contraste igualdad
	$ECMT_{t-1}$	c	$\Delta(m^i-p)_{t-1}+\Delta(m^i-p)_{t-2}$	Δy_t	Δy_{t-1}	Δr_{st}	Δr_{st-1}				
$\Delta(m^T-p)$	—0,392 (—3,51)	0,0 (0,30)	0,328 (4,48)	0,702 (5,54)	—0,241 (—1,72)	—2,55 (—3,87)	—0,255 (—3,87)	0,640	0,527	1,85	0,107
$\Delta(m^R-p)$	—0,112 (—1,68)	—0,00 (1,20)	0,2392 (3,74)	0,617 (4,73)			—0,407 (—2,86)	0,550	0,638	1,74	0,046
$\Delta(m^L-p)$	—0,051 (—1,13)	0,003 (1,68)	0,165 (1,91)	0,602 (3,99)			—0,426 (—2,32)	0,381	0,775	1,67	0,052
$\Delta(m^{R,L}-p)$	—0,124 (—1,80)	0,002 (1,22)	0,251 (4,12)	0,569 (4,79)			—0,456 (—3,67)	0,590	0,568	1,68	0,083
$\Delta(m^{R,C}-p)$	—0,211 (—2,64)	0,001 (1,06)	0,339 (4,52)	0,558 (4,65)	—0,265 (—1,83)		—0,430 (—3,56)	0,626	0,553	1,84	0,168
$\Delta(m^{L,C}-p)$	—0,144 (—1,94)	0,002 (1,30)	0,252 (3,98)	0,545 (3,44)			—0,441 (—3,44)	0,565	0,589	1,84	0,251
$\Delta(m^{R,L,C}-p)$	—0,199 (—4,91)	0,001 (—2,53)	0,272 (0,73)	0,640 (4,57)	(5,31)	—0,293	—0,293 (—3,86)	0,611	0,547	1,79	0,153

Nota: Estadísticos t entre paréntesis. El Contraste de Igualdad denota el contraste F de que las estimaciones de los coeficientes a largo plazo de la demanda de dinero obtenidos de las ecuaciones no restringidas de una sola etapa (omitidas aquí por brevedad) son iguales en su conjunto a los coeficientes obtenidos de la ecuación estática de cointegración (1). Todos los contrastes estadísticos están por debajo de los valores críticos al 5%. DW es el contraste estadístico Durbin-Watson el cual, aunque no es válido al aparecer entre los regresores la variable dependiente desfasada - proporciona una indicación general del comportamiento de la ecuación. Se llevaron a cabo otros contrastes diagnósticos y todos pasaron bajo el nivel crítico al 1% (contrastes del multiplicador de Lagrange para varios órdenes de autocorrelación, heteroscedasticidad y ARH, contrastes RESET, contrastes de normalidad de los residuos, varios contrastes de CHOW de estabilidad de los parámetros. Todas las restricciones impuestas en la especificación dinámica (tales como la restricción de que los coeficientes de la variación en el tipo de interés y de su retardo son iguales) no se rechazan por el contraste F apropiado al nivel del 5%.

5. CAUSALIDAD DINERO-RENTA

Desde los artículos seminales de Sims (1972, 1980a), los contrastes de causalidad de Granger para averiguar si los movimientos en la cantidad de dinero ayudan a predecir futuras variaciones en la renta se han convertido en una popular herramienta de análisis para investigar relaciones monetarias. La difusión de esta técnica se ha visto ciertamente favorecida por una implementación directa y por una dependencia mínima de principios teóricos controvertidos. De todos modos, a pesar de su simplicidad y su falta de ambigüedad, este enfoque ha estado en alguna medida viciado por la desconcertante heterogeneidad de las conclusiones basadas en él, incluso con referencia al mismo país y a la misma muestra. Los resultados empíricos parecen ser muy sensibles a la elección entre un marco de análisis bivariante y uno multivariante (Sims, 1980b es el mejor ejemplo), aunque esta conclusión está abierta a varias interpretaciones (McCallum, 1983). También la selección de las variables incluidas en el enfoque multivariante se ha erigido como fuente de resultados conflictivos, como recientemente han ejemplificado Friedman y Kuttner (1992) al encontrar que la incorporación del diferencial entre los tipos de interés de los pagarés de empresa (*commercial paper)* y de la deuda pública *(Treasury bill)* elimina el contenido predictivo del dinero en el caso de los Estados Unidos. Al mismo tiempo, desarrollos en la teoría de la cointegración han generado dudas sobre los fundamentos estadísticos del enfoque, de modo que puede esperarse que los resultados sean sensibles a las propiedades tendenciales de los datos, tanto estocásticas como determinísticas. De hecho, Stock y Watson (1989) han sugerido que los problemas con la evidencia empírica en el tema de la causalidad dinero-renta dependen en última instancia de la adopción de diferentes técnicas para eliminar la tendencia de las series temporales y de la aplicación de la tradicional distribución F a contrastes estadísticos que por contra tienen distribuciones no tradicionales. De hecho, como han demostrado Sims *et al.* (1990), el uso de los contrastes F para obtener inferencias sobre si el dinero causa la renta en el sentido de Granger sólo es correcto bajo la condición de que sean válidas ciertas hipótesis que se hacen acerca de las tendencias estocásticas y determinísticas de las variables, las cuales, sin embargo, son difíciles de contrastar. Siguiendo esta línea de investigación, Feldstein y Stock (1993) llegan a conclusiones opuestas a las de Friedman y Kuttner (1992) cuando se incluye el residuo desfasado de cointegración de la demanda de dinero,

junto con los retardos del dinero, en la especificación de la ecuación para la renta y en la definición de los contrastes de causalidad de Granger.

Dados estos antecedentes, la investigación empírica sobre la causalidad dinero-renta es improbable que proporcione resultados incontrovertibles, especialmente en presencia de las conclusiones mixtas sobre las características tendenciales de las variables que se discutieron en la sección 2. Sin pretensión de exhaustividad o de innovación, el enfoque que aquí se sigue intenta proporcionar información adicional sobre la robustez de las conclusiones mediante el examen de varias especificaciones alternativas en términos de la estructura de retardos, de la elección entre un marco bivariante y multivariante y de la inclusión de variables adicionales al componente autorregresivo. Como en la literatura la exploración de la causalidad dinero-renta se ha llevado a cabo con referencia tanto a la renta nominal (por ejemplo, en Feldstein y Stock, 1993) como a la producción real (por ejemplo, Stock y Watson, 1989, Friedman y Kuttner, 1989), aquí se realizan ambos tipos de análisis.

Las representaciones de los datos empleadas para investigar si los agregados monetarios a nivel de toda la UE contienen información útil sobre el comportamiento futuro de la renta de la UE pueden resumirse mediante la siguiente ecuación:

$$\Delta x_t = \beta v_t + \gamma(L)\Delta z_{t-1} + \delta(L)\Delta x_{t-1} + \varphi(L)\Delta m^j_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

donde x_t denota la renta y por lo tanto tenemos $x_t = y_t$ cuando consideramos la producción real y $x_t = (y + p)_t$ cuando consideramos la producción nominal. v_t es un vector de variables explicativas, en niveles, el cual, de acuerdo con la especificación, es igual a la constante *c* o a los vectores *(c,segt,t)*, (c,ECM_{t-1}), $(c,segt,t,ECM_{t-1})$, $(c,ECMT_{t-1})$; donde *t* y *segt* son las tendencias temporales definidas en la sección anterior y ECM_{t-1} $(ECMT_{t-1})$ es el residuo desfasado de la ecuación de cointegración (1) en la especificación sin tendencias lineales (tanto con *t* como con *segt*). z_t representa un vector de regresores adicionales que está vacío en el modelo bivariante; su único elemento es r_{st} en el modelo trivariante; y es igual a (r_{st},p_t) en el caso de cuatro variables. m^j denota las diferentes definiciones de los agregados para toda la UE y por tanto *j*=T; R; L; R,L; R,C; L,C; R,L,C. Como es habitual, *L* representa el operador de retardo. β, γ, δ, φ son vectores de coeficientes (γ es una matriz en el modelo con cuatro variables) y ε_t es un término de perturbación estacionario. Para comprobar si los agregados a nivel de toda la UE causan

la renta de la Unión en el sentido de Granger, se contrastan las restricciones habituales de que los coeficientes de los Δm_t^j desfasados son cero ($\varphi(L) = 0$)[22] mediante el tradicional estadístico *F*, el cual presenta la distribución estándar cuando o bien Δx_t, Δz_t, Δm_t^j son todas variables estacionarias o bien la especificación de v_t es adecuada para tener en cuenta las tendencias estocásticas o determinísticas (Sims *et al.* 1990). El desfase seleccionado es de cuatro retardos para todas las variables y, en el segundo conjunto de especificaciones, es también cuatro para todas las variables excepto para Δm_t^j, para la que se usa sólo un retardo. En todos los casos, el desfase utilizado fue suficiente para obtener residuos que eran ruido blanco.

Los Cuadros 6 y 7 muestran los resultados de los contrastes de causalidad de Granger (en paréntesis los valores p, multiplicados por 100, obtenidos de la distribución *F* estándar) llevados a cabo en el marco de las especificaciones resumidas en la ecuación (3). En ambos cuadros, los paneles A y B se refieren a la causalidad de Granger para la renta nominal y la renta real, respectivamente, mientras que las columnas detallan las diferentes especificaciones para v_t y las filas muestran los diferentes agregados monetarios m^j. El Cuadro 6 presenta los resultados del caso bivariante, con la parte izquierda mostrando las ecuaciones con cuatro retardos tanto de la variación en el dinero como de la variación en la renta; mientras que la parte derecha muestra las ecuaciones con cuatro retardos de la variación en la renta y un retardo de la variación en el dinero. El Cuadro 7 presenta los casos multivariantes, mostrando la parte izquierda las ecuaciones con tres variables y la parte derecha las ecuaciones con cuatro variables. Todas las especificaciones del Cuadro 7 incluyen un retardo de la variación en el dinero y cuatro retardos de la variación de todas las demás variables.[23]

Como antes, la discusión de los resultados comienza con m^T, la definición tradicional de dinero amplio que excluye los AE. La conclusión general que surge del análisis econométrico es que los movimientos en el dinero amplio a nivel de toda la UE ayudan a predecir los movimientos en la renta para toda el área, tanto en términos nominales como rea-

[22] Cuando se incluye el término de corrección del error en las especificaciones, la restricción de que su coeficiente sea igual a cero se contrasta conjuntamente con las restricciones habituales sobre las variaciones desfasadas de la cantidad de dinero.

[23] Por brevedad, no se presentan los resultados de las especificaciones con cuatro retardos para todas las variables incluyendo el dinero, pero están disponibles si se solicitan al autor.

les. Con sólo tres excepciones en cuarenta especificaciones,[24] todos los contrastes de causalidad de Granger están por encima del valor crítico al 5% y por encima del valor crítico al 1% en la mayoría de los casos. Naturalmente, la validez estadística de estos contrastes está condicionada por supuestos estadísticos sobre el comportamiento tendencial y de raíz unitaria de las distintas series, los cuales sólo pueden evaluarse con dificultad. A pesar de esta reserva, la solidez de los resultados de las distintas especificaciones proporciona un grado considerable de confianza en la conclusión de que la cantidad de dinero amplia a nivel de toda la UE es un predictor útil de los movimientos futuros tanto en la renta nominal como en la real de la Unión.

La comparación de los resultados de las distintas especificaciones proporciona intuiciones adicionales, especialmente porque los patrones generales no se aplican únicamente a los resultados para m^T, sino que se dan también en términos cualitativos para las otras definiciones de dinero que incluyen los AE. En primer lugar, la inclusión en la especificación del residuo desfasado de la ecuación de cointegración (con o sin las tendencias temporales) tiende a aumentar la significación de los contrastes de causalidad de Granger. Este resultado es consistente con la evidencia que apoya la cointegración y que ha sido discutida en secciones precedentes: como muestra Granger (1988), la existencia de cointegración entre series integradas de orden uno, I(1), implica causalidad al menos en una dirección. La relación entre el análisis de cointegración y la investigación de la causalidad en el sentido de Granger es no sólo relevante desde un punto de vista estadístico sino que también es importante por razones económicas. La estabilidad a largo plazo de la demanda de dinero implica que las desviaciones respecto del equilibrio generarán procesos dinámicos de ajuste predecibles que tenderán a asignar un contenido informativo a los movimientos en la cantidad de dinero. Desde el punto de vista empírico, la relación entre los análisis de cointegración y de causalidad previene sobre la realización de inferencias sobre si el dinero causa la renta en el sentido de Granger, sin explorar el impacto sobre los resultados de los contrastes de cambios en la especificación debidos a la introducción de residuos desfasados provenientes de ecuaciones estáticas de demanda de dinero.

---

[24] Dos excepciones proceden de las especificaciones para la renta nominal sin el residuo desfasado de la regresión de cointegración y con cuatro retardos tanto de la variación en el dinero como en la renta (Cuadro 6, panel A, esquina superior izquierda). La tercera excepción prodede de la especificación para la renta real sin tendencias temporales ni residuo desfasado de la regresión de cointegración y con un retardo de la variación en el dinero (Cuadro 6, panel B, esquina superior izquierda de la zona derecha).

CUADRO 6

CONTRASTES DE CAUSALIDAD DINERO-RENTA. SISTEMA BIVARIANTE (1980:1 - 1992:1)

(A) Dinero y Renta Nominal

Agregados monetarios	4 retardos para el dinero					1 retardo para el dinero				
	Especificación					Especificación				
	c	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*	*c*	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*
m^T	1,67	1,42	4,43	2,89	2,45	5,94	4,58	10,30	6,96	6,12
	(17,5)	(24,7)	(0,3)	(2,7)	(5,0)	(1,9)	(3,8)	(0,0)	(0,3)	(0,5)
m^R	0,29	0,17	0,56	0,35	0,56	0,52	0,16	0,98	0,66	0,93
	(88,0)	(95,4)	(73,1)	(88,1)	(72,7)	(47,4)	(69,2)	(38,4)	(52,2)	(40,2)
m^L	0,65	0,27	0,54	0,24	0,55	1,56	0,21	0,77	0,24	0,77
	(63,1)	(89,7)	(74,4)	(94,1)	(73,8)	(21,8)	65,1)	(47,2)	(79,0)	(47,1)
$m^{R,L}$	0,67	0,46	1,28	0,76	1,02	2,37	1,46	3,02	1,79	2,46
	(61,5)	(76,7)	(29,1)	(58,1)	(41,8)	(13,1)	(23,4)	(5,9)	(18,0)	(9,7)
$m^{R,C}$	0,67	0,43	1,51	0,84	1,17	2,17	1,43	3,44	1,91	2,59
	(61,8)	(78,4)	(20,9)	(53,1)	(34,1)	(14,8)	(23,8)	(4,1)	(16,1)	(8,7)
$m^{L,C}$	0,64	0,50	1,44	0,86	1,16	1,88	1,27	3,30	1,92	2,60
	(63,5)	(73,3)	(23,2)	(52,0)	(34,8)	(17,8)	(26,7)	(4,7)	(16,0)	(8,6)
$m^{R,L,C}$	0,83	0,61	1,76	1,03	1,33	2,81	2,02	4,10	2,42	3,14
	(51,7)	(65,8)	(14,5)	(41,2)	(27,1)	(10,1)	(16,3)	(2,4)	(10,1)	(5,3)

(B) Dinero y Renta Real

Agregados monetarios	4 retardos para el dinero					1 retardo para el dinero				
	Especificación					Especificación				
	c	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*	*c*	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*
m^T	2,81	2,82	6,26	4,33	3,38	3,20	11,32	9,88	8,94	4,67
	(3,8)	(3,8)	(0,0)	(0,3)	(1,2)	(8,1)	(0,2)	(0,0)	(0,1)	(1,5)
m^R	2,01	1,61	3,51	2,31	2,68	0,09	1,98	3,65	1,41	1,72
	(11,2)	(19,1)	(1,0)	(6,4)	(3,5)	(76,8)	(16,7)	(3,5)	(25,7)	(19,2)
m^L	2,26	1,28	2,80	1,87	2,18	0,14	1,00	1,66	0,58	0,39
	(7,9)	(29,5)	(3,0)	(12,4)	(7,6)	(70,9)	(32,2)	(20,3)	(56,6)	(68,1)
$m^{R,L}$	2,48	1,97	4,52	3,07	2,94	0,74	5,19	6,26	3,78	2,67
	(6,0)	(11,9)	(0,2)	(2,0)	(2,4)	(39,4)	(2,8)	(0,4)	(3,1)	(8,1)
$m^{R,C}$	3,10	2,66	5,36	3,68	3,71	1,25	5,86	7,23	4,29	3,43
	(2,6)	(4,8)	(0,1)	(1,4)	(1,2)	(36,0)	(4,1)	(0,2)	(2,1)	(4,2)
$m^{L,C}$	2,99	2,25	4,89	3,33	3,40	0,85	4,44	7,00	3,93	3,20
	(3,0)	(8,2)	(0,1)	(1,4)	(1,2)	(36,0)	4,1)	(0,2)	(2,8)	(5,1)
$m^{R,L,C}$	3,12	2,58	5,44	3,75	3,62	1,38	6,76	7,83	5,00	3,60
	(2,5)	(5,2)	(0,1)	(0,8)	(0,9)	(24,7)	(1,3)	(0,1)	(1,1)	(3,6)

Nota: Los contrastes estadísticos F contrastan la hipótesis de que todos los coeficientes de los desfases de Δm^i (y de ECM o de ECMT, en su caso) son cero. En paréntesis se presentan los valores p multiplicados por 100. Los valores p están basados en una distribución F convencional. c denota una constante, segt una tendencia lineal durante el período 1986:1 - 1989:4, t es una tendencia temporal para toda la muestra, ECM (ECMT) es el valor desfasado del residuo de la ecuación de cointegración para la especificación sin tendencias temporales (para la especificación con t y segt).

CUADRO 7

CONTRASTES DE CAUSALIDAD DINERO-RENTA. SISTEMA MULTIVARIANTE (1980:1 - 1992:1)

(A) Dinero y Renta Nominal

Agregados monetarios	$y+p, m^j, r_s$					$y+p, m^j, r_s, p$				
	Especificación					Especificación				
	c	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*	*c*	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*
m^T	6,58	5,55	7,58	4,54	4,41	12,33	8,26	7,46	5,11	6,09
	(1,4)	(2,4)	(0,2)	(1,7)	(1,9)	(0,1)	(0,7)	(0,2)	(1,2)	(0,5)
m^R	0,46	0,15	0,78	0,35	0,55	1,49	0,58	0,72	0,75	0,73
	(50,1)	(69,8)	(46,8)	(70,5)	(58,3)	(23,1)	(45,3)	(49,3)	(48,1)	(49,0)
m^L	1,52	0,19	0,75	0,15	0,91	1,43	0,62	0,79	0,45	0,80
	(22,5)	(66,2)	(47,8)	(86,4)	(41,2)	(23,9)	(43,8)	(46,0)	(64,4)	(45,8)
$m^{R,L}$	2,41	1,66	2,39	1,21	1,68	4,90	2,87	2,45	1,81	2,38
	(12,9)	(20,6)	(10,5)	(30,9)	(20,1)	(3,3)	(10,0)	(10,1)	(18,0)	(10,8)
$m^{R,C}$	2,19	1,58	2,81	1,34	1,89	4,35	2,55	2,55	1,84	2,12
	(14,7)	(21,7)	(7,3)	(27,5)	(16,6)	(4,4)	(12,0)	(12,1)	(17,6)	(13,6)
$m^{L,C}$	1,87	1,36	2,59	1,22	1,74	3,39	2,13	1,81	1,60	1,65
	(17,9)	(25,0)	(8,8)	(30,6)	(18,9)	(7,4)	(15,4)	(17,9)	(21,8)	(20,6)
$m^{R,L,C}$	2,95	2,35	3,27	1,72	2,26	5,63	3,51	2,90	2,22	2,74
	(9,4)	(13,4)	(4,9)	(19,4)	(11,8)	(2,3)	(7,0)	(6,9)	(12,5)	(7,9)

(B) Dinero y Renta Real

Agregados monetarios	y, m^j, r_s					y, m^j, r_s, p				
	Especificación					Especificación				
	c	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*	*c*	*c,segt,t*	*c,ECM*	*c,segt,t,ECM*	*c,ECMT*
m^T	4,47	10,87	7,67	6,77	3,73	14,51	11,16	7,46	5,72	7,19
	(4,1)	(0,2)	(0,2)	(0,3)	(3,3)	(0,1)	(0,2)	(0,2)	(0,8)	(0,2)
m^R	0,78	1,85	1,89	1,02	1,03	2,92	1,92	1,45	0,97	1,61
	(38,2)	(18,2)	(16,5)	(37,0)	(36,8)	(9,6)	(17,5)	(24,8)	(38,9)	(21,5)
m^L	0,01	0,59	0,47	0,31	0,03	1,39	0,79	0,69	0,48	0,79
	(90,9)	(44,7)	(62,7)	(73,2)	(96,9)	(24,7)	(38,0)	(50,8)	(62,5)	(46,1)
$m^{R,L}$	1,95	4,79	3,82	2,79	1,94	7,25	5,31	3,53	2,66	3,71
	(17,0)	(3,5)	(3,1)	(7,5)	(15,7)	(1,1)	(2,8)	(4,0)	(8,5)	(3,5)
$m^{R,C}$	3,10	5,62	4,68	3,24	2,70	7,47	5,60	3,64	2,81	3,78
	(8,6)	(2,3)	(1,5)	(5,1)	(8,0)	(1,0)	(2,4)	(3,7)	(7,5)	(3,3)
$m^{L,C}$	2,23	4,28	4,39	2,89	2,36	5,66	4,32	2,79	2,25	2,87
	(14,3)	(4,6)	(1,9)	(6,8)	(10,8)	(2,3)	(4,5)	(7,6)	(12,2)	(7,1)
$m^{R,L,C}$	3,05	6,47	5,13	3,80	2,84	8,83	6,69	4,31	3,34	4,46
	(8,9)	(1,5)	(1,1)	(3,2)	(7,1)	(0,5)	(1,4)	(2,1)	(4,8)	(1,9)

Nota: Los contrastes estadísticos F contrastan la hipótesis de que todos los coeficientes de los desfases de Δm^j (y de ECM o de ECMT, en su caso) son cero. En paréntesis se presentan los p-valors multiplicados por 100. Los p-valores están basados en una distribución F convencional. c denota una constante, segt una tendencia lineal durante el período 1986:1 - 1989:4, t es una tendencia temporal para toda la muestra, ECM (ECMT) es el valor desfasado del residuo de la ecuación de cointegración para la especificación sin tendencias temporales (para la especificación con t y segt). Todas las especificaciones utilizan 1 desfase para el dinero y 4 para las restantes variables.

La segunda característica que merece resaltarse de la comparación entre especificaciones es que, en general, los estadísticos *F* son más altos cuando los contrastes se llevan a cabo solamente para un retardo de la variación en la cantidad de dinero. Este resultado indica que el primer retardo de la cantidad de dinero posee el contenido informativo más elevado, lo que a su vez sugiere que los ajustes monetarios se llevan a cabo con más rapidez de lo que a menudo se piensa (véase, por ejemplo, Fase y Winder, 1992). Esta conclusión también viene avalada por los valores relativamente altos de los coeficientes del término de corrección en las ecuaciones dinámicas de demanda de dinero que se discutieron en la sección anterior. Aunque sería tentador el derivar implicaciones sobre la velocidad de la transmisión de los impulsos monetarios a la economía, debería recordarse que el análisis está basado en agregados monetarios *amplios,* los cuales en general no son controlables con particular precisión y rapidez. Así, la evidencia que apunta hacia el elevado contenido informativo del primer retardo de la variación del dinero amplio no posee ninguna implicación para la velocidad de transmisión de las variaciones en los instrumentos de política monetaria a las medidas amplias de dinero. Además, en ausencia de hipótesis de comportamiento, la conclusión de que el dinero causa la renta en el sentido de Granger está abierta a una amplia gama de interpretaciones sobre las características específicas de la transmisión de los cambios en los instrumentos de política monetaria a los sectores financiero y real de la economía.

Finalmente, puede hacerse notar que los contrastes estadísticos en el marco multivariante no son significativamente menores que en el marco bivariante; por el contrario, en varias ocasiones los contrastes son mayores. Esta característica proporciona una sólida base para el uso de un agregado monetario a nivel de la UE como un indicator adelantado, ya que la sensibilidad de los resultados a la inclusión de variables explicativas adicionales ha sido durante largo tiempo la principal causa de las conclusiones conflictivas sobre la causalidad dinero-renta, como se ha puesto de evidencia recientemente por Friedman y Kuttner (1989, 1992).

Pasando a las medidas de la cantidad de dinero que incluyen los AE, surge una clara distinción entre los resultados de las definiciones basadas en la aplicación de un único criterio (por ejemplo, m^R y m^L) y los resultados para otros agregados extendidos. Solamente en tres casos los contrastes de causalidad de Granger para m^R y m^L están por encima del valor crítico al 5% y nunca están por encima del umbral al 1% y, todavía

más importante, nunca en el marco de una ecuación multivariante.[25] Las variaciones en las medidas amplias de los AE no parecen proporcionar información relevante sobre movimientos en la renta futura. Esta conclusión no es sorprendente en vista de los resultados previos que mostraban que m^R y m^L no están cointegrados con la renta y el tipo de interés. Como se subrayó anteriormente, estos agregados incluyen activos (tales como depósitos de residentes en la UE mantenidos fuera de Europa y denominados en monedas ajenas a la UE o depósitos de no residentes en la UE mantenidos en centros financieros localizados en la UE) de los cuales puede esperarse una escasa relación con las decisiones de gasto ya que probablemente se mantengan de forma primordial en base a consideraciones de cartera.

Por otra parte, los otros agregados extendidos —es decir, aquéllos derivados de la aplicación conjunta de dos (o tres) criterios— son útiles para predecir movimientos tanto en la renta real como nominal. En la mayor parte de los casos, los contrastes de causalidad de Granger están por encima del valor crítico al 5% y en varias ocasiones también se encuentran por encima del umbral al 1%. Al igual que en el análisis de cointegración, los resultados para los diferentes agregados son muy similares y no apuntan hacia una medida claramente superior a las demás, aunque parecen existir algunas indicaciones de que la definición más estrecha entre las medidas extendidas (esto es, $m^{R,L,C}$) posee el mayor contenido informativo.

Incluso cuando se encuentran por encima de los niveles de significación al 5% o al 1%, los contrastes estadísticos para los agregados extendidos son sistemáticamente menores que los valores correspondientes a la medida tradicional de la cantidad de dinero amplio. Las explicaciones más naturales de este resultado son un mayor peso de las consideraciones de cartera y unos mayores costes de transacción. Por una parte, el resultado es alentador, ya que sugiere que la habitual omisión de los AE en el análisis de los desarrollos monetarios no ha ido asociada a una pérdida de información. Por otra parte, el aumento en el tamaño de los AE propiedad de residentes en la UE (especialmente de aquéllos localizados en la UE y denominados en monedas de la UE) ha sido particularmente rápido en años recientes y la diferencia en el com-

[25] Sin embargo, debe señalarse que, como han mostrado Toda y Phillips (1991), en ausencia de cointegración, la distribución de los contrastes estadísticos no es convencional y por lo tanto los valores críticos procedentes de una distribución *F* no son estrictamente apropiados.

portamiento de los agregados tradicionales y extendidos (especialmente para $m^{R,L,C}$) es relativamente pequeña: la conclusión de que la omisión de los AE en los agregados monetarios no perjudica su utilidad podría cambiar en el futuro próximo.

6. CONCLUSIONES

La evidencia econométrica presentada en este artículo confirma, para una muestra expandida y nuevos datos, que el grado de integración económica y financiera dentro de la UE ya es suficientemente elevado como para que los agregados monetarios a nivel de toda la UE sean útiles en el análisis de los desarrollos económicos dentro de la Unión y para la coordinación de las políticas monetarias nacionales. El análisis de cointegración y la modelización de corrección del error muestra que la demanda de dinero a nivel de la UE es estable y predecible, con un comportamiento estadístico que se compara muy favorablemente con las ecuaciones a nivel nacional. Los contrastes de causalidad de Granger, llevados a cabo tanto en marcos bivariantes como multivariantes para una amplia gama de especificaciones, demuestran que los cambios en la cantidad de dinero a nivel de la UE ayudan a predecir cambios futuros tanto en la renta real como nominal.

Respecto a todas las conclusiones derivadas de la evidencia econométrica, son deseables contrastes adicionales para aumentar su fiabilidad de cara al análisis y a la implementación de la política. A estos efectos, hay varias posibilidades abiertas, pero una de ellas parece particularmente interesante: la valoración de las relaciones monetarias existentes para diferentes subconjuntos de países de la UE. Este enfoque puede proporcionar intuiciones importantes respecto a los factores que explican el comportamiento de las ecuaciones a nivel de toda la UE. También puede contemplarse como una base analítica indispensable en la conducción de la política monetaria durante los primeros días de la Unión Económica y Monetaria, a la luz de la incertidumbre existente acerca de qué países participarán desde el inicio.

La principal novedad del artículo es el análisis del papel de los activos exteriores (AE) para la conducción monetaria a nivel de la UE, el cual sólo había sido considerado previamente con referencia a países individuales. Se han definido varios agregados extendidos para incluir diferentes medidas de los AE y se han evaluado sus propiedades econó-

micas. Se demuestra que los agregados extendidos tienen un comportamiento distinto según su definición. Medidas muy amplias de la cantidad de dinero de la UE (que contienen los AE de residentes en la UE mantenidos fuera de la UE y denominadas en monedas de países ajenos a la UE o los AE de no residentes en la UE mantenidos dentro de la UE pero denominados en monedas ajenas a la UE) tienen una escasa relación con la renta de la UE, ya que no consiguen pasar los contrastes de cointegración ni causar la renta de la Unión en el sentido de Granger. Por el contrario, definiciones extendidas enfocadas a la UE (que dependen de la inclusión de los AE denominados en monedas comunitarias y/o mantenidos dentro de la UE) tienen un buen comportamiento. Sin embargo, todavía ningún agregado extendido tiene un mejor comportamiento que la medida de dinero amplio para la UE obtenida sumando las definiciones nacionales tradicionales: al contrario de las conclusiones a nivel de cada país obtenidas por Angeloni *et al.* (1991), la cantidad de dinero amplio permanece siendo el agregado preferido para el análisis monetario a nivel de la UE.

Debería resaltarse que el motivo para estudiar las relaciones monetarias a nivel de toda la UE es diferente del motivo que está detrás de la exploración del papel de los AE. Por lo tanto, la conclusión de que los agregados monetarios extendidos a nivel de toda la UE que incluyen los AE no mejoran la definición tradicional no debe arrojar ninguna duda sobre la validez y utilidad de la agregación monetaria en la Unión. Ni tampoco implica que los AE deberían omitirse en el análisis de los desarrollos financieros. De hecho, la relevancia de las relaciones monetarias para toda la UE surge de la sustitución de monedas, la diversificación internacional de las carteras de inversión y, más generalmente, de los efectos difusión entre economías estrechamente integradas, lo cual hace que las demandas nacionales de dinero sean sensibles a variables extranjeras, pero dentro del área. Sin embargo, estos fenómenos no necesitan ir asociados a cambios significativos en la localización de los activos monetarios que implica cambios en el tamaño de los AE. Por simplicidad analítica, los modelos macroeconómicos convencionales no distinguen entre sustitución de monedas y deslocalización de depósitos, pero esta distinción es crucial para la selección —desde un punto de vista empírico— de la medida de la cantidad de dinero en un área geográfica. En segundo lugar, la diferencia en el comportamiento econométrico entre la medida tradicional de dinero a nivel de la UE y los agregados extendidos incluyendo los AE es pequeña. Así, los agregados

extendidos tienen un comportamiento suficientemente bueno como para hacer que su uso como medidas adicionales del dinero sea útil y como para sugerir que los agregados extendidos pueden convertirse en una herramienta crecientemente importante para el análisis monetario en la UE en el futuro próximo.

De todos modos, las observaciones sobre la utilidad de los agregados extendidos sólo se aplican a las definiciones que incluyen medidas extrechas de los AE enfocadas a la UE y por lo tanto, desde el punto de vista del análisis monetario, la respuesta a la pregunta *¿Todo el dinero de Europa?* es *No, gracias.*

APENDICE. FUENTES DE LOS DATOS

Agregados monetarios amplios (definiciones de 1992): Todos los agregados, publicados por los bancos centrales nacionales, son medias trimestrales de cifras mensuales desestacionalizadas. Bélgica: M3H; Dinamarca: M3H (= M2 nacional *menos* deuda pública a corto plazo); Alemania : M3 (para evitar una ruptura en la serie, para las observaciones más recientes se aplicó la tasa de variación en M3 para toda Alemania tras la reunificación a la serie de M3 para Alemania Occidental antes de la reunificación); España: M3H; Francia: M3H; Irlanda: M3; Italia: M3H (= M2 nacional); Holanda; M3H; Reino Unido: M3H.

Renta real: La renta real se mide mediante el PIB real y se obtiene de los datos del Banco Internacional de Pagos de Basilea (BIS) para todos los países excepto para Dinamarca, España y Holanda (para los cuales se usan estimaciones de los bancos centrales nacionales) y para Bégica e Irlanda (para estos dos países se utiliza el PNB y los datos —anuales interpolados— se obtienen de *OECD Economic Outlook*).

Deflactores implícitos del PIB/PNB: Todos los deflactores se derivan de la misma fuente que las variables correspondientes de renta desestacionalizadas.

Tipos de interés a corto plazo: Todos los tipos de interés a corto plazo utilizados son medias trimestrales de cifras diarias (datos del BIS para el tipo interbancario a tres meses), excepto para Irlanda, en cuyo caso se utilizaron medias trimestrales de valores a final de mes proporcionados por el Banco Central de Irlanda.

Tipos de los depósitos: Para Bélgica, Dinamarca y España, la serie es la del tipo de interés de los depósitos a plazo; para Francia, Italia,

Holanda y el Reino Unido, se utilizó el tipo de interés de los depósitos de ahorro (para todo tipo de depósitos) procedente del BIS. El tipo de interés de los depósitos para toda el área excluye datos de Dinamarca, Grecia, Irlanda, Luxemburgo y Portugal, ya que no estaban disponibles con facilidad.

Tipos de cambio: Los tipos de cambio corrientes del ECU son medias trimestrales de los tipos al contado obtenidos con la definición oficial del ECU. Los tipos de cambio medidos mediante la PPA se construyeron por la Comisión Europea y se publicaron en *European Economy*. Las series anuales se transforman en trimestrales mediante interpolación lineal.

Activos exteriores: Los datos de los AE proceden de las estadísticas bancarias del BIS e incluyen activos con vencimientos iniciales inferiores (o iguales) a un año. Las medidas de los AE obtenidos de la aplicación conjunta de los criterios *R* y *C* no incluyen los AE denominados en coronas danesas, dracmas griegos, pesetas españolas o escudos portugueses ya que los bancos de los que procede la información no singularizan los activos denominados en esas monedas. Sin embargo, la infraestimación es menor para las medidas obtenidas con los criterios *L* y *C* ya que los bancos españoles y daneses no ofrecen información sobre los AE propiedad de no residentes denominados en pesetas y coronas, respectivamente.

REFERENCIAS

Alworth, J.S. y S. Andresen (1992), «The determinants of cross-border non-bank deposits and the competitiveness of financial market centres», *Money Affairs*.

Angeloni, I., C. Cottarelli y A. Levy (1991), «Cross-border deposits and monetary aggregates in the transition to EMU», IMF Working Paper 91/114.

Arnold, I.J.M. (1992), «The derivation of the liquidity ratio in the EMS: comment on Kremers and Lane», *IMF Staff Papers*.

Artis, M.J., R.C. Bladen-Hovell y W. Zhang (1992), «A European money demand function», trabajo no publicado, University of Manchester.

Beks,P. y G. Tullio (1989), «A note on the European Monetary System, and the determination of the DM-dollar exchange rate», *Cahiers Economiques de Bruxelles*.

Boughton, J.M. (1991), «Long-run money demand in large industrial countries», *IMF Staff Papers*.

De Bandt, O. (1991), «Politique monétaire et agregats de monnaie en France», *Bulletin Trimestriel de la Banque de France*.

Dickey, D. y W. Fuller (1981), «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica*.

Dolado, J.J., T.Jenkinson y S.Sosvilla-Rivero (1990), «Cointegration and unit roots», *Journal of Economic Surveys*.

Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1983), «Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing», *Econometrica*.

Fase, M.M.G. y C.C.A. Winder (1992), «The demand for money in the Netherlands and the other EC countries», *De Nederlandsche Bank Research Memorandum*, 9214, de próxima aparición en *De Economist*.

Feldstein, M. y J.M. Stock (1993): «The use of a monetary aggregate to target nominal GDP», NBER working paper 4304.

Friedman, B.M. y K.M. Kuttner (1989), «Another look at the evidence on money-income causality», de próxima aparición en *Journal of Econometrics*.

Friedman, B.M. y K.M. Kuttner (1992), «Money, income, prices and interest rates», *American Economic Review*.

Giucca, P. y A. Levy (1992), «Monetary aggregates and monetary policy coordination on the way to Economic and Monetary Union: the role of cross-border deposits», *Temi de Discussione* 162, Banca d'Italia.

Goodfriend, M. (1985), «Reinterpreting money demand regressions», en K.Brunner y A.H. Meltzer (eds.), *Understanding monetary regimes*, Carnegie Rochester Conference Series.

Goodhart, C. (1990), «International financial linkages», *LSE Financial Market Group, Sepecial Papers* 21.

Granger, C.W.J. (1983), «Cointegrated variables and error-correcting models», Universidad de California-San Diego Working Paper 8313.

Granger, C.W.J. (1988), «Some recent developments in a concept of causality», *Journal of Econometrics*.

Girton, L. y D. Roper (1981), «Theory and implications of currency substitution», *Journal of Money, Credit, and Banking*.

Gray, M.R., R. Ward y G. Zis (1976), «The world demand for money function: some preliminary results», en M. Parkin y G. Zis (e ds.), *Inflation in the World Economy*, Manchester University Press.

Gurney, A. y J.W. in't Veld (1991), «Monetary control in a European Monetary Union», trabajo no publicado, National Institute of Economic and Social Research, Londres.

Hall, S.G., S.G.B. Henry y J.B. Wilcox (1990), «The long-run determination of UK monetary aggregates», en S.G.B. Henry y K.D. Patterson (eds.), *Economic Modelling at the Bank of England*, Chapman and Hall, Londres.

Hendry, D.F. (1989), *PC Give: An interactive econometric modelling system*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.

Jeanfils, P. (1992), «La demande de monnaie», Banque Nationale de Belgique, manuscrito no publicado.

Kremers, J.J.M. y T.D. Lane (1990), «Economic and monetary integration and the aggregate demand for money in the EMS», *IMF Staff Papers*.

Kremers, J.J.M. y T.D. Lane (1992a), «The implications of cross-border monetary aggregation», IMF Working Paper 9271.

Kremers, J.J.M. y T.D. Lane (1992b), «The derivation of the liquidity ratio in the EMS: reply to Arnold», *IMF Staff Papers*.

Kremers, J.J.M., N.R, Ericsson y J.J. Dolado (1992), «The power of cointegration tests», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

Lane, T.D. y S.S. Poloz (1992), «Currency substitution and cross-border monetary aggregation: evidence from the G-7», IMF Working Paper 9281.

McCallum, B. (1983), «A reconsideration of Sims' evidence concerning monetarism», *Economic Letters*.

McKinnon, R.I. (1982), «Currency substitution and instability in the world dollar standard», *American Economic Review*.

McKinnon, J. (1991), «Critical values for cointegration tests», en R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds.), *Long-run economic relationships. Readings in cointegration*. Oxford University Press.

Monticelli, C. (1993a), «All the money in Europe? An investigation of the economic properties of EC-wide extended monetary aggregates», BIS Working Paper 19.

Monticelli, C. (1993b), «Monetary coordination under and exchange rate agreement and the optimal monetary instrument», artículo presentado a la conferencia anual de la European Economic Association.

Monticelli, C. y M.-O. Strauss-Kahn (1991), «European integration and the demand for broad money», BIS working paper 18, de próxima aparición en *Manchester School.*

Monticelli, C. y M.-O. Strauss-Kahn (1992), «Broad monetary aggregates and money demand in European countries; where do we stand?», *Economies et Sociétés.*

Monticelli, C. y J. Viñals (1993), «European monetary policy in Stage Three: What are the issues?», *CEPR Occasional Papers,* 12 .

Muscatelli, V.A. y L. Papi (1990), «Cointegration, financial innovation and modelling the demand for money in Italy», *Manchester School.*

Osborne, D.K. (1984), «Ten approaches to the definition of money», *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review.*

Perron, P. (1989), «The Great Crash, the oil price and the unit root hypothesis», *Econometrica.*

Perron, P. (1990), «Further evidence for breaking trend functions in macroeconomic variables», Princeton University working paper 350.

Pesaran, M.H., R.G. Pierse y M.S. Kumar (1989), «Econometric analysis of aggregation in the context of linear prediction models», *Econometrica.*

Phillips, P. (1987), «Time series regression with a unit root», *Econometrica.*

Phillips, P. y P. Perron (1988), «Testing for a unit root in time series», *Biometrika.*

Riet, A.G. van (1992), «European integration and the demand for money in the EC», *De Nederlansche Bank Quarterly Bulletin.*

Riet, A.G. van (1993), «Studies of EC money demand: survey and assesment», *De Nederlansche Bank Quarterly Bulletin.*

Russo, M. y G. Tullio (1989), «Monetary policy coordination within the European Monetary System: is there a rule?», en F. Giavazzi, S. Micossi y M. Miller (eds.), *The European Monetary System,* Cambridge University Press.

Schmid, P. y H. Herrman (1991), «Federal Republic of Germany: old and new problems posed by a target-guided monetary policy», in *The Orientation of Monetary Policy Decision-Making Process,* Bank for International Settlements.

Schmidt, P. y P.C.B. Phillips (1992), «LM test for a unit root in the presence of deterministic trends», *oxford Bulletin of Economics and Statistics.*

Sims, C.A. (1972), «Money, income and causality», *American Economic Review.*

Sims, C.A. (1980a), «Macroeconomics and reality», *Econometrica.*

Sims, C.A. (1980b), «Comparison of inter-war and post-war busines cycles: monetarism reconsidered», *American Economic Review,* 70.

Sims, C.A., J.H. Stock y M.W. Watson (1990), «Inference in linear time series models with some unit roots», *Econometrica.*

Stock, J.H. y M.W. Watson (1987), «Testing for common trends», *Journal of the American Statistical Association.*

Stock, J.H. y M.W. Watson (1989), «Interpreting the evidence on money-income causality», *Journal of Econometrics.*

Toda, Y. y P. Phillips (1991), «Vector autoregression and causality», Cowles Foundation paper 977.

ABSTRACT

This paper explores the properties of EC-wide monetary aggregates, extended to include measures of cross-border holings (CBHs). The

EC-wide aggregate obtained by adding national definitions of broad money is used as a benchmark. Empirical analysis shows that its demand is stable and predictable, and that it helps predict both nominal and real Community income. Aggregates' definitions matter. «Very broad» measures are poorly linked with EC-wide income, but extended definitions «focused on the EC» show a stronger link. Thus, the latter may shortly become an important tool for monetary analysis.

MONEDA Y CREDITO N.º 199 (1994)

Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989*

CARLOS OCAÑA
Universidad Carlos III de Madrid

VICENTE SALAS
Universidad Autónoma de Barcelona

JAVIER VALLÉS
Banco de España

1. INTRODUCCION

El objetivo de este trabajo es presentar alguna evidencia empírica sobre las principales variables que caracterizan la financiación de la empresa manufacturera española y contrastar si existen diferencias significativas en dichas variables según la dimensión de las empresas. El estudio se realiza para el período 1983-1989 a partir de la información contenida en una muestra de empresas que responden todos los años al cuestionario de la Central de Balances del Banco de España (CBBE). Tanto la evolución general del comportamiento financiero de las empresas estudiadas, como las diferencias observadas por clases de tamaño de las empresas, deben extrapolarse con cautela al conjunto de la población de empresas manufactureras españolas debido a que la muestra no se ha seleccionado con criterios de representatividad estadística. A lo largo del trabajo se prima la discusión de *hechos estilizados* referidos a la conducta financiera de la empresa española, sobre el contraste de una teoría de los determinantes de la política financiera de la empresa. No obstante, y aunque está fuera de los objetivos del trabajo proporcionar

* Los autores agradecen al Instituto de la Pequeña y Mediana Empresa, a I. Hernando y a J. Saurina su colaboración. Agradecen también los comentarios de J. R. Cano y M. Ortega, de la Central de Balances del Banco de España, del resto de participantes en el Seminario del Banco de España donde se expuso el trabajo y de dos evaluadores anónimos. Por supuesto, las opiniones y errores que pueda haber en este trabajo son exclusivamente de los autores.

un modelo de comportamiento empresarial que explique todas las variables seleccionadas para describir la financiación de la empresa española, se incluye un modelo que contribuye a justificar las variables financieras seleccionadas y proporciona explicaciones razonables de algunas de las evidencias empíricas detectadas.

Para estudiar la financiación de la empresa se distinguen cuatro aspectos principales que son el nivel de endeudamiento, la composición de la deuda, la cobertura de la deuda y el coste de la deuda. Cada uno de estos aspectos se analiza mediante un conjunto de *ratios* elaborados con la información financiera que proporcionan las empresas de la CBBE. Junto a una visión panorámica del comportamiento financiero de la empresa manufacturera española, el trabajo trata de responder a la pregunta de si, en los aspectos en los que se desagrega la situación financiera general de las empresas, existen o no diferencias significativas según la clase de tamaño a que pertenecen y, en caso afirmativo, determinar la dirección de estas diferencias. Las clases de tamaño se definen a partir del número de trabajadores y la hipótesis que se somete a contraste se formula en términos de igualdad en los valores medios de la variable financiera en la clase de tamaño «empresas pequeñas» (hasta 50 trabajadores), en la de «empresas medianas» (entre 50 y 200 trabajadores) y en la de «empresas grandes» (más de 200 trabajadores). Contrastar la relación entre tamaño y financiación de la empresa en términos de la igualdad en los valores medios interclase, frente a postular relaciones continuas entre la variable tamaño (número de trabajadores por ejemplo) y las variables financieras (*ratio* de endeudamiento), obedece al propósito de que las conclusiones del trabajo sirvan para evaluar y formular las políticas públicas orientadas a las PYMES. En efecto, estas políticas se articulan agrupando a las empresas por clases de tamaños que el trabajo ha procurado reproducir. Obviamente, la limitación de este procedimiento es que los resultados pueden ser sensibles a los valores de corte elegidos para definir las clases de tamaño.[1]

[1] Los criterios para clasificar a las empresas en pequeñas, medianas y grandes son siempre discutibles. La discusión se extiende desde las variables de tamaño a utilizar (número de trabajadores, ventas, fondos propios) hasta los límites de las clases de tamaño. Existen también propuestas, como la del conocido informe Bolton en el Reino Unido, donde la identificación de empresas pequeñas responde a criterios cualitativos (identidad entre propiedad y control, baja cuota de mercado). El relativamente reducido número de empresas, el deseo de asegurar un número mínimo de empresas en la mayoría de sectores y tramos de tamaño y la falta de garantías sobre la representatividad estadística de la muestra de empresas, no hicieron aconsejable en este primer trabajo explorar la sensibilidad de las conclusiones a cambios en los criterios de definición de tamaños. Esta exploración sí se ha hecho con la muestra, estadísticamente representativa, de empresas que colaboran en la Encuesta sobre Estrategias Empresariales, habiéndose finalmente optado por distinguir entre empresas de más de 200 trabajadores, grandes, y de menos de 200, pequeñas y medianas. (Véase Segura *et al.*, 1992.)

El análisis de la relación entre tamaño y comportamiento financiero de la empresa se realiza en términos de un contraste estadístico de las diferencias entre las medias de cada clase. Esta metodología supone un avance sobre la práctica habitual de estudiar la misma relación a partir de la observación de valores consolidados dentro de cada clase, ignorándose totalmente la variabilidad intraclase. Otro aspecto metodológico del trabajo que nos parece destacable es que el contraste de la hipótesis nula de igualdad de valores medios en las tres clases de tamaño se realiza teniendo en cuenta las posibles diferencias en los valores medios de la variable entre los sectores de actividad económica. Si existen diferencias intersectoriales en la variable financiera que se analiza y la distribución de empresas por clases de tamaño difiere de unos sectores a otros, el contraste de las diferencias por clases de tamaño, sin considerar el efecto sector, supondría atribuir esas diferencias a la influencia de la variable tamaño cuando en realidad se debe a una variabilidad intersectorial. La inclusión de un efecto sector en el análisis evita estos problemas.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. El apartado segundo incluye el modelo básico que explica la formación del tipo de interés en el mercado de deuda y permite articular algunas hipótesis previas sobre las relaciones entre variables económicas y financieras. El apartado tercero describe la muestra de empresas y la metodología estadística sobre las variables de situación financiera. El apartado cuarto analiza el endeudamiento, su composición y sus costes, por tamaños de empresas. El apartado quinto describe la evidencia empírica sobre la distribución de probabilidad de los rendimientos, por clases de tamaño, la cual explica algunas de las regularidades observadas en el comportamiento de las variables financieras. El apartado sexto valora los resultados del estudio en relación con los obtenidos en trabajos previos. Dentro de las conclusiones, presentadas en el apartado séptimo, se incluyen implicaciones del estudio para las políticas públicas.

2. MODELO BASICO

En este apartado se presenta un modelo sencillo que permite establecer algunas relaciones teóricas sobre los determinantes de las princi-

pales variables financieras de la empresa[2]. El modelo se centra en formular una función de oferta de deuda que relaciona el coste de dicha deuda con un conjunto de variables exógenas: rentabilidad y riesgo de la inversión, tipo de interés sin riesgo y tamaño.

Consideremos una empresa que opera en un sector en el que el resultado monetario X que se obtiene por cada unidad monetaria invertida se distribuye según una distribución de probabilidad H. Sean μ su esperanza matemática y σ^2 su varianza. Sean F los fondos propios y D la deuda de la empresa. Denominamos tamaño a la variable T = F+D y definimos el *ratio* de endeudamiento como b = D/T. Una fracción *a* del total de los activos T es recuperable y puede ofrecerse como garantía de la deuda. Suponemos una tecnología de coeficientes fijos que implica una relación constante entre el tamaño T y el número de empleados.

Suponiendo que las variables aleatorias X son independientes, el resultado de la empresa que invierte T unidades monetarias será $X = X_1 + \ldots + X_T$, una variable aleatoria normalmente distribuída ($X \sim \Phi(\cdot)$) con media $T\mu$ y varianza $T\sigma^2$.

Sea i el tipo de interés de la deuda D. Para evitar casos triviales consideremos que $(1+i)D > a(D+F)$, esto es, el colateral no cubre la totalidad de la deuda. La empresa podrá devolver el principal y los intereses si

$$X \geq (1+i-a)D - aF$$

En caso contrario, con probabilidad $\Phi((1+i)D - aT)$, la empresa quiebra y sólo devuelve $(X+aT)$ pesetas de las $(1+i)D$ adeudadas.

El ingreso esperado por el prestamista cuando presta D pesetas al tipo i vendrá dado por

$$I = a(D+F) + [(1+i)D - a(D+F)]\,[1 - \Phi((1+i)b - a)] + \int_0^{(1+i)D - a(D+F)} X d\Phi(X) \qquad (1)$$

El coste de oportunidad del prestamista, O, viene determinado por el tipo de interés sin riesgo, r_F, y el coste de administración del préstamo,

[2] El modelo es limitado, pues ignora aspectos importantes del funcionamiento de los mercados financieros como las asimetrías de información y los consiguientes problemas de riesgo moral y selección adversa que se derivan de ella; en Brealey y Myers (1993, caps. 17, 18 y 19) se puede encontrar una síntesis bastante actualizada del debate en torno a la estructura financiera óptima de la empresa. No existe, que sepamos, un modelo unificado que incorpore todos los aspectos de las decisiones financieras de la empresa; el aquí elegido responde a la información disponible para valorar e interpretar.

C, que consideramos fijo (y por tanto independiente del volumen de deuda):

$$O = (1+r_F)\, D + C \qquad (2)$$

Supondremos competencia perfecta en los mercados financieros, de modo que la competencia entre prestamistas asegura la igualdad entre el ingreso esperado y el coste de oportunidad. Sustituyendo los valores de O e I previamente definidos y después de algunas manipulaciones algebraicas la función de oferta de deuda que percibe la empresa satisface la ecuación:

$$i = r_F + \frac{\sigma}{\sqrt{T}b} \int_{-\mu \frac{\sqrt{T}}{\sigma}}^{[(1+i)\, b - a - \mu] \frac{\sqrt{T}}{\sigma}} \Phi_{0,1}(Z)\, dZ + \frac{C}{T} \qquad (3)$$

Esta ecuación expresa implícitamente el tipo de interés, i, que pagará la empresa por unidad de deuda, en función del tipo de interés sin riesgo, r_F, el riesgo económico, σ, la rentabilidad esperada, μ, el volumen de inversión, T, el *ratio* de endeudamiento, b, el colateral de la deuda, a, y el coste de gestión, C. Puesto que el segundo y tercer sumandos de la ecuación son positivos, la empresa, bajo los supuestos del modelo, pagará un tipo de interés superior al tipo de interés de mercado para inversiones sin riesgo. Un análisis convencional de estática comparativa permite concluir que[3] el tipo de interés i es creciente en: el tipo de interés sin riesgo, r_F; el *ratio* de endeudamiento, b; el riesgo, σ; y el coste de transacción del préstamo, C. Y decreciente en, el tamaño, T; la rentabilidad, μ; y la fracción de activos recuperables, *a*.

Para las empresas la función de oferta (3) es un dato que, incorporado a la función de maximización de beneficios, da lugar a una elección óptima del nivel de endeudamiento, la composición de la deuda y su cobertura. Por tanto, las observaciones de la estructura financiera de las empresas deben estar situadas sobre esta función de oferta y cumplir por ello las relaciones señaladas en el párrafo anterior. Para los objetivos, fundamentalmente descriptivos, de este trabajo, hemos preferido no formalizar el problema de decisión de las empresas ya que esto nos obliga-

[3] Por ejemplo, diferenciando la ecuación (3) con respecto a r_F, se obtiene:

$$\frac{di}{dr_F} = \left(1 - \Phi\left(((1+i)\, b - a - \mu)\frac{\sqrt{T}}{b}\right)\right)^{-1} > 0$$

ría a formular y contrastar hipótesis específicas sobre los determinantes del tamaño y de la estructura financiera, lo que excede el alcance de este artículo. En cualquier caso, los párrafos siguientes discuten informalmente la relación entre las decisiones financieras de las empresas y los parámetros de la función de oferta.

La empresa elige el nivel de endeudamiento b teniendo en cuenta los beneficios y los costes de esa decisión. El beneficio más inmediato del endeudamiento es el ahorro fiscal que posibilita el carácter deducible de los gastos financieros, mientras que el coste se refleja en la relación creciente entre i y b que se obtiene de la ecuación (3). El nivel de endeudamiento deseado por la empresa será aquel que iguale el beneficio marginal con el coste marginal. Puesto que el primero es constante e igual al tipo impositivo u, para todas las empresas, es posible establecer una relación implícita entre endeudamiento deseado, b*, y otras variables del modelo como σ, μ, T, C, r_F y *a*, relación que tendrá las mismas propiedades que la que se establecía inicialmente entre el tipo de interés y el resto de variables del modelo. Por ejemplo, el endeudamiento deseado será decreciente en el riesgo de la inversión, para unos valores dados del resto de las variables.

El coste de transacción C variará según la vía de financiación utilizada y según los plazos de vencimiento de la deuda. Empresas de escasa dimensión difícilmente podrán acceder directamente al mercado de capitales porque los costes serán excesivamente elevados en relación al volumen de las emisiones; por ese motivo deberán acudir a los intermediarios financieros. Entre estos últimos también es previsible que existan diferencias en los costes de transacción (entre bancos y empresas de *leasing,* por ejemplo) y que tales costes hagan más o menos ventajoso un tipo de intermediario frente a otro según el tamaño de la empresa.

El valor de liquidación de los activos, *a*, variará según el carácter tangible ó intangible de los mismos, fungibilidad (monetarios ó no monetarios), etcétera. Las características de los activos que respaldan la deuda se determinan en parte por decisiones explícitas de las empresas y en parte como consecuencia de la actividad que se realiza. Nótese que *a* interacciona con las variables consideradas totalmente exógenas en este trabajo, δ, μ, T y r_F, en la determinación del coste de la deuda, i, y/o del endeudamiento deseado, b*.

En suma, del modelo expuesto se deducen tres categorías de variables relacionadas con la financiación de la empresa que reflejan otras tantas decisiones de la misma, el nivel de endeudamiento, la composi-

ción de la deuda (plazos y naturaleza de los intermediarios financieros) y cobertura de la deuda. Estas tres categorías de decisiones, que juntamente con las variables exógenas determinarán el coste de la deuda, constituyen la parte central de nuestro trabajo empírico.

Finalmente, dados los objetivos de este trabajo, la relación entre interés de la deuda y tamaño de la empresa que se deduce del modelo merece una atención especial. El modelo predice que el tipo de interés decrece con el tamaño de la empresa, expresado en términos de volumen de inversión ó en número de trabajadores. Este resultado se debe a dos razones. La primera es que, de acuerdo con nuestras hipótesis, la empresa invierte en T proyectos de inversión idénticos cuyos rendimientos se comportan como variables aleatorias mutuamente independientes. Se consiguen así los efectos de la *diversificación* de riesgos, y la varianza σ^2 de la distribución de probabilidad de un proyecto individual se convierte en una varianza $\sigma^2 / \sqrt{T}$ para la rentabilidad de la empresa en su conjunto. La segunda explicación del resultado es la presencia de economías de escala en los costes de transacción del préstamo.

La explicación de la relación entre el tipo de interés de la deuda y el tamaño de la empresa no responde a la pregunta sobre cómo se determina el tamaño de la empresa. Los beneficios de la diversificación de riesgos llevarían a las empresas a aumentar ilimitadamente su tamaño y sería dificilmente explicable la existencia de empresas pequeñas. Diferencias en los tamaños de las empresas en un momento del tiempo sólo se explican, en el contexto de nuestro modelo, por dos razones, bien existen costes de crecimiento que obligan a un crecimiento gradual de las empresas o bien la distribución de probabilidad de los beneficios por unidad de inversión es diferente en las empresas pequeñas y en las grandes; pudiendo deberse estas diferencias a las características de los mercados donde concentran sus actividades las empresas, a diferencias en la tecnología y a diferencias en sus costes de gestión interna. Como más adelante comprobaremos, la evidencia empírica extraída de la muestra de empresas estudiadas es consistente con la segunda de las explicaciones.

3. DESCRIPCION DE LA MUESTRA Y METODOLOGIA BASICA

La muestra seleccionada comprende 670 empresas privadas que responden al cuestionario de la CBBE todos los años durante el período 1983-1989 y que, además, proporcionan información económica y finan-

ciera que supera ciertas condiciones de consistencia (ver Apéndice 2). Estas empresas se agrupan por clases de tamaños y por sectores según la información presentada en los Cuadros 1 y 2.

CUADRO 1
NUMERO DE EMPRESAS POR CLASES DE TAMAÑOS

Tamaños	Número de Empleados	Número de Empresas
Pequeñas	0-50	210
Medianas	51-200	265
Grandes	+ 200	195

Las clases de tamaños se han reducido a tres: pequeñas (hasta 50 empleados), medianas (entre 50 y 200 empleados) y grandes (más de 200 empleados). Con ello se ha tratado de asegurar un número mínimo de empresas en las tres clases de tamaño y en todos los sectores y se ha querido evitar la clase de empresas muy grandes (más de 500 empleados), habitual en otros estudios sobre el tamaño de las empresas.[4] Esta definición de los tamaños nos acerca también a los tramos de número de empleados utilizados por las Directivas Comunitarias para delimitar a las empresas pequeñas (hasta 50 trabajadores), medianas (entre 50 y 250) y grandes (más de 250).

Las empresas se han agrupado en 16 sectores de actividad económica, más un grupo de empresas cuya clasificación sectorial no ha sido posible con la información de que se dispone. Se excluyen las empresas energéticas, de nuevo por las particularidades que les confiere la alta regulación a que está sometido el sector de la energía. Aunque el número de empresas en cada subsector es superior a treinta en la mayoría de los casos, existe uno —Maquinaria de Oficina y Otros— con solo dos empresas, y otro —Minerales Metálicos y Siderometalúrgica— con dieciséis empresas (Cuadro 2).

En cuanto a la metodología de análisis, se procede del siguiente modo. Cada variable utilizada para describir la situación financiera de la empresa se calcula en su valor promedio por clase de tamaño y para

[4] El número de estas empresas entre las manufactureras españolas es relativamente reducido, concentrado en pocos sectores y mayoritariamente propiedad de no residentes. Como indicábamos en la nota 1, más de 200 trabajadores es también el criterio elegido para identificar empresas grandes por la Encuesta sobre Estrategias Empresariales. En cualquier caso, conviene insistir en que los resultados del trabajo deben entenderse como condicionados a la clasificación de tamaños utilizada.

cada año entre 1983 y 1989. Posteriormente, se contrasta si existen diferencias estadísticamente significativas entre los valores medios de cada clase, teniendo en cuenta al mismo tiempo las posibles diferencias en los valores medios sectoriales de las variables. Para llevar a cabo el contraste se postula un modelo lineal multivariante de la forma,

$$y = a + \sum_{i=1}^{3} b_i \, DT_i + \sum_{j=1}^{17} c_j \, DS_j + u \qquad (4)$$

donde y es la variable financiera, DT_i es una variable ficticia referida a la clase de tamaño, DS_j es el mismo tipo de variable referida al sector de actividad y u es una perturbación aleatoria que sigue una distribución normal.

CUADRO 2
DISTRIBUCION SECTORIAL DE LAS EMPRESAS

Sector de Actividad	CNAE	Número de Empresas			
		Total	Pequeñas	Medianas	Grandes
1. Minerales Metálicos y Siderometalurgia	21,22	16	5	3	8
2. Minerales y Productos no Metálicos	23,24	60	29	22	9
3. Química	251,253	49	15	15	19
4. Química	254,255	39	5	21	13
5. Productos Metálicos	31	74	33	27	14
6. Maquinaria Agrícola, Indus.	32	53	18	22	13
7. Maquinaria Oficina y otros	33,39	2	2	0	0
8. Material Eléctrico	34,35	42	6	16	20
9. Material Transporte	36,38	33	4	13	16
10. Alimentación	41	57	17	22	18
11. Alimentación	42	33	13	7	13
12. Textil	43	54	12	27	15
13. Textil	44,45	33	11	13	9
14. Papel y Derivados	47	49	20	18	11
15. Caucho y Plásticos	48	37	13	17	7
16. Madera, Corcho	46,49	30	5	20	5
17. Sin Clasificar		9	2	2	5
	Total	670	210	265	195

El modelo propuesto no debe interpretarse como un modelo de regresión donde unas variables explicativas determinan el valor de la variable dependiente, sino como un procedimiento que posibilita el contraste estadístico de las diferencias de medias entre las tres clases de

tamaño, teniendo en cuenta posibles efectos sectoriales. La hipótesis nula de igualdad de medias interclases se rechazará, con un determinado nivel de significación estadística, si el coeficiente b_i asociado a la clase de tamaño de empresas grandes es distinto de cero.[5] En los cuadros de resultados se mostrará, junto a los promedios intraclase, el valor estimado de b_i para la clase de empresas grandes cuando este sea distinto de cero a un nivel de significación estadística de, al menos, el noventa por ciento. Los cuadros incluirán, como información complementaria, el resultado del contraste estadístico de la hipótesis nula de igualdad de medias sectoriales, teniendo en cuenta el efecto tamaño, esto es, $c_j = 0$, para $j = 1, ..., 17$.[6]

4. VARIABLES DE SITUACION FINANCIERA: EVIDENCIA EMPIRICA

De acuerdo con lo señalado en el apartado segundo, la empresa elige el nivel de endeudamiento, la composición de la deuda y la cobertura de la deuda. La elección de estas variables, juntamente con la rentabilidad y el riesgo de la inversión y tipo de interés de mercado, determinan el coste por unidad de deuda. Las variables elegidas para reflejar la situación financiera de las empresas se agrupan, por tanto, en cuatro categorías que son nivel de endeudamiento, composición de la deuda, cobertura de la deuda y coste de la deuda. El Cuadro 3 muestra la definición de dichas variables.[7]

4.1. Nivel de endeudamiento

El nivel de endeudamiento trata de reflejar la importancia relativa de la financiación ajena sobre el total de fondos empleados por la empresa en recursos productivos. Dentro de él se distingue, a su vez, entre nivel de endeudamiento evaluado a partir de variables de saldos (estructura financiera) y de flujos (flujos financieros). Estas dos catego-

[5] En la estimación del modelo, realizada por el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con estimadores robustos a la heterocedasticidad, se excluye la variable ficticia referida a la clase de empresas pequeñas y la variable ficticia referida al primer sector manufacturero.

[6] La información estadística correspondiente a la estimación del modelo se restringe a lo estrictamente necesario para los objetivos que se persiguen con dicha estimación: contraste de igualdad de medias y presencia o no de efectos sectoriales. Recuérdese que el modelo postulado no es un modelo explicativo de las variables financieras de la empresa.

[7] La identificación más precisa de las variables que se utilizan en el cuestionario de la Central de Balances, incluido el código de las mismas, se presenta en el Apéndice 1.

rías de variables están relacionadas a través de los rendimientos de la actividad productiva y de los tipos de interés medios de la deuda.

CUADRO 3
VARIABLES PARA EL ANALISIS FINANCIERO

A. NIVEL DE ENDEUDAMIENTO

A.1. Estructura Financiera

$$R_1 = \frac{\textit{Deuda con Coste}}{\textit{Activo Neto}}$$

A.2. Flujos Financieros y Económicos

$$R_2 = \frac{\textit{Gastos Financieros}}{\textit{Beneficio Antes de Intereses e Impuestos (BAII)}}$$

$$R_3 = \frac{\textit{Gastos Financieros}}{\textit{BAII + Amortización}}$$

B. COMPOSICION DE LA DEUDA

B.1. Plazos de Vencimiento

$$R_4 = \frac{\textit{Deuda a Corto con Coste}}{\textit{Deuda con Coste}}$$

B.2. Naturaleza de la Deuda

$$R_5 = \frac{\textit{Deuda Bancaria}}{\textit{Deuda con Coste}}$$

$$R_6 = \frac{\textit{Deuda Bancaria a Medio y Largo Plazo}}{\textit{Deuda Bancaria}}$$

$$R_7 = \frac{\textit{Proveedores}}{\textit{Deuda a Corto Plazo}}$$

$$R_8 = \frac{\textit{Gastos de Leasing}}{\textit{Coste Estimado del Capital}}$$

C. COBERTURA DE LA DEUDA

C.1. A corto plazo

$$R_9 = \frac{\textit{Deuda a Corto}}{\textit{Activo Circulante}}$$

$$R_{10} = \frac{\textit{Deuda a Corto Plazo con Coste}}{\textit{Activo Circulante}}$$

$$R_{11} = \frac{\textit{Bancos}}{\textit{Deuda Bancaria}}$$

C.2. A largo plazo

$$R_{12} = \frac{\textit{Inmovilizado Financiero}}{\textit{Deuda con Coste}}$$

$$R_{13} = \frac{\textit{Inmovilizado Material}}{\textit{Deuda con Coste}}$$

D. COSTE DE LA DEUDA NOMINAL Y REAL

$$R_{14} = \frac{\textit{Gastos Financieros}}{\textit{Deuda con Coste}}$$

$$R_{15} = \frac{1 + R_{14}}{(1 + \textit{Inflación Esperada})} - 1$$

En efecto:

$$\frac{\text{Gastos Financieros}}{\text{BAII}} = \frac{\text{r Deuda con Coste}}{\text{R Activo Neto}} = \left(\frac{\text{r}}{\text{R}}\right)\frac{\text{Deuda con Coste}}{\text{Activo Neto}} \tag{5}$$

$$\frac{\text{Gastos Financieros}}{\text{BAII+Amortización}} = \frac{\text{r Deuda con Coste}}{\text{RB Activo Neto}} = \left(\frac{\text{r}}{\text{RB}}\right)\frac{\text{Deuda con Coste}}{\text{Activo Neto}} \tag{6}$$

donde r es el coste financiero medio de la deuda, R es la rentabilidad media neta del activo y RB es la rentabilidad bruta ((BAII+Amortización)/Activo Neto), siendo BAII el beneficio antes de gastos financieros e impuestos.

Si la relación entre el coste de la deuda y la rentabilidad de los activos permanece invariable, una mayor financiación a través de la deuda en relación con el total del activo aumentará la parte de beneficio antes de intereses e impuestos destinada a remunerar a los fondos ajenos. Por otra parte, para una proporción de deuda sobre el total del activo dada, la parte de beneficio destinada a los acreedores financieros aumentará (disminuirá) si la relación entre coste de la deuda y rentabilidad del activo aumenta (disminuye). Puesto que en nuestro análisis se presentan las dos medidas de importancia relativa de la financiación ajena (en términos de proporción de activos que se financian con deuda y proporción de beneficios que se destinan a remunerar los fondos ajenos), la comparación entre ellas permitirá evaluar, a su vez, la relación entre coste de la deuda y rentabilidad de la inversión.

El Cuadro 4 muestra los valores correspondientes a las variables utilizadas para aproximar el nivel de endeudamiento. La observación de este cuadro revela tres resultados generales: primero, el endeudamiento a comienzo de la década de los ochenta está por encima del observado en los últimos años del período; segundo, cualquier diferencia entre los niveles de endeudamiento de las empresas grandes y pequeñas desaparece progresivamente en el tiempo; tercero, no existe, en general, relación sistemática entre tamaño empresarial y nivel de endeudamiento.

CUADRO 4

RESULTADOS DEL ANALISIS DEL NIVEL DE ENDEUDAMIENTO (%)

DEUDA CON COSTE / ACTIVO NETO							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	55,3	64,7	52,6	47,7	41,7	37,5	39,0
Medianas	51,4	55,4	52,1	49,9	47,5	44,0	42,6
Grandes	47,1	44,6	44,4	38,4	35,3	34,1	34,7
Diferencia grandes sobre pequeñas	—7,8***				N.S.		N.S.
Efecto sector[1]	SI				NO		NO
GASTOS FINANCIEROS / BAII							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	52,0	49,9	41,6	35,1	33,8	33,9	36,0
Medianas	55,2	55,4	48,6	40,6	38,7	39,1	40,2
Grandes	56,9	55,6	51,3	41,9	39,1	35,9	39,8
Diferencia grandes sobre pequeñas	5,4***				5,1***		N.S.
Efecto sector[1]	NO				SI		NO
GASTOS FINANCIEROS / (BAII + AMORTIZACION)							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	34,7	33,7	27,7	23,2	22,7	23,3	24,8
Medianas	38,4	38,4	34,1	29,2	28,5	28,1	28,5
Grandes	39,0	37,1	33,5	28,0	26,4	24,0	26,3
Diferencia grandes sobre pequeñas	4,3**				3,9**		N.S.
Efecto sector[1]	NO				SI		SI

***, **, *: Significativamente distinta de cero al 90%, 95% y 99% de significación, respectivamente, teniendo en cuenta el efecto sector.

[1]: Significatividad conjunta al menos al 95%.

Centrando la atención en la comparación entre las clases extremas de empresas pequeñas y grandes, se comprueba que las diferencias en el nivel de endeudamiento por tamaños son muy débiles, llegándose a conclusiones diferentes sobre la relación del endeudamiento con el tamaño según que aquel se evalúe a través de variables de *stock* o de variables de flujo. En efecto, de acuerdo con la primera categoría de variables las empresas pequeñas estarían más endeudadas que las grandes, pero, de acuerdo con la relación entre flujos de gastos financieros y beneficios o flujos de fondos, el menor nivel de endeudamiento correspondería a la clase de empresas más pequeñas. Recordando la relación entre las varia-

bles construidas con las partidas del balance y las que utilizan partidas de la cuenta de resultados, se puede concluir que la rentabilidad del activo neto sobre el coste de la deuda es más favorable para las pequeñas empresas que para las grandes, por lo cual, aunque aquellas tienen una mayor proporción de deuda en la financiación total de los activos, acaban destinando una menor proporción de sus beneficios y flujos de fondos a remunerar dicha deuda. Nótese, además, que, durante los años 1985, 1986 y 1987, la proporción de beneficios y fondos generados necesaria para cubrir los gastos financieros disminuye más rápidamente que la proporción de deuda sobre el total de activos, lo cual pone de manifiesto que la rentabilidad de los activos presentó, durante estos años, una evolución más favorable que la que tuvo, en el mismo período, el coste de la deuda.

4.2. Composición de la deuda

El análisis siguiente se centra en la composición de la deuda (Cuadro 5). Los resultados principales son: primero, la deuda bancaria es, fundamentalmente, a corto plazo; segundo, la financiación vía proveedores es muy importante dentro de la financión a corto plazo y, tercero, a lo largo del período estudiado, la importancia del *leasing* ha aumentado significativamente.

Dentro de la deuda con coste, las empresas grandes muestran una proporción de deuda con vencimiento a corto plazo ligeramente superior a la de las empresas pequeñas, si bien no puede hablarse de diferencias estadísticamente significativas. La composición de la deuda en cuanto a estructura de vencimiento apenas se altera a lo largo del período analizado (especialmente entre medianas y grandes), manteniéndose la deuda a corto en torno a los dos tercios del total.

La dependencia de las empresas del endeudamiento bancario es mayor entre las empresas grandes que entre las empresas pequeñas, en una magnitud que oscila entre cinco y ocho puntos porcentuales. La proporción de la deuda bancaria sobre el total de deuda con coste se mantiene también relativamente estable en el tiempo, sobre todo entre las empresas medianas y pequeñas, pudiendo afirmarse que más de las tres cuartas partes de la deuda de las empresas españolas estudiadas provienen del endeudamiento contraído con los bancos. El endeudamiento bancario, por su parte, es, fundamentalmente, un endeudamiento a corto plazo, pues solo aproximadamente el 15% es deuda bancaria a medio y largo plazo, sin que apenas se detecten diferencias significati-

vas entre los tamaños y sin que la proporción varíe a lo largo del período estudiado.

Otra fuente de financiación utilizada por las empresas es la que proviene de sus proveedores. Como puede comprobarse, la mayor proporción de la deuda frente a los proveedores sobre el total de deuda a corto plazo (con coste y sin coste) ocurre entre el colectivo de empresas pequeñas, disminuyendo significativamente al pasar a las otras clases de tamaño. La financiación a través de proveedores alcanza magnitudes importantes entre las empresas españolas, pues oscila entre la mitad y los dos tercios de la deuda total a corto plazo. La importancia relativa de esta fuente de financiación no parece verse afectada por la evolución de la tesorería a lo largo del tiempo, como lo demuestra la estabilidad de las cifras en todos los años y tamaños, y presenta un permanente efecto sectorial, con lo cual se pone en evidencia que su volumen puede estar significativamente afectado por factores operativos específicos de cada sector, y no solo por posibles razones de índole estrictamente financiera.

La última variable descriptiva de la composición de la deuda trata de evaluar la importancia relativa de la financiación a través de *leasing* sobre el total de recursos de la empresa. Teniendo en cuenta que el coste de la financiación a través de *leasing* incluye tanto la amortización del activo como el coste de oportunidad de la inversión, se ha optado por poner en relación los gastos de *leasing* (ajustados según la explicación de la nota 8 más adelante), con una medida del coste estimado del capital de la empresa, igual a la suma de las amortizaciones, los gastos financieros y una imputación del coste de oportunidad de los fondos propios (estimado como coste medio de la deuda por el volumen total de estos fondos propios). Suponiendo que el coste unitario de los activos financiados con una operación de *leasing* es similar al que se financia con la actual estructura financiera de la empresa, el cociente entre los gastos de *leasing* y el coste estimado del capital (ajustado por la posible diferencia de amortizaciones entre activos propios y alquilados) es aproximadamente la proporción de activos de la empresa en el balance que estarían contratados en forma de alquiler sobre el total contabilizado en el balance.

De la observación del Cuadro 5 se desprende que la importancia relativa de la financiación a través de *leasing* es notablemente superior entre las empresas más pequeñas, aunque la tasa de crecimiento es superior en las grandes. Por otra parte, la importancia de esta forma de

financiación ha ido aumentando sucesivamente, de manera que en 1989 la clase de empresas pequeñas tendría, según nuestras estimaciones, unos activos en alquiler que representan el 14% de los activos contabilizados en su balance.

CUADRO 5

COMPOSICION DE LA DEUDA (%)

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
DEUDA A CORTO CON COSTE / DEUDA CON COSTE							
Pequeñas	68,8	69,1	64,0	60,1	61,3	62,2	64,0
Medianas	75,5	77,7	77,1	75,8	76,2	74,5	72,3
Grandes	70,7	74,0	73,0	70,0	68,1	69,8	69,3
Diferencia grandes sobre pequeñas	N.S.				6,4***		N.S.
Efecto sector[1]	SI				NO		NO
DEUDA BANCARIA / DEUDA CON COSTE							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	77,9	80,1	76,8	71,2	70,5	71,7	74,0
Medianas	86,2	88,0	86,7	86,0	85,5	84,2	82,0
Grandes	88,0	87,6	85,5	82,5	78,6	78,1	78,6
Diferencia grandes sobre pequeñas	8,1***				7,9***		5,3***
Efecto sector[1]	NO				NO		NO
DEUDA BANCARIA A MEDIO Y LARGO PLAZO / DEUDA BANCARIA							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	14,5	13,9	15,1	14,9	13,0	14,9	14,7
Medianas	14,2	13,1	12,8	13,3	12,4	13,3	13,9
Grandes	19,0	16,4	15,3	17,3	15,8	15,6	15,4
Diferencia grandes sobre pequeñas	6,7**				N.S.		N.S.
Efecto sector[1]	SI				NO		NO
PROVEEDORES / DEUDA A CORTO							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	63,7	63,0	65,4	68,2	64,3	64,4	62,0
Medianas	61,4	60,0	60,1	64,8	64,9	63,5	62,6
Grandes	52,3	51,8	51,5	57,9	60,0	57,5	54,7
Diferencia grandes sobre pequeñas	—11,9*				—4,0***		—7,2*
Efecto sector[1]	SI				SI		SI

CUADRO 5 (Continuación)
COMPOSICION DE LA DEUDA (%)

	GASTOS DE *LEASING* / COSTE ESTIMADO DEL CAPITAL						
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	1,6	2,9	2,4	5,2	7,4	14,9	14,7
Medianas	1,1	1,7	1,3	2,5	4,4	8,1	8,2
Grandes	0,4	0,5	0,7	1,1	3,5	4,0	4,0
Diferencia grandes sobre pequeñas	—1,1***				—3,4***		—9,6*
Efecto sector[1]	NO				NO		SI

***, **, *: Significativamente distinta de cero al 90%, 95% y 99% de significación, respectivamente, teniendo en cuenta el efecto sector.
[1]: Significatividad conjunta al menos al 95%.

Habitualmente, la financiación vía *leasing* no se incluye en el cálculo de la deuda, pese a ser cualitativamente similar a la financiación a través de la deuda. Por ello, ante la magnitud que adquiere el *leasing* en los últimos años, el endeudamiento estimado a partir de las cifras del balance no proporciona una estimación fiel de la importancia relativa de la deuda en la financiación de las empresas. Para corregir este sesgo se elaboran en el Cuadro 6 unas estimaciones revisadas del nivel de endeudamiento, en las que se tiene en cuenta la deuda contraída en forma de *leasing*. La nueva variable de endeudamiento se construye como

$$\frac{\text{Deuda con Coste} + \text{Deuda de } \textit{Leasing}}{\text{Activo Neto} + \text{Activo en } \textit{Leasing}}$$

a partir de la información contenida en los Cuadros 4 y 5.[8] De acuerdo con los datos ajustados (Cuadro 6), las conclusiones sobre el nivel de endeudamiento son ahora diferentes: el nivel de endeudamiento

[8] Suponemos que los Gastos de *Leasing* son iguales a los costes de *leasing* por unidad de activo por el total de activos en *leasing*. Por otra parte, el coste estimado del capital se supone igual al coste por unidad de Activo Neto, por el total de Activo Neto. Si el coste unitario de los activos en *leasing* es igual al coste unitario de los activos en propiedad para la empresa, el cociente entre Gastos de *Leasing* y Coste Estimado del Capital es igual al cociente entre Activos en *Leasing* y Activo Neto. Por tanto,

$$\text{Activos en } \textit{Leasing} = \text{Deuda de } \textit{Leasing} = \frac{\text{Gastos en } \textit{Leasing}}{\text{Coste Estimado del Capital}} \times \text{Activo Neto}$$

El coste de una unidad de capital en *leasing* y el coste de un activo en propiedad diferirán si el primero incluye una amortización del bien que se ajusta a la vida del contrato y esta es inferior a la vida útil del activo. Como esto constituye una práctica habitual en nuestro país, a diferencia de otros donde la amortización siempre se computa sobre la vida útil del bien, los gastos en *leasing* deben ajustarse para hacerlos comparables con el denominador de la expresión anterior. El ajuste se realiza del siguiente modo: la expresión del coste

disminuye con el tamaño y muestra una evolución temporal más estable que cuando se utilizan únicamente datos del balance como en el Cuadro 4.

Para completar la información sobre el nivel de endeudamiento total cuando se incluyen los activos en alquiler, en el Cuadro 6 se presentan también las mediciones del cociente de flujos financieros, gastos financieros más gastos de *leasing*, y los flujos de rentas brutas destinadas a la remuneración de todos los activos utilizados, en propiedad y en alquiler (beneficio antes de intereses e impuestos más amortizaciones y gastos de *leasing*). El análisis de los datos contenidos en el Cuadro 6 debe realizarse a partir de su comparación con los del Cuadro 4, segunda parte. De nuevo, la evolución del nivel de endeudamiento en el tiempo, cuando se incorporan a ese endeudamiento los activos en alquiler, desciende sensiblemente menos que cuando no se tienen en cuenta los activos alquilados, especialmente entre los colectivos de empresas pequeñas y medianas. Las iniciales diferencias de endeudamiento entre pequeñas y grandes empresas, superior en estas últimas, desaparece muy pronto. En cuanto a la comparación entre las dos partesdel Cuadro 6, el menor grado de diferencias por tamaños en el segundo frente al primero, se explica porque, en aquel, el endeudamiento expresado en saldos está ponderado por la relación entre coste medio de la deuda y rentabilidad bruta de los activos, menor para las empresas pequeñas que para las grandes.

---

de uso del capital es $c = r + \delta$, donde r es el tipo de interés y δ la tasa de amortización referida al activo total neto. Suponemos que r es el mismo para el activo en *leasing* que para el activo en propiedad, mientras que δ es cuatro veces mayor en el activo en *leasing* que el activo en propiedad: así, por ejemplo, si $r = 0{,}15$ y $\delta = 0{,}05$, los activos en *leasing* sobre el activo neto se calcularían como

$$\frac{\text{Activos en } \textit{Leasing}}{\text{Activo neto}} = \frac{\text{Gastos en Leasing}}{\text{Coste Estimado del Capital}} \times \frac{0{,}15 + 0{,}05}{0{,}15 + 0{,}2} = \frac{4}{7}\,\frac{\text{Gastos en } \textit{Leasing}}{\text{Coste Estimado del Capital}}$$

El cálculo es necesariamente aproximativo, porque no se conoce con exactitud la relación entre las amortizaciones de activos propios y en *leasing*. Por tanto, la información más relevante es la tendencia en la evolución del *leasing*, y, en menor medida, el nivel concreto. Las entradas del Cuadro 6, Deuda con Coste / Activo Neto (ajustado por activos en *leasing*) se obtienen de la siguiente manera:

$$\frac{\text{Deuda con Coste + Deuda de } \textit{Leasing}}{\text{Activo Neto + Activo en } \textit{Leasing}} = \frac{b + a}{1 + a}$$

donde b = Deuda / Activo Neto, Cuadro 4, y $a = \dfrac{\text{Gastos en } \textit{Leasing}}{\text{Coste Estimado del Capital}}$, Cuadro 5.

CUADRO 6
NIVEL DE ENDEUDAMIENTO AJUSTADO POR ACTIVOS EN *LEASING STOCKS* Y FLUJOS (%)

	DEUDA CON COSTE / ACTIVO NETO						
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	55,8	65,8	53,9	50,1	46,7	45,8	47,0
Medianas	52,1	56,4	52,9	51,4	50,0	47,9	47,3
Grandes	47,5	45,0	45,0	39,5	37,6	37,4	38,0
Diferencia grandes sobre pequeñas	—8,1***				—8,3***		—6,9**
Efecto sector[1]	SI				NO		SI
	GASTOS FINANCIEROS + GASTOS DE *LEASING* / BAII + AMORTIZACIONES + GASTOS DE *LEASING*						
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	35,4	34,8	29,0	25,0	25,3	28,1	29,6
Medianas	39,1	39,1	34,8	30,5	30,6	31,6	32,4
Grandes	39,3	37,5	34,0	29,0	28,0	26,1	28,6
Diferencia grandes sobre pequeñas	3,8***				N.S.		N.S.
Efecto sector[1]	NO				SI		NO

***, **, *: Significativamente distinta de cero al 90%, 95% y 99% de significación, respectivamente, teniendo en cuenta el efecto sector.
[1]: Significatividad conjunta al menos al 95%.

4.3. Cobertura de la deuda

Las principales conclusiones sobre la cobertura de la deuda, a partir del análisis del Cuadro 7 son: se ha producido una mejora general en la posición de liquidez de las empresas en la segunda parte de los años ochenta, y la liquidez relativa es superior en las empresas pequeñas.

La cobertura de la deuda se analiza, primero, poniendo en relación el volumen de deuda a corto plazo con el activo circulante. El cociente entre deuda con vencimiento en un plazo inferior a un año y activos que se convertirán en recursos líquidos en un plazo similar muestra cifras que aumentan con el tamaño de las empresas, si bien la magnitud de las diferencias es solo ligeramente significativa y desaparece con el tiempo. Esto significa que las empresas pequeñas utilizan en financiar activos circulantes una proporción de fondos permanentes mayor que las grandes, con lo cual los retrasos en la maduración de estos activos serán absorbidos con menores tensiones de liquidez. De otro modo, los acti-

vos que maduran a corto plazo cubren una mayor proporción de deuda con vencimiento también a corto plazo, por lo que la liquidez relativa será más alta en las pequeñas que en las grandes.

CUADRO 7

COBERTURA DE LA DEUDA (%)

DEUDA A CORTO / ACTIVO CIRCULANTE							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	67,8	64,9	62,3	57,6	57,5	58,0	60,0
Medianas	65,9	66,3	63,2	59,9	61,6	63,4	62,3
Grandes	73,7	73,3	68,8	63,1	63,7	60,2	62,6
Diferencia grandes sobre pequeñas	7,4***				6,6***		N.S.
Efecto sector[1]	NO				NO		SI
DEUDA A CORTO PLAZO CON COSTE / ACTIVO CIRCULANTE							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	61,8	59,0	58,7	51,4	46,4	42,1	44,3
Medianas	68,1	69,1	65,7	60,9	57,3	55,2	53,2
Grandes	72,8	67,4	66,7	57,2	53,7	51,1	54,7
Diferencia grandes sobre pequeñas	16,5*				10,1**		13,2*
Efecto sector[1]	SI				SI		SI
SALDO DE BANCOS / DEUDA BANCARIA							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	20,1	20,5	21,0	24,2	25,7	25,1	21,1
Medianas	13,0	12,5	13,7	13,9	12,9	11,9	10,8
Grandes	7,9	8,7	8,3	9,6	9,5	8,4	7,1
Diferencia grandes sobre pequeñas	—18,1**				—16,3*		—13,8*
Efecto sector[1]	NO				NO		NO
INMOVILIZADO MATERIAL / FONDOS PERMANENTES							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	80,8	74,4	70,3	62,0	58,6	59,4	63,1
Medianas	71,3	68,3	62,9	62,2	69,1	61,1	61,3
Grandes	67,7	66,6	63,0	60,4	61,1	58,7	60,0
Diferencia grandes sobre pequeñas	—13,2***				N.S.		N.S.
Efecto sector[1]	NO				NO		NO

CUADRO 7 (Continuación)
COBERTURA DE LA DEUDA (%)

INMOVILIZADO FINANCIERO / DEUDA CON COSTE							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	3,0	3,4	4,4	5,0	7,5	7,7	10,0
Medianas	5,0	5,0	5,4	5,3	7,9	7,7	9,8
Grandes	11,2	12,4	13,1	12,7	18,6	19,8	24,2
Diferencia grandes sobre pequeñas	8,1*				10,8*		13,7*
Efecto sector[1]	NO				NO		NO
INMOVILIZADO MATERIAL / DEUDA CON COSTE							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	63,9	50,1	60,1	63,7	69,3	76,9	69,4
Medianas	58,8	52,1	52,0	56,3	53,1	60,3	60,5
Grandes	78,1	81,6	75,8	83,3	89,2	89,0	90,8
Diferencia grandes sobre pequeñas	16,3***				20,8***		21,7***
Efecto sector[1]	SI				SI		SI

***, **, *: Significativamente distinta de cero al 90%, 95% y 99% de significación, respectivamente, teniendo en cuenta el efecto sector.
[1]: Significatividad conjunta al menos al 95%.

La segunda parte del Cuadro 7 es similar a la primera, excepto que la deuda a corto con coste sustituye ahora a la deuda a corto total. Puesto que la diferencia entre la deuda a corto con coste y la deuda a corto total es el saldo de la cuenta de proveedores y este saldo es relativamente mayor en las empresas pequeñas que en las grandes, como se comprobó anteriormente, las diferencias en la deuda a corto con coste sobre el activo circulante por tamaños se acentúan. En otros términos: el mayor nivel de liquidez de las empresas al disminuir su tamaño, al que aludíamos en el párrafo anterior, se pone ahora de manifiesto con mayor fuerza, una vez sustraído el saldo de proveedores de la deuda a corto plazo. Nótese que las diferencias de liquidez son ahora significativamente diferentes por sectores y que la deuda a corto con coste en relación al activo circulante muestra una evolución descendente en el tiempo, lo cual evidencia una mejora en las posiciones de liquidez de las empresas.

La variable tamaño se muestra de nuevo altamente significativa al explicar las diferencias en la relación entre deuda bancaria y el saldo mantenido en la cuenta de bancos. Para las empresas pequeñas, el saldo en la cuenta deudora de bancos cubre entre el 20% y el 25% de deuda

bancaria, mientras que, para las medianas, el saldo deudor cubre entre el 10% y el 14% de deuda bancaria, y para las grandes, solo el 8%. Teniendo en cuenta estos datos, el endeudamiento bancario de las empresas pequeñas, descontado el saldo deudor que mantienen con los bancos, se elevaría únicamente a los cuatro quintos del endeudamiento nominal. Por tanto, las diferencias en endeudamiento bancario efectivo entre grandes y pequeñas empresas serían todavía más marcadas a favor de las primeras que las cifras de endeudamiento nominal del Cuadro 4.

Analizando ahora el volumen de deuda en relación con el inmovilizado material y financiero, se comprueba que, en general, aquel disminuye a lo largo del tiempo para los dos tipos de activos. El colectivo de grandes empresas mantiene siempre unos activos financieros a largo plazo en relación con la deuda significativamente mayores que los de pequeñas empresas, si bien la diferencia en términos relativos disminuye con el tiempo. Algo similar ocurre, en lo que se refiere a diferencias por tamaños, en la relación entre inmovilizado material y deuda con coste, si bien estas no son tan marcadas. Solo en el colectivo de grandes empresas se aprecia un incremento significativo, a lo largo del tiempo, en la proporción que representa el inmovilizado material sobre la deuda con coste.

4.4. Costes financieros

La última parte del análisis empírico se centra en los costes de la financiación a través de deuda. Como puede comprobarse a partir del Cuadro 8, apenas se observan diferencias estadísticamente significativas en los costes financieros medios por clase de tamaño, y, cuando estas existen, siempre son favorables a las empresas pequeñas. Es decir, de acuerdo con la evidencia empírica disponible, el coste medio de la deuda para el colectivo de empresas pequeñas sería menor o igual que el de las empresas grandes. Ahora bien, este coste no es el efectivo, porque no tiene en cuenta, entre otras consideraciones, los recursos que la empresa debe dedicar a cubrir el riesgo de esta deuda.

Supóngase, por ejemplo, que el coste medio estimado de la financiación ajena (Cuadro 8) es el coste nominal de la financiación bancaria de las empresas. Si los saldos bancarios deudores que mantienen las empresas estuvieran destinados a cubrir el riesgo frente al banco y no recibieran remuneración alguna, el coste estimado efectivo máximo de la financiación bancaria podría obtenerse como:

$$\text{Coste Nominal} \times \left(1 + \frac{\text{Bancos}}{\text{Deuda Bancaria}}\right)$$

Utilizando cifras del Cuadro 7 para estimar el saldo de bancos sobre deuda bancaria, el coste efectivo de la financiación bancaria para las empresas según clases de tamaños, en 1989, sería:

Pequeñas	Medianas	Grandes
16,3(1 + 0,21) = 19,7	17,3(1 + 0,11) = 19,2	17,1(1 + 0,07) = 18,3

Los costes efectivos ahora disminuyen con el tamaño; por tanto, las comparaciones entre los costes financieros de las empresas pueden depender sustancialmente, en sus conclusiones, de la imputación de costes implícitos. Para la información disponible, estos parecen evolucionar de forma inversa con el tamaño de las empresas, por lo cual si los costes nominales son similares entre las clases de tamaños, el coste efectivo total, nominal más implícito, debería ser mayor en las empresas de menor dimensión que en las empresas grandes.

CUADRO 8

COSTE DE LA DEUDA: NOMINAL Y REAL (%)

	GASTOS FINANCIEROS / DEUDA CON COSTE						
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Pequeñas	20,1	18,1	14,3	12,4	13,9	16,2	16,3
Medianas	21,3	18,8	17,6	16,6	17,4	17,1	17,3
Grandes	18,6	20,3	17,1	17,0	17,7	16,9	17,1
Todas (Real)[2]	7,8	9,4	6,9	9,6	11,0	9,3	9,6
Diferencia grandes sobre pequeñas	N.S.				3,8***		N.S.
Efecto sector[1]	NO				NO		NO

***, **, *: Significativamente distinta de cero al 90%, 95% y 99% de significación, respectivamente, teniendo en cuenta el efecto sector.

[1]: Significatividad conjunta al menos al 95%.

[2]: $[(1 + \text{Coste Nominal}_t) / (1 + \text{BIPC}_{t+1})] - 1$.

Los costes financieros nominales medios muestran una evolución decreciente a lo largo de los años analizados. Paralelamente, el nivel de endeudamiento de las empresas disminuye. Esto puede parecer contradictorio pues un coste más bajo de la deuda debería hacer de esta una fuente de financiación relativamente más atractiva. La información

sobre los tipos de interés reales estimados,[9] contenida en el Cuadro 8, puede ayudar a comprender esta paradoja. En efecto: cuando se ajusta el tipo de interés medio nominal por la inflación anticipada (supuesta igual a la que realmente ocurre en el período siguiente), el tipo de interés o coste medio real resultante muestra una evolución temporal muy diferente de la del coste medio nominal con una tendencia creciente a lo largo del período. La subida de los costes financieros reales podría ser, por tanto, una de las causas que expliquen el progresivo descenso del nivel de endeudamiento de la empresa española en el período analizado.

Otro aspecto destacable de la información sobre los costes medios de la deuda es la mayor volatilidad que muestra su evolución temporal entre el colectivo de empresas pequeñas frente al de empresas grandes. Cuando los tipos nominales tienden a descender, entre 1983 y 1986, el descenso es más acentuado dentro de las empresa pequeñas; por el contrario, cuando los tipos cambian la tendencia, entre 1986 y 1989, las pequeñas aumentan más deprisa que en las grandes.

La mayor volatilidad de los tipos de interés para las empresas más pequeñas producirá mayor variabilidad en sus resultados financieros (beneficios después de gastos financieros), para unos resultados económicos y nivel de endeudamiento dados. Por otra parte, la existencia de esta mayor rapidez de ajuste de los tipos de interés medios a los corrientes entre las pequeñas empresas frente a las grandes no puede atribuirse, para las empresas estudiadas, a un predominio de la deuda a corto plazo en las primeras frente a las segundas (véase el Cuadro 5), aunque sí se advierte que las empresas pequeñas reducen progresivamente la proporción de deuda a corto plazo con coste entre 1983 y 1986, volviendo a aumentar a partir de ese año. Entre las posibles explicaciones, podría apuntarse una relación diferente entre las empresas y los proveedores de fondos ajenos, según la cual las empresas pequeñas mantendrían con estos una relación menos estable en la que cada parte buscaría maximizar sus resultados a corto plazo. Las empresas más grandes, por el contrario, podrían asegurarse una mayor estabilidad en los costes de la deuda a través de relaciones más estables y duraderas con los acreedores financieros (bancos, por ejemplo) donde primarían intereses a largo plazo sobre el corto plazo.

---

[9] El coste nominal se estima como el promedio de (Gastos Financieros / Deuda con Coste) correspondiente a cada clase de tamaño y año.

5. RENTABILIDAD, RIESGO Y ENDEUDAMIENTO

La evidencia empírica sobre la situación financiera de las empresas por clases de tamaño revela diferencias en la composición y cobertura de la deuda, pero mucho menor en el nivel de endeudamiento y en el coste financiero de la deuda. Este resultado puede parecer contradictorio con la predicción del modelo básico según la cual la empresa de menor dimensión tendrá un coste mayor. Como ya indicábamos, la predicción del modelo teórico se basa en la hipótesis de que la distribución de probabilidad del rendimiento por unidad monetaria X, es la misma para todas las empresas. En este apartado comprobaremos el cumplimiento o no de la hipótesis apuntada.

Para cada empresa se dispone de siete observaciones temporales, que permite estimar las desviaciones estándar y valores medios de la rentabilidad del activo neto, aunque las estimaciones deben tomarse con la precaución que exige el bajo número de observaciones disponibles. Los resultados de estas estimaciones, valores promedio dentro de cada clase de tamaño, se muestran en el Cuadro 10. De acuerdo con ellos, existe una relación inversa, estadísticamente significativa, entre rentabilidad, variabilidad y tamaño: la rentabilidad media de la inversión disminuye conforme avanzamos hacia la clase de tamaño superior, y algo similar ocurre con la variabilidad de la rentabilidad, medida a través de su desviación estándar. Se constatan también diferencias estadísticamente significativas en los promedios sectoriales de las dos variables.

La evidencia empírica disponible para este conjunto de empresas españolas confirma la apreciación generalizada de que las empresas pequeñas soportan una mayor variabilidad en sus resultados económicos que las grandes. Se constata también que la rentabilidad esperada de la inversión es superior en las pequeñas empresas que en las grandes, previsiblemente para conseguir una similar rentabilidad ajustada por diferencias en la variabilidad de los resultados. Del modelo teórico expuesto anteriormente se desprende que en las decisiones de endeudamiento lo relevante no son la rentabilidad esperada y la variabilidad de la rentabilidad, sino una medida combinada de las dos variables que expresa la probabilidad de que los resultados de la empresa no alcancen un determinado valor crítico. En este trabajo definimos tres medidas de dicha probabilidad, las cuales corresponden a otras tantas medidas de riesgo: el riesgo económico, el riesgo financiero y el riesgo de quiebra.

El riesgo económico se expresa a través de la probabilidad de que el beneficio antes de gastos financieros sea negativo; el riesgo financiero se evalúa por la probabilidad de que el beneficio no sea suficiente para cubrir los gastos financieros (beneficio financiero negativo); finalmente, el riesgo de quiebra se mide por la probabilidad de que la empresa obtenga pérdidas superiores a sus fondos propios. Cuantificar estas probabilidades requiere conocer la distribución de probabilidad de los beneficios y sus parámetros. Con la información disponible hemos obtenido una estimación de la esperanza (E(R)) y la desviación estándar (S_R) de la rentabilidad del activo neto y superaremos el desconocimiento de la distribución de probabilidad sustituyendo los valores exactos de las probabilidades por sus límites superiores resultantes de aplicar el teorema de Tchebychev. El Cuadro 9 muestra las expresiones que determinan tales límites (ver Apéndice 3 para su derivación) y el Cuadro 11 muestra los resultados del cálculo de los límites superiores de las probabilidades de pérdidas económicas, financieras y de quiebra a partir de las estimaciones de E(R) y S_R que aparece en el Cuadro 10 (los valores del *ratio* de endeudamiento, b, y del coste de la deuda, i, corresponden a cifras de mitad del período).

CUADRO 9
DEFINICION Y EVALUACION DE RIESGOS

Clases de Riesgo	Definición	Límite Superior de la Probabilidad	Notación
Riesgo Económico	Probabilidad de BAII ≤ 0	$Min\{1, \left(\frac{S_R}{E[R]}\right)^2\}$	S_R = Desviación típica de BAII / Activo Neto
Riesgo Financiero	Probabilidad de BAII ≤ Gastos Financieros	$Min\{1, \left(\frac{S_R}{E[R] - ib}\right)^2\}$	i = Gastos Financieros / Deuda b = Deuda / Activo Neto
Riesgo de Quiebra	Probabilidad de BAII ≤ — Fondos Propios	$Min\{1, \left(\frac{S_R}{E(R) + (1 - b)}\right)^2\}$	1 — b = Fondos Propios / Activo Neto

CUADRO 10

ESPERANZA Y DESVIACION ESTANDAR DEL BAII / ACTIVO NETO (%)

	Rentabilidad Media, R	Desviación Estándar de R
Pequeñas	22,0	7,8
Medianas	21,0	7,1
Grandes	18,0	6,6
Diferencia grandes sobre pequeñas	—4,0*	—1,6*
Efecto sector[1]	SI	SI

***, **, *: Significativamente distinta de cero al 90%, 95% y 99% de significación, respectivamente, teniendo en cuenta el efecto sector.

[1]: Significatividad conjunta al menos al 95%.

CUADRO 11

EVALUACION DE LOS RIESGOS POR CLASES DE TAMAÑO (%)

	LIMITE SUPERIOR DE PROBABILIDAD DE		
	BAII ≤ 0	BAII ≤ GF	BAII ≤ — FP
Pequeñas	12,7	34,0	1,2
Medianas	11,4	32,0	1,0
Grandes	13,3	34,0	0,7

GF = Gastos Financieros, FP = Fondos Propios. Calculados suponiendo b = 0,5 para Pequeñas y Medianas y b = 0,4 para Grandes y Coste Medio de la Deuda, i, igual a 0,16 para todas las empresas.

El riesgo económico, evaluado como la probabilidad de que una empresa no endeudada incurra en pérdidas, apenas difiere entre tamaños. Algo similar ocurre con el riesgo financiero, definido como la probabilidad de que el beneficio no cubra los gastos financieros, y, por tanto, descontados estos gastos, el resultado sea negativo. Se confirma así lo advertido anteriormente acerca de la necesidad de tomar en consideración las diferencias en la rentabilidad esperada por clases de tamaños, cuando se evalúa el riesgo financiero de las empresas. Para las empresas españolas estudiadas, las diferencias de rentabilidad esperada a favor de las empresas más pequeñas permite a estas tener un nivel de endeudamiento superior al de las grandes, sin que por ello soporten un mayor riesgo financiero, a pesar de que la variabilidad de los beneficios entre las pequeñas empresas es mayor que entre las grandes. Finalmente, la probabilidad de quiebra disminuye, en su límite superior, cuando aumenta el tamaño de las empresas. La misma relación entre probabilidad de quiebra y tamaño se observa si tomamos como nivel de endeudamiento b = 0,4 para todas las empresas, es decir, evaluamos esa

probabilidad en 1989 cuando las diferencias entre niveles de endeudamiento según balance (Cuadro 4) ya no se aprecian; en ese nuevo supuesto, los valores del límite superior de la probabilidad son 0,9 , 0,8 y 0,7, para las empresas pequeñas, medianas y grandes, respectivamente. Por otra parte, para que las empresas pequeñas se sitúen en un límite superior de la probabilidad de quiebra similar al de las grandes, su nivel de endeudamiento debería ser b = 0,3.

Teniendo en cuenta que los beneficios marginales de la deuda, en términos de ahorro de impuestos por el carácter deducible de los gastos financieros, serían similares entre las empresas, si los costes de quiebra fueran también similares, la mayor probabilidad de quiebra observada entre pequeñas empresas pone en evidencia un nivel de endeudamiento de estas empresas posiblemente superior al deseado. Cabe, no obstante, la posibilidad de que los costes de quiebra disminuyan con un menor tamaño, y, si fuera así, las empresas pequeñas podrían soportar una probabilidad de quiebra superior. Los costes de quiebra dependerán, en parte, del tipo de activos y de las facilidades de su liquidación para sufragar las pérdidas; los mayores activos líquidos de las pequeñas empresas —saldos en cuentas bancarias, por ejemplo— ofrecen una garantía frente a las pérdidas operativas superior a la que puede derivarse de otros activos con menores facilidades de liquidación.[10]

Riesgo ex-ante. Las medidas de riesgo han sido obtenidas, hasta ahora, a partir de la desviación estándar de la rentabilidad de los activos calculada a partir de la serie histórica de resultados que muestra cada empresa. Si una de estas empresas ha mantenido con un banco una relación estable en el tiempo, el banco *aprenderá* a través de la relación cuál es la variabilidad de los resultados de su cliente, y, a partir de ella, estimará el nivel de riesgo.

Cabe, no obstante, una aproximación al riesgo diferente, a través de lo que denominamos riesgo *ex-ante* o incertidumbre que se produce en el inicio de la relación entre una empresa y su banco, por ejemplo. Puesto que no existe *historia,* un banco únicamente puede evaluar la incertidumbre en los resultados económicos de su cliente potencial a partir de la dispersión observada en los resultados de la población a que

[10] El riesgo puede evaluarse de forma exacta suponiendo que la variable aleatoria R sigue una distribución de probabilidad concreta. Por ejemplo, si la distribución de probabilidad se supone normal con media E(R) y desviación estándar S_R, la tabla de probabilidades referidas a la variable estandarizada, $z = (R - E(R)) / S_R$ permite calcular exactamente cualquier probabilidad. A modo ilustrativo, considérese la probabilidad de pérdidas, es decir, Prob (R<0). El valor de Z por tamaños es $Z_P = 22/7{,}8 = 2{,}82$; $Z_M = 21/7{,}1 = 2{,}96$; $Z_G = 18/6{,}6 = 2{,}73$. Consultando las tablas de la normal estandarizada, las probabilidades buscadas, de menor a mayor tamaño, son 2,4 por mil, 1,5 por mil y 3,2 por mil.

pertenece ese cliente, para un momento dado. La variabilidad en los resultados de la empresa ya no será ahora el resultado de perturbaciones o *shocks* macroeconómicos soportados durante varios períodos sucesivos, sino que reflejará la heterogeneidad entre la población de donde se extrae una observación o realización concreta. Si la población de pequeñas empresas es más o menos heterogénea que la de las empresas grandes, la incertidumbre *ex-ante* podrá ser también mayor o menor, y, sobre esa base, soportar asimismo niveles de riesgo diferentes.

Con el propósito de evaluar el riesgo *ex-ante,* se presenta el Cuadro 12. La heterogeneidad en cada clase de tamaño, evaluada a través de la desviación estándar de la rentabilidad sobre los activos netos en cada año, es mayor entre las pequeñas que entre las grandes empresas, por lo cual la incertidumbre sobre los resultados de una empresa extraída al azar de la población de pequeñas empresas es mayor que la que se tendría en las mismas condiciones si la empresa proviniese del colectivo de grandes empresas. Nótese que, aun cuando la rentabilidad media de la inversión está inversamente relacionada con el tamaño, el riesgo *ex-ante* o probabilidad de pérdidas estimada con estos nuevos parámetros muestra claras diferencias por tamaños, siendo mayor en el colectivo de pequeñas empresas que en el de las medianas y grandes.

CUADRO 12

RENTABILIDAD, BAII / ACTIVO NETO, Y RIESTO ATENDIENDO A LA HETEROGENEIDAD INTERCLASE (%)

	Rentabilidad Media, R			Dispersión, S_R			Límite Superior Probabilidad de Pérdidas $(S_R/R)^2$		
	Pequeñas	Medianas	Grandes	Pequeñas	Medianas	Grandes	Pequeñas	Medianas	Grandes
Año 1983	20,4	19,3	16,2	15,5	11,9	9,0	0,58	0,38	0,31
Año 1985	22,2	20,8	17,4	14,0	11,3	9,7	0,40	0,30	0,31
Año 1987	22,7	22,5	19,8	14,7	11,8	11,1	0,42	0,27	0,31
Año 1989	22,3	21,2	18,5	14,2	11,3	11,0	0,41	0,28	0,33
Promedio 1983-1989	21,9	21,0	18,1	14,5	11,5	10,2	0,44	0,30	0,31

Cuando las relaciones entre las empresas y los agentes preocupados por su riesgo (por ejemplo, un banco que debe decidir si atiende o no una solicitud de préstamo) no disponen de memoria histórica y ese riesgo se ha de evaluar atendiendo a la heterogeneidad intraclase, las empresas de menor dimensión se verán relativamente penalizadas frente

a las más grandes, pues es previsible que se les exijan mayores garantías complementarias a la propia viabilidad económica del proyecto que han de financiar, dirigidas a compensar el mayor riesgo *ex-ante* apuntado. Esta observación podría responder a la evidencia empírica sobre una mayor cobertura de la deuda bancaria a través del saldo deudor de la cuenta de bancos en las empresas de menor dimensión.

6. VALORACION COMPARATIVA DE LOS RESULTADOS

En este apartado se relacionan y comparan las evidencias empíricas presentadas en este trabajo con las de estudios anteriores comparables, donde, directa o indirectamente, se establecen relaciones entre financiación y tamaño de las empresas. Puesto que las evidencias empíricas son sensibles al origen de la información utilizada para llegar a ellas, limitaremos la comparación a otros estudios elaborados utilizando también la información de la CBBE y, en particular, a los trabajos de Mato (1990) y Fariñas y otros (1992).

Mato concluye en su trabajo que las empresas pequeñas están menos endeudadas que las grandes, su financiación externa es fundamentalmente bancaria y a corto plazo, y el coste financiero medio disminuye con el tamaño medio de las empresas (si bien las diferencias de costes financieros según el tamaño se reducen a lo largo del período estudiado 1983-1987). Fariñas y otros, en el capítulo 7, también aportan evidencias que parecen coincidir con las conclusiones avanzadas por Gonzalo Mato.

Por razones de origen metodológico la evidencia empírica proporcionada por nuestro estudio es distinta. El trabajo de Mato se elabora a partir de un panel de 718 empresas, entre las que se incluyen empresas energéticas y, presumiblemente, las empresas cuyo capital social es mayoritariamente público. Por otra parte, los tamaños se definen considerando como pequeñas las empresas hasta 100 trabajadores y grandes a las que poseen más de 500 empleados. Fariñas y otros utilizan una muestra de más de mil empresas, excluyendo a los sectores energéticos, pero, de nuevo, incluyen a las empresas públicas; sus tamaño se definen entre 1-19 trabajadores, 20-99, 100-500 y más de 500. Nuestro estudio, en cambio, excluye los sectores energéticos y las empresas con capital público mayoritario, a la vez que define los tamaños más en línea con criterios generalmente aceptados, como los de las Directivas de la

Comunidad Europea. Según nuestro criterio, el límite de 50 empleados responde mejor al concepto generalmente aceptado de pequeña empresa, mientras que la comparación con empresas muy grandes, de más de 500 empleados puede inducir notables sesgos sectoriales, que se amplificarían si entre las empresas muy grandes se incluye a empresas de propiedad pública y/o fuertemente reguladas.

La segunda diferencia consiste en que, en los dos estudios citados, los resultados medios por tamaños son obtenidos por consolidación, es decir, agregando los balances de las empresas en cada clase de tamaño, y por tanto los resultados de las empresas en los límites superiores de la clase tienen un peso relativo mayor que los de las empresas en el límite inferior. En ningún caso se contrasta la significación estadística de las diferencias entre las medias de cada clase, extrayéndose las conclusiones directamente a partir de la observación de las cifras consolidadas. Por último, en los otros trabajos, las únicas diferencias apreciables de estructura y coste financiero por tamaños son las que se producen entre las empresas muy grandes y el resto. Es decir, la conclusión que se extrae de estos trabajos es que las empresas muy grandes, con más de 500 trabajadores, muestran una estructura y costes financieros distintos del resto (con las salvedades ya apuntadas sobre si es realmente el tamaño el factor diferencial o más bien su carácter de empresas públicas o privadas, operando en sectores muy concretos y la ausencia de contrastes sobre la significatividad estadística de las diferencias). Nuestro trabajo, en cambio, usa las medias para cada clase de tamaño después de ajustar por los efectos sectoriales y permite distinguir cuándo las diferencias entre promedios son significativas; aunque existan diferencias en los valores absolutos de las variables según las clases de tamaños, solo cuando tales diferencias quedan confirmadas por los contrastes estadísticos pertinentes pueden extraerse conclusiones.

7. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza la estructura financiera y el coste de la financiación ajena para una muestra de empresas españolas en el período 1983-1989. Esa evidencia permite extraer conclusiones sobre los cambios que se han producido en la estructura financiera, identificar las diferencias según tamaño de las empresas y apuntar algunas recomendaciones para las políticas públicas. A lo largo de estos años, la empresa española evo-

luciona desde una situación general que puede denominarse recesiva, con bajos niveles de beneficios, hacia otra expansiva con elevados beneficios y recursos generados. Esto quiere decir que las empresas, en general, han dispuesto de fondos para modificar su estructura financiera.

7.1. La evolución de la estructura financiera

La empresa española, a finales de los años ochenta, financia con deuda remunerada el 44% de sus activos netos, cuando se tiene en cuenta la compra de activos a través de operaciones de *leasing*. Este nivel de endeudamiento supone que un 30% de los fondos generados se destinan a cubrir las obligaciones contraídas con los acreedores financieros. Estos porcentajes eran del 52% y del 38%, respectivamente, en 1983, lo cual indica que las empresas han reducido, en término medio, su nivel de endeudamiento.

Durante la década de los ochenta, se producen también cambios en la composición del endeudamiento, aunque, al mismo tiempo, se mantienen algunos rasgos estructurales muy significativos. El cambio más destacado es, sin duda, la importancia creciente que adquiere la financiación a través de *leasing*, en detrimento de otras fuentes de financiación. De acuerdo con nuestras estimaciones, los activos en *leasing* podrían representar en promedio el 10% de los activos reflejados en el balance en 1989, cuando solo representaban el 1% en 1983. Puesto que los activos adquiridos a través de operaciones de *leasing* no se reflejaban en el balance, la estimación de cifras de inversión a partir de los saldos de inmovilizado material, contabilizados en el balance, infravalora notablemente la actividad inversora de la empresa española en el período estudiado. La deuda bancaria ha experimentado un cierto retroceso en el período 1983-1989, más pronunciado entre las grandes empresas. En 1983, la deuda bancaria representaba el 85% de la deuda con coste reflejada en el balance y en 1989 representa el 79%. El retroceso es más marcado cuando se tiene en cuenta la expansión de la deuda de *leasing*.

La composición de la deuda en el período muestral se caracteriza por una estructura de plazos en la que dos terceras partes de la deuda con coste son a corto plazo; la financiación de proveedores que constituye un 60% de la deuda a corto plazo es muy importante, mientras que la importancia de la deuda bancaria a medio y largo plazo sobre la deuda bancaria total, que se mantiene estable en torno al 15%, tiene un peso comparativamente pequeño. Este último dato es revelador de la escasa

capacidad de compromiso que parece mostrar la banca española en la financiación a largo plazo de los sectores industriales, excluidos los sectores de la energía y la construcción.

Una parte sustancial de los beneficios retenidos por las empresas españolas en la segunda mitad de los años ochenta se destinó a financiar la acumulación de activos financieros, los cuales si se detraen de la deuda con coste, suponen un nivel de endeudamiento efectivo de las empresas todavía inferior al 44% antes citado. Es de destacar, por último, la estabilidad que muestra en el tiempo la proporción que representa el saldo activo de bancos sobre el total de deuda bancaria, con un valor promedio, entre todas las empresas, del 13%. Este porcentaje también podría deducirse de la deuda con coste de las empresas para obtener una cifra de endeudamiento efectivo; si se hace la operación, descontados el saldo de bancos y los inmovilizados financieros, la deuda efectiva de las empresas en 1989 se sitúa en torno al 37% de los activos que restan después de deducir los activos financieros.

Finalmente, la empresa española ha soportado tipos de interés reales muy altos en la década de los ochenta, que continúan al principio de los noventa, lo cual debe contribuir a explicar por qué se ha producido una reducción del nivel de endeudamiento coincidiendo con una situación económica de elevadas tasas de rentabilidad para los activos invertidos. Además, a este coste explícito de la deuda habría que añadir el coste implícito que supone mantener saldos relativamente altos en cuentas bancarias cubriendo la deuda. No debe extrañar tampoco que ante esta situación las empresas acudan a fuentes de financiación no bancaria, como el *leasing,* cuando éstas se les ofrecen.

7.2. La relación entre tamaño y variables financieras

Este trabajo pone de manifiesto que existen diferencias entre las empresas españolas según su tamaño. Existe una relación inversa entre la variabilidad de los resultados económicos de las empresas (Beneficios antes de intereses e impuestos/Activo Neto) y su tamaño. En segundo lugar, se pone de manifiesto también que las empresas pequeñas muestran una mayor heterogeneidad intraclase que las empresas grandes, medida ésta por la dispersión de la rentabilidad de los activos dentro de cada clase: extraída al azar una empresa del colectivo de empresas pequeñas, la incertidumbre sobre su rentabilidad es mayor que si esa empresa se extrae del colectivo de las grandes. En un entorno donde

existen oportunidades limitadas de diversificar riesgos y la información tiene un coste, de forma que los agentes no poseen información completa y simétrica, las realidades estructurales apuntadas deben tener consecuencias sobre el comportamiento económico y financiero de las empresas.

Una previsible consecuencia de la mayor variabilidad de los resultados de las empresas pequeñas es que simultáneamente se estarán enfrentando a un mayor coste del capital. Por tanto, se verán obligadas a elegir proyectos de inversión con una tasa interna de rentabilidad más alta. La evidencia empírica aportada en este trabajo, según la cual se observa también una relación inversa entre la rentabilidad media de los activos y el tamaño de la empresa, sería consistente con un mayor coste del capital en las empresas pequeñas.

Nuestros cálculos muestran unas probabilidades de pérdidas e insolvencia financiera similares entre las diferentes clases de tamaño; este resultado se explica porque la mayor varianza en los resultados de las pequeñas empresas se contrarresta por su mayor rentabilidad esperada.

La empresa pequeña mantiene un endeudamiento similar al de la grande, pero puede estar soportando un coste implícito superior, debido a que la cobertura de deuda exige unos activos líquidos, particularmente saldos bancarios, más altos. No es posible discernir si la empresa pequeña desearía reducir su nivel de endeudamiento a cambio de una cobertura de la deuda menos vinculada a esos saldos bancarios. Lo que sí se evidencia en el estudio es que las empresas pequeñas acuden en mayor medida a fuentes de financiación alternativas a la financiación bancaria, como la financiación a través de proveedores y, en los últimos años, coincidiendo con el desarrollo de la oferta de esta fuente de financiación, la financiación a través de *leasing*. Es decir, la empresa pequeña parece sensible a los costes implícitos de la financiación bancaria (los costes explícitos de la financiación bancaria y no bancaria son similares) y acude a fuentes alternativas de financiación cuando estas se ponen a su alcance.[11]

La pequeña empresa mantiene unos niveles de liquidez superiores a los de las grandes. Esto puede explicarse por las exigencias de cobertura de la deuda apuntadas en el párrafo anterior, pero puede obedecer

[11] Tal vez la mayor independencia de las empresas pequeñas frente a grupos bancarios o empresariales les dé también más facilidad para responder a nuevas vías e instrumentos de financiación.

también a que las empresas pequeñas soporten restricciones de acceso al crédito mayores que las grandes, en períodos en que la economía se encuentra con tensiones generales de liquidez. Verificar esta hipótesis apropiadamente exigiría estudios más detallados,[12] ya que una parte de los recursos líquidos mantenidos por la empresa estaría destinada a cubrir los déficit que las dificultades de acceso a la financiación externa podrían causarle en determinados momentos. El resultado final es que la pequeña empresa se vería obligada a mantener un volumen de inversión total media, a lo largo del tiempo, superior al que necesitaría si tales restricciones de acceso a la financiación ajena no existieran y los recursos líquidos de holgura fueran innecesarios.

El trabajo propone dos medidas de variabilidad en los resultados económicos de las empresas: la variabilidad intertemporal y la variabilidad atribuible a la heterogeneidad intraclase de tamaño, siendo mayor la segunda que la primera. Cuál de las dos medidas de variabilidad es la relevante depende de cómo se desarrollen las relaciones entre la empresa y otros agentes económicos. Si una empresa mantiene una relación estable en el tiempo con un banco, por ejemplo, la variabilidad intertemporal terminará siendo la medida de variabilidad relevante con la que se ajustarán las probabilidades de insolvencia y quiebra. Por el contrario, a una empresa que cambia con frecuencia de banco, impidiendo a éstos un *aprendizaje* de la dispersión intertemporal de sus resultados, se le aplicará la variabilidad propia de la heterogeneidad intraclase, lo cual la penaliza, porque induce probabilidades de insolvencia y quiebra superiores.

7.3. *Implicaciones para las políticas públicas*

El primer objetivo de las políticas públicas dirigidas a las pequeñas empresas debe ser el de tratar de anular toda o parte de la desventaja en que se colocan estas empresas, debidó a la mayor variabilidad que muestran sus resultados económicos. La menor dimensión impide diversificar los riesgos económicos y esto se manifiesta en la mayor dispersión de las rentabilidades. Las sociedades de garantía recíproca, en la medida en que permiten reducir el riesgo atribuible a cada uno de los miembros, apare-

[12] Existen ya algunos de ellos, como Hernando y Vallés (1992), en los que se constata un mayor impacto de las restricciones financieras en la evolución de la inversión entre las pequeñas empresas que entre las grandes.

cen como un instrumento de actuación pública de especial relevancia. Si funcionan eficazmente, la reducción del riesgo debe permitir una reducción del coste del capital de la empresa, una mayor inversión y un aumento en el valor económico de la empresa. La atenuación del riesgo puede tener también consecuencias positivas para la reducción de los costes implícitos y/o la liberación de recursos líquidos de holgura.

Una segunda recomendación que se desprende del trabajo es la de diferenciar las políticas públicas dirigidas a las nuevas empresas, de las dirigidas a las pequeñas empresas, debido a las diferentes condiciones estructurales que previsiblemente afectarán a cada colectivo. Las empresas nuevas no disponen de información histórica sobre sus resultados económicos, a partir de la cual evaluar el riesgo económico de su actividad. Al mismo tiempo, las empresas nuevas son generlmente pequeñas y el riesgo *ex-ante* del negocio se evaluará atendiendo a los parámetros de incertidumbre de esta clase de tamaño. El riesgo *ex-ante* es, según nuestras evidencias empíricas, superior al riesgo *ex-post* resultante de la variabilidad intertemporal, de ahí que la empresa nueva resultará relativamente penalizada frente a otra establecida de igual dimensión. Estas consideraciones acerca de las diferencias observadas en el riesgo *ex-ante* y *ex-post* sugieren también la conveniencia de analizar con detenimiento las relaciones de la empresa con los agentes externos, principalmente bancos y otros acreedores financieros, con el fin de discernir si existen o no impedimentos para que las empresas mantengan relaciones estables con dichos agentes. Una relación estable y continuada facilitará el aprendizaje resultado del cual el riesgo *ex-post,* más favorable, sustituirá al riesgo *ex-ante* que se aplicaría cuando las relaciones fuesen casuales e intermitentes.

El trabajo apunta la posibilidad de que las empresas pequeñas puedan verse obligadas a mantener excesos de liquidez, en relación a la que exige el desenvolvimiento normal del negocio, destinados a hacer frente a restricciones financieras más severas en períodos recesivos. De confirmarse esta presunción (con estudios específicos más rigurosos) sería recomendable diseñar políticas públicas dirigidas a contrarrestar la mayor severidad en las restricciones financieras dentro del colectivo de pequeñas empresas. Puesto que las restricciones financieras evolucionan con un cierto paralelismo con el ciclo económico, la fiscalidad contracíclica discriminatoria a favor de las pequeñas empresas podría constituir una vía concreta de actuación en este sentido.

Por último, la respuesta tan favorable que ha dado la pequeña empresa al desarrollo de la financiación de *leasing* sugiere que este

colectivo es especialmente receptivo a las innovaciones financieras de producto o de proceso de índole fiscal, en las que posiblemente encuentra formas de reducir costes de transacción. Sería recomendable, por tanto, llevar a cabo iniciativas tendentes a favorecer la difusión de información de estos nuevos instrumentos financieros entre las empresas.

APENDICE 1. DEFINICION DE VARIABLES MAS SIGNIFICATIVAS SEGUN APARECEN EN LA ENCUESTA DE LA CENTRAL DE BALANCES: EN PARÉNTESIS CODIGO DE LAS VARIABLES EN EL AÑO 1988

Activo neto = Total pasivo (327) — Proveedores (319) — Otras deudas a corto sin coste financiero (324) + Efectos descontados pendientes de vencimiento (147).

Deuda con coste = Deuda a medio y largo plazo (311) + Préstamos recibidos a corto plazo (321) + Efectos descontados pendientes de vencimiento (147).

Fondos propios = Capital y reservas (301) + Previsiones (309).

Deuda bancaria = Préstamos a medio y largo plazo recibidos de entidades de depósitos (314) + Préstamos recibidos a corto plazo de entidades de depósito (322) + Efectos descontados pendientes de vencimiento (147).

Coste estimado del capital = Gastos financieros (508) + Amortizaciones (519) + (Gastos financieros / Deuda con coste) x Fondos propios.

Activo circulante = Existencias finales (122) + Deudores (125) + Caja (136) + Entidades de depósito (138).

Beneficios antes de intereses e impuestos, BAII = Saldo acreedor de pérdidas y ganancias (717) + Beneficios diferidos (735) + Otras dotaciones a Reservas y Provisiones (555) + Insolvencias definitivas (530) + Provisiones de explotación (527) + Gastos financieros (508).

Deudas a corto plazo (318).

APENDICE 2. FILTROS A LA MUESTRA DE LA CBBE

De la muestra de 1066 empresas comunes 1983-1989, privadas y no energéticas de la CBBE, hemos eliminado las empresas que no cumplían

alguna de las siguientes condiciones en cada una de las observaciones temporales:

1. Ventas positivas.
2. Inmovilizado material neto positivo.
3. Amortización acumulada del inmovilizado material positivo.
4. Incremento del inmovilizado material neto menor que tres veces el *stock* de inmovilizado material.
5. Producción bruta positiva.
6. Fondos propios mayores o iguales a cero.
7. Inmovilizado financiero mayor o igual a cero.
8. Activos líquidos mayores o iguales a cero.
9. Activos bancarios mayores o iguales a cero.
10. Gastos financieros de préstamos menores que el volumen de préstamos.
11. Gastos financieros por descuento menores que el volumen de descuentos.
12. Gastos financieros de obligaciones menores que el volumen de obligaciones.
13. Total de gastos financieros menor que el total del *stock* de deuda.

Al realizar los trece filtros en la muestra inicial, se eliminaron 396 empresas.

APENDICE 3. LIMITE SUPERIOR PROBABILIDAD DE PERDIDAS Y QUIEBRA

Resultado general: Aproximación de Tchebychev.—Dada la variable aleatoria x con media y varianza E(x) y S_x^2 conocidas se cumple que, para una constante

$$\text{Probabilidad de } ([x - E(x)] \geq d) \leq \frac{S_x^2}{d^2} \qquad \text{(A3.1)}$$

y, por tanto,

$$\text{Probabilidad de } (x < E(x) - d) \leq \frac{S_x^2}{d^2} \qquad \text{(A3.2)}$$

Sean

$$x = \frac{\text{BAII}}{\text{Activo Neto}} = R$$

$$E(x) = E(R) = d$$

Aplicando el resultado anterior,

$$\text{Prob. de (BAII} < 0) = \text{Prob. de } (R < 0) \leq \frac{S_x^2}{(E(R))^2} \qquad \text{(A3.3)}$$

De igual modo,

$$\begin{aligned} &\text{Prob. de (BAII} < \text{Gastos Financieros)} = \\ &= \text{Prob. de (BAII} < \text{i Deuda)} \end{aligned} \qquad \text{(A3.4)}$$

donde i es el tipo de interés de la deuda.

Finalmente,

$$\text{Prob. de}\left(\frac{\text{BAII}}{\text{Activo Neto}} < \text{i} \cdot \frac{\text{Deuda}}{\text{Activo Neto}}\right) =$$

$$= \text{Prob. de } (R < ib) \leq \frac{S_R^2}{(E(R) - ib)^2} \qquad \text{(A3.5)}$$

donde $b = \frac{\text{Deuda}}{\text{Activo Neto}}$ y

$$\text{Prob. de (BAII} < -\text{ Fondos Propios)} =$$

$$\text{Prob. de}\left(\frac{\text{BAII}}{\text{Activo Neto}} < \frac{\text{F. Propios}}{\text{Activo Neto}}\right) =$$

$$= \text{Prob. de } (R < -(1 - b)) \leq \frac{S_R^2}{(E(R) + (1 - b))^2} \qquad \text{(A3.5)}$$

REFERENCIAS

Brealey, R. y S. Myers (1993), *Fundamentos de Financiación Empresarial,* MacGraw-Hill, Madrid.

Fariñas, J. C., J. L. Calvo, J. Jaumandreu, Mª J. Lorenzo, E. Huergo y C. de la Iglesia (1992). *La PYME industrial en España,* Civitas, Madrid.

Hernando, I. y J. Vallés (1992). «Inversión y restricciones financieras: Evidencia en las empresas manufacturera s españolas». *Moneda y Crédito.*

Mato, G. (1990). «Estructura financiera y actividad real de las empresas industriales», *Economía Industrial.*

Segura, J. *et al.* (1992), *Un panorama de la industria española,* Ministerio de Industria, Comercio y Turismo, Madrid.

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the changes in the financial structure of a sample of Spanish manufacturing firms for the period 1983-89. We also study the financial differences within size classes. Focusing on the statistical comparison of a set of financial ratios we conclude that the risk-return trade-off is in agreement with the efficiency of financial markets. Nevertheless smaller firms could be subject to financial constraints by banks that they would compensate with trade credit and increased leasing as a source of finance.

MONEDA Y CREDITO N.º 199 (1994)

La imposición sobre plusvalías y minusvalías y el volumen de contratación en el mercado bursátil*

BEGOÑA BASARRATE Y GONZALO RUBIO
Universidad del País Vasco

1. INTRODUCCION

En los últimos años se han producido diferentes intentos de relacionar explícitamente dos campos de trabajo que tradicionalmente se habían estudiado por separado e incluso por economistas con intereses intelectuales y profesionales diferentes. Por un lado, tenemos toda la literatura clásica que analiza la imposición personal sobre las rentas de capital en general y sobre las plusvalías en particular, mientras que por el otro encontramos una literatura que estudia el comportamiento de los precios de las acciones y las anomalías relacionadas con dicho comportamiento como la estacionalidad en el mercado bursátil de los precios de los activos en el mes de enero.

El razonamiento más común en la literatura es explicar el efecto estacional de principios de año mediante alguna variable relacionada con el riesgo y que se capta a través del tamaño de las empresas. Efectivamente, parece evidente que la estacionalidad de enero es una consecuencia de la elevada estacionalidad que experimentan las empresas de menor tamaño. El problema de este tipo de planteamiento es que desconocemos lo que realmente está explicando el diferencial del tamaño empresarial.

* Los autores agradecen la ayuda financiera concedida por el Instituto de Estudios Fiscales para la realización de este proyecto. Asimismo, los comentarios de dos evaluadores anónimos han facilitado una interpretación más matizada de la relevancia económica de los resultados. Cualquier error es exclusivamente de nuestra responsabilidad.

Basarrate y Rubio (1994a) relacionan el fenómeno estacional en los precios del mercado bursátil español con la legislación sobre plusvalías y minusvalías. En particular, dividen las acciones en tres carteras formadas de acuerdo con la probabilidad que tienen dichas acciones de negociarse por motivos fiscales. Independientemente del diseño estadístico utilizado, las acciones con una mayor probabilidad de formar parte de estrategias de negociación motivadas por razonamientos impositivos presentan una significativa estacionalidad en sus precios en enero. Existe, asimismo, una fuerte presión a la baja en los precios de las mismas acciones durante el mes de diciembre. Por otra parte, el patrón de rendimientos de las acciones con poco potencial fiscal muestra un comportamiento radicalmente opuesto.

A su vez, teniendo en cuenta la importancia que se le ha atribuido al tamaño como un factor estadísticamente relacionado con el *efecto enero,* Basarrate y Rubio discriminan entre posibles efectos fiscales y el efecto del tamaño. La evidencia sugiere que los motivos impositivos dominan al efecto del tamaño, siendo posible, por lo tanto, explicar la estacionalidad del mes de enero como un fenómeno consistente con la hipótesis motivada por la influencia de la legislación fiscal.

El objetivo de este trabajo consiste en profundizar en el estudio de la relación entre la legislación fiscal y el comportamiento del mercado bursátil a través del análisis del volumen de contratación de las acciones que cotizan en el mercado continuo español.

Si la legislación fiscal incentiva a los inversores para realizar una serie de estrategias impositivas que tiendan a optimizar las diferencias entre los tipos de gravamen a corto y largo plazo y la posibilidad de compensar plusvalías con minusvalías, parece razonable pensar que debe producirse un impacto estacional en el volumen de negociación bursátil como resultado de dichas estrategias. Este artículo analiza de forma detallada la estacionalidad del volumen de contratación de las acciones individuales y lo relaciona con la legislación fiscal existente. Este objetivo específico se ve complementado por un objetivo de carácter más general. En concreto, se trata de estudiar las razones que llevan a los inversores a negociar en el mercado bursátil, analizando el volumen de contratación entre noviembre de 1990 y mayo de 1993 de una muestra representativa de acciones, que clasificamos como ganadoras y perdedoras según el comportamiento de sus precios durante distintos períodos inmediatamente anteriores a dichos meses.

Los resultados confirman, en general, la evidencia presentada por Basarrate y Rubio mediante el análisis de los precios. Sin duda, las moti-

vaciones fiscales son importantes a la hora de explicar el comportamiento del volumen de contratación individual. Curiosamente, dichas motivaciones no sólo parecen ser relevantes en los meses alrededor del final de cada año, sino que tienen una cierta influencia a lo largo del año. Por otra parte, debe quedar claro que existen otro tipo de razones que conducen a los inversores a tomar posiciones en el mercado de valores. Lo que parece desprenderse de nuestro análisis es que las razones fiscales son, sin lugar a dudas, muy importantes.

Este trabajo está estructurado de la forma siguiente: la segunda sección discute las hipótesis que queremos contrastar. La sección tercera describe los datos que han sido utilizados y que representan una fundamental aportación del trabajo al conocimiento existente sobre nuestro mercado de valores. La cuarta sección discute lo que entendemos por un volumen normal de títulos contratados para, posteriormente, definir un volumen más alto o más bajo de lo normal sobre el que obtener conclusiones. Los resultados empíricos se presentan en la quinta sección, finalizando el trabajo con una sección de conclusiones.

2. HIPOTESIS SOBRE LOS MOTIVOS DE CONTRATACION EN EL MERCADO BURSATIL

El planteamiento básico que contiene la literatura sobre las motivaciones que tienen los inversores para negociar en el mercado de valores, utiliza el comportamiento pasado de los precios de las acciones como una posible medida de los incentivos que tienen los individuos para vender activos o para evitar conscientemente la venta de los mismos. La forma de estimar la respuesta ante dichos incentivos se concreta a través del volumen de contratación de las acciones.

Este planteamiento ha sido utilizado por Dyl (1977) y, especialmente, por Lakonishok y Smidt (1986) y Ferris, Haugen y Makhija (1988).[1] Afortunadamente, analizando la relación entre los precios pasados y el volumen de contratación contemporáneo podemos distinguir entre motivaciones fiscales en la contratación y otro tipo de motivaciones. Como ejemplos de estas últimas, podemos nombrar, entre otras, las prácticas contables con un objetivo maquillador de los resultados de las carteras al final de cada año, las estrategias de diversificación, la capitalización de las

[1] Véanse asimismo los trabajos de Constantinides (1984), Lakonishok y Smidt (1984), Bolster, Lindsey y Mitrusi (1989), Dammon, Dunn y Spatt (1989), Badrinath y Lewellen (1991) y Griffiths y White (1993).

empresas y el consiguiente grado de atención que el mundo bursátil concede a las acciones de mayor tamaño (mayor capitalización) y, por último, las estrategias basadas en información privilegiada o de superior calidad que no ha sido incorporada en los precios de las acciones. Lakonishok y Smidt (1986) argumentan que este tipo de motivaciones implican una correlación positiva entre los precios pasados y el volumen actual de contratación. En la misma línea, Sheffrin y Statman (1985) y Ferris, Haugen y Makhija (1988) demuestran, en el contexto de la teoría prospectiva, que los individuos no son partidarios de realizar pérdidas de capital, mostrándose, sin embargo, deseosos de realizar ganancias de capital.[2] Este tipo de planteamiento también implica una correlación positiva entre el comportamiento pasado de los precios y el volumen de contratación contemporáneo.

Por el contrario, las motivaciones basadas en consideraciones fiscales implican una correlación negativa entre los precios pasados y el volumen de contratación bursátil. En este sentido, bajo nuestro actual sistema impositivo, los inversores se encuentran con un incentivo para realizar minusvalías y posponer la realización de ganancias de capital o plusvalías.

Más concretamente, en los sistemas impositivos más habituales las ganancias o pérdidas de capital no se reconocen por motivos fiscales hasta que se realizan. Así, las plusvalías o minusvalías no se gravan en el año en que se acumulan por lo que el inversor tiene la capacidad de elegir el año en que dichos rendimientos aparecen en su declaración de renta.

Reconociendo la existencia de costes de transacción, la posibilidad de elección que tiene el inversor implica un determinado comportamiento frente al mercado de valores ya que el inversor se ve incentivado a concentrar sus estrategias impositivas al final de cada año. Así, al final de cada año fiscal, en nuestro caso al final de cada año natural, un inversor que tiene una pérdida de capital no realizada en una determinada acción debe decidir si realizar esta minusvalía en ese año fiscal o en el futuro. Si, manteniendo todo lo demás constante, una deducción hoy es preferible a una deducción diferida, los inversores elegirán vender esos activos antes de que finalice el período impositivo y obtener un beneficio fiscal. De hecho, el sistema impositivo puede proporcionar suficiente

[2] El efecto que produce este tipo de comportamiento en el volumen de contratación se conoce en la literatura como el *disposition effect*.

incentivo a los inversores para realizar minusvalías al final del año aun teniendo la intención de volver a comprar dicha acción o un sustituto perfecto en un momento inmediatamente posterior a la finalización del año fiscal.

Por el contrario, los inversores que tienen ganancias de capital no realizadas pueden encontrarse con suficientes incentivos para continuar aplazando dicha realización. Naturalmente, este será el caso siempre que el valor de la posición en un determinado activo manteniendo dicho activo en la cartera sea mayor que el rendimiento obtenido de su venta una vez pagados los impuestos correspondientes a la ganancia de capital.

Aunque estos efectos no sean exclusivamente un fenómeno de final de año, parece claro que al final de cada año fiscal las decisiones de inversión de los poseedores de activos apreciados y/o depreciados estarán influenciadas por consideraciones impositivas. Tales inversores contemplando, por ejemplo, la posible venta de sus activos, pueden elegir diferir las ganancias de capital simplemente manteniendo dichos activos en sus carteras por un período, en principio indefinido y en cualquier caso por un período coherente con consideraciones futuras.

Por otra parte, el tipo impositivo sobre las ganancias de capital a largo plazo es menor que el tipo sobre dichas ganancias a corto plazo.[3] De esta forma, la legislación fiscal ofrece una clara estrategia impositiva; esto es, realizar minusvalías a corto plazo y ganancias de capital a largo plazo. Para aquellos inversores que puedan distinguir entre los dos tipos impositivos, la oportunidad de condicionar sus negociaciones bursátiles a los condicionantes fiscales es clara. Supongamos que un inversor compró una acción exactamente hace un año. Si el precio ha bajado, el inversor (óptimamente) venderá la acción, realizando una pérdida de capital a corto plazo, para comprarla de nuevo posteriormente con el fin de restablecer su cartera de equilibrio. Si, por el contrario, el precio de la acción ha subido, el inversor (óptimamente) diferirá la realización de la ganan-

[3] Las plusvalías a corto plazo (las realizadas en un período de un año desde el momento de la compra del activo hasta la fecha de su venta), están gravadas al tipo marginal. Para cualquier mes durante el segundo año, se observa el tipo medio que corresponde al 50 por ciento de las plusvalías realizadas y se compara con el tipo medio de las rentas regulares del contribuyente. El mayor de ambos tipos medios se aplica a la totalidad de la plusvalía. Así, para cualquier caso, el tipo resultante a partir del segundo año será menor que el tipo utilizado durante el primer año. Por último, a partir del tercer año inclusive, existe un factor de corrección que prima a la inversión a largo plazo, cuyos efectos son tanto más favorables —dado un tamaño de plusvalía— cuanto menor sea la tasa de inflación. Esta legislación entró en vigor a partir del uno de enero de 1992. Anteriormente, las plusvalías a corto plazo también estaban gravadas a un tipo superior, aunque las plusvalías, en cualquier caso, están mejor tratadas en general a partir de 1992. Por otra parte, es interesante señalar que, por razones de simetría, las minusvalías en general están ahora peor tratadas que antes de la última reforma fiscal.

cia de capital a corto plazo y al día siguiente (año siguiente) se enfrentará a dos alternativas. La primera consiste en diferir la realización de la ganancia de capital a largo plazo. La segunda supone vender la acción y volver a comprarla, realizando de esta forma una ganancia de capital a largo plazo y restableciendo la favorable condición de corto plazo para poder llevar a cabo futuras minusvalías a corto plazo.[4]

La discusión anterior implica que las causas e importancia que tienen las estrategias de contratación en el mercado de valores basadas en el comportamiento pasado de los precios son una cuestión empírica. A modo de resumen, podemos plantear las siguientes hipótesis que favorecen las motivaciones fiscales en la negociación bursátil:

• *Hipótesis A:* Las acciones que han experimentado una disminución de sus precios y que tienen una mayor probabilidad de formar parte de estrategias impositivas deben tener un mayor volumen de contratación a lo largo del año.

Puede ser discutible lo que entendemos por una mayor o menor probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales. En cualquier caso, la hipótesis anterior la podemos plantear simplemente en términos de acciones ganadoras o perdedoras. Ambos enfoques se discuten con detenimiento en la sección de resultados. Lo que en definitiva sugiere esta hipótesis es que, dada la legislación fiscal, la venta de una acción que ha experimentado una disminución de su precio resulta más atractiva que la venta de una acción cuyo precio ha subido si las motivaciones fiscales dominan las estrategias de cartera de los individuos.

• *Hipótesis B:* El volumen de contratación de aquellas acciones cuyos precios han disminuido en un período clasificado como corto plazo por la legislación fiscal (un año) debe ser especialmente intenso al final del año natural o año fiscal, o ambos.

La influencia de los costes de transacción es determinante del contenido de esta hipótesis. Dichos costes inhiben la negociación bursátil continuada por lo que la negociación relacionada con motivaciones impositivas tenderá a concentrarse al final de cada año.

• *Hipótesis C:* El volumen de contratación de las acciones que han sufrido un descenso de sus precios durante el año anterior tenderá a ser mayor al principio del siguiente año fiscal. Así, el volumen de contratación de las acciones perdedoras será mayor en enero que el volumen de las acciones ganadoras.

---

[4] Véase Constantinides (1984) para una presentación detallada de estas ideas.

Esta hipótesis se basa en que los inversores, después de haber realizado una pérdida de capital al final del año anterior, volverán a comprar dichas acciones con el fin de restaurar sus carteras de equilibrio. La idea subyacente en esta hipótesis sugiere que los precios de las acciones que se ven sometidas a una fuerte presión a la baja como consecuencia de la realización de minusvalías, experimentarán un rebote en sus precios en el mismo momento en que tales presiones dejen de producirse.[5] El rebote aparece como consecuencia de las compras de los inversores lo que aumentará, consecuentemente, el volumen de contratación de dichas acciones por encima de su nivel habitual.

• *Hipótesis D*:[6] Para cualquier mes del año, si estamos utilizando un período de inversión superior al año, el volumen de contratación de las acciones ganadoras será mayor que el volumen de contratación de las acciones perdedoras.

Para que esta hipótesis sea coherente con razones fiscales en la negociación bursátil, debería ser cierto que vender acciones ganadoras, una vez que se han situado en una categoría fiscal calificada como largo plazo, es óptimo al recuperar su condición de acciones potencialmente perdedoras en el corto plazo o, lo que es lo mismo, en el nuevo año fiscal.[7] Naturalmente, para que merezcan la calificación de acciones potencialmente perdedoras después de haber sido ganadoras, debemos estar pensando en acciones con gran volatilidad. Por tanto, es preciso señalar que esta hipótesis tiene especial relevancia para las acciones de mayor volatilidad.

Desafortunadamente, dado que las acciones más volátiles tienden a ser justamente las acciones perdedoras, la hipótesis D puede tener una importancia real menor que la que en un primer momento pueda aisgnársele.[8] En la misma línea, Dammon, Dunn y Spatt (1989) argumentan convincentemente que el valor incremental de restablecer la condición de corto plazo depende críticamente del comportamiento del mercado durante el período considerado. Por todo ello, parece plausible pensar que la importancia económica de esta cuarta hipótesis es menor en relación a la importancia de las otras tres hipótesis.

---

[5] Véase Basarrate y Rubio (1994a).

[6] Constantinides (1984).

[7] Un argumento alternativo y consistente con la hipótesis D sería simplemente indicar que los inversores están deseosos de realizar sus ganancias de capital una vez que el tipo de gravamen es el tipo a largo plazo.

[8] El grupo de acciones ganadoras tiene una volatilidad anualizada del 22 por ciento, mientras que la cartera de acciones perdedoras presenta una volatilidad del 30 por ciento.

3. LOS DATOS

Disponemos de una muestra diaria de 98 acciones que cotizan en el mercado continuo español para el período comprendido entre el 19 de abril de 1990 y el 8 de junio de 1993.[9] Estos datos comprenden las cotizaciones diarias de apertura, cierre, máximo, mínimo, así como el volumen de pesetas efectivas negociadas y el número de títulos contratados diariamente. Esto supone un total de 789 observaciones para cada acción de la muestra, aunque no todas ellas tienen los datos completos debido a las diferentes fechas de entrada en el mercado continuo. Asimismo, disponemos de otra muestra de cotizaciones mensuales de, aproximadamente, 150 acciones desde enero de 1963 hasta diciembre de 1992. Esta muestra comprende, además, los precios máximos de cada título en cada año desde 1975 hasta 1992, así como los precios máximos de cada acción hasta el último día de noviembre desde 1989 hasta 1992.

4. LA ROTACION AJUSTADA MENSUAL

Resulta evidente por nuestra discusión anterior que la variable clave que utilizamos en este trabajo es el volumen de contratación individual medido por el número de títulos negociados por cada acción en cada día.

Desafortunadamente, sin embargo, para contrastar las hipótesis de la segunda sección de este artículo, nos vemos obligados a estimar lo que entendemos por un volumen normal de títulos contratados durante un determinado período para, posteriormente, definir un volumen más alto o más bajo de lo normal sobre el que obtener conclusiones. En definitiva, se trata de ajustar el número de títulos negociados por la influencia global del mercado, así como por el tamaño de cada empresa en relación al número de títulos desembolsados que dicha empresa posea.

Dado que los análisis que vamos a realizar estarán basados en períodos mensuales, calculamos en primer lugar el número total de títulos negociados en cada mes y para cada empresa como:

$$V_{it} = \sum_{k=1}^{\tau} n^t_{ik} \qquad (1)$$

[9] Estos datos fueron facilitados por la Comisión Nacional del Mercado de Valores. Los autores agradecen a dicha institución el acceso al banco de datos del mercado continuo.

donde τ es el número de días para los que existe contratación de la empresa i en el mes t, n^t_{ik} es el número de títulos negociados por la empresa i en el día k del mes t y V_{it} es el número total de títulos contratados por la empresa i en el mes t. Dado que para los meses de abril de 1989 y junio de 1993 no disponemos de todas las observaciones diarias, decidimos calcular la expresión (1) exclusivamente para los meses comprendidos entre mayo de 1990 y mayo de 1993.

Con el fin de ajustar por el tamaño de cada empresa, calculamos la rotación mensual para cada acción i como:

$$ROT_{it} = \frac{\text{Número de títulos negociados en el mes t}}{\text{Número de títulos desembolsados al final del mes t} - 1} \qquad (2)$$

Con estos datos podemos obtener la rotación media mensual del mercado en su conjunto como:

$$ROT_{mt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} ROT_{it} \qquad (3)$$

donde N es el número de acciones en la muestra.

Finalmente, para cada mes y para cada acción de la muestra realizamos las siguientes regresiones utilizando todos los datos entre mayo de 1990 y mayo de 1993:

$$ROT_{it} = a_i + b_i\, ROT_{mt} + e_{it} \qquad (4)$$

de donde es posible estimar la rotación ajustada para cada acción i y en cada mes t como:

$$ROTA_{it} = ROT_{it} - (\hat{a}_i + \hat{b}_{it}\, ROT_{mt}) \qquad (5)$$

donde $ROTA_{it}$ representa la fracción de las acciones desembolsadas por la empresa i en el mes t que se negocian en el mercado bursátil después de extraer los efectos globales del mercado. Esta es la variable que utilizaremos en los resultados empíricos de la siguiente sección.

5. RESULTADOS EMPIRICOS

5.1. Estacionalidad y rotación del mercado

Antes de analizar la relación entre la rotación ajustada y el comportamiento pasado de los precios, parece aconsejable presentar las características estacionales de la rotación media del mercado. De esta forma, podemos observar los meses en los que se produce la contratación agregada media mayor y los posibles patrones estacionales de la misma.

Los resultados están contenidos en el Cuadro 1. La primera columna representa el promedio de la expresión (3) sobre los respectivos meses desde enero a diciembre, así como el promedio sobre todos ellos. Como puede apreciarse, existe un claro comportamiento de la rotación a lo largo del año. Así, en el agregado, la fracción de las acciones desembolsadas que se negocian en el mercado de valores aumenta durante los primeros meses del año, para descender progresivamente hasta alcanzar su mínimo en agosto. A partir de dicho mes, la rotación agregada vuelve a aumentar hasta superar el 4 por ciento como media en diciembre.

CUADRO 1
ROTACION MEDIA MENSUAL DEL MERCADO DESDE MAYO 1990 A MAYO 1993 (en porcentajes)

Meses	Rotación media del mercado	Número de días de contratación	Indices de rotación* ajustado por días de contratación
Enero	3,46	20,7	99
Febrero	4,06	19,7	122
Marzo	4,92	21,3	137
Abril	3,49	20,7	100
Mayo	4,07	21,2	114
Junio	3,28	21,0	93
Julio	3,08	22,7	81
Agosto	2,39	21,3	67
Septiembre	2,69	21,0	76
Octubre	3,27	22,0	88
Noviembre	3,24	20,7	93
Diciembre	4,08	18,7	130
Promedio mensual	3,52	20,9	100

* El cálculo para un mes cualquiera, por ejemplo, febrero se ha realizado como: $\{(4{,}06/3{,}52) \div (19{,}7/20{,}9)\} \times 100 = 122$.

Nota: El volumen mensual de cada acción se obtiene acumulando el número de acciones negociadas durante los días de contratación de cada mes t desde el 1 de mayo de 1990 al 31 de mayo de 1993. La rotación mensual de cada acción se define como dicho volumen dividido por el número de títulos desembolsados en cada mes t—1. La rotación mensual del mercado es la media aritmética de las rotaciones de todas las acciones disponibles en cada uno de dichos meses.

Parece evidente, por lo tanto, que la contratación en el mercado bursátil se concentra tanto al final como al principio del año, con un sorprendente descenso de la negociación durante el mes de enero.

Naturalmente, dichos resultados pueden estar sesgados por el número de días que en promedio esté abierto el mercado continuo a lo largo de un determinado mes. La segunda columna del Cuadro 1 representa el número de días de contratación que en promedio permaneció abierto el mercado. De esta forma, calculamos los índices de rotación de la tercera columna que nos indican la rotación media mensual por cada día de contratación. Tal como ocurría observando los datos de la primera columna y a pesar de algunas diferencias en los meses de octubre y noviembre, parece concluyente que la mayor negociación tiende a producirse una vez comenzado el año, alcanzando su máximo en marzo, así como en los últimos meses del año, aumentando de manera especial en diciembre.

En principio, resulta sorprendente el alto índice de rotación de marzo. Es evidente que el índice de rotación de diciembre es consistente con motivaciones fiscales en la contratación bursátil. Este razonamiento no puede ser válido en marzo. Nuestra conjetura es que un alto porcentaje de resultados oficiales sobre las empresas del mercado continuo se produce durante el mes de marzo. Desafortunadamente, no tenemos datos que avalen tal conjetura.

5.2. La rotación ajustada y la probabilidad de contratación impositiva

Una de las piezas clave en un trabajo de estas características consiste en identificar aquellas acciones que presentan una alta probabilidad de ser negociadas al final y al comienzo de cada año por motivos principalmente relacionados con estrategias de inversión impositivas. Así, en cada año necesitamos clasificar a todas las acciones disponibles de acuerdo con su potencial de contratación impositiva.

La literatura ofrece diversas alternativas a la hora de clasificar acciones por su potencial de negociación fiscal. En nuestro trabajo se empleará la medida del potencial de contratación impositiva (PCI) sugerida por Reinganum (1983) y utilizada por diversos estudios posteriores.[10] En particular, dicha medida se obtiene como el cociente entre el precio final

[10] Véase Basarrate y Rubio (1994a).

del año y el precio máximo a lo largo de ese mismo año para cada una de las acciones disponibles en la muestra. En definitiva, el valor máximo que puede alcanzar esta medida es la unidad, resultando un cociente más bajo cuanto mayor sea el potencial de contratación impositiva de cada título. Así, la medida puede escribirse como:

$$PCI_t^i = \frac{P^i\,final_t}{P^i\,máximo_t};\ i = 1, ..., N,\ t = 1990, ..., 1992 \qquad (6)$$

Para analizar las hipótesis de motivaciones fiscales en la contratación bursátil formamos, en primer lugar, carteras clasificando las acciones individuales según su potencial de contratación impositiva durante cada uno de los años disponibles en la muestra. En otras palabras, como disponemos tanto del precio máximo como del precio final de todas las acciones individuales en cada año, somos capaces de calcular el PCI dado por la expresión (6). Así, para cada año, establecemos una clasificación de todas las acciones de menor a mayor PCI que nos permite asignar cada acción individual a una determinada cartera.

Debe quedar claro que al referirnos a una mayor probabilidad de contratación impositiva estamos pensando en identificar aquellas acciones que tienen una alta posibilidad de estar sometidas a la realización de minusvalías al final de cada año fiscal. Estas minusvalías a corto plazo se realizan, naturalmente, con la idea de compensar rendimientos alternativos del contribuyente. Por este motivo, esperamos que las acciones con una presión fuerte a la baja en los momentos finales del año, experimenten una rotación ajustada positiva en diciembre. Asimismo, esperamos que dichas acciones recuperen su nivel de equilibrio en las carteras de los inversores por lo que su rotación ajustada también debería ser positiva en enero. Estas ideas, tal como lo explicamos anteriormente, implican una correlación negativa entre la rotación ajustada y el comportamiento de los precios durante un período inmediatamente anterior.

Es importante hacer notar que nuestro deseo de observar el comportamiento de la rotación ajustada en los meses alrededor del final de cada año, nos impide calcular una medida de la probabilidad de contratación impositiva tomando como referencia el precio final del año y su precio máximo hasta ese momento. Esto supondría utilizar una información no disponible por los inversores al negociar durante el mes de diciembre. Por este motivo, este trabajo calcula la expresión (6) utilizando como precio final el precio en el último día de cada mes de

noviembre. Asimismo, el precio máximo corresponde al máximo del año precisamente hasta el último día de noviembre. Mediante este procedimiento clasificamos todas las acciones de la muestra en cinco carteras denominadas PCI 1 hasta PCI 5. Así, para cada año, establecemos una clasificación de todas las acciones de menor a mayor PCI que nos permite asignar cada acción individual a una de las cinco carteras formadas según este criterio. De esta forma, la cartera denominada PCI 1 contiene las acciones con un PCI particularmente bajo, lo que implica tener un alto potencial de contratación impositiva. Son, en definitiva, aquellas acciones que han experimentado una mayor caída en sus precios desde el momento en que tuvieron su precio máximo del año hasta el final del mes de noviembre de dicho año. Por otra parte, la cartera denominada PCI 5 contiene las acciones con una menor probabilidad de ser negociadas por razones impositivas. Son las que han experimentado una menor caída de sus precios desde el máximo nivel del año hasta el 30 de noviembre de cada año. Debemos señalar que cada cartera contiene aproximadamente el mismo número de acciones. Dado que disponemos de 98 valores y que no todos ellos tienen datos completos durante el período muestral, las cinco carteras tienen, en promedio, un total de 18 acciones. Naturalmente, aunque las carteras mantienen las mismas características en todos los años, sus componentes pueden variar de año en año. Puede apuntarse, sin embargo, que las acciones que pertenecen a carteras con una mayor probabilidad de negociación impositiva son acciones que presentan, en promedio, una menor capitalización.

Las medias de la rotación ajustada para cada una de las cinco carteras para los meses de diciembre, enero y febrero aparecen en el Cuadro 2.[11] El resultado más llamativo del Cuadro 2 es la media de la rotación ajustada durante los tres meses para la cartera PCI 1. Tal como sugieren las hipótesis B y C de la sección segunda del trabajo, las acciones que tienen una alta probabilidad de ser negociadas por razones fiscales experimentan una rotación ajustada positiva y significativa en diciembre y en enero. Cabe señalar que incluso la rotación de febrero es positiva y significativa aunque, como era previsible, su magnitud disminuye en relación a los otros dos meses.[12]

---

[11] Nótese que, dada la utilización del PCI, no tiene demasiado sentido analizar la rotación ajustada de cada cartera para los meses de marzo a noviembre. En un momento determinado (no definido a priori) dejará de ser relevante lo ocurrido con los precios en el año inmediatamente anterior para ser relevante lo que ocurre a lo largo del año actual. Por este motivo no se presentan los resultados para dichos meses.

[12] El estadístico t se obtiene al promediar en primer lugar sobre cada mes para, posteriormente, promediar sobre cada empresa perteneciente a las diferentes carteras.

CUADRO 2

ROTACION AJUSTADA MEDIA SEGUN POTENCIAL DE CONTRATACION IMPOSITIVA PARA LOS MESES ALREDEDOR DE FINAL DE AÑO EN 1990-1993

(en porcentajes)

Potencial contratación impositiva	Rotación ajustada media diciembre*	Rotación ajustada media enero	Rotación ajustada media febrero
PCI 1	0,838	1,353	0,321
	(3,28)	(9,27)	(2,09)
PCI 2	—0,925	—0,366	—0,252
	(—8,20)	(—2,50)	(—1,43)
PCI 3	—0,049	—0,557	—0,384
	(—0,16)	(—4,08)	(—6,19)
PCI 4	—0,040	—0,401	0,238
	(—0,08)	(—2,43)	(1,18)
PCI 5	0,249	0,036	0,324
	(0,44)	(0,20)	(0,98)

* Estadístico t en paréntesis.

Nota: La rotación ajustada por la influencia del comportamiento del mercado se estima para cada acción i y en cada mes t mediante las regresiones siguientes:

$$ROT_{it} = a_i + b_i\, ROT_{mt} + e_{it}$$

donde t incluye todos los meses desde mayo de 1990 hasta mayo de 1993, siendo ROT_{it} el volumen de cada acción i en cada mes t dividido por el número de títulos desembolsados para cada empresa en la muestra. La rotación ajustada es:

$$ROTA_{it} = ROT_{it} - (\hat{a}_i + \hat{b}_i\, ROT_{mt})$$

donde t incluye ahora todos los meses. PCI 1 está formada por las empresas que tienen una mayor probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales, mientras que PCI 5 está formada por las empresas que tienen una menor probabilidad de ser negociadas por motivos impositivos. Cada grupo se forma según el precio máximo de cada acción en cada año en relación al precio final de cada mes de noviembre.

Los resultados para las carteras PCI 2 a PCI 4 tienden a presentar rotaciones ajustadas medias negativas y, en el caso de enero, significativamente diferentes de cero. Esto implica que las estrategias fiscales parecen concentrarse en acciones con un comportamiento pasado de sus precios especialmente negativos.[13]

Finalmente, la rotación ajustada se vuelve positiva aunque no significativamente distinta de cero para las acciones con mejor comportamiento medido en relación a su nivel de precio máximo hasta finales de noviembre.

Para profundizar en los resultados anteriores, decidimos realizar regresiones de sección cruzada en cada uno de los meses desde mayo de 1990 hasta mayo de 1993 con todas las acciones disponibles en cada uno de dichos meses. De esta forma, tendremos en cada mes:

$$ROTA_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i;\ i = 1, \ldots, N \qquad (7)$$

[13] Este resultado es consiste con la evidencia presentada por Basarrate y Rubio (1994a) utilizando precios en lugar del volumen de contratación.

donde $ROTA_i$ es la rotación ajustada para cada empresa en el correspondiente mes y D_i es igual a 1 si la empresa i pertenece a cualquiera de las carteras PCI 2 hasta PCI 5, mientras que será igual a 0 si la acción i forma parte de la cartera PCI 1. De esta forma podemos analizar si los resultados extremos obtenidos en el cuadro anterior son estadísticamente significativos. Las regresiones contienen entre 88 y 98 empresas dependiendo del mes. En estas regresiones, $\alpha + \beta$ representa la rotación ajustada de las acciones comprendidas en las carteras PCI 2 hasta PCI 5, α es la rotación ajustada relativa a la cartera PCI 1 y el estadístico t del coeficiente β indica la diferencia estadística entre la rotación ajustada de ambos grupos de acciones.

Los resultados aparecen en el Cuadro 3. La primera columna del panel A contiene las estimaciones del coeficiente α que, por construcción, son idénticas a las medias obtenidas en el cuadro anterior. Además, lo que se observa en el Cuadro 3 es que la diferencia entre la rotación ajustada de las acciones con una alta probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales es estadísticamente superior al resto de las acciones de la muestra durante los meses de enero y diciembre.[14] Lo más sorprendente, sin embargo, no es tanto el grado de diferencia estadística sino la importancia económica del resultado. Así, el Cuadro 3 sugiere que en diciembre las acciones que se negocian por razones impositivas tienen una rotación ajustada media del 0,84 por ciento, mientras que el resto presenta una rotación ajustada media negativa del 0,20 por ciento. Teniendo en cuenta que la rotación media del mercado que presentábamos en el Cuadro 1 era del 3,52 por ciento, podemos afirmar que las acciones de las carteras PCI 2 a PCI 5 tienen un 24 por ciento menos de volumen de contratación en diciembre que las acciones negociadas por razones fiscales.[15]

En enero, la relevancia económica de la diferencia de negociación entre ambos grupos alcanza un 34 por ciento menos de contratación para los grupos PCI 2-PCI 5 que para las acciones pertenecientes a la cartera PCI 1.

---

[14] Los coeficientes que aparecen en el Cuadro 3 son la media aritmética de las 38 estimaciones realizadas desde mayo de 1990 hasta mayo de 1993. Los estadísticos t son, asimismo, simples medias. Cuando estos estadísticos t se multiplican por $\sqrt{12}$ se distribuyen normalmente con media cero y desviación estándar igual a uno bajo la hipótesis nula de diferencia nula entre la rotación ajustada de ambos grupos de acciones. La desviación estándar de los coeficientes de cada una de las regresiones de sección cruzada se estima mediante la matriz de varianzas y covarianzas propuesta por White (1980).

[15] $(3{,}52 - 0{,}20)/(3{,}52 + 0{,}84) - 1 = -0{,}24$. Este cálculo refleja, en porcentaje, la diferencia de contratación mensual entre ambos grupos en relación a la contratación agregada media por mes.

CUADRO 3

ROTACION AJUSTADA MEDIA SEGUN POTENCIAL DE CONTRATACION IMPOSITIVA PARA LOS MESES ALREDEDOR DE FINAL DE AÑO EN 1990-1993 MEDIANTE REGRESIONES DE SECCION CRUZADA Y PROMEDIO TEMPORAL DE LOS COEFICIENTES (en porcentajes)

PANEL A: D_i = 1 si i está en PCI 2-PCI 5 y 0 en caso contrario

Meses	α*	β
Diciembre	0,838	—1,038
	(3,28)	(—3,35)
Enero	1,353	—1,640
	(9,27)	(—9,50)
Febrero	0,321	—0,329
	(2,09)	(—1,76)

PANEL B: D_i = 1 si i está en el 50% más alto de probabilidad de contratación impositiva y 0 en caso contrario

Meses	α	β
Diciembre	—0,013	0,046
	(—0,28)	(0,38)
Enero	0,280	—0,472
	(4,86)	(—4,16)
Febrero	0,040	0,042
	(1,25)	(0,50)

* Estadístico t en paréntesis.

Nota: Para cada mes de diciembre, enero y febrero entre 1990 y 1993, se realizan las siguientes regresiones de sección cruzada:

$$ROTA_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i;\ i = 1, ..., N$$

donde D_i toma el valor de 1 si i pertenece a cualquiera de los grupos PCI 2-PCI 5 y 0 si i pertenece al grupo PCI 1. α es la rotación de la cartera PCI 1, mientras que β representa la diferencia entre la rotación de los grupos PCI 2-PCI 5 y PCI 1. Alternativamente, el análisis se repite clasificando las acciones en cada año en dos únicos grupos (la mitad de las acciones en cada grupo) dependiendo también de sus probabilidades de ser contratadas por motivos fiscales. N va desde 88 a 98 acciones dependiendo del mes. En ambos casos, cada grupo se forma según el precio máximo de cada acción en cada año en relación al precio final de cada mes de noviembre.

Los resultados parecen apoyar las motivaciones fiscales en la contratación bursátil. Estamos en posición de argumentar que las hipótesis B y C de la segunda sección no pueden rechazarse. Alrededor del final del año fiscal (natural), el volumen de negociación bursátil se concentra en acciones que forman parte de estrategias fiscales. El motivo impositivo es, por tanto, relevante durante los meses de enero y diciembre.[16] Desafortunadamente, por construcción, y tal como hemos comentado

[16] Dado que las variables impositivas no aparecen de modo explícito en las estimaciones, debemos reconocer que resulta difícil ser concluyente en la interpretación de los resultados. En particular, tal como hemos señalado anteriormente, existen otras posibles motivaciones en la negociación bursátil, aunque cabe recordar que implicarían correlaciones positivas entre el comportamiento pasado de los precios y el volumen de contratación contemporáneo. En cualquier caso, Basarrate y Rubio (1994b) rechazan la hipótesis de estrategias maquilladoras por parte de los fondos de inversión, en el sentido de vender acciones perdedoras y comprar acciones ganadoras de forma que en el valor liquidativo queden reflejadas dichas actuaciones.

anteriormente, el análisis no se puede extender al resto de los meses. Necesitamos una forma alternativa de clasificar acciones. En el siguiente apartado de esta sección plantearemos de nuevo esta cuestión.

Por último, cabe señalar que el análisis anterior se repitió dividiendo la muestra total de acciones en dos grupos según su probabilidad de negociación impositiva. Los resultados aparecen en el panel B del Cuadro 3. La diferencia de contratación desde el punto de vista estadístico desaparece en diciembre y febrero aunque se mantiene en enero. Incluso para el mes de enero, nos encontramos que la diferencia del volumen de negociación entre ambos grupos ha descendido a un 12 por ciento. Parece posible concluir que las estrategias fiscales se concentran en el grupo de acciones donde la posibilidad de realizar minusvalías para compensar otros rendimientos bursátiles es particularmente clara.

5.3. Motivos de contratación en el mercado bursátil: acciones ganadoras frente a acciones perdedoras

Un planteamiento más general al estudiar el volumen de contratación en el mercado de valores consiste en analizar las motivaciones subyacentes a dicha negociación sin restringirnos a clasificaciones que intenten explícitamente buscar una determinada motivación. Asimismo, nos parece importante extender el análisis anterior al resto de los meses de forma que podamos obtener conclusiones. Esta idea, sin embargo, debe ser matizada ya que al mismo tiempo nos gustaría llevar a cabo una clasificación que discrimine entre motivaciones fiscales y motivaciones más generales como las planteadas en la sección segunda del trabajo.

Para ello clasificamos a todas las acciones en la muestra durante todos los meses entre noviembre de 1990 y mayo de 1993 de acuerdo con el comportamiento pasado de sus precios en dos períodos alternativos. Cada uno de estos períodos corresponden a un número de meses menor que 12 de manera que siempre nos movamos en un período clasificado como corto plazo por la legislación fiscal.[17]

La regla específica que nos permite clasificar a las acciones en un determinado grupo viene dada por la siguiente expresión:

---

[17] Más adelante añadiremos un nuevo período que nos permita movernos en un entorno calificado como largo plazo, donde se apliquen tipos medios en lugar del tipo marginal.

$$i = \text{ganadora en el mes t si } \frac{P_{it-1}}{P_{it-(n+1)}} > 1$$

$$i = \text{perdedora en el mes t si } \frac{P_{it-1}}{P_{it-(n+1)}} < 1 \qquad (8)$$

donde t comprende todos los meses desde noviembre de 1990 a mayo de 1993 y n es el número de meses sobre el que se basa la clasificación en perdedoras y ganadoras. En particular, n lo consideramos igual a 5 y 11 meses. Así, para n = 5 y si t es noviembre de 1990, calcularemos el cociente de precios para todas las acciones en la muestra que viene dado por:

$$\frac{\text{PRECIO}_i \text{ (octubre 90)}}{\text{PRECIO}_i \text{ (mayo 90)}}$$

mientras que si n = 11, el cociente será:

$$\frac{\text{PRECIO}_i \text{ (octubre 90)}}{\text{PRECIO}_i \text{ (noviembre 89)}}$$

Este cálculo se realiza para cada mes t y para cada período anterior n por lo que en cada uno de dichos meses los componentes de las carteras ganadora o perdedora cambiará. Sin embargo, para todos los meses, en el grupo de ganadoras siempre tendremos acciones ganadoras, mientras que en el otro grupo siempre tendremos acciones perdedoras.

Como la estimación de la última expresión nos obliga a retroceder hasta noviembre de 1989, el número de empresas con datos disponibles para todo el período se reduce a 70.

El procedimiento para distinguir entre el comportamiento del volumen de contratación de las ganadoras y las perdedoras es el mismo que empleamos en el apartado anterior. En particular, realizamos regresiones de sección cruzada para cada uno de los meses entre noviembre de 1990 y mayo de 1993:

$$\text{ROTA}_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i; \quad i = 1, \ldots, N \qquad (9)$$

donde ROTA_i es la rotación ajustada para cada empresa en el correspondiente mes t y D_i es igual a 1 si la empresa i es ganadora, mientras

que toma el valor 0 si i es perdedora. La interpretación de los coeficientes es equivalente a la efectuada anteriormente. Este análisis se lleva a cabo por separado tanto para un período anterior de 5 meses como para un período más largo de 11 meses.

Los resultados para n = 5 se presentan en el panel A del Cuadro 4. El análisis distingue los cuatro meses alrededor del final del año del resto de los meses. Estos últimos se tratan de forma conjunta.

CUADRO 4

ROTACION AJUSTADA MEDIA DE GANADORES, PERDEDORES Y ESTADISTICO t DE LA DIFERENCIA PARA DIFERENTES MESES Y SEGUN LA DEFINICION DE GANADOR-PERDEDOR, NOVIEMBRE 1990-MAYO 1993

(en porcentajes)

PANEL A: Definición de ganador/perdedor para n = 5 meses			
Meses	Perdedores	Estadístico t	Ganadores
Noviembre	0,095	—1,41	—0,156
Diciembre	—0,272	—1,76	—0,446
Enero	0,043	1,52	0,225
Febrero	—0,016	4,60	0,621
Marzo-Octubre	0,361	—0,28	—0,020
Todos los Meses	0,207	0,12	0,012
PANEL B: Definición de ganador/perdedor para n = 11 meses			
Meses	Perdedores	Estadístico t	Ganadores
Noviembre	0,194	—3,89	—0,619
Diciembre	—0,174	—2,78	—0,629
Enero	0,138	0,12	0,120
Febrero	0,208	1,70	0,414
Marzo-Octubre	0,085	—1,28	—0,064
Todos los Meses	0,088	—1,25	—0,108

Nota: La definición de ganador-perdedor depende de si $P_{t-1}/P_{t-(n+1)} > 1$ ó < 1 para n = 5 y 11 meses. Los coeficientes que aparecen en el cuadro son las medias de las series temporales de los coeficientes de las regresiones de sección cruzada realizadas en cada mes t con 70 empresas:

$$ROTA_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i;\ i = 1, ..., N$$

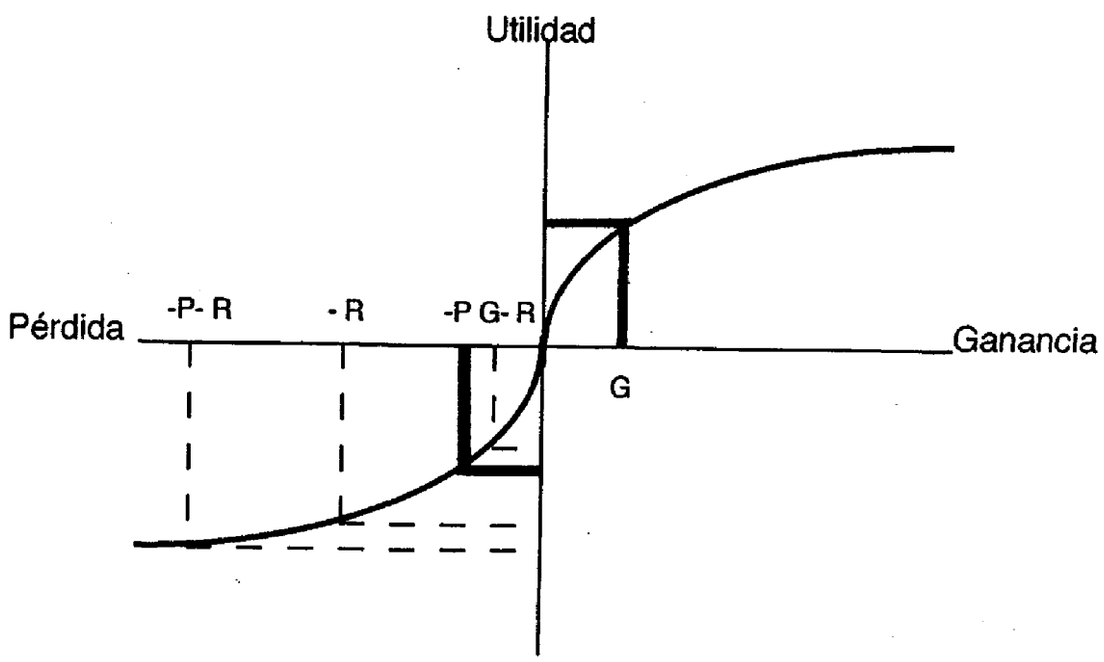
donde D_i es igual a 1 si i es ganadora y 0 en caso contrario. α representa la rotación ajustada media de los perdedores, $\alpha + \beta$ es la rotación ajustada media de los ganadores y el estadístico t indica la diferencia entre la rotación ajustada de ambos grupos.

La interpretación de estos resultados parece apuntar un comportamiento diferente entre los dos últimos meses del año y los dos primeros. Durante noviembre y diciembre las acciones perdedoras tienen una rotación ajustada superior a la rotación de las acciones ganadoras. La magnitud de la diferencia entre ambos grupos aumenta a medida que se aproxima el final del año. Sin embargo, dicha diferencia no es estadísticamente distinta de cero. Por el contrario, durante los dos primeros

meses del año, el volumen de contratación de las acciones ganadoras supera el volumen de las acciones perdedoras. Como antes, al ir alejándonos en el tiempo del principio del año, dicha diferencia aumenta y se hace estadísticamente significativa.

Para explicar este resultado, dado que se produce utilizando períodos de inversión calificados como corto plazo, debemos plantearnos alternativas diferentes a las motivaciones puramente fiscales. En principio, pensemos en tres posibles interpretaciones contrarias a estrategias puramente impositivas. En primer lugar, podemos atribuir la evidencia obtenida a que los inversores se muestran deseosos de realizar ganancias de capital. El argumento que favorece esta hipótesis y que se debe a Ferris, Haugen y Makhija (1988) puede resumirse mediante el siguiente gráfico:

GRAFICO 1
UTILIDAD ASIMETRICA



Esta función de utilidad contiene un segmento convexo sobre las pérdidas y un segmento cóncavo sobre las ganancias. Supongamos que el inversor no es ni ganador ni perdedor, lo que nos sitúa en un punto de referencia que coincide con el origen del gráfico. El inversor se enfrenta a dos posibles resultados con igual probabilidad. Puede obtener una ganancia, G, o una pérdida, —P. Dada la función de utilidad del gráfico, la utilidad esperada del individuo será cero por lo que se muestra indiferente ante los resultados.

Supongamos, por otra parte, que el inversor ha realizado una pérdida de capital igual a —R. Este será ahora el punto de referencia del inversor, siendo los dos posibles resultados con los que se enfrenta, —P—R y G—R. Como en el caso anterior, estos dos resultados tienen la misma probabilidad. Al estar el nuevo punto de referencia en el segmento convexo de la función de utilidad, la utilidad esperada de mantener la inversión es mayor que la utilidad asociada con la realización de una pérdida de capital. Este argumento implica que debe existir una cierta disposición de los inversores a realizar ganancias de capital y, sin embargo, no llevar a cabo pérdidas de capital ya que las ganancias acumuladas les llevarán a situarse en el segmento cóncavo de la función de utilidad.

En segundo lugar, nótese que la realización de ganancias de capital en febrero se aprovecharía de la conocida estacionalidad de precios durante enero. Dada la significativa subida de los precios que, en promedio, se produce durante los meses de enero, es posible que el nuevo nivel alcanzado favorezca la venta de títulos para realizar ganancias que estén por encima del posible impacto fiscal.

En tercer lugar, debe señalarse que siempre que exista un mayor volumen de negociación en las acciones ganadoras que, además, tienden a ser las acciones con menor volatilidad, resulta difícil identificar las motivaciones últimas de la negociación con precisión. Las acciones de menor volatilidad y mayor volumen suelen coincidir, en promedio, con las acciones que tienen una horquilla de precios menor, por lo que suelen tender a identificarse con las acciones de mayor liquidez. Esto implica una explicación alternativa a la ofrecida por los dos primeros argumentos. Naturalmente, esta posible dificultad en la interpretación de los resultados no aparece cuando el mayor volumen está asociado con las perdedoras.

El panel B del Cuadro 4, reproduce los resultados anteriores con una definición de ganadoras y perdedoras basada en 11 meses. En líneas generales, la evidencia empírica contenida en dicho panel es consistente con los resultados del panel A. Cabe destacar que las diferencias entre las acciones ganadoras y perdedoras en noviembre y diciembre son significativas. Este es un resultado que favorece la hipótesis de motivaciones fiscales en la negociación de final de año. Nótese que al utilizar 11 meses, nos acercamos más al planteamiento basado en la probabilidad de contratación impositiva que en el caso de los 5 meses. Por lo tanto, la importancia de la negociación de las perdedoras en los últimos meses del año no es sorprendente.

Por otra parte, aunque la contratación de las ganadoras supera al volumen de las perdedoras en enero y febrero, la diferencia no es significativamente distinta de cero.

Finalmente, observando ambos paneles, y para los meses comprendidos entre marzo y octubre, las perdedoras tienden a experimentar una rotación ajustada superior a las ganadoras. La significatividad estadística no es relevante, aunque aumenta considerablemente al tomar como referencia en la clasificación de las acciones 11 en lugar de 5 meses.

Los resultados del Cuadro 4 pueden contener ciertos problemas econométricos al depender de unos coeficientes potencialmente sesgados, ya que utilizan unas clasificaciones de las acciones individuales basadas en 5 y 11 meses que no son independientes. Lógicamente, cuando hemos asignado a una determinada acción al grupo de ganadoras por haber experimentado un elevado ascenso de su precio durante los últimos 5 meses, dicha acción tiene una mayor probabilidad de ser clasificada como ganadora al emplear 11 meses.

Con el fin de investigar este posible problema, decidimos repetir el análisis de regresiones cruzadas anterior aunque incluyendo en dichas regresiones las dos variables ficticias correspondientes a los 5 y 11 meses de forma simultánea. De esta forma, realizaremos para cada mes las siguientes regresiones:

$$ROTA_i = \alpha + \beta_5 D5_i + \beta_{11} D11_i + \varepsilon_i; \qquad i = 1, ..., N \tag{10}$$

donde $D5_i$ y $D11_i$ son igual a 1 si i es ganadora sobre los previos 5 y 11 meses respectivamente y 0 cuando i es perdedora para cada uno de dichos meses.

Los resultados para los distintos meses o conjuntos de meses aparecen en el Cuadro 5. El coeficiente α muestra la rotación ajustada si el precio disminuyó sobre los dos períodos previos de 5 y 11 meses, mientras que β_5 y β_{11} representan el impacto en la rotación ajustada de un aumento del precio cuando consideramos 5 y 11 meses respectivamente.

Analizando el mes de diciembre observamos que, si el precio disminuyó sobre los 5 y 11 meses anteriores, el volumen de contratación es —0,183; si el precio aumentó sobre los 5 meses anteriores y disminuyó sobre los 11 meses, la rotación ajustada es —0,043 (—0,183 + 0,140) y si el precio aumentó sobre ambos períodos la rotación es —0,593 (—0,183 + + 0,140 — 0,550). Es importante el resultado, tanto para noviembre como diciembre, que nos sugiere el coeficiente β_{11}. El impacto del com-

portamiento de los precios en un período anterior de 11 meses tiene un efecto considerable en el volumen de contratación. Podemos pensar que el impacto se produce a través de las estrategias de negociación fiscales, al ser la evidencia consistente con la hipótesis B de la segunda sección del trabajo. Una disminución en los precios conlleva un fuerte aumento en el volumen de negociación en los meses finales del año. Siendo más precisos, en relación a la rotación media del mercado que, según el Cuadro 1, era del 3,52 por ciento tendremos que en diciembre las acciones perdedoras tienen un volumen de negociación superior en un 7,3 por ciento al de las acciones ganadoras.[18]

CUADRO 5

EFECTOS DEL COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS SOBRE LA ROTACION AJUSTADA SEGUN LA CLASIFICACION DE GANADORES Y PERDEDORES EN LOS 5 Y 11 MESES ANTERIORES. NOVIEMBRE 1990-MAYO 1993

(en porcentajes)

Meses	α*	β_5	β_{11}
Noviembre	0,187	0,497	—1,141
	(0,39)	(1,85)	(—5,19)
Diciembre	—0,183	0,140	—0,550
	(—1,62)	(0,59)	(—3,11)
Enero	0,080	0,252	—0,190
	(0,45)	(1,71)	(—1,36)
Febrero	—0,027	0,661	—0,129
	(—0,36)	(3,72)	(—0,63)
Marzo-Octubre	0,383	—0,317	—0,132
	(1,09)	(—0,37)	(—1,05)
Todos los Meses	0,240	—0,044	—0,275
	(0,44)	(—0,74)	(—1,64)

* Estadístico t en paréntesis.

Nota: La definición de ganador-perdedor depende de si $P_{t-1}/P_{t-(n+1)} > 1$ ó < 1 para n = 5 y 11 meses. Los coeficientes que aparecen en el cuadro son las medias de las series temporales de los coeficientes de las regresiones de sección cruzada realizadas en cada mes t con 70 empresas:

$$ROTA_i = \alpha + \beta_5 D5_i + \beta_{11} D11_i + \varepsilon_i; \quad i = 1, ..., N$$

donde $D5_i$ y $D11_i$ son igual a 1 si i es ganadora sobre los previos 5 y 11 meses respectivamente y 0 cuando i es perdedora para cada uno de dichos períodos.

Tal como ocurría en el Cuadro 4, los resultados para los meses iniciales del año son diferentes de los meses finales del año. En enero, la igualdad entre acciones ganadoras y perdedoras es prácticamente total, aunque las perdedoras tienen un 0,50 por ciento más de rotación ajustada. Sin embargo, en febrero el dominio de las acciones ganadoras es definitivo. En particular,

[18] (3,52 — 0,183)/(3,52 — 0,41) — 1 = 0,073.

tienen un 13,8 por ciento de mayor volumen. Parece claro que en febrero existen motivaciones de contratación bursátil diferentes a las fiscales.

Finalmente, para los meses comprendidos entre marzo y octubre, nos encontramos que el volumen de contratación de las acciones perdedoras es un 27 por ciento superior al de las acciones ganadoras, lo cual es consistente con la hipótesis A sobre las motivaciones fiscales en la negociación bursátil.[19] Este porcentaje se convierte en un 17 por ciento si consideramos todos los meses.

En todos los resultados y análisis anteriores, nos hemos movido en un contexto de corto plazo a efectos fiscales. Nos parece relevante repetir el ejercicio de este último apartado para incluir un período de inversión de 13 meses a la hora de clasificar acciones en ganadoras y perdedoras. De este modo, la expresión (8) volvió a calcularse con n = 13.

Para que la hipótesis D pueda aceptarse, deberíamos observar un mayor volumen de negociación de las acciones ganadoras independientemente del mes que estemos analizando.

Los resultados del Cuadro 6 no parecen consistentes con la hipótesis anterior. El panel A contiene los resultados de las regresiones similares a las representadas por la expresión (9), mientras que el panel B corresponde a las regresiones de la ecuación (10). En este caso, sin embargo, ambos paneles son el resultado de emplear 13 meses para la definición de ganadoras y perdedoras. Los resultados son, básicamente, una repetición de la evidencia obtenida en los Cuadros 4 y 5.[20] En definitiva, el impacto por alcanzar la condición de largo plazo no parece tener importancia alguna en el volumen de negociación.

Debemos reconocer que aislar este impacto no es sencillo. De acuerdo con Constantinides (1984), la hipótesis D defiende literalmente que la realización de las ganancias de capital debería ocurrir inmediatamente después del restablecimiento de la condición de largo plazo. Por este motivo, decidimos emplear 13 meses en las estimaciones del Cuadro 6. Sin embargo, es posible que los resultados hubieran sido diferentes con un número alternativo de meses para definir ganadoras y perdedoras. Así, el hecho que no se encuentre evidencia favorable a la hipótesis D podría explicarse por la existencia de coeficientes reductores en función del plazo de la inversión, lo

---

[19] (3,52 + 0,383)/(3,52 — 0,449) — 1 = 0,271.

[20] Cabe destacar el cambio de signo del coeficiente β_{13} que se produce en el panel B para el mes de noviembre y la disminución de la importancia que tiene el volumen de las perdedoras en diciembre. Existe una cierta diferencia en los últimos meses del año entre el coeficiente correspondiente a 11 meses y el de los 13 meses. Sin embargo, no obtenemos magnitudes relevantes desde el punto de vista estadístico.

cual incentivaría a mantener la inversión por un plazo superior a 13 meses. Asimismo, la venta por motivos fiscales de valores que hayan experimentado rentabilidades positivas en los últimos trece meses sólo afectará, en principio, al volumen de inversión de los agentes que hayan comprado justamente 13 meses antes, el cual representará una fracción muy pequeña de la capitalización del valor en cuestión.[21] En cualquier caso, cabe recordar que Dammon, Dunn y Spatt (1989) matizan la importancia que tiene la hipótesis D debido a la influencia significativa que tiene el comportamiento del mercado durante el período de inversión.

CUADRO 6

EFECTOS DEL COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS SOBRE LA ROTACION AJUSTADA SEGUN LA CLASIFICACION DE GANADORES Y PERDEDORES EN LOS 11 Y 13 MESES ANTERIORES. NOVIEMBRE 1990-MAYO 1993 (corto frente a largo plazo) (en porcentajes)

PANEL A: $ROTA_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i$; $i = 1, ..., N$ ($n = 13$ meses)

Meses	Perdedores	Estadístico t	Ganadores
Noviembre	0,106	—2,60	—0,413
Diciembre	—0,224	—3,01	—0,606
Enero	0,099	0,57	0,086
Febrero	0,088	3,51	0,687
Marzo-Octubre	0,126	—0,83	—0,052
Todos los Meses	0,084	—0,66	—0,055

PANEL B: $ROTA_i = \alpha + \beta_{11}D11_i + \beta_{13}D13_i + \varepsilon_i$; $i = 1, ..., N$

Meses	α*	β_{11}	β_{13}
Noviembre	0,172	—1,019	0,357
	(0,37)	(—3,95)	(1,73)
Diciembre	—0,175	—0,416	—0,054
	(—1,56)	(—2,32)	(—0,45)
Enero	0,126	—0,099	0,143
	(0,95)	(—1,06)	(1,51)
Febrero	0,084	—0,264	0,659
	(0,84)	(—0,02)	(2,55)
Marzo-Octubre	0,163	—0,053	—0,137
	(0,55)	(—1,14)	(—1,04)
Todos los Meses	0,120	—0,207	0,023
	(0,40)	(—1,41)	(0,58)

* Estadístico t en paréntesis.

Nota: La definición de ganador-perdedor depende de si $P_{t-1}/P_{t-(n+1)} > 1$ ó < 1 para $n = 11$ y 13 meses. Los coeficientes que aparecen en el cuadro son las medias de las series temporales de los coeficientes de las regresiones de sección cruzada realizadas en cada mes t con 70 empresas que aparecen en los paneles A y B, donde $D11_i$ y $D13_i$ son igual a 1 si i es ganadora sobre los previos 11 y 13 meses respectivamente y 0 cuando i es perdedora para cada uno de dichos períodos.

[21] Quisiéramos agradecer a uno de los evaluadores sus sugerencias en este sentido.

6. CONCLUSIONES

La conclusión que podemos alcanzar, a la vista de los análisis efectuados en este trabajo, tiende a favorecer la importancia de las motivaciones fiscales en la contratación que observamos en el mercado de valores, al medir dicha contratación como porcentaje sobre el total de las acciones desembolsadas. Sin duda, tal como se manifiesta en febrero, una vez que clasificamos acciones como ganadoras y perdedoras, este resultado no significa que las estrategias fiscales sean las únicas que motivan los intercambios de acciones entre los inversores. En la misma línea, podemos afirmar que el restablecimiento de la condición de largo plazo en el período de inversión no parece afectar significativamente al volumen de negociación.

Sin embargo, podemos concluir que, al menos durante los dos meses finales del año, las estrategias fiscales parecen condicionar significativamente las estrategias de negociación en el mercado continuo. Debemos recordar, asimismo, que al clasificar acciones de forma explícita en función de su probabilidad de ser negociadas por razones fiscales, la evidencia del principio de año también es favorable a las motivaciones fiscales.

Naturalmente, sería conveniente repetir este análisis una vez que dispongamos de series mensuales más largas sobre el número de acciones negociadas a nivel individual. En particular, es interesante señalar que durante el período muestral se produjo un cambio de régimen impositivo de las minusvalías y las plusvalías. Dado el tamaño de la muestra, no es posible dividir el análisis en los dos subperíodos que presentan una legislación fiscal diferente. Es difícil aventurar el impacto de dicho cambio en nuestros resultados, aunque parece poco probable que los modificasen sustancialmente. Debe recordarse que el cambio en la legislación representa una variación en la magnitud de la imposición pero no en su signo. En cualquier caso, como una primera aproximación, los resultados de este trabajo contienen evidencia que puede ayudar a profundizar en el conocimiento que tenemos sobre el funcionamiento de nuestro mercado de valores.

REFERENCIAS

Badrinath, S. y W. Lewellen (1991). «Evidence on Tax-Motivated Securities Trading Behavior», *Journal of Finance.*

Basarrate, B. y G. Rubio (1994a). «La Imposición sobre Plusvalías y Minusvalías: Sus Efectos sobre el Comportamiento Estacional del Mercado de Valores», *Revista Española de Economía.*

Basarrate, B. y G. Rubio (1994b). «El Efecto Maquillaje de las Instituciones de Inversión Colectiva, la Legislación Fiscal y la Estacionalidad del Mercado de Valores», *Ekonomiaz* (Revista Vasca de Economía).

Bolster, P., Lindsey, L. y A. Mitrusi (1989). «Tax-Induced Trading: The Effect of the 1986 Tax Reform Act on Stock Market Activity», *Journal of Finance.*

Constantinides, G. (1984). «Optimal Stock Trading with Personal Taxes: Implications for Prices and the Abnormal January Returns», *Journal of Financial Economics.*

Dammon, R., Dunn, K. y C. Spatt (1989). «A Reexamination of the Value of Tax Options». *Review of Financial Studies.*

Dyl, E. (1977). «Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior». *Journal of Finance.*

Ferris, S., Haugen, R. y A. Makhija (1988). «Predicting Contemporary Volume with Historic Volume at Differential Price Levels: Evidence Supporting the Disposition Effect». *Journal of Finance.*

Griffiths, M. y R. White (1993). «Tax-Induced Trading and the Turn-of-the-Year Anomaly: An Intraday Study». *Journal of Finance.*

Lakonishok, J. y S. Smidt (1984). «Volume and Turn-of-the-Year Behavior». *Journal of Financial Economics.*

Lakonishok, J. y S. Smidt (1986). «Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading». *Journal of Finance.*

Reinganum, M. (1983). «The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects». *Journal of Financial Economics.*

Sheffrin, H. y Statman, M. (1985). «The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence». *Journal of Finance.*

White, H. (1980). «A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity». *Econométrica.*

ABSTRACT

This paper contains empirical evidence about the relevance of tax-induced trading in the stock market. It turns out that it is possible to explain the abnormal volume of trading in the market by analyzing the characteristics of the price-dependent trading. The results confirm the importance of tax-induced trading strategies in the Spanish stock market. This is especially the case during the last months of the year.

Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español*

XAVIER FREIXAS
Universitat Pompeu Fabra

JOSE DE HEVIA
Universidad Complutense

ALEJANDRO INURRIETA
Universidad de País Vasco

1. INTRODUCCION

Una actividad habitual de las entidades financieras es la concesión de créditos a empresas y a familias. Dicha actividad supone un riesgo para estas instituciones pues siempre existe una cierta probabilidad de que un crédito se convierta primero en dudoso, luego en moroso y por último, en fallido, lo que de ocurrir provoca un deterioro en el balance de esas entidades. La persistencia de una situación de continuos morosos y fallidos puede acarrear la quiebra de alguna entidad financiera y, en consecuencia, desencadenar una pérdida de confianza y de estabilidad en el sistema financiero.

En este sentido, aunque las carteras de los bancos se hallen perfectamente diversificadas, los ciclos económicos, al afectar conjuntamente a empresas y familias, inciden necesariamente, a través del aumento de los volúmenes de créditos morosos dudosos y fallidos, en la rentabilidad *ex-post* de las operaciones crediticias. Por tanto, es lógico pensar que existan importantes oscilaciones cíclicas en los créditos morosos de las entidades financieras. Dicha variable puede constituir pues, un indicador del efecto que tiene el ciclo económico sobre el valor de los activos de estas entidades (los créditos) y, por tanto, puede constituir un indicador de su riesgo de quiebra.

* Los autores agradecen los comentarios de Samuel Bentolila, así como los de tres evaluadores anónimos. Para la realización de este estudio, José de Hevia contó con la financiación económica de la Fundación Caja de Madrid.

Así, la construcción de un modelo explicativo del nivel de créditos morosos como respuesta natural a la variación de las principales variables macroeconómicas, muchas de ellas indicativas del estado del ciclo, constituye un primer paso en la elaboración de un sistema de indicadores del estado de salud del sector financiero y, por ende, de la situación macroeconómica general. De hecho, es habitual que cada nuevo dato conocido de morosidad sea analizado por los responsables de la estabilidad del sistema financiero español en clave de *luz de aviso* de la situación de dicho sistema.

Por otro lado, existe una creciente preocupación por la solvencia de las entidades de crédito en España. Detrás de esta preocupación no sólo se encuentra la reciente crisis de Banesto y la actual situción de crisis económica, sino también el hecho de que la estructura de la competencia en el sector financiero ha cambio notablemente a lo largo de los últimos años. En efecto, la mayor competencia tanto por la captación de pasivos (por ejemplo (p.ej.) *supercuentas*) como por la de activos (p.ej. *superhipotecas*), puede haber llevado a las entidades, por un lado, a un incremento del riesgo y, por otro, a una modificación de la estructura y comportamiento de ese riesgo. En este sentido, las posibles modificaciones significativas en el comportamiento reciente de la morosidad pueden constituir un indicio sobre la existencia de cambio en el nivel, comportamiento, etc., del riesgo real asumido por las entidades de crédito.

Ahora bien, debe quedar claro que, en último término, el objetivo final de este trabajo exploratorio no es contrastar ninguna teoría sobre la morosidad, sino encontrar evidencia empírica en favor de la existencia de una relación entre un conjunto de variables macroeconómicas y la evolución de la morosidad bancaria.

Además de esta Introducción, el trabajo contiene cuatro secciones más, y tres apéndices. Como punto de partida del análisis empírico, en la sección 2 se recoge una descripción de los principales rasgos característicos de la evolución de la morosidad bancaria en España. En la sección 3 se hace una breve revisión de la literatura, que sirve como punto de partida para la elaboración del modelo empírico que se analiza en esa misma sección. Tras presentar, en la sección 4 los resultados de las estimaciones del modelo empírico propuesto, en la sección 5 aparecen las principales conclusiones del trabajo. El artículo se cierra con tres apéndices que contienen la fuente de los datos empleados y diferentes aspectos parciales del estudio.

2. LA EVOLUCION DE LA MOROSIDAD BANCARIA: UNA BREVE DESCRIPCION

Las meras variaciones nominales del volumen de créditos que conceden las entidades financieras a las empresas y familias, tienen un *efecto escala* sobre la evolución del total de morosidad. De este modo, si se desea tener una idea sobre el peligro *real* que supone para dichas entidades la existencia de un determinado volumen de morosidad, se debe descontar ese efecto escala y, por tanto, considerar mejor el cociente entre la morosidad total y el crédito concedido como variable indicador de dicho riesgo, que no el volumen nominal de créditos morosos. Por este motivo, la variable que se analiza en este estudio es dicha *ratio,* a la que denominaremos a partir de ahora *ratio de morosidad (rmor).*

Llegados a este punto, conviene aclarar algunos aspectos metodológicos y de definición de la variable relevante del análisis:

(a) No se debe olvidar que, en última instancia, la evolución de la *ratio* es tanto fruto de la evolución del volumen total de morosidad como del volumen total de crédito concedido al sector privado.

(b) El estudio aquí presentado se restringe a los bancos. No obstante, las particularidades de cada tipo de institución financiera aconsejan un tratamiento diferenciado del fenómeno en cada uno. Por tanto, como ampliación posible de este trabajo queda el estudio del fenómeno en las Cajas de Ahorro y Cooperativas de Crédito.

(c) La definición de *morosidad bancaria* ha pasado por diferentes vicisitudes a lo largo del período muestral analizado (1973 a 1992)[1]. Por ello, el tratamiento de dicha serie presenta algunos problemas fácilmente subsanables mediante el análisis de intervención en series temporales.

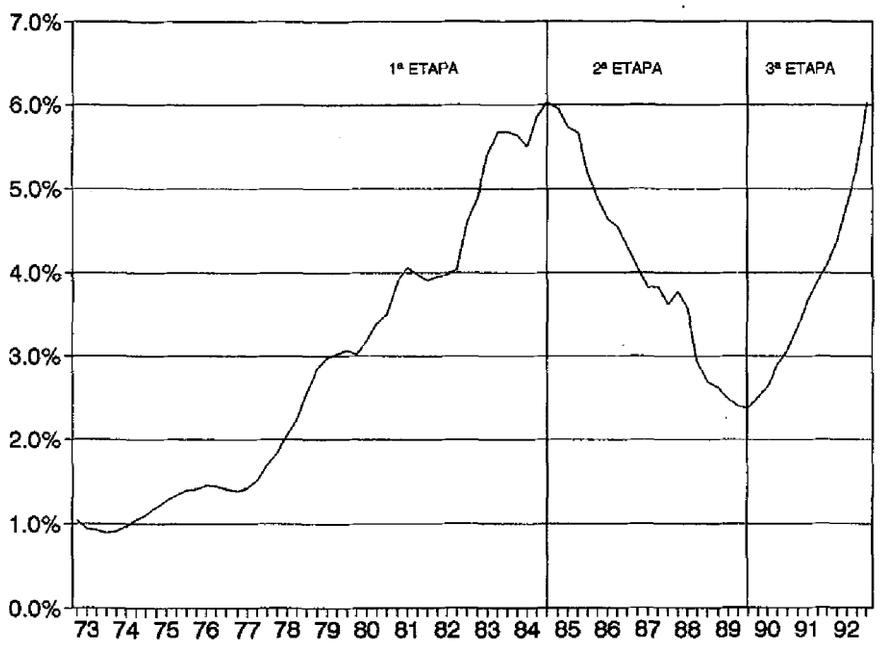
(d) El denominador de la *ratio* contiene la serie «Crédito al sector privado dispuesto por los bancos», siendo la fuente de los datos, al igual que para la morosidad, el Boletín Estadístico del Banco de España (BE) en soporte magnético, con fecha marzo de 1993.

Hechas estas matizaciones, y como paso previo al estudio de la relación, creemos que merece la pena analizar, aunque sea de modo descriptivo, cuál ha sido el comportamiento de la variable objeto de estudio así como sus principales propiedades estadísticas. En este sentido, el Gráfico 1 muestra la evolución trimestral de la *ratio* de morosidad a lo

[1] Véase a este respecto el Apéndice 1.

largo del período analizado; es decir, desde el primer trimestre de 1973 y hasta el último de 1992[2].

GRAFICO 1
***RATIO* MOROSIDAD - CREDITO BANCARIO**



Dicho gráfico contiene evidencia en favor de considerar a la *ratio* como una variable no estacionaria ni en media ni en varianza. Para profundizar en el conocimiento de las propiedades estadísticas de la *ratio* se llevó a cabo el análisis univariante de la serie, así como una batería de contrastes de presencia de raíces unitarias. La conclusión fue que la *ratio* de morosidad precisaba la transformación logarítmica y que contenía dos raíces unitarias de tipo regular; es decir que la serie ln(ratio) es I(2,0)[3].

Por otro lado, en el Gráfico 1 se puede observar que existen tres etapas claramente diferenciadas en la evolución tendencial de la *ratio* de morosidad: la primera se caracteriza por un crecimiento prácticamente continuo de la *ratio,* que pasa, de aproximadamente el 1% al principio de la muestra, a algo más del 6% en el último trimestre de 1984 y el primero de 1985. No obstante, el proceso de crecimiento es mucho más lento al principio del período. En la segunda etapa, que cubre desde el

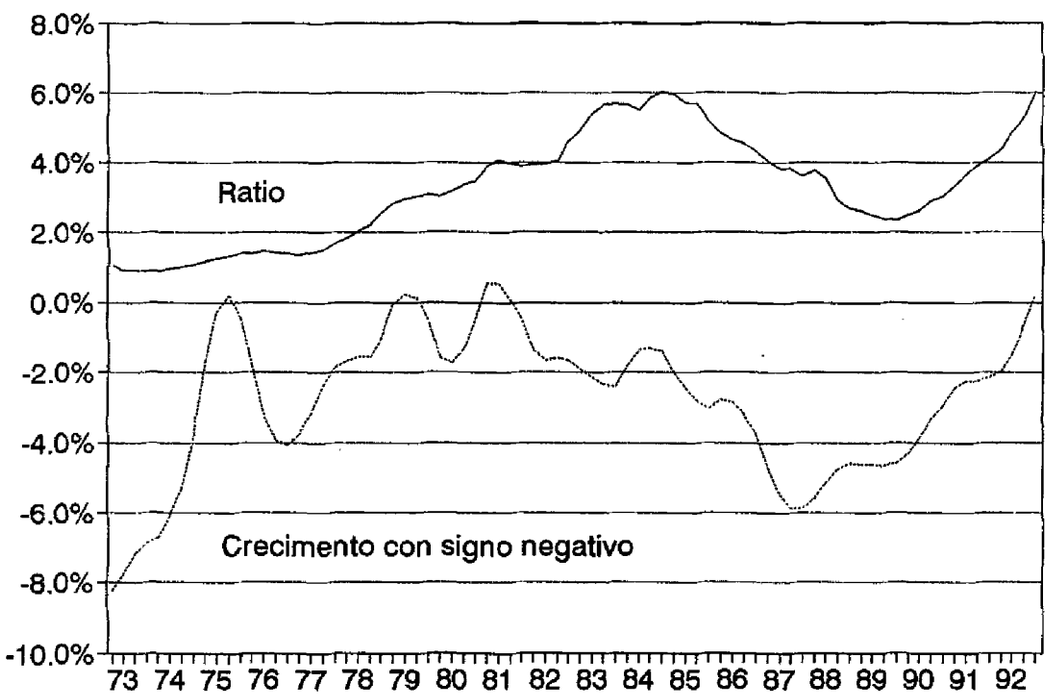
[2] A pesar de estar disponibles, no se presentan los datos con frecuencia mensual por emplearse posteriormente en el análisis de la relación los datos con periodicidad trimestral. La agregación trimestral se realizó como media geométrica de los datos mensuales por ser la variable objeto de estudio heterocedástica, y en consecuencia poseer mejores propiedades estadísticas la variable transformada logarítmicamente, que en niveles.

[3] Véase el Apéndice 2 para más detalle.

segundo trimestre de 1985 al cuarto de 1989, se produce una continua caída de la *ratio*, que tiene su origen en la caída de la morosidad nominal. Sin embargo, no se alcanzan niveles tan bajos como los del principio de la muestra. Por último, la tercera etapa abarca el final de la muestra, y se caracteriza igualmente que la primera por el aumento de la *ratio*, aunque en esta ocasión dicho aumento es más rápido.

Obviamente, esta evolución tendencial de la *morosidad* requiere un estudio profundo para revelar sus posibles causas. En este sentido, en los siguientes apartados se trata de determinar, primero desde la óptica teórica, y después desde la empírica, el conjunto de diferentes variables que han podido condicionar la evolución de la *ratio* de morosidad. Se debe señalar que llama poderosamente la atención que las tres etapas descritas coinciden aproximadamente en el tiempo con las tres fases del ciclo económico por las que ha pasado la economía española durante los últimos años. Es decir, parece que la morosidad crece durante las fases de escaso creciento económico y decrece en la fase de fuerte crecimiento económico. Sirva a título ilustrativo de este hecho el Gráfico 2, en el que se muestra la evolución de la *ratio* y de la tasa anual de crecimiento, cambiada de signo, del PIB español trimestralizado por el Instituto Nacional de Estadística (INE).[4]

GRAFICO 2
***RATIO* DE MOROSIDAD Y CRECIMIENTO REAL DEL PIB**



[4] Véase el Apéndice 2 para más detalles sobre la fuente y las propiedades de esta serie.

Surge así, de modo natural, una de las principales cuestiones a las que se trata de responder con el análisis de la relación: ¿Está la morosidad condicionada por el estado del ciclo económico? Y, de ser así, ¿hasta qué punto? ¿Qué otras variables macroeconómicas pueden estar afectando a la morosidad?

3. DETERMINANTES DE LA MOROSIDAD

3.1. Un breve repaso a la literatura

La literatura sobre el análisis de los determinantes de la morosidad bancaria es escasa. De hecho, no existe ninguna teoría estructurada que trate de analizar este fenómeno. En cambio, sí que existe una amplia reflexión sobre las causas de *las quiebras empresariales* desde distintos puntos de vista (Beaver, 1967, Altman, 1968 y 1983, Stiglitz, 1972, Deakin, 1972 y Scott, 1981). Así, dada la similitud que existe entre el problema de la quiebra y el de la morosidad, dicha literatura puede constituir un buen punto de partida para analizar el problema que nos ocupa.

Efectivamente, parece sensato pensar que dudosos y morosos se producen por causas próximas a las que desencadenan la suspensión de pagos y la quiebra de las sociedades: las dificultades de las empresas para obtener la liquidez necesaria para hacer frente a sus compromisos desencadenará, en primer lugar, un retraso en los pagos pactados con las entidades de crédito, y si dichas dificultades no se resuelven, desencadenará ulteriormente un proceso de suspensión de pagos o quiebra.

De toda la literatura sobre las quiebras empresariales nos detendremos en los artículos de Altman (1983), Wadhwani (1984 y 1986) y Davis (1987) pues, dado que en ellos se analizan los efectos de variables macroeconómicas sobre las quiebras empresariales, constituyen el principal punto de referencia para elaborar el modelo empírico que más tarde presentamos. En concreto, el trabajo empírico de Altman pone de manifiesto que el crecimiento económico, las expectativas de los agentes sobre la evolución futura de la economía y las condiciones crediticias, ayudan a explicar la evolución de las quiebras empresariales en los Estados Unidos entre 1951 y 1978. Los trabajos de Wadhwani y Davis anteriormente citados, revelan que la evolución de variables como inflación, salarios y tipos de interés pueden ser relevantes para explicar las quiebras empresariales.

Existe además toda una literatura que desde una óptica microeconómica consigue explicar parte de las quiebras empresariales. En este sentido, Altman (1986), a partir del estudio del ciclo de la vida de una empresa y de los préstamos, concluye que, como fruto de la inexperiencia, las empresas tienen mayor probabilidad de hallarse en dificultades cuando tienen una edad inferior a cinco años. Así, como la creación de empresas nuevas se produce fundamentalmente cuando el ciclo económico se halla en su fase expansiva, se pueden combinar dos ciclos distintos: el económico y el empresarial. No obstante, dado que nuestro análisis tiene un enfoque más macro que microeconómico, y dado el carácter agregado de las variables que se van a emplear, no se contrastará aquí este tipo de hipótesis para el caso español. Queda, no obstante, esta laguna del trabajo como posible ampliación del mismo.

Al margen del estudio de la quiebra empresarial, existen otras líneas de investigación, tanto teóricas como empíricas, que pueden realizar aportaciones al análisis de la morosidad. Así, puesto que un volumen determinado de créditos morosos o dudosos puede desencadenar una quiebra bancaria, el análisis de estas variables se puede relacionar específicamente con la literatura de las quiebras bancarias (véase Orgler y Wolkowitz (1976) y Altman *et al.* (1981) para una revisión de esta literatura). No obstante, esa relación no es directa. El que *ex-post* quiebre o no un banco tras haber estado sometido a un determinado nivel de morosos, va a depender del grado de capitalización de dicho banco y de las dotaciones que al uso se hayan realizado. Por tanto, desde esta perspectiva, el análisis de la morosidad se podría considerar un análisis *ex-ante* de la probabilidad de que una entidad financiera se encuentre con poblemas que la lleven a la quiebra *ex-post*. De manera que analizar la evolución de la morosidad sería análogo a explorar una situación que podría llevar a una falta de confianza y de estabilidad en el sistema bancario.

Otra fuente de interés para el estudio de la morosidad la constituye el análisis de la predicción de fallidos bancarios. En general, en este tipo de análisis se da gran relevancia a las distintas *ratios* que conforman la estructura del balance de una empresa para determinar la probabilidad que tiene dicha empresa de convertirse en fallido (véase por ejemplo Meyer y Pifer, 1970). A este respecto, la modelización financiera permite elaborar un modelo teórico de los fallidos en el que se establece qué variables son determinantes en la evaluación del riesgo y cómo dichos determinantes se modifican con la evolución del ciclo económico. La

modelización teórica de fallidos más sencilla, pero a la vez rigurosa, tiene su origen en el trabajo de Merton (1974). En él se modeliza el contrato de deuda a partir de la teoría de las opciones, lo que permite determinar que la *ratio* de endeudamiento, definida a partir del valor presente de la deuda contraída sobre el valor de mercado de la empresa, los tipos de interés y la volatilidad del valor de mercado, son las variables que inciden en el riesgo de crédito.

En cualquier caso dada la riqueza de análisis que permite, y a pesar de que los resultados que posteriormente se presentan se pueden interpretar en los diferentes contextos descritos, nuestra principal fuente de modelización la constituyen los modelos de quiebras empresariales en general, y el de Wadhwani (1984 y 1986) en particular. Analicemos brevemente las características fundamentales de esta modelización.

3.2. Un modelo teórico de quiebras empresariales

La modelización empírica de este trabajo se fundamenta en el modelo de quiebras empresariales de Wadhwani (1984 y 1986), ampliado con las sugerencias de Altman (1983) y Davis (1987). En cualquier caso, debe quedar claro, en primer lugar, que en nuestro caso no son las quiebras empresariales lo que se trata de explicar, sino la *ratio* de morosidad en el sector bancario. Supondremos, por tanto, que existe una relación directa entre morosidad y quiebra de una empresa. De manera que modelizar la morosidad es equivalente a modelizar las quiebras.

En segundo lugar, la *ratio* que manejamos, no sólo es fruto del comportamiento de las empresas sino también de los hogares. Las personas físicas pueden tener créditos dudosos y morosos determinados por factores macroeconómicos posiblemente distintos de los que afectan a las empresas. Por ello, sería muy interesante ampliar el presente estudio desagregando los morosos por categorías de crédito (crédito hipotecario, al consumo, a sociedades, etc.) y tratar de analizar las diferencias que existen entre la morosidad empresarial y la individual.

En tercer lugar, el objetivo último del análisis empírico no es la contrastación formal de ninguna teoría económica, sino realizar un análisis empírico, fundamentalmente exploratorio, de las variables que pueden ayudar a conocer mejor la evolución de la morosidad, y que, sobre todo, pueda constituir el punto de partida para posteriores análisis teóricos y empíricos.

Hechas estas matizaciones, podemos analizar los rasgos fundamentales de la modelización de las quiebras en base a la que se elabora posteriormente el modelo empírico.

En el *corto plazo,* en *un mundo competitivo* y *sin inflación,* una empresa elegirá su nivel de empleo (L) de modo que éste maximice sus beneficios esperados (BN), netos del coste esperado de quiebra (C), donde:

$$E(BN) = E(\tilde{p})\, F(L) - WL - C\mu(.) \qquad (1)$$

siendo E(.) el operador de esperanzas, $\tilde{p}$ el precio del producto, F(L) una función de producción doblemente diferenciable y con rendimientos decrecientes, W el salario, C el coste de la quiebra, y $\mu(.)$ la probabilidad de quiebra.

Hay que señalar que $\tilde{p}$ es la única variable aleatoria del modelo. No obstante, se supone que posee una función de densidad conocida, con una media $\bar{p}$ y una desviación típica σ.

Por otro lado, Wadhwani supone que esta empresa posee un nivel de endeudamiento permanente, D, a un tipo de interés, r. Si esta empresa no pudiese hacer frente a sus compromisos con su *cash-flow,* podría recurrir a $S = VM - D$ para finaciar sus pérdidas, donde VM (valor de mercado) es el valor presente de los ingresos esperados y S es el valor del capital de la empresa. De este modo, la empresa quebrará cuando:

$$\tilde{p}F(L) - WL - rD + s < 0 \qquad (2)$$

Combinando las ecuaciones (1) y (2), Wadhwani obtiene que el nivel de empleo dependerá de:

$$L = L(W, r, D, VM, \bar{p}, \sigma) \qquad (3)$$

Lo que permite escribir, a partir de (1), que la probabilidad de quiebra vendrá dado por:

$$\mu(.) = \mu(W, r, D, VM, \bar{p}, \sigma) \qquad (4)$$

Ahora bien, si se contempla la posibilidad de introducir *comportamientos no competitivos en las empresas,* entonces la producción que maximiza el beneficio de una empresa, definido en los términos ante-

riores, depende también de los niveles de producción de las otras empresas. Por ello, en este caso la función de empleo (3), y la de probabilidad de quiebra (4), se deben reconsiderar en el sentido de que ahora dependerán también de la demanda agregada del producto (DA), es decir:

$$L_{IMP} = L(W, r, D, VM, \bar{p}, \sigma, \mathrm{DA}) \qquad (3')$$

$$\mu(.)_{IMP} = \mu(W, r, D, VM, \bar{p}, \sigma, \mathrm{DA}) \qquad (4')$$

Así, en el modelo de Wadhwani, la probabilidad de quiebra se determinaría por tres grupos de variables: (1) Las que reflejan la falta de liquidez de las empresas (W, r, $\bar{p}$ y σ). Así, mayor liquidez (menor W, r o s; o mayor $\bar{p}$) suponen una menor probabilidad de quiebra. (2) Las que reflejan el nivel de endeudamiento de las empresas y su situación patrimonial (D y VM). Menor endeudamiento o mayor valor de mercado suponen una menor probabilidad de quiebra. (3) Las que reflejan la situación de la demanda agregada (DA). Un mayor nivel de DA supone una menor probabilidad de quiebra.

Por otro lado, en Wadhwani (1986), se amplía este modelo de referencia para contemplar la posibilidad de que las tasas de inflación afecten a la probabilidad de quiebra de las empresas. En concreto, Wadhwani afirma que cuando las empresas están restringidas en su capacidad de financiación externa, la inflación eleva la probabilidad de que dichas empresas quiebren: la inflación erosiona el valor de mercado de las empresas (véase Modigliani y Cohn, 1979), y puede producir problemas de *cash-flow,* de manera que aquellas empresas que sólo se puedan autofinanciar con su *cash-flow* tendrán problemas para sobrevivir.

Ya Altman (1983) había sugerido la posibilidad de que la inflación afectase a las quiebras empresariales. Ahora bien, Altman (1983) sugiere un efecto contrario al de Wadhwani (1986). En concreto, Altman (1983), argumenta que tasas elevadas de inflación tienden a favorecer a las empresas poco competitivas y en consecuencia a evitar su posible quiebra. Esto es así porque, por un lado, una situación de ese tipo permite trasladar más fácilmente al consumidor vía precios la ineficiencia empresarial, y por otro, porque generalmente los beneficios están *inflados* gracias a unas tasas de amortización poco realistas. Altman afirma además que es posiblemente la inflación no esperada la que potencialmente causará un mayor efecto, lo cual sugiere que en el modelo empírico se des-

componga la tasa de inflación en sus componentes esperado y no esperado para verificar tal extremo.

Pero además de ampliar la especificación (4') en el sentido de considerar a las tasas de inflación como posible determinante directo de las quiebras empresariales, es razonable tener en cuenta la inflación de un modo indirecto, definiendo las variables nominales que aparecen en dicha ecuación en términos reales. En este sentido, tanto Wadhwani (1986) como Davis (1987) formulan sus respectivos modelos empíricos suponiendo homogeneidad en el nivel de precios. Por otro lado, también los resultados de Wadhwani (1986) parecen confirmar los resultados de Merton (1974) según los cuales es la *ratio* entre el endeudamiento y el valor de mercado de una empresa la que determina conjuntamente su probabilidad de quiebra, y no cada uno de sus componentes por separado.

Así pues, tras suponer la homogeneidad en el nivel de precios y tras considerar de modo conjunto D y VM, llegamos a una especificación básica del modelo de quiebras empresariales, semejante a la de Wadhwani (1986) y Davis (1987):[5]

$$\mu(.)_{IMP} = \mu(\omega,\ r,\ D/VM,\ \sigma/P,\ da,\ \pi) \qquad (4'')$$

siendo: P el nivel general de precios, $\omega = (W/P)$ el salario real, r el tipo de interés real, π la tasa de inflación, (D/VM) la *ratio* de endeudamiento a valor de mercado, y $da = (DA/P)$ la demanda agregada en términos reales.

En base a (4") construimos el modelo empírico para analizar el comportamiento de la morosidad que se presenta a continuación.

3.3. *El modelo empírico*

Si, como se ha comentado anteriormente, la falta de liquidez en las empresas se puede asociar a problemas de quiebras y de devolución de créditos, parece razonable incluir en el análisis un conjunto de variables más amplio que el considerado en (4") para reflejar dicho fenómeno. De este modo, y siguiendo a Altman (1983), se ha considerado oportuno

[5] No obstante, tanto Wadhwani (1986) como Davis (1987) incorporan la inflación no explícitamente, sino por medio de la consideración de los tipos nominales de interés.

introducir en el modelo empírico, además de los salarios reales y el tipo de interés real a largo plazo, la evolución de la oferta monetaria en términos reales (m_t) como variable de reflejo de la situación de la liquidez de las empresas y las familias.

Además, si el valor de mercado de una empresa, a través de la *ratio* endeudamiento-valor de mercado, determina la quiebra de una empresa, es razonable considerar también en el análisis, tal y como hace Altman (1983), las expectativas que sobre la evolución económica tienen los agentes (EXP_t), pues la variación de las expectativas implica cambios en el valor de mercado de las empresas. Así, en nuestro análisis de morosos y dudosos se ha considerado también la necesidad de incluir una variable macroeconómica representativa de las expectativas. Dicha variable puede ser, por ejemplo, la evolución de un índice bursátil. Se espera, por supuesto, que una evolución favorable de las expectativas reduzcan la morosidad.

De este modo, y suponiendo que quiebra y morosidad poseen una relación directa, y de acuerdo con (4") y las sugerencias anteriores, el modelo empírico de relación propuesto es el siguiente:

$$\ln(rmor)_t = v_1(B)\ln(DA)_t + v_2(B)\,\pi_t^a + v_3(B)\,\pi_t^{na} + v_4(B)\,EXP_t +$$

$$+ v_5(B)\ln(D/VM)_t + v_6(B)\ln m_t + v_7(B)\ln\omega_t + v_8(B)\,r_t + v_9(B)\,(\sigma/P)_t + N_t$$

donde:

$rmor_t$ es la *ratio* de morosidad definida en los términos anteriormente explicados.

DA_t es el Producto Interior Bruto (PIB) a precios constantes de 1986. Esta variable trata de medir el nivel de actividad económica.

π_t es la tasa interanual de inflación ($\nabla_4 \ln IPC_t$) definida en términos del Indice de Precios al Consumo (IPC). Los superíndices *a* y *na* representan respectivamente la inflación anticipada y no anticipada. Esta descomposición se obtiene, siguiendo las sugerencias de Pagan (1984), mediante la estimación de un modelo de transferencia entre dichas tasas de inflación y el resto de variables que se incluyen en el modelo de la morosidad.[6]

[6] Concretamente, se estimó un modelo de relación entre las tasas anuales logarítmicas de variación del IPC y las tasas logarítmicas anuales de variación de los salarios reales, saldos monetarios reales, ratio de endeudamiento y las expectativas de los agentes y tipos reales de interés. Así, se considera como inflación no anticipada al residuo de dicho modelo de relación, y como inflación anticipada a la diferencia entre la inflación total y la no anticipada.

EXP_t son las expectativas en t sobre la evolución futura de la economía. Como medida de la variable EXP_t se emplea el rendimiento bursátil en la Bolsa de Madrid ($IBOL_t$); esto es: $EXP_t = (\nabla \ln IBOL_t)$.

$(D/VM)_t$ es la *ratio* de endeudamiento-valor de mercado, aproximada, siguiendo a Davis (1987), por la *ratio* de endeudamiento del sector privado. Es decir, como cociente entre en endeudamiento total del sector privado (CTSP) y el PIB a precios corrientes (PIB_{pc}).

m_t es la oferta monetaria en términos reales. Los resultados insatisfactorios obtenidos si se incluían M2 o ALP como medida de oferta monetaria, llevaron a concluir que posiblemente en España la variable representativa de los cambios de oferta, tal y como la perciben las empresas y familias, parece ser mejor una medida de oferta de crédito, que de masa monetaria. Por ello, se presenta la variable Crédito Total de las Entidades Financieras al Sector Privado ($CTEFSP_t$), deflactada por el IPC, como variable representativa de la oferta monetaria real.

w_t son los salarios en términos reales definidos como cociente entre la ganancia media por trabajador y mes (GME_t) y el IPC.

r_t son los tipos de interés reales definidos como $\ln(1+R_t) - \nabla_4 \ln IPC_t$, siendo R_t el tipo nominal de interés a largo plazo, expresado en tanto por uno. Es díficil, si no imposible, encontrar para la economía española una serie de tipos de ínteres que cubra al completo la década de los setenta y de los ochenta. De este modo, nos hemos vistos obligados a emplear como aproximación al tipo de nominal de interés a largo plazo el cociente entre el dividendo ($DIVI_t$) y el valor de cotización de la acciones de las empresas eléctricas (VME_t).

$(\sigma/P)_t$ es una medida de la desviación típica de los precios en términos reales. Se utiliza una medida de la varianza condicional del IPC aproximada por el cuadrado de los residuos del modelo de transferencia estimado para descomponer la tasa de inflación en sus componente esperado y no esperado.

N_t es el ruido del modelo, que sigue un proceso general ARIMA(p,d,q) $x(P,D,Q)_s$ donde, siendo B el operador de retardos, se cumple:

$$v_i(B) = v_{i0} + v_{i1}B + v_{i2}B^2 + \ldots = \frac{\omega_i^{s_i}(B)}{\delta_i^{r_i}(B)} \quad \forall_i = 1,\ldots,8$$

con $\omega_i^{s_i}(B) = \omega_{i0} - \omega_{i1}B - \ldots - \omega_{is_i}B^{s_i} \quad \forall_i = 1,2,\ldots,9$

$\delta_i^{r_i}(B) = \delta_{i0} - \delta_{i1}B - \ldots - \delta_{ir_i}B^{r_i} \quad \forall_i = 1,2,\ldots,9$

y con las raíces de este último polinonio fuera del círculo de radio la unidad.

Nótese que la formulación del modelo empírico se corresponde con la formulación del modelo de transferencia con múltiples *inputs* realizada en Box y Jenkins (1970). Este tipo de modelos es muy general, no sólo porque dicho modelo contempla la posible estructura dinámica de las relaciones, sino también por contemplar la posibilidad de que la perturbación pueda no ser estacionaria y pueda presentar complejas estructuras lineales de autocorrelación.

La formulación uniecuacional presupone la existencia de ausencia de realimentación entre la variable que se desea explicar y las explicativas. Esta aparente restricción no será tal si en la etapa de identificación de las estructuras dinámicas de la relación, no se encuentra evidencia a favor de la existencia de realimentación.

Por otro lado, y tal y como se ha mencionado anteriormente, el período muestral va de 1973 a 1992. En total, se dispone de ochenta observaciones trimestrales para cada una de las variables. La elección de la periodicidad trimestral no es arbitraria. Antes al contrario, dos son los motivos fundamentales que llevaron a emplear datos con periodicidad trimestral. En primer lugar, la serie del PIB no está disponible con una periodicidad inferior. En segundo lugar, en base a trabajos anteriores (Altman, 1983) y a resultados preliminares del estudio, parece que los efectos de las variables explicativas son lo suficientemente lentos como para no captarse suficientemente bien en la frecuencia mensual. En este sentido, la agregación trimestral permite estimar más eficientemente las relaciones existentes, a costa de un posible sacrificio de la identificación de la estructura dinámica de la relación. Así, en muchas ocasiones, la simultaneidad trimestral que se detecte, puede esconder perfectamente una relación dinámica mensual.

Por tanto, las variables que tenían periodicidad mensual (todas excepto el PIB) fueron agregadas. De los métodos de agregación posibles, se optó por agregar con medias geométricas. De este modo, y dado el mayoritario comportamiento heterocedástico de las series en cuestión, lo que realmente se está realizando es una media aritmética sobre una transformación homocedástica de dicha serie.

Por último, se debe señalar que se eliminaron de las diferentes variables las anomalías, de origen determinista, detectadas en los análisis univariantes respectivos (véase el Apéndice 2). El objeto de esta eliminación no es otro que el de evitar la distorsión de las estimaciones que su no eliminación generaba.

4. LOS RESULTADOS

El modelo final de relación estimado se presenta en el Cuadro 1. Como se puede observar, dicho modelo contiene todo el conjunto de variables explicativas que se consideraban relevantes a priori, excepto la medida de varianza de los precios, que no resultó estadísticamente significativa. La relevancia empírica de las variables introducidas en el análisis se pone claramente de manifiesto en la fortísima reducción (24,3%) que ha experimentado de la desviación típica residual en relación a la del correspondiente modelo univariante de la *ratio* que se presenta en el Apéndice 2. Esto pone también de manifiesto la superioridad predictiva del modelo de relación frente al univariante, al menos dentro de la muestra empleada.

CUADRO 1
MODELO DE LA *RATIO* DE MOROSIDAD

MODELO 1

$$\ln(rmor)_t = \underset{(0,025)}{0,051}\ \xi_t^{s,IV/82} + \underset{(0,024)}{0,075}\ \xi_t^{s,III/84} + \underset{(0,023)}{0,078}\ \xi_t^{s,I/88} - \underset{(0,023)}{0,130}\ \xi_t^{s,III/88} +$$

$$- \underset{(0,767)}{2,433}\ (1 - B^4)\ln(DA)_t - \underset{(0,598)}{2,018}\ \pi_t - \underset{(0,464)}{1,192}\ \pi_{t-1} - \underset{(0,393)}{0,727}\ \pi_{t-2} - \underset{(0,022)}{0,053}\ EXP_{t-1} +$$

$$+ \underset{(0,412)}{0,700}\ (1 - B^4)\ \ln(D/VM)_t - \underset{(0,474)}{0,825}\ (1 - B^4)\ \ln(m)_t + \underset{(0,128)}{0,335}\ (1 - B^4)\ \ln(\omega)_t + \underset{(0,087)}{0,103}\ (1 - B)\ r_{t-3} +$$

$$- \underset{(0,003)}{0,004}\ DS_{1t} - \underset{(0,004)}{0,003}\ DS_{2t} + \underset{(0,001)}{0,001}\ DS_{3t} + N_t$$

$$\nabla^2 N_t = (1 - \underset{(0,125)}{0,260}\ B)\ a_t$$

$\hat{\sigma}_a (\times 100) = 2,71$; $t_{\bar{a}} = 0,2$; $Q(4) = 3,3$; $Q(8) = 5,8$;

Valores atípicos (en unidades de $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$): II/77 (+2,0), I/89(2,3), I/90(2,1)

Nota: Modelo estimado por máxima verosimilitud exacta. No hay evidencia de mala especificación en las funciones de autocorrelación total y parcial. Debajo del valor de cada parámetro se recoge su desviación típica estimada.

B = Operador de retardos. DS_{it} = Variables ficticias estacionales. ξ_t^s = Variable ficticia de tipo escalón que toma valor cero excepto a partir de la fecha indicada que toma valor unitario. $\hat{\sigma}_a$ = Desviación típica residual. $t_{\bar{a}}$ = Estadístico t de la media residual. Q(.) = Estadístico Ljung-Box, entre paréntesis los grados de libertad.

Desde el punto de vista estadístico, y dado el diferente papel que juegan en la explicación de la *ratio* de morosidad, debe distinguirse entre los dos tipos de variables explicativas que contiene el modelo final. En primer lugar, está el conjunto de variables ficticias que permiten modelizar los fenómenos deterministas que afectaron a la media de

la *ratio*, tanto de una forma puntual en el tiempo (variables de intervención ($\xi_t^{s,fecha}$)), como siguiendo una pauta determinada año a año (variables estacionales (DS_{it})). El otro conjunto de variables son las de naturaleza estocástica, que en definitiva son las que explican, al menos en parte, la variación de la *ratio*.

En lo que respecta a las variables de naturaleza determinística, hay que decir que las cuatro variables de intervención que contiene el modelo son de tipo escalón: los fechados en el cuarto trimestre de 1982 y en el primer trimestre de 1988 recogen cambios metodológicos en la definición de la serie de morosidad.[7] La fechada en el tercer trimestre de 1988 recoge la injustificada y espectacular caída de la morosidad que tuvo lugar en ese momento, y que llevó al Banco de España (BE) a acelerar el calendario de adaptación de las exigencias de dotación de provisiones por insolvencias a las entidades financieras.[8] En cualquier caso, esta intervención tiene fundamentalmente una justificación estadística pues, en definitiva, permite eliminar la distorsión que su no inclusión introduce en el análisis. En cuanto a la última intervención, fechada en el tercer trimestre de 1984, hay que señalar que tiene su origen no en la evolución de la morosidad nominal, sino en la del crédito bancario al sector privado (denominador de la *ratio*). En concreto, recoge el cambio de comportamiento de los bancos ante las importantes modificaciones en en marco del coeficiente de caja y de inversión y en los mecanismos de intervención monetaria.[9]

Por otro lado, tanto en el modelo univariante como en éste, los parámetros estimados ligados a las variables de intervención son de parecida magnitud, lo cual se puede interpretar como confirmación de que ninguna de las variables estocásticas introducidas explican, ni siquiera en parte, la evolución de la media de la *ratio* recogida por las variables determinísticas. En este sentido, se podría considerar que las variables estacionales introducidas en el análisis han permitido modelizar fenómenos que forman parte de la propia naturaleza de la *ratio*. Entendiendo por propia aquella parte de naturaleza de la *ratio* que sólo tiene explicación en sí misma y no en otras variables.

Entremos ahora en el análisis de las estimaciones de los parámetros ligados al conjunto de variables explicativas estocásticas introducidas.

---

[7] Véase el Apéndice 1 para más información.

[8] Para más información se puede consultar la Circular del Banco de España (CBE) de 20-10-87.

[9] Para más información véase el Informe Anual del BE del año 1984, páginas 101 a 103 y 115 a 116.

Como ya se ha mencionado, todas las variables inicialmente consideradas, excepto la medida de varianza de los precios, han resultado estadísticamente significativas.[10] Además, si se exceptúa el efecto de la tasa de inflación, que era indeterminado, el resto de los parámetros estimados tienen el signo esperado.

Tal y como se intuía al observar el Gráfico 2, los resultados confirman el caracter anticíclico de la morosidad. Ahora bien, a la luz de los resultados empíricos parecen ser las tasas reales de crecimiento económico (como sugería dicho gráfico) y no el nivel del PIB (como sugería el modelo de quiebras), las que explican la evolución de la morosidad. En concreto, los resultados señalan que un decremento (incremento) de un punto porcentual en $\nabla_4 \ln(DA)_t = \nabla_4 \ln(PIB)_t$ (p.ej. pasar del 3% al 2%) se asocia con un incremento (decremento) del 2,5% en la *ratio* (p.ej. del 6% al 6,15%). Por otro lado, puede parecer un poco desalentador la no detección de relación dinámica entre ambas variables. Sin embargo, existen al menos dos motivos por los que este resultado no tiene porque considerarse desalentador. El primero consiste en que, tal y como se mencionó anteriormente, la agregación trimestral puede estar impidiendo la identificación de una estructura dinámica más complejas. En segundo lugar, es razonable pensar que la transmisión de los efectos del ciclo sobre la morosidad puede ser muy rápida. Esto es, una insuficiente demanda agregada puede generar de una forma rápida y contundente un problema de falta de liquidez en las empresas y en las familias, que acabe obligándolas a atrasar las devoluciones de sus deudas.

En lo que respecta a los efectos de la inflación, hay que indicar que estimados los componentes anticipado y no anticipado, de acuerdo con el procedimiento propuesto por Pagan (1984), se comprobó que esta descomposición no aportaba información adicional a la modelización, por lo que se optó por no incluir finalmente dicha desagregación. En cualquier caso, se detecta un efecto, dinámico y de signo negativo entre π_t y la *ratio* de morosidad que contribuye a predecir mejor la evolución de esta última variable. En definitiva, siguiendo a Altman (1983), el efecto negativo de la inflación sobre la morosidad podría estar indicando que las elevadas tasas de inflación sufridas por la economía española, al disminuir el coste real de la deuda, han permitido hacer frente a

[10] La no significatividad de la varianza de los precios está en perfecta consonancia con los resultados de Wadhwani (1986) y Davis (1987).

sus obligaciones crediticias durante largos períodos de tiempo a muchas empresas ineficientes.

Las expectativas, medidas en términos del rendimiento bursátil, contribuyen también a predecir la evolución de la *ratio* de morosidad. En concreto, se detecta que una disminución de un punto porcentual del redimiento bursátil (p.ej. pasar del 3% a 2%), eleva la *ratio* de morosidad en un 0,06% (p.ej. pasar del 6% al 6,001%). Nótese además que la relación encontrada no es contemporánea sino que tiene un tiempo muerto de un trimestre.

En lo que respecta a la variable $(D/VM)_t$, que aproximaba el nivel real de endeudamiento de las empresas y familias, hay que realizar dos comentarios. El primero es que se ha detectado que el efecto entre $(D/VM)_t$ y la variable *ratio* de morosidad no tiene lugar en niveles, sino que son los incrementos anuales de $\ln(D/VM)_t$ los que contribuyen a explicar el nivel de la *ratio*. El segundo comentario hace referencia a la elevada correlación (—0,70) que existe entre la estimación del parámetro ligado a $\ln (D/VM)_t$ y el ligado a la variable $\ln(m)_t$. Este fenómeno tiene su origen en el hecho de que dichas variables, aún midiendo cosas diferentes, poseen una elevada correlación muestral positiva (aproximadamente de 0,70).

Como es sabido, la elevada colinelidad detectada entre $\ln(m)_t$ y $\ln(D/VM)_t$ no resta validez a los resultados generales del modelo, tan sólo cuestiona la posibilidad de interpretar de una forrma independiente los parámetros estimados ligados a ambas series. Es decir, con estas estimaciones no podemos separar los posibles efectos individuales que sobre la morosidad tiene por un lado, el nivel de endeudamiento de las empresas y familias y por otro, la política monetaria. No es legítimo estudiar por separado ambos efectos.

En lo que respecta a los efectos de ω_t y de r_t, las dos variables que junto con m_t trataban de reflejar situaciones de posibles problemas de liquidez en las empresas, hay que señalar que también contribuyen a explicar la evolución de la morosidad. No obstante, los resultados, que están en consonancia con los obtenidos por Altman (1983), parecen señalar que son las tasas anuales de variación de ω_t y m_t, y no sus respectivos niveles los que afectan a la *ratio*.

En lo que respecta al hecho de que sean las variaciones trimestrales de r_t las que afectan al nivel de la *ratio*, se debe señalar que quizás

estemos ante una evidencia en favor de considerar a los tipos reales de interés como un instrumento de selección de la calidad de los créditos: una elevación de los tipos de interés reales, al aumentar el coste real de la deuda, está positivamente correlacionada con la morosidad. Sin embargo, este efecto es tan sólo transitorio pues los tipos pueden seleccionar en favor de los proyectos menos arriesgados, de manera que pasado un tiempo la morosidad vuelve a sus niveles iniciales.

Por último, hay que indicar que en base a la información aportada por las funciones de correlación cruzadas entre los residuos del modelo de relación presentado y los residuos de los modelos univariantes de las variables explicativas, no se encontró evidencia en favor de que exista realimentación entre la variable $\ln(rmor)_t$ y las diferentes variables explicativas.

Morosidad y cambio en la competencia en la banca

Durante la década de los ochenta el sistema bancario español ha estado sujeto a drásticas y complejas transformaciones. Estas transformaciones, tal y como se señala en Gual y Vives (1992), han generado un cambio total en el comportamiento de las entidades financieras en general, y de los bancos en particular. En este sentido, el profundo cambio regulador ocurrido, el desarrollo de los mercados de capitales con el consiguiente fenómeno de desintermediación y la aparición de nuevas instituciones financieras, han obligado a los bancos a modificar por completo su comportamiento anterior. Como resultado de todo ello, se han producido cambios significativos en todos los niveles posibles de competencia entre los bancos (fusiones, absorciones, competencia por la captación de pasivos, de activos, etc.), rompiéndose así el tradicional *status quo* existente en el sector.

Quizás sea todavía demasiado pronto como para poder evaluar adecuadamente los efectos finales sobre la economía y la propia banca de la nueva estructura de competencia fraguada en los últimos años, y que incluso actualmente se está perfilando. No obstante, no está de más tratar de encontrar algún indicio sobre los posibles efectos que sobre el nivel y características del riesgo hayan podido tener las mencionadas modificaciones. En este sentido, el análisis de la morosidad puede ofrecer alguna luz. Es posible que modificaciones en la media o en la

varianza de la morosidad, o modificaciones en la sensibilidad de la morosidad a cambios en sus variables explicativas, puedan constituir un buen indicio de que efectivamente el cambio en el nivel de competencia afecta de un modo determinado al riesgo asumido por los bancos.

Con este último objetivo, y empleando el contraste de Chow, se llevó a cabo un análisis de estabilidad de los parámetros en el modelo de determinación de la *ratio* de morosidad. El primer problema al que hay que enfrentarse para poder realizar este tipo de ejercicio, es el de fijar una fecha de ruptura del *status quo* tradicional, en base a la cual se pueda establecer un *antes* y un *después*. En nuestro caso, este es un problema difícilmente resoluble pues el proceso de transformación del comportamiento de la banca ha sido continuo y en cada momento del tiempo se ha ido manifestando de un modo diferente: primero con fusiones y absorciones, luego con captación de pasivos con nuevos instrumentos, luego competencia en retribución de pasivos, etc. Así, la estrategia empleada ha consistido en evaluar diferentes fechas que se consideraban a priori razonables: año 1986, en el que se produce la incorporación de España a la CE, años 1988-1989 en los que se producen las primeras grandes fusiones en la banca y años 1989-1990 en los que se inicia la competencia vía precios con la aparición de las *supercuentas*.

Los resultados de los experimentos realizados se pueden resumir en las siguientes conclusiones:

1. Sólo si se consideran las submuestras 1973-1989 y 1990-1992; esto es, sólo si se toma como punto de ruptura el inicio de la competencia en precios, se detecta una cierta evidencia de existencia de cambio estructural en el modelo de determinación de la *ratio* de morosidad.

2. No se encontró evidencia en favor de la existencia de un cambio autónomo en la media de la *ratio*.

3. Se detecta que a partir de 1990 hay un cambio estadísticamente significativo en el efecto del crecimiento económico sobre la *ratio* de morosidad. Por el contrario, no se ha encontrado ninguna evidencia en favor de existencia de cambio estructural en el resto de los parámetros del modelo de la relación.

Los resultados del modelo final estimado tomando en consideración el cambio estructural en el parámetro ligado al crecimiento, se recogen en el Cuadro 2.

CUADRO 2
MODELO DE LA *RATIO* DE MOROSIDAD

MODELO 1

$$\ln(rmor)_t = \underset{(0,024)}{0,051}\ \xi_t^{s,IV/82} + \underset{(0,024)}{0,075}\ \xi_t^{s,III/84} + \underset{(0,023)}{0,078}\ \xi_t^{s,I/88} - \underset{(0,023)}{0,130}\ \xi_t^{s,III/88} +$$

$$- \underset{(0,764)}{2,120}\,(1 - B^4)\ln(DA)_t - \underset{(3,631)}{6,004}\,(1 - B^4)\ln(DA^{S,I/90})_t - \underset{(0,589)}{1,999}\,\pi_t - \underset{(0,454)}{1,111}\,\pi_{t-1} - \underset{(0,454)}{0,675}\,\pi_{t-2} +$$

$$- \underset{(0,022)}{0,053}\,EXP_{t-1} + \underset{(0,399)}{0,753}\,(1 - B^4)\ln(D/VM)_t - \underset{(0,467)}{0,916}\,(1 - B^4)\ln(m)_t + \underset{(0,128)}{0,354}\,(1 - B^4)\ln(\omega)_t + \underset{(0,087)}{0,105}\,(1 - B)\,r_{t-3} +$$

$$- \underset{(0,003)}{0,003}\,DS_{1t} - \underset{(0,004)}{0,004}\,DS_{2t} + \underset{(0,001)}{0,001}\,DS_{3t} + N_t$$

$$\nabla^2 N_t = (1 - \underset{(0,126)}{0,298}\,B)\,a_t$$

$\hat{\sigma}_a (\times 100) = 2,66$; $t_{\bar{a}} = -0,1$; $Q(4) = 2,6$; $Q(12) = 6,1$;

Valores atípicos (en unidades de $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$): II/77 (2,0), I/89(2,3), III/92(—2,0)

Nota: Véase la nota del Cuadro 1.

Como se puede observar este modelo contiene una variable explicativa más que el presentado en el Cuadro 1. Dicha variable ($DA_t^{S/90}$) toma valores cero hasta el último trimestre de 1989 y a partir del primero de 1990 contiene el PIB. De este modo, el efecto total estimado del crecimiento económico anual sobre la *ratio* de morosidad es a partir de 1990 la suma del efecto de la variable $\nabla_4 \ln(DA)_t = \nabla_4 \ln(PIB)_t$ (—2,120) más el efecto de la variable $\nabla_4 \ln(DA^{S/90})_t$ (—6,004). Es decir, un efecto total de —8,124 con una desviación típica estimada de 3,527, lo que supone rechazar al 90% que el efecto del crecimiento económico sobre la morosidad es igual en cada una de las dos submuestras.

Puesto que a la segunda submuestra se corresponde aproximadamente con el final de la última etapa expansiva del ciclo económico vivido por la economía española, se pensó en la posibilidad de que la existencia de este efecto diferencial entre submuestras fuese debido no tanto al cambio del marco competencial como al propio estado del ciclo. Para comprobar o rechazar este extremo, se subdividió a su vez la primera submuestra (1973-1989) en otras dos: por un lado 1973-1984 y por otro 1985-1989. De este modo, se separan las tres fases en las que subdividimos la evolución tendencial de la *ratio* de morosidad al principio del trabajo. Es decir, se separan de algún modo las fases más expansivas de la economía española de las más recesivas.

Al estimar el modelo de acuerdo con esta última subdivisión muestral, se obtuvo que no existía una diferencia estadísticamente significativa entre el efecto del crecimiento en la muestra 1973-1984 y en la muestra 1985-1989. Se concluye, en consecuencia, que el efecto diferencial encontrado entre las submuestras 1973-1989 y 1990-1992 no era debido a la situación concreta del ciclo económico.

De estos resultados se puede concluir que existe alguna evidencia en favor de considerar que el cambio en el grado de competencia de la banca ha podido afectar a la sensibilidad de la morosidad ante las variaciones del crecimiento económico, en el sentido de acentuar las fluctuaciones cíclicas de la *ratio* de morosidad. La explicación última de este fenómeno podría buscarse en el hecho de que posiblemente el aumento de la competencia bancaria ha permitido la financiación de proyectos a los que se les ha reclamado menores exigencias que anteriormente, proyectos posiblemente no inviables pero sí muy sensibles al estado del ciclo económico. Nótese, en cualquier caso, que los resultados no apoyan la hipótesis de un aumento permanente en el riesgo, apoyan sólo la hipótesis de un acentuamiento del carácter anticíclico de la *ratio* de morosidad.

5. CONCLUSIONES

Partiendo de la modelización de quiebras empresariales, se ha construído un modelo empírico que ha permitido encontrar un amplio conjunto de variables macroeconómicas que afectan a la evolución de la morosidad bancaria, medida en términos de la *ratio* entre la morosidad bancaria y el crédito bancario al sector privado. Así, se ha concluído que crecimiento económico, inflación, expectativas sobre la actividad económica, nivel de endeudamiento, política monetaria, crecimiento salarial y tipos reales de interés, son variables macroeconómicas que explican, en cuanto que ayudan a preverla mejor, la evolución de dicha *ratio* durante el período 1973 a 1992.

En definitiva, estos resultados, en perfecta consonancia con los obtenidos por Altman (1983) para los Estados Unidos, muestran que el tratamiento de la morosidad no sólo debe tener un carácter microeconómico, sino que además se deben considerar variables macroeconómicas para explicar dicha variable.

Por otro lado, se ha encontrado evidencia en favor de que el cambio de la estructura de competencia de la banca española, ocurrido a lo

largo de los años ochenta, ha podido afectar al riesgo real asumido por los bancos en tanto en cuanto ha afectado a la evolución de la morosidad. En concreto, se ha detectado un cambio en la sensibilidad de la morosidad a las tasas de crecimiento de la economía. Dicho cambio, consiste en que desde 1990, la *ratio* de morosidad ha visto acentuados los efectos del ciclo económico. Aunque estos resultados se han obtenido de un trabajo exploratorio, son bastante concluyentes a este respecto. No obstante, parece adecuado profundizar en estudios posteriores en este tipo de cuestiones.

Las ampliaciones de este estudio son inmediatas. Así, por ejemplo, parece ineludible afrontar la estimación de un modelo empírico análogo para las Cajas de Ahorro. De este modo, se podrían tratar de explicar hasta qué punto el tradicional diferencial existente entre el *ratio* de morosidad bancaria y de las Cajas obedece a una diferente sensibilidad de cada *ratio* a las variables macroeconómicas.

Otras ampliaciones apuntarían en la dirección de desagregar lo más posible la morosidad por diferentes tipos de créditos: al consumo, hipotecario, a sociedades, etc. De este modo, se podría conseguir tener una mejor panorámica de la morosidad.

APENDICE 1: DEFINICION DE LA MOROSIDAD BANCARIA

La definición de créditos dudosos y morosos bancarios ha pasado por diferentes vicisitudes a lo largo del período muestral analizado.[11] Con anterioridad a 1982, no existía una definición clara y precisa sobre lo que se entendía por esas variables. A nivel de regulación, la Circular del Banco de España (CBE) 1/1982 de 26 de enero, es la que establece una definición rigurosa de dudoso y moroso, y la CBE 16/1982 la que, incorporando dichas definiciones, pone en marcha un mayor nivel de exigencias sobre el tratamiento que deben dar las instituciones financieras a los créditos morosos y dudosos.

La siguiente circular que afecta, aunque levemente, a la definición de la variable objeto de estudio, es la CBE 22/1987 de 29 de junio, de aplicación a partir de enero de 1988. Dicha circular delimita los créditos que se consideran morosos o de dudoso cobro. De acuerdo con dicha circular,

[11] Para una revisión de las normas que el BE ha emitido sobre la morosidad puede consultarse Martínez Méndez (1991).

pasan a la situación contable activa de dudosos o morosos las inversiones crediticias, valores de renta fija y demás saldos deudores cuyo reembolso sea problemático. En particular, se clasificarán en esta categoría:

a) Como activos dudosos, aquellos vencidos o no en los que se aprecie a juicio de la entidad, una reducida probabilidad de cobro. Este concepto incluye los saldos reclamados judicialmente por la entidad, aquellos sobre los que el deudor haya suscitado litigio de cuya resolución dependa su cobro y los activos cuyos titulares estén declarados en suspensión de pago.

b) Como activos morosos:

1. Los valores de renta fija vencidos y no cobrados sin mediar renovación o prórroga cuando hayan transcurrido seis meses desde su vencimiento.

2. Los efectos, cuotas de amortización de préstamos, créditos, cupones y demás saldos deudores personales impagados, cuando hayan transcurrido más de noventa días desde su vencimiento.

Por otro lado, la CBE 6/1990 extiende estas definiciones a todas las instituciones financieras.

Así, para el período analizado, no es posible disponer de una serie de morosidad que se haya elaborado de acuerdo con una misma definición. Por ello, la serie de morosidad bancaria recoge lo que se consideraba moroso de acuerdo con las distintas normas vigentes en cada momento del tiempo (véase a este respecto la Notas Metodológicas del Boletín Estadístico del BE).

Sin embargo, hay que tener en cuenta a la hora de analizar los resultados presentados que, al margen de los posibles problemas de definición, la serie de morosidad esconde un nivel de rigor y exigencia por parte del BE diferente a lo largo del período considerado, más laxo hasta la segunda mitad de la década de los ochenta.[12]

APENDICE 2: DATOS, FUENTES Y REGRESIONES UNIVARIANTES

A2.1. Fuentes

Tres son las fuentes de los datos empleados:

[12] Véase a este respecto Fuentes (1993).

(a) *Boletín Estadístico del Banco de España:*

— Morosidad Bancaria y Crédito Bancario al Sector Privado.
— Indice de Precios al Consumo.
— Crédito de las Entidades Financieras al Sector Privado.
— Crédito Total al Sector Privado.
— Ganancia Media por trabajador y mes.

(b) *Dirección General de Previsión y Coyuntura:*

— PIB a precios corrientes y constantes (serie trimestralizada por el INE).
— Dividendo y valor de las acciones de las empresas eléctricas.

(c) *Main Economic Indicators (OCDE):*

— Indice de la Bolsa de Madrid.

A2.2. Análisis univariante y contrastes de presencia de raíces unitarias en la *ratio* de morosidad

En el Cuadro A2.1 se recoge el modelo univariante final estimado para la *ratio*. Son varios los elementos que se pueden destacar en el mismo:

(a) Para eliminar los problemas de heterocedasticidad que presenta la serie se ha llevado a cabo la transformación logarítmica.

(b) El modelo contiene las mismas cuatro variables de intervención a las que se aludió en el apartado cuarto del artículo.

(c) El orden de integración de la serie, determinado en el análisis univariante, se confirmó, por un lado, mediante la realización de contrastes de Dickey-Fuller ampliado para la búsqueda de raíces unitarias, y por otro, mediante la realización del contraste de Osborn *et al.* (1988) para determinar si alguna de esas dos raíces unitarias tenía carácter estacional. Los resultados, que confirman que el logarítmo de la *ratio* de morosidad es integrada de orden dos en la parte regular, y cero en la estacional (I(2,0)), se muestran en los Cuadros A2.2 y A2.3.[13]

[13] Véase el Apéndice 3 para tener más información de la modelización de la estacionalidad presentada. Además se debe señalar que aunque es cierto que no hay una evidencia muy fuerte sobre la existencia de estacionalidad en la evolución de la *ratio*, cada uno de los dos elementos que la constituyen presentan claras evidencias de existencia de estacionalidad. Este fenónmeno de «cuasicompensación» de estacionalidad no deja de resultar llamativo, y requiere, sin duda, un estudio posterior más pormenorizado del aquí presentado.

CUADRO A2.1. MODELOS UNIVARIANTES

VARIABLE	MODELO 1	$\hat{\sigma}_a \times 100$	$t_{\bar{a}}$	Q(4)	Q(8)	Valores anómalos en unidades de $\hat{\sigma}_a$
RATIO DE MOROSIDAD	$\ln(rmor)_t = \underset{(0,028)}{0,094}\ \xi_t^{s,IV/82} + \underset{(0,028)}{0,053}\ \xi_t^{s,III/84} + \underset{(0,028)}{0,094}\ \xi_t^{s,I/88} - \underset{(0,028)}{0,134}\ \xi_t^{s,III/88} +$ $- \underset{(0,003)}{0,001} DS_{1t} - \underset{(0,003)}{0,003}\ DS_{2t} + \underset{(0,001)}{0,001}\ DS_{3t} + N_t\ ;\ \nabla^2 N_t - \underset{(0,004)}{0,003} = (1 - \underset{(0,111)}{0,134}\ B)\ a_t$	3,58	0,0	0,4	7,5	III/73 + 2,5 III/81 —2,1
$P_t = IPC_t$	$\ln(IPC)_t = \underset{(0,006)}{0,026}\ \xi_t^{s,II/76} + \underset{(0,006)}{0,023}\ \xi_t^{s,I/77} + \underset{(0,007)}{0,026}\ \xi_t^{s,III/77} + \underset{(0,006)}{0,015}\ \xi_t^{s,I/86} + N_t$ $\nabla^2 \nabla_4 N_t = (1 - \underset{(0,073)}{0,827}\ B)(1 - \underset{(0,090)}{0,682}\ B^4)\ a_t$	0,7	—0,3	1,4	5,6	III/88 + 2,1
$DA_t = PIB_t$	$\ln(PIB)_t = N_t$ $\nabla^2 N_t = \dfrac{(1 - \underset{(0,090)}{0,414}\ B^4)}{(1 + \underset{(0,112)}{0,449}\ B + \underset{(0,111)}{0,191}\ B^2)}\ a_t$	0,2	—1,0	3,5	8,0	II/74 —2,6 IV/74 —2,0 III/75 + 2,0 III/77 —2,0 II/80 —2,3 II/81 + 2,2
$IBOL_t$ con EXP_t ($\nabla \ln IBOL_t$)	$\ln(IBOL)_t = (\underset{(0,082)}{0,242} + \underset{(0,082)}{0,234}B)\ \xi_t^{s,I/86} - \underset{(0,082)}{0,388}\ \xi_t^{s,IV/87} + N_t$ $\nabla^2 N_t = (1 - \underset{(0,068)}{0,805}\ B)\ a_t$	8,6	—0,2	0,3	6,3	II/78 + 2,0 III/87 + 2,5 III/92 — 2,5

Nota: Los modelos se han estimado por máxima verosimilitud exacta. No hay evidencia de mala especificación ni en la función de autocorrelación ni en la función de autocorrelación parcial. Debajo del valor de cada parámetro se recoge su desviación típica estimada.

$\xi_t^{S,fecha}$, $\xi_t^{I\text{-}\varphi\text{-}\lambda/fecha}$ = Variables de intervención. El superíndice «S» o «I» indica el tipo de intervención, escalón e impulso respectivamente. Junto a él se indica la fecha de la intervención.

DS_{it} = Variables ficticias estacionales. $\hat{\sigma}_a$ = Desviación típica residual. $t_{\bar{a}}$ = t-*ratio* de la media residual. Q(.) = Estadístico Ljung-Box, entre paréntesis los grados de libertad.

CUADRO A2.1. (Continuación) MODELOS UNIVARIANTES

VARIABLE	MODELO 1	$\hat{\sigma}_a \times 100$	$t_{\hat{a}}$	Q(4)	Q(8)	Valores anómalos en unidades de $\hat{\sigma}_a$
$(D/VM)_t = [CTSP/PIB(pc)]_t$	$\ln\left[\frac{CTSP}{PIB(pc)}\right]_t = \underset{(0,005)}{-0,010}\ \xi_t^{s,IV/89} + N_t$ $\nabla N_t = \underset{(0,001)}{-0,001}\ S_{1t} \underset{(0,001)}{-0,002}\ S_{2t} \underset{(0,001)}{-0,004}\ S_{3t} + (1 \underset{(0,113)}{-0,223}\ B)\ a_t$	0,8	0,1	1,3	2,5	I/79 + 2,2 II/82 —2,3 III/86 + 2,3
$m_t = (CTEFSP/IPC)_t$	$\ln\left[\frac{CTEFSP}{IPC}\right]_t = \underset{(0,010)}{-0,036}\ \xi_t^{s,III/84} \underset{(0,010)}{-0,027}\ \xi_t^{s,I/86} \underset{(0,010)}{-0,038}\ \xi_t^{s,IV/89} + N_t$ $\nabla^2 N_t = \underset{(0,002)}{-0,004}\ S_{1t} \underset{(0,002)}{-0,004}\ S_{2t} + \underset{(0,002)}{0,002}\ S_{3t} + (1 \underset{(0,097)}{-0,543}\ B)\ a_t$	0,97	—0,1	2,1	5,2	No se detectan
$w_t = (GME/IPC)_t$	$\ln\left[\frac{GME}{IPC}\right]_t = \underset{(0,013)}{0,056}\ \xi_t^{I,I/77} \underset{(0,013)}{-0,044}\ \xi_t^{I,III/77} + \underset{(0,013)}{0,067}\ \xi_t^{I,IV/79} + N_t$ $\nabla^2 N_t = \frac{(1 \underset{(0,108)}{-0,344}\ B^4)}{(1 + \underset{(0,113)}{0,190}\ B + \underset{(0,114)}{0,270}\ B^2)}\ a_t$	2,0	—1,0	3,9	7,6	I/78 + 2,1 III/79 —2,5 I/80 —2,7
TIPO DE INTERES REAL	$\ln(1 + \frac{DIVI}{VME})_t - \nabla_4 \ln(IPC)_t = \underset{(0,012)}{-0,055}\ \xi_t^{s,III/84} + N_t$ $\nabla N_t \underset{(0,001)}{-0,002} = \underset{(0,002)}{0,002}\ S_{1t} \underset{(0,002)}{-0,003}\ S_{2t} \underset{(0,001)}{-0,002}\ S_{3t} + a_t$	1,2	0,0	2,2	3,6	IV/78 + 2,6 III/82 + 2,3 III/86 —2,1 II/87 + 2,0

CUADRO A2.2
ESTADISTICO DICKEY-FULLER AMPLIADO DE 1n(rmor)

	VALOR DEL ESTADISTICO	RETARDOS SIGNIFICATIVOS	VALOR EN TABLAS* T = 100	T = 50	Q(12)**
Con variables ficticias estacionales					
H_0:I(3) H_1:I(2)	—9,83	5	—1,95	—1,95	7,1
H_0:I(2) H_1:I(1)	—2,73	2	—2,89	—2,93	7,7
H_0:I(1) H_1:I(0)	—1,74	1 y 2	—2,89	—2,93	7,3
Sin variables ficticias estacionales					
H_0:I(3) H_1:I(2)	—10,07	5	—1,95	—1,95	7,1
H_0:I(2) H_1:I(1)	—2,78	2	—2,89	—2,93	7,7
H_0:I(1) H_1:I(0)	—1,79	1 y 2	—2,89	—2,93	7,3

(*) Valores críticos al 5% tomados de Dickey-Fuller (1981).
(**) Estadístico de Ljung-Box. Entre paréntesis se presentan los grados de libertad.

Nota: Los modelos para contrastar I(3) frente a I(2) no incluyen término constante, el resto sí. Se ha eliminado de la serie las anomalías que contenía para no distorsionar los resultados del contraste.

CUADRO A2.3
ESTADISTICOS DE PRESENCIA DE RAIZ UNITARIA ESTACIONAL EN 1n(rmor)

	VALOR DEL ESTADISTICO	VALOR EN TABLAS*	DECISION
Denominación del estadístico**			
HF	10,4	3,50	Se rehaza que sea I(2,1)
$OCSB_1$	—1,45	—1,95	Se rechaza que sea I(1,1)
$OCSB_2$	—3,58	—3,58	Se acepta que sea I(2,0)

* Valores críticos al 5% para T= 100. Tomados de Osborn *et al.* (1988).
** Denominación siguiendo a Osborn *et al.* (1988).

Nota: El número de desfases significativos para la realización de los contrastes fue: 4, 5, 6, 7 y 8. El valor del estadístico de Ljung-Box con 12 grados de libertad fue 3.3. Se han eliminado de la serie las anomalías que contenía para no distorsionar los resultados del contraste.

A2.3. Análisis univariante de las variables explicativas

El Cuadro A2.1 recoge los modelos univariantes de las distintas variables explicativas del modelo de relación de la *ratio* de morosidad.

En primer debe destacarse que se transformó logarítmicamente todas las series para inducir homocedasticidad. Por otro lado, sólo en la modelización univariante de DA_t = PIB_t no se hizo uso del análisis de intervención. En último término, el análisis de intervención realizado a

las diferentes variables explicativas, tenía como objeto conocer las anomalías de origen determinista que podían causar distorsiones en la estimación del modelo de relación. Por ello, debe quedar claro que las diferentes series empleadas en el análisis de relación presentado en la sección 4, han sido depuradas de las anomalías detectadas en los respectivos análisis univariantes.

En lo que respecta a la modelización del $P_t = IPC_t$, las cuatro variables de intervención recogen fenómenos deterministas ligados a decisiones gubernamentales. Así, las fechadas en el segundo trimestre de 1976 y en el primer y tercer trimestre de 1977 recogen la elevación de los precios de los productos administrados, mientras que la fechada a principios de 1986 recoge la implantación del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA).

Las anomalías en la evolución del IPC_t pueden inducir la aparición de anomalías en las variables que se deflactan por dicha variable. Precisamente esto es lo que ocurre con la serie $m_t = (CTEFSP/IPC)_t$, pues la intervención de principios de 1986 es fruto de la evolución del IPC en dicho momento. Por otro lado, la intervención de fines de 1989 refleja la decisión de restricción del crédito al sector privado que en ese momento tomaron las autoridades económicas. Nótese que por esta misma causa se interviene en dicha fecha en la serie $(D/VM)_t = [CRTSP/PIB(pc)]_t$. Por último, se decidió realizar una intervención en mt = $(CTEFSP/IPC)_t$ en el tercer trimestre de 1984 para evitar que la anomalía que de no actuarse así se generaba, interaccionara con la intervención que la *ratio* de morosidad posee en ese momento. Por ese mismo motivo la variable representativa de los tipos de interés real presenta también una intervención en ese momento.

La modelización de $IBOL_t$ ($EXP_t = (\nabla 1n IBOL_t)$) presenta dos intervenciones. La primera, con fecha principios de 1986, refleja, por un lado, el afloramiento de fuertes cantidades de dinero negro, y por otro, las importantes subscripciones de Pagarés del Tesoro. La segunda, refleja el *crash* de la Bolsa de Nueva York así como la crisis de la empresa eléctrica FECSA.

Por último, las intervenciones de la serie $w_t = (GME/IPC)_t$ reflejan las convulsiones que en esos momentos sufría el salario real debido a la combinación de fuerte crisis económica y política, indiciación salarial y elevadas tasas de inflación. Nótese que las intervenciones realizadas en esta serie son las únicas de tipo impulso que aparecen en los modelos univariantes.

APENDICE 3: REPRESENTACION DE LA ESTACIONALIDAD DETERMINISTA

La representación de la estacionalidad determinista que se emplea en el estudio, es algo diferente a la que tradicionalmente se presenta en la literatura empírica. En este sentido, la estacionalidad determinista para las series trimestrales, se define como suma ponderada de las tres siguientes variables:[14]

$$S_t \equiv \alpha_1 S_{1t} + \alpha_2 S_{2t} + \alpha_3 S_{3t}$$

donde: $S_{1t} \equiv \cos(\pi t/2)$, $S_{2t} \equiv sen\ (\pi t/2)$ y $S_{3t} \equiv (-1)^t$.

Se puede observar que las tres variables son ortogonales entre sí para años completos. Además S_{1t} y S_{2t} son ortogonales incluso en años incompletos. Precisamente, es esta característica de ortogonalidad donde radica el interés de emplear esta modelización de la estacionalidad determinista en lugar de la tradicional.

Nótese también que si se precisa introducir un término constante para modelizar la media de la variable que se trata de explicar, dicho término sería ortogonal a S_{1t}, S_{2t} y S_{3t} por años completos.

Dada la formulación anterior de la variables ficticias estacionales, es sencillo comprobar que la diferente media para cada uno de los trimestres, tiene la siguiente expresión:

Primer trimestre: $\alpha_1 + \alpha_3$ Segundo trimestre: $\alpha_2 - \alpha_3$
Tercer trimestre: $-\alpha_1 + \alpha_3$ Cuarto trimestre: $-\alpha_2 - \alpha_3$

Es fácil ver que la suma de los efectos estacionales es cero para cada uno de los años.

En los modelos presentados, además de ser preciso representar la estacionalidad de forma determinista, es preciso tomar dos diferencias regulares para obtener un residuo estacionario. Por ello, las variables S_{1t} S_{2t} y S_{3t} fueron igualmente diferenciadas, transformándose en: $DS_{1t} \equiv \nabla^2 S_{1t}$, $DS_{2t} \equiv \nabla^2 S_{2t}$ y $DS_{3t} \equiv \nabla^2 S_{3t}$. Con esta redefinición de variables, se consigue que la interpretación de los parámetros vista anteriormente para las variables S_{it}, siga siendo válida respecto a la variable modelizada par las

[14] Véase Treadway (1993) para la derivación de esta formulación de la estacionalidad.

variables DS_{it}. Por otro lado, es fácil demostrar que se verifica que: $DS_{1t} = -2S_{2t} \cdot DS_{2t} = 2S_{1t}$ y $DS_{3t} = 4S_{3t}$.

REFERENCIAS

Altman, E.I. (1968), «Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy». *Journal of Finance.*

Altman, E.I. (1983), *Corporate Financial Distress: A complete guide to Predicting, Avoiding and Dealing with Bankrupcy.* Cap. 2, John Wiley & Sons, Nueva York.

Altman, E.I. (1986), «Bankruptcy and Reorganization». En *Handbook of Corporate Finance.* E. Altman (ed), Cap. 19, John Wiley & Sons, Nueva York.

Altman, E.I., R. Avery, R. Eisenbeis y J. Sinkey (1981), *Application of Classification Techniques in Business, Banking and Finance,* J.A.I. Press, Greenwich (Conn.).

Beaver, W.H. (1967), «Financial Ratios as Predictors of Failure». *Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1966.*

Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970), *Time Series Analysis Forecasting and Control.* Holden-Day, San Francisco.

Deakin, E. B. (1972), «A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure». *Journal of Accounting Research.*

Davis, E.P. (1987), «Rising Sectoral Debt/Income Ratios: A Cause for Concern?», BIS Economic Papers, n.º 20.

Dickey, D. y W. Fuller (1981), «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», Econometrica, Vol 49, págs. 1057-1072.

Fuentes, I (1993), «Los activos dudosos de las entidades bancarias», Cuadernos de Información Económica.

Gual, J. y X. Vives (1992), «Estrategias competitivas para la Banca en la perspectiva de 1993», En Ensayos sobre el sector bancario español, FEDEA, Colección Debates, n.º 9.

INE (1993), *Metodología de la Contabilidad Nacional Trimestral. Serie trimestral 1970-1992,* Subdirección General de Cuentas Nacionales.

Martínez Méndez, P. (1991), *Los beneficios de la banca 1970-1989.* Banco de España.

Merton, R. (1974), «On the pricing of Corporate Debt: The risk structure of interest rates», *Journal of Finance.*

Meyer, P. and W, Pifer (1970), «Prediction of Bank failures». *Journal of Finance.*

Modigliani, F y R. Cohn (1979), «Inflation, Rational Valuation and the Markets». *Financial Analysts Journal.*

Orgler, Y.E. y B. Wolkowitz (1976), *Bank Capital,* Van Nostrand Reinhold, Nueva York.

Osborn D., A. Chui, J. Smith y C. Birchenhall (1988), «Seasonality and the Order of Integration for Consumption», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics.*

Pagan, B. (1984), «Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressor», *International Economic Review.*

Scott, J. (1981), «The Probability of Bankruptcy: A Comparison of Empirical Predictions and Theoretical Models». *Journal of Banking and Finance.*

Stiglitz, J. (1972), «Same Aspects of the Pure Theory of Corporate Finance: Bankruptcy and Turnovers». *Bell Journal of Economics.*

Treadway, A.B. (1993), «Análisis de series temporales económicas», Universidad Complutense de Madrid. (Mecanografiado).

Wadhwani, S.B. (1984), «Inflation, Bankruptcy, and employment», London School of Economic. Centre For Labour Economics, Discussion Paper n.º 195.

Wadhwani, S.B. (1986), «Inflation, Bankruptcy, Default Premia and the Stock Market». *The Economic Journal.*

ABSTRACT

An empirical model of firms' bankruptcies is used to study the determinants of the ratio of loans in arrears to bank credit in Spain. It is found that economic growth, inflation, indebtedness, monetary policy, wage growth and interest rates all affect such ratio. If is also found that recent changes in the degree of competition in the banking market has affected the cyclical response of the ratio.

Una metodología para la estimación de la curva de tipos cupón-cero y su aplicación al mercado español*

IGNACIO EZQUIAGA, JOSÉ RAMÓN JARA E INMACULADA GÓMEZ
Analistas Financieros Internacionales

1. INTRODUCCION

La curva de rentabilidades internas de un mercado es la representación gráfica de la relación, para un momento del tiempo determinado, entre las rentabilidades internas de los valores de un mismo riesgo crediticio y sus plazos de vida residual correspondientes. Esta no debe confundirse con la curva cupón cero o estructura temporal de tipos de interés, que relaciona los tipos de interés de instrumentos cupón cero (o rentabilidades de *strips*) con sus plazos de vencimiento. Todo bono simple puede considerarse como una cartera compuesta de valores cupón cero, de flujos idénticos en magnitudes y fechas a los cupones y amortización del bono y con un valor de mercado equivalente al precio de éste: de lo contrario, existirían posibilidades de arbitraje con beneficio. Tal es la enseñanza de la ley de unicidad en la formación de los precios de los bonos. El precio del bono en el mercado de operaciones de compraventa no es sino la suma de los valores presentes que éste otorga en ese instante a cada uno los flujos o «bonos cupón cero» que lo componen. Podría decirse que el hecho de que el mercado fije precios en cada instante para los diferentes bonos indica que está fijando tam-

* Nuestro agradecimiento al profesor Máximo Borrell y a los evaluadores anónimos de «Moneda y Crédito» por sus valiosos comentarios al borrador de este trabajo. Gracias también a Jorge Martínez y a nuestros compañeros de «Analistas Financieros Internacionales, S.A.» por sus contribuciones al análisis cupón cero y a Lucía Cabañero por su paciente procesamiento de los diferentes textos. Las posibles deficiencias o errores de este trabajo son, no obstante, solo de sus autores.

bién, simultáneamente, tipos de interés cupón cero para distintos horizontes: una única estructura de tipos cupón cero está así detrás de los precios de *todos* los bonos de un mismo riesgo crediticio que se negocian en ese instante en el mercado.

La curva de tipos cupón cero, de acuerdo con la teoría financiera, es consecuencia directa de la función de descuento que implícitamente utiliza el mercado para calcular —añadiendo las pertinentes primas por riesgo crediticio en el caso de valores diferentes a los del Tesoro Público— los valores actuales de todos los activos con vencimiento a medio y largo plazo, pero que devengan flujos intermedios. No es observable directamente si el mercado no negocia, como suele ocurrir, instrumentos emitidos al descuento o cupón cero de plazos suficientemente dilatados y riesgo crediticio homogéneo o si los *strips* no están ampliamente extendidos. Es por ello necesario estimarla. La curva cupón cero teórica estimada es un instrumento de análisis especialmente útil para la gestión de carteras de renta fija, para el *trading* en el mercado de bonos y para la valoración de instrumentos derivados, como los propios *strips* o los *swaps* de tipos de interés. Además es necesaria para conocer los tipos de interés implícitos descontados por el mercado y para llevar a cabo cualquier análisis de los factores determinantes de la estructura temporal de tipos de interés.

Existen diferentes metodologías para la estimación de los tipos cupón cero. En Fabozzi (1993), por ejemplo, se describe la conocida como *bootstrapping*, que parte de las TIR (tasa interna de rendimiento) de los bonos negociados a la par. En un mercado como el español de deuda del Estado, en el que el número de referencias vivas no es elevado y las fechas de pago de cupones no son homogéneas, este método no resulta recomendable. No obstante, sí es un método sencillo de aplicar en la estimación de los tipos cupón cero a partir de las cotizaciones de la rama fija de los *swaps* de tipos de interés (IRS).[1]

Un segundo grupo de metodologías es el que parte de un ajuste por regresión de la relación TIR-plazo o TIR-duración en el mercado de bonos. De este método se desprenden numerosas deficiencias que son puestas de manifiesto en Bierwag (1987) y, la mayor parte de las ocasiones, no pasa de ser una vía de aproximación a la *par yield curve* o curva de rentabilidades internas de bonos a la par, herramienta que no debe confundirse con la curva de tipos cupón cero.

---

[1] Para una discusión sobre los problemas de este método, véase Caks (1977).

Las ventajas adicionales de estimar la estructura temporal de tipos de interés de los bonos en un momento determinado frente a los extendidos procedimientos de regresión estadística TIR-plazo de mercado de esos bonos, se apoyan básicamente en dos aspectos diferenciales muy importantes. En primer lugar, permite estimar los tipos de interés teóricos de hipotéticos instrumentos con un solo flujo al vencimiento. Estos tipos de interés cupón cero expresan de manera insesgada —sin riesgo de reinversión de flujos intermedios— la rentabilidad exigida por el mercado a la tenencia de los bonos hasta la fecha de amortización final, en contraste con las TIR. En segundo lugar, las curvas de tipos cupón cero estimadas permiten, dentro del intervalo de tiempo que abarca todas las fechas de vencimiento de los flujos de los bonos utilizados para su cálculo, derivar *tipos a plazo implícitos,* lo que no es posible con curvas de TIR-plazo.

La diferencia entre el tipo cupón cero teórico para un plazo determinado y la TIR de un bono de igual plazo de vida residual se denomina *sesgo del cupón;* cuando mayor es el cupón de un bono, mayor es este sesgo (más lejos está el bono con cupones de ser un bono cupón-cero). Si la curva de tipos es *positiva,*[2] el sesgo del cupón es positivo y la curva de tipos cupón cero se sitúa por encima de la nube de puntos que conforma la relación TIR/plazo. Si es *negativa,* el sesgo es también negativo. Asimismo, el sesgo del cupón es mayor cuanto mayor es el plazo de vencimiento de un valor y cuanto mayor es el propio cupón. Las curvas TIR-plazo estimadas por regresión son un buen instrumento en ocasiones para juzgar la formación de precios de cada referencia, pero no proporcionan tipos cupón cero. Por otra parte, la curva de rentabilidades internas a la par puede ser estimada —lo que es útil para comparar los resultados, por ejemplo, con los tipos de cotización de la rama fija de los *swaps*— gracias a la estimación previa de la curva de tipos cupón cero.

La evidencia encontrada por varios autores indica que, en el caso de los bonos, la modelización econométrica de la función de descuento a partir de los precios de los bonos y no de sus rentabilidades internas es una línea metodológica de calidad superior: los trabajos basados en aproximaciones polinómicas de Carleton y Cooper (1976), los de McCulloch (1971 y 1975) y, más recientemente, los basados en funciones exponenciales de Vasicek y Fong (1982) y de Chambers, Carleton y

[2] Sobre el sesgo del cupón y para una visión amplia de los factores que explican la forma de la curva véase Ezquiaga (1991).

Waldman (1984), así lo demuestran. En todo caso, los de Shea (1984 y 1985) muestran que las funciones exponenciales no ofrecen una solución mejor que las polinómicas.

En este artículo presentamos una aplicación de la metodología de McCulloch (1971 y 1975) —sin considerar el efecto fiscal— para la estimación de la función de descuento y los tipos de interés cupón cero a partir de los precios de mercado de los bonos y obligaciones del Estado, así como una discusión de los resultados obtenidos por los autores en la utilización sistemática de la curva en diversos campos.[3] Nuestro objetivo no es demostrar si esta metodología es la mejor de entre las desarrolladas por la literatura financiera, sino presentar una discusión sobre los problemas que conlleva su aplicación en el mercado español de deuda del Estado y sobre la coherencia de sus resultados, así como exponer su utilidad analítica. Pensamos que esta discusión puede ser de utilidad, tanto en trabajos posteriores de carácter metodológico como en la definición de líneas de investigación sobre la modelización de la curva de tipos de interés en el mercado español.[4]

2. ESTIMACION DE LA CURVA DE TIPOS DE INTERES A PARTIR DE LOS PRECIOS DE LA DEUDA

A partir de los precios de compraventa simple a vencimiento de los bonos y obligaciones en el mercado español de deuda del Estado y de la información sobre la distribución temporal y la magnitud de sus flujos futuros es posible obtener una estimación de la única función de descuento que, según la ley de unicidad, subyace en el mercado en cada momento. La forma de la función de descuento a estimar es un elemento clave, pero su exactitud vendrá determinada por el número de observaciones disponibles, imponiendo, no obstante, con el fin de evitar tipos de interés negativos, la condición de ser monótona decreciente (la necesidad de imponer esta condición viene ilustrada en Ritchken y Boenawan, 1990).

El mercado español de deuda del Estado es ya lo suficientemente líquido como para ofrecer precios de compra y de venta de, al menos,

---

[3] Esta aplicación ha sido realizada por los autores en el seno de Analistas Financieros Internacionales, S.A., con la participación de Jorge Martínez.

[4] Los trabajos empíricos sobre estructura temporal de tipos de interés se han circunscrito en nuestro país casi exclusivamente a los tipos de interés del interbancario, por definición tipos cupón cero directamente observables, previa homogeneización. Véase García Olalla *et al.* (1994).

15 ó 16 referencias diariamente.[5] Ello hace posible sólo desde muy recientemente la estimación de la curva de tipos cupón cero que subyace en los precios del mercado en un instante concreto, por los dos procedimientos estadísticos que vamos a usar aquí.[6]

2.1. *Procedimiento general*

El procedimiento para estimar la curva de tipos de interés parte del hecho de que, de acuerdo con la Ley de Unicidad, todos los flujos —desde i=1 hasta i=n— de cada bono son descontados simultáneamente por el mercado mediante una *única* curva de tipos. El precio P de un bono en un momento determinado puede así escribirse de esta forma:

$$P = \sum_{i=1}^{n} \frac{F_i}{[1+h(0,m_i)]^{m_i}} \qquad (1)$$

donde los F_i son cada uno de los flujos correspondientes a un bono (cupones y amortización) que son cobrados en n ocasiones (n corresponde al último flujo) y donde los distintos $h(0, m_i)$ son los tipos de interés cupón cero al contado para cada plazo m_i expresado en años (m_n es el plazo de vencimiento en años), expresados en equivalente financiero anual, que forman la curva (estructura temporal de tipos de interés) a estimar. Si consideramos una función de descuento constituida por los $D(m_i)$ tal que

$$D(m_i) = \frac{1}{[1+h(0,m_i)]^{m_i}} \qquad (2)$$

podemos reescribir el precio de la siguiente manera:

$$P = \sum_{i=1}^{n} F_i\, D(m_i) \qquad (3)$$

[5] Sólo desde 1992 el mercado al contado de deuda del Estado muestra esta característica. Véase Ezquiaga y Gómez (1994).

[6] Véase McCulloch (1971) y MCulloch (1975) donde se describe en detalle el procedimiento estadístico que aquí utilizamos. Véase también Bierwag (1987) para una visión amplia de la cuestión de la estimación de la estructura temporal de los tipos de interés.

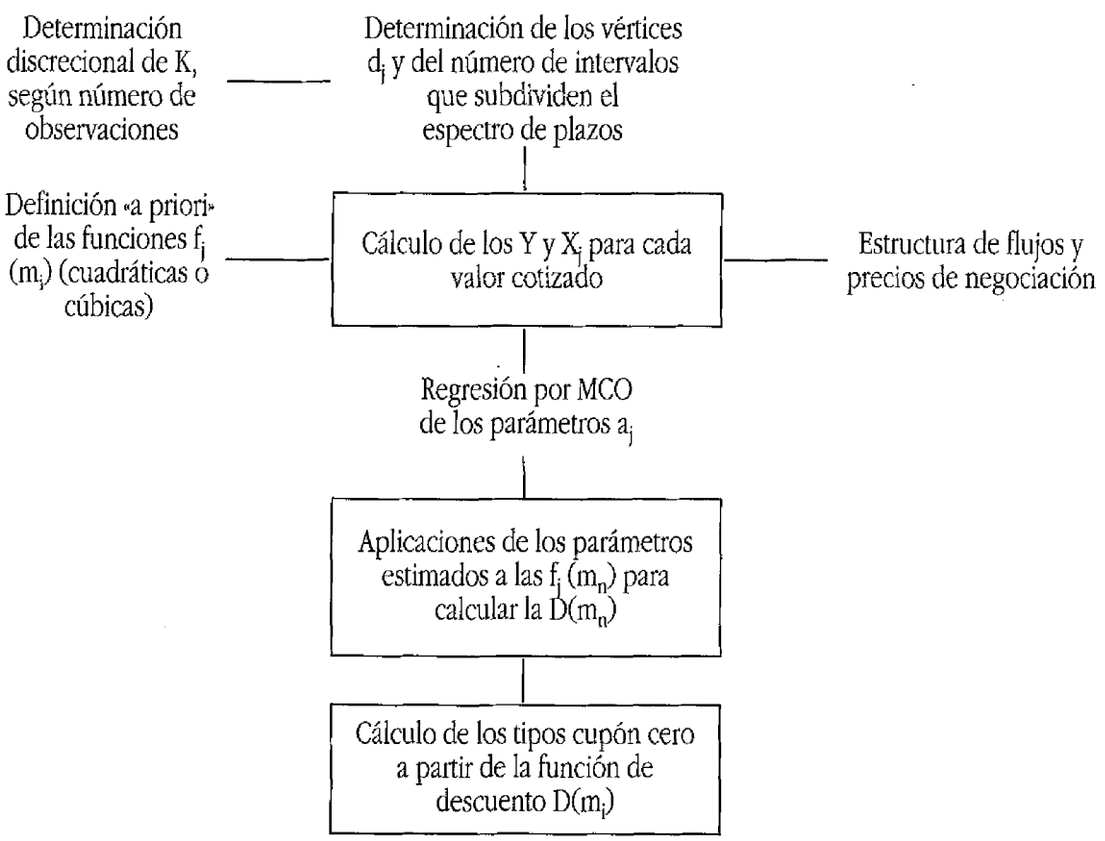
Este procedimiento difiere del propuesto por McCulloch (1971) básicamente en la utilización de un proceso discreto frente al continuo utilizado en su metodología original, evitando, de este modo suponer que los cupones son pagados en forma continua (ver Cuadro 1).

Con el fin de ajustar la función de descuento $D(m_i)$ con una mayor exactitud, de tal forma que recoja la máxima información disponible en el mercado, consideramos la curva a estimar como una combinación lineal de varias funciones f_j que han de ser estimadas específicamente, pudiendo adoptar, en nuestro caso, una forma cuadrática o cúbica. La forma de la función de descuento se diseña por intervalos, de forma que dependa de la distribución de los vencimientos de los distintos bonos observables, proporcionando, así, una mayor resolución donde éstos se encuentren más agrupados. Para ello, $D(m_i)$ se define como la combinación lineal de un número k de funciones $f_j(m_i)$ con un perfil determinado en cada intervalo construido, debiendo ser continuas y diferenciables en los límites de dichos intervalos, a la que se suma un término constante a_o:

$$D(m_i) = a_0 + \sum_{j=1}^{k} a_j f_j(m_i) \qquad (4)$$

CUADRO 1

METODOLOGIA MCCULLOCH DE ESTIMACION DE LA CURVA CUPON CERO



La forma de las funciones f_j resulta fundamental para una adecuada estimación de la función de descuento $D(m_i)$, pudiendo, no obstante, aplicarse diversas especificaciones funcionales sobre la distribución de los vencimientos. Se pretende, que la forma de las funciones disponga de la necesaria flexibilidad como para recoger suficientemente la realidad de los tipos de interés en todos y cada uno de los tramos de la curva. Para ello, no sólo debe responder a planteamientos teóricos rigurosos sino también, y de manera realista, a la totalidad de la información existente en los precios del mercado. En este sentido, una función polinómica de orden k, aunque relativamente sencilla en su construcción, no garantizaría, por ejemplo, una función de descuento monótona decreciente, al poder tomar formas complejas, ante el alto grado que podría requerir el polinomio.

Como alternativa, McCulloch (1971,1975) propone la utilización de una función cuadrática o cúbica que tome un perfil determinado en cada uno de los intervalos en que previamente se haya dividido el horizonte temporal. Con objeto de asegurar la necesaria continuidad de la función de descuento, las funciones f_j deben de tener un valor común en cada uno de los vértices de los intervalos. Esta metodología es la seguida, básicamente, en nuestro análisis de la curva de tipos de la deuda pública española.

Dada la mejor definición de la curva de tipos tanto al contado como, principalmente, en los tipos a plazo, resultante de la aplicación del ajuste cúbico frente al cuadrático, describimos a continuación la forma de las funciones f_j requerida por el primero de ellos. Definiremos el caso más general en que se utilicen K funciones (j=1, 2 ..., K), lo que supone una división del espectro de plazos de la curva en (k-2) intervalos definidos por (k-1) vértices que denominamos d1, d2, ..., dk-1:[7]

Definiremos k funciones $f_j(m_i)$ desde j=1,..,k:

Para j<k, la forma generalizada que adoptan estas funciones depende de los distintos intervalos en que se divide el espectro de vencimientos de los bonos:

[7] Para una descripción general, consúltese McCulloch (1975).

para $m_i<d_{j-1}$: $f_j(m_i)=0$,

(5)

para $d_{j-1}\leq m_i<d_j$:

$$f_j(m_i) = \frac{(m_i-d_{j-1})^3}{6\,(d_j-d_{j-1})} \tag{6}$$

para $d_j\leq m_i<d_{j+1}$:

$$f_j(m_i) = \frac{(d_j-d_{j-1})^2}{6} + \frac{(d_j-d_{j-1})\,(m_i-d_j)}{2} + \frac{(m_i-d_j)^2}{2} - \frac{(m_i-d_j)^3}{6\,(d_{j+1}-d_j)} \tag{7}$$

y para $m_i\geq d_{j+1}$:

$$f_j(m_i) = (d_{j+1}-d_{j-1})\left[\frac{2d_{j+1}-d_j-d_{j-1}}{6} + \frac{m_i-d_{j+1}}{2}\right] \tag{8}$$

Cuando j=k definimos $f_k(m_i)=m_i$ (9)

donde m_i es el plazo de vencimiento del flujo F_i de cada uno de los bonos cotizados, d_1 es cero y d_{k-1} es el plazo del bono más largo. Sobre la determinación de los d_j nos detendremos más adelante. En el Apéndice 2 incluímos una particularización de la forma que adoptarían estas funciones en el caso de que empleásemos cinco funciones, que es el número que empleamos para la estimación de la curva de tipos cupón cero desde diciembre de 1993.

GRAFICO 1

FUNCION F1 COMPONENTE FUNCION DE DESCUENTO ESTIMACION CUBICA

(Fecha valor 27 junio 94)

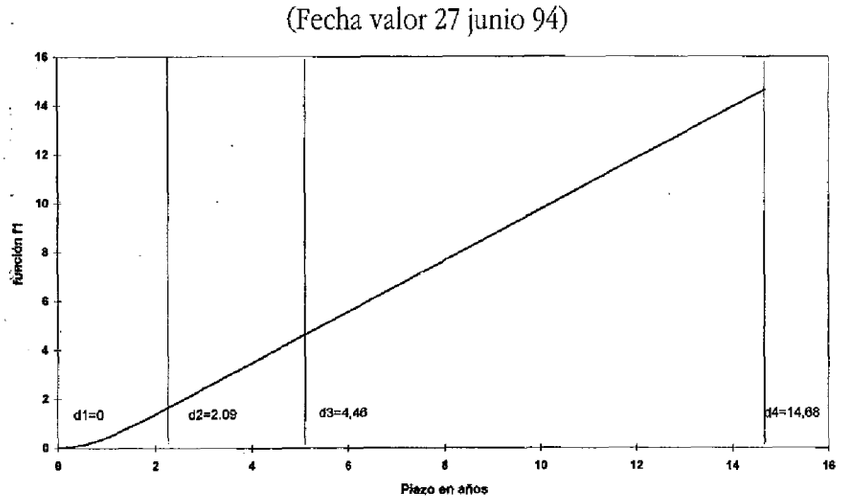


GRAFICO 2
FUNCION F2 COMPONENTE FUNCION DE DESCUENTO ESTIMACION CUBICA
(Fecha valor 27 junio 94)

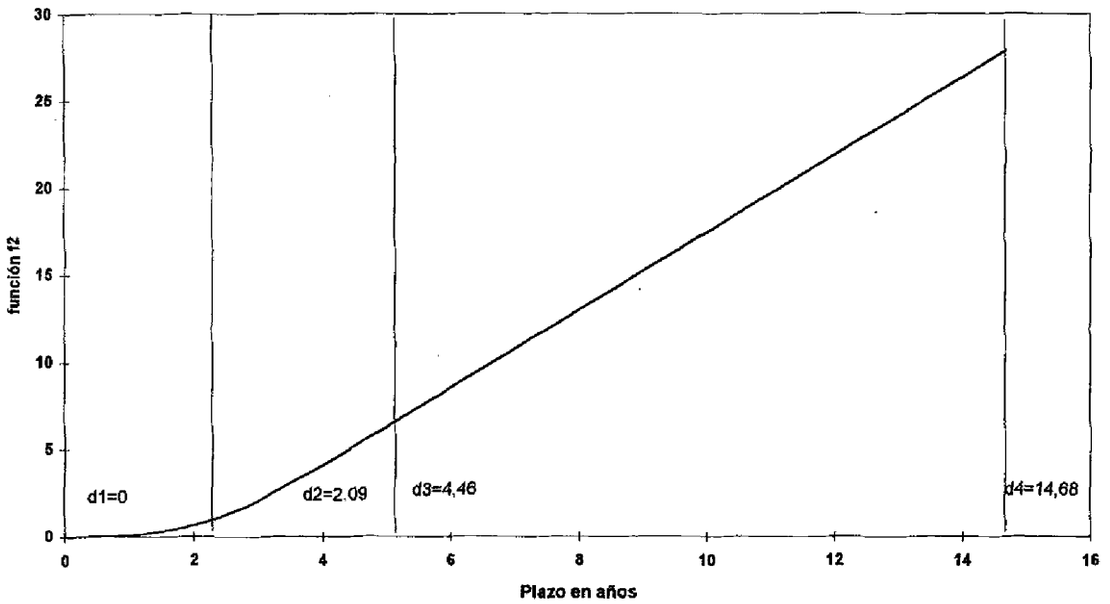


GRAFICO 3
FUNCION F3 COMPONENTE FUNCION DE DESCUENTO ESTIMACION CUBICA
(Fecha valor 27 junio 94)

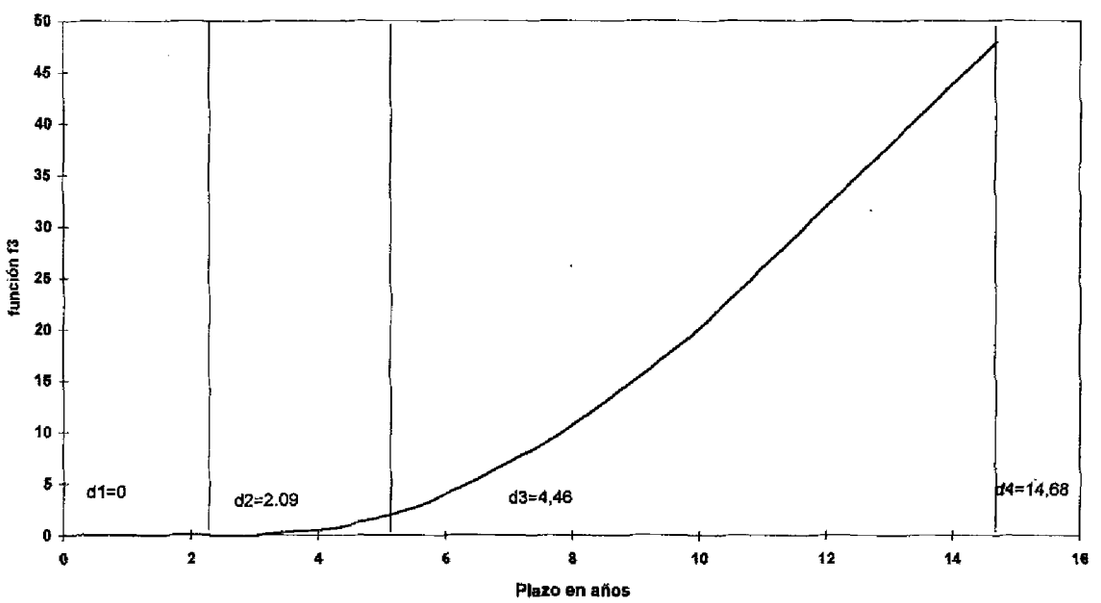


GRAFICO 4
FUNCION F4 COMPONENTE FUNCION DE DESCUENTO ESTIMACION CUBICA
(Fecha valor 27 junio 94)

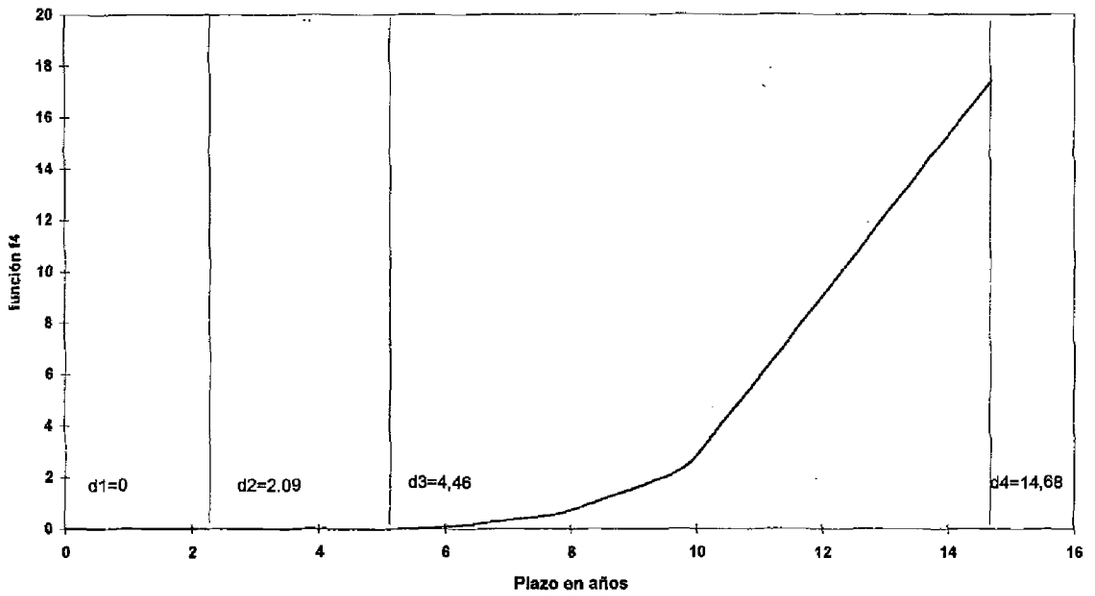
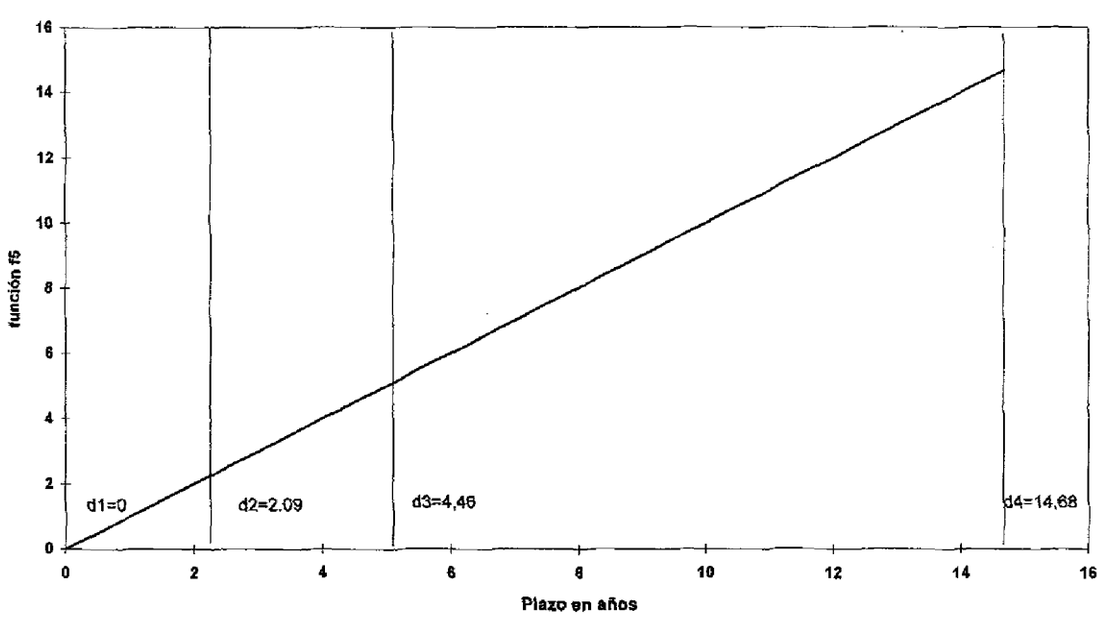


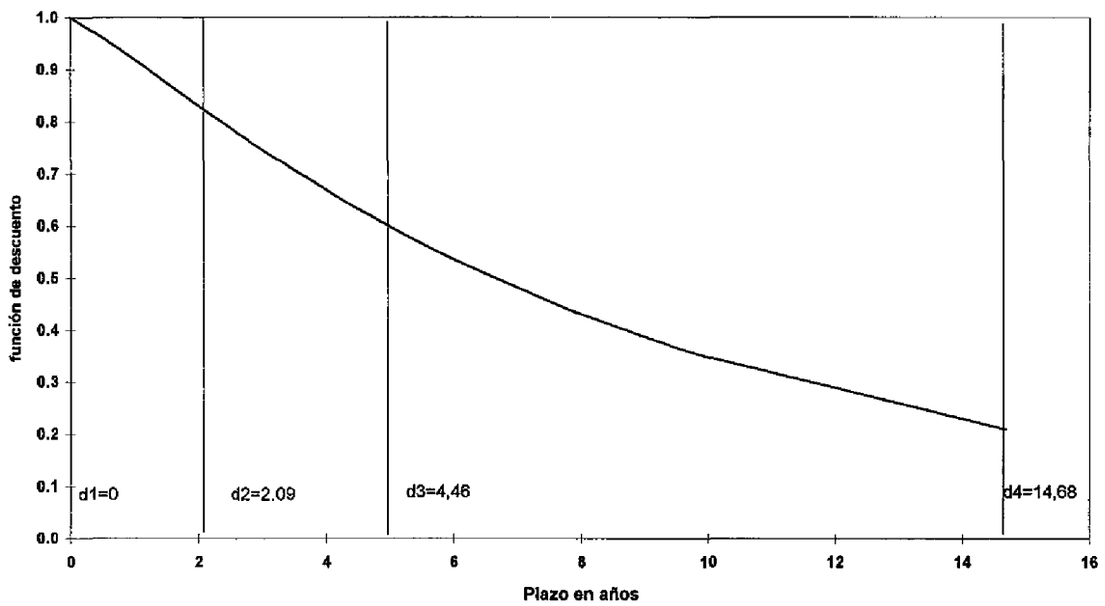
GRAFICO 5
FUNCION F5 COMPONENTE FUNCION DE DESCUENTO ESTIMACION CUBICA
(Fecha valor 27 junio 94)



Cada función $f_j(m_i)$ daría valores a la función de descuento en un intervalo de plazos específico, abarcando así $D(m_i)$ todo el espectro $[0,m_n]$. Como quiera que la función $D(m_i)$ debe tomar para el momento presente el valor unidad, se exige que $f_j(0) = 0$ y que $a_0 = 1$. Así

$$D(m_i) = 1 + \sum_{j=1}^{k} a_j f_j(m_i) \tag{10}$$

GRAFICO 6
FUNCION DE DESCUENTO ESTIMADA
(Fecha valor 27 junio 94)



Partiendo de esta expresión, el precio de cada bono podría reescribirse como

$$P = \sum_{i=1}^{n} F_i \left[1 + \sum_{j=1}^{k} a_j f_j(m_i) \right] = \sum_{i=1}^{n} F_i + \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{k} F_i a_j f_j(m_i) \tag{11}$$

que, reorganizando, puede expresarse como

$$P - \sum_{i=1}^{n} F_i = \sum_{j=1}^{k} a_j \left[\sum_{i=1}^{n} F_i f_j(m_i) \right] \tag{12}$$

Esta expresión es la que utilizamos para estimar los a_j comunes a cada bono (cuatro si k fuera cuatro) negociado en un instante concreto del mercado, pero reescribiéndola nuevamente bajo la forma

$$Y = \sum_{j=1}^{k} a_j X_j \tag{13}$$

donde los Y y X_j han de ser calculados para cada valor negociado. Por ejemplo, si k es cuatro existirá un valor de Y y cuatro valores de X_j para cada bono cotizado.

El número de funciones, k, viene determinado por el número de observaciones disponibles, y a su vez, este número así como la forma de éstas (cúbicas o cuadráticas) determinarán la cantidad de intervalos en que el horizonte temporal ha de ser dividido a efectos de la estimación, ya que cada uno de estos intervalos conviene que contenga aproximadamente igual número de observaciones (bonos cotizados). Si bien el valor de k se determina de manera arbitraria, existen ciertas limitaciones a tener en cuenta: por un lado, si k fuera demasiado alto implicaría un número excesivamente bajo de observaciones incluidas en cada tramo, por lo que la estimación de la función de descuento podría verse perturbada por la existencia de observaciones anómalas, desvirtuando la forma de la curva. Por otro lado, si k fuera demasiado bajo, el número de intervalos en que dividiríamos el horizonte temporal resultaría insuficiente para estimar una curva suficientemente representativa de la «real», cuando ésta tomara formas complejas.

Para resolver este problema, siguiendo la metodología propuesta por McCulloch (1971), se puede obligar al valor de k a ser una función fija del número de observaciones, de tal forma que, en primer lugar, si el número n de observaciones se incrementa, también lo haga el valor de k, y en segundo lugar, el número de observaciones a incluir en cada intervalo aumente si así lo hace el número de observaciones, de tal forma que el *ratio* n/k(n) aumente al aumentar n. Una función que incorpora estas dos propiedades es k(n)= número entero más próximo a la raíz cuadrada del número de valores negociados, que permite obtener mayor poder explicativo y precisión cuanto mayor es la información de que se dispone.

2.2. *Determinación de la amplitud de los intervalos del horizonte temporal*

En el horizonte temporal que abarca desde 0 hasta m_n, donde m_n corresponde al plazo de amortización en años del bono de mayor vida

residual, los vencimientos de los bonos observables difícilmente van a estar uniformemente distribuidos. De esta forma, nos encontraremos con una función de descuento mejor definida en aquellas zonas donde exista una mayor concentración de observaciones, en detrimento de aquéllas en las que los vencimientos de los bonos se encuentren más dispersos. Por tanto, resulta de utilidad dividir el horizonte temporal en intervalos que contengan aproximadamente igual número de observaciones, obteniéndose un mejor ajuste de la función de descuento cuanto mayor sea el número de intervalos construidos (siempre que se disponga de suficiente número de observaciones). Recuérdese, en este sentido, que la función de descuento es resultado de la combinación lineal de las funciones f_j, debiéndose haber definido estas últimas de forma diferente para cada intervalo dependiendo de la forma de la curva en cada uno.

Una vez determinado el valor de k, el número de intervalos a construir dependerá del tipo de ajuste que pretendamos: esto es, k-1 intervalos en el caso de que se considere que las funciones de descuento sean ecuaciones cuadráticas, y k-2 en el caso de que sean cúbicas, aumentando en este último caso el número de observaciones incluidas en cada intervalo con el fin de disponer de un mayor grado de libertad para efectuar el ajuste.

Con objeto de obtener intervalos que contengan igual o aproximado número de observaciones, definimos los vértices d_j de los intervalos, en el horizonte temporal $[0,m_n]$, como

$$d_j = m_l + \theta\,(m_{l+1} - m_l) \tag{14}$$

para j=1,...k en el caso de funciones $f_j(m_i)$ cuadráticas, donde:

L viene determinado por el número entero más próximo al resultante de la siguiente operación

$$l = \frac{(j-1)\,N}{(k-1)} \tag{15}$$

para j=1,...k y l=1,...N., representando l, por tanto, el orden secuencial del número de bonos cotizados, N.

θ se define de la siguiente forma:

$$\theta = \frac{(j-1)\,N}{(k-1)} - 1 \tag{16}$$

d_j representa valores temporales anualizados dentro del horizonte contemplado, y una vez que los bonos cotizados han sido ordenados en función de su vencimiento; siendo $d_1=0$ y $d_k=m_n$.

En el caso de utilizar funciones $f_j(m_i)$ cúbicas, d_j viene definido de igual forma que en el caso anterior; siendo $d_1=0$ y $d_{k-1}=m_n$ y para j=1,...k-1. Sin embargo, dada la restricción de imponer un mayor número de bonos en cada intervalo en este tipo de ajuste, l y θ vienen definidos de la siguiente forma:

$$l = \frac{(j-1)\,N}{(k-2)} \tag{17}$$

$$\theta = \frac{(j-1)\,N}{(k-2)} - 1 \tag{18}$$

aproximándose en este caso también —igual que en el caso cuadrático— el parámetro l al más próximo número entero resultante de la operación definida para l.

De los criterios impuestos en la construcción de los intervalos, se deriva que el número mínimo de bonos cotizados para poder proceder a un ajuste cuadrático o cúbico es de 3 y 7, respectivamente. Sin embargo, este número de bonos nos permitiría disponer de tan sólo un intervalo (que coincidiría con la totalidad del horizonte temporal). Por tanto, en nuestra aplicación de la metodología, imponemos un mínimo de 7 observaciones (bonos negociados) para aplicar un ajuste cuadrático, y de 13 para el caso de ajuste cúbico, siendo preferible la utilización de este último, ya que proporciona una curva más coherente y ajustada.[8] En el Apéndice 3 exponemos un ejemplo del procedimiento que seguimos de estimación de la curva cupón cero a partir de la construcción de cinco funciones parciales de descuento que adoptan la forma cúbica.

[8] Por ejemplo, en el caso de la estimación de la curva de tipos cupón cero con funciones cúbicas, si queremos pretender el ajuste con un mínimo de dos intervalos requeriríamos cuatro funciones, lo que significaría la estimación de cuatro coeficientes. Dado que el número de restricciones que deben satisfacerse en dicho caso es igual a nueve (el valor de D(0)=1 y cada una de las cuatro funciones debe verificar dos restricciones en cada vértice —tomar un valor común en cada extremo y coincidencia de las derivada—), para dejar cuatro grados de libertad para estimar cuatro parámetros serían necesarias al menos 13 observaciones (bonos cotizados).

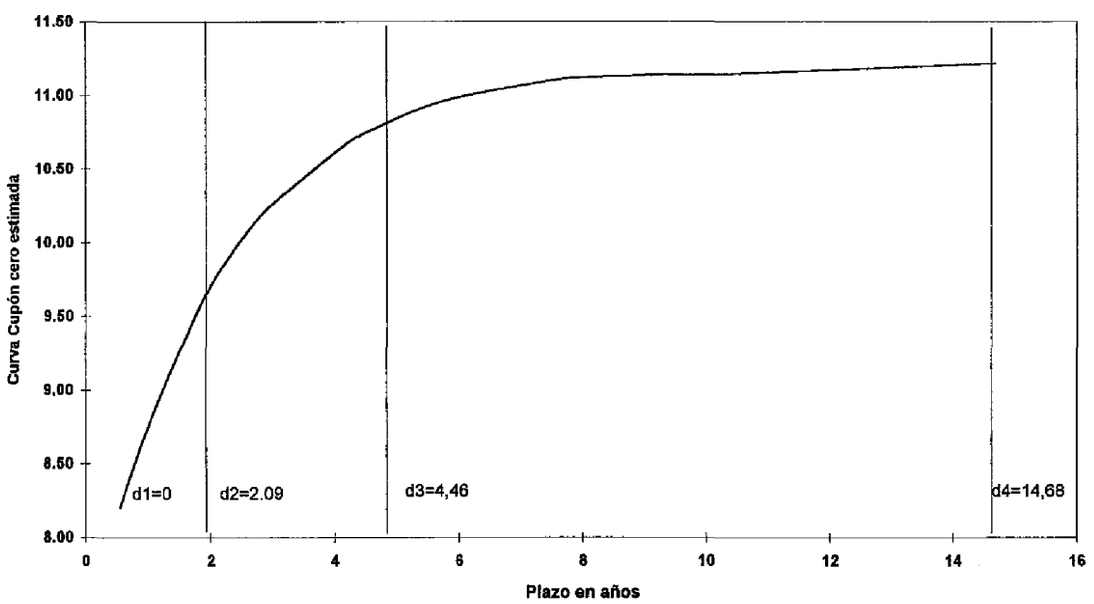
2.3. Obtención de las curvas de tipos cupón cero y de tipos a plazo implícitos

Conocida la función de descuento D(t), el tipo cupón cero para cualquier t (en años) puede definirse como:

$$h\,(0,t) = \left[\left(\frac{1}{D(t)}\right)^{1/t}\right] - 1 \qquad (19)$$

siempre para un t dentro del horizonte $[0,m_n]$ definido por el plazo de la obligación más larga negociada incluida en la estimación. De esta forma, puede obtenerse directamente de la función de descuento, otra que representa los tipos cupón cero para cualquier plazo, siempre dentro del intervalo señalado.

GRAFICO 7
CURVA CUPON CERO ESTIMADA
(Fecha valor 27 junio 94)

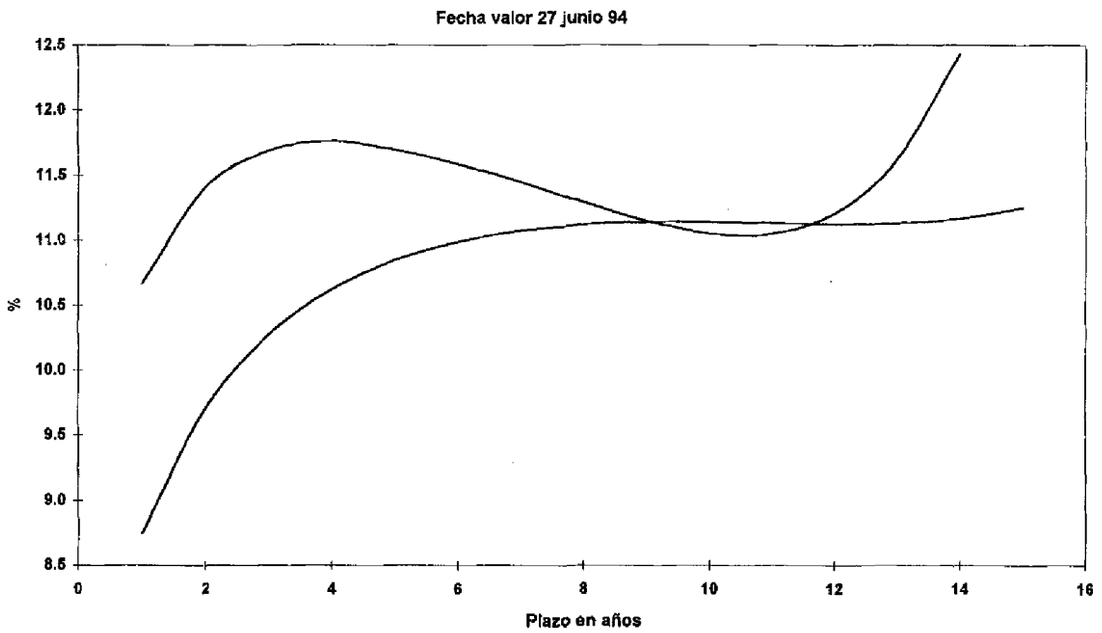


El tipo a plazo implícito entre t y t+Δ, una vez conocidos los tipos cupón cero a esos vencimientos se determina como:

$$h\,(t,\ t+\Delta) = \left[\frac{[1+h(0,\ t+\Delta)]^{t+\Delta}}{[1+h(0,t)]^{t}}\right]^{1/\Delta} - 1 \qquad (20)$$

Estos tipos implícitos pueden calcularse para cualquier horizonte de tiempo y para cualquier plazo, aunque con la restricción necesaria del intervalo temporal señalado anteriormente. En el Apéndice 4 pueden contemplarse los tipos implícitos a un año derivados del Apéndice 3.

GRAFICO 8
TIPOS CUPON CERO E IMPLICITOS A 1 AÑO
(Fecha valor 27 junio 94)



3. PROBLEMAS DE ESTIMACION E INTERPRETACION Y USO DE LA CURVA CUPON CERO ESTIMADA

La aplicación de la metodología descrita al mercado español de deuda que presentamos aquí corresponde a los precios de los valores más líquidos cotizados sistemáticamente, recogidos durante el período noviembre de 1992 a junio de 1994. En este período, hasta diciembre de 1993, se emplearon cuatro funciones parciales de forma cúbica definidas según dos intervalos; desde dicha fecha, generalizamos el número de funciones empleadas, haciéndolas depender del número de bonos cotizados, resultando desde entonces una estimación a partir de la definición de cinco funciones parciales de descuento, cada una de ellas descrita en tres intervalos. Si bien el número de bonos cotizados antes de esta fecha ya nos habría permitido abordar desde el principio la estimación de la función de descuento con cinco funciones, no lo hicimos entonces por pura simplificación del proceso en las primeras estimaciones. En este trabajo presentamos los resultados de la estimación desde

diciembre de 1993 hasta junio de 1994 a partir de datos diarios. Describimos a continuación algunos problemas de estimación e interpretación, así como algunos usos de las curvas obtenidas que tratan de poner de manifiesto la coherencia global, al margen de los problemas y limitaciones no obstante encontrados, de éstas como herramientas para el análisis.

3.1. Problemas e interpretación

El uso de funciones cuadráticas o cúbicas tiene el inconveniente de que su forma no se ajusta a la de una función exponencial, tal y como requeriría seguramente la forma real de la función de descuento. Es más, aún cuando se pudiera forzar la función cuadrática o cúbica —con la limitación derivada del número de observaciones disponibles— a observar un perfil similar al de una función exponencial (incrementando el número de intervalos) el resultado no aseguraría la obtención de tipos a plazo estables a lo largo del horizonte temporal. A este inconveniente habría que añadir la dificultad de este tipo de ajuste para adaptarse a las propiedades de la función exponencial tanto en el extremo inferior como superior del intervalo muestral considerado. En el primero de ellos, la estimación puede suponer una considerable desviación entre los tipos de mercado y los estimados —concretamente en los plazos comprendidos entre cero y un año—, donde el ajuste es incapaz de recoger adecuadamente el efecto de la fuerte pendiente negativa existente en algunos períodos en ese tramo de la curva española. En cuanto al extremo largo de la curva de rentabilidades, éste determina en ocasiones una pendiente excesivamente aguda, particularmente en los plazos correspondientes a las últimas emisiones de obligaciones a 10 años, lo que resulta en una consecución de tipos a plazo implícitos extremadamente inestables.

Como solución a estos problemas, Vasicek y Fong (1982) proponen directamente la utilización de funciones exponenciales a través de un cambio de variable previo. Sin embargo, una vez llevado a cabo este cambio, su procedimiento requiere la utilización de una función cúbica, incurriendo, por tanto, en los mismos inconvenientes. Al margen de los problemas metodológicos que el procedimiento propuesto conlleva, con el fin de mejorar la estimación en el tramo más corto de la curva de rentabilidades, y dada la limitación existente en cuanto al número de bonos cotizados en ese tramo, en nuestra metodología incorporamos los precios

de una serie de bonos teóricos cupón cero construidos a partir de los tipos de interés de mercado de operaciones simultáneas o *repo* —siendo discutible el número de observaciones a considerar— dotando, de este modo, de una mayor información muestral a la estimación en este tramo. En cuanto al extremo largo de la curva, cuyo problema de estimación era la inestabilidad de sus tipos implícitos, la cotización a partir de diciembre de 1993 de obligaciones a 15 años, incluídas en la muestra, ha permitido una mayor estabilidad en los tipos cupón cero estimados para la zona del 10 años. Con todo, las deficiencias arriba mencionadas no terminan de resolverse en su totalidad, lo que induce a limitar la validez de la estimación en los extremos del intervalo muestral.

Al estimar la curva de tipos cupón cero partiendo de los precios de la deuda del Estado en un momento dado,[9] los tipos cupón cero están libres de consideración alguna sobre riesgo crediticio. Sin embargo, nuestra curva resultante sí está sesgada por los otros dos factores que determinan también el precio de mercado de cada referencia concreta:

a) Por una parte, la curva estimada es el resultado de sumar a la curva pura teórica un diferencial por la liquidez media de los valores incluidos en el análisis (véase el Cuadro 2). Ello hace imprescindible el seguimiento de la liquidez de cada referencia, pues el heterogéneo grado de liquidez existente entre las distintas referencias puede sesgar notablemente las estimaciones y explica parte del bajo diferencial que se observa entre los tipos cupón cero estimados a partir de los *swaps* y los de la deuda pública estimados aquí, cuestión en la que nos detendremos más adelante.

b) Por otra parte, la curva, al considerar los flujos brutos, es también el resultado de las condiciones fiscales medias relevantes de un mercado en el que conviven muy diferentes situaciones fiscales. Las más importantes son:

(1) Residentes/no residentes: la retención a cuenta sobre el cupón pagado a los residentes crea una tendencia a la segmentación frente los no residentes, que no sufren, en la práctica, retención, tanto más relevante cuanto que éstos constituyen un porcentaje muy significativo del mercado. Sin embargo, esta tendencia se ve compensada por la generalización de la práctica del lavado del cupón.[10]

---

[9] Nuestro procedimiento utiliza la media comprador/vendedor del mercado entre titulares de cuenta.

[10] Se trata de la venta de un bono justo antes de que tenga lugar el pago de cupón, con su correspondiente recompra posterior a éste. La regulación establece una moratoria que limita estas operaciones durante un período previo al pago de cupón.

CUADRO 2. ANALISIS DE LA LIQUIDEZ DEL MERCADO DE DEUDA DEL ESTADO AL 31 DE MAYO DE 1994

(Volúmenes de negociación entre titulares de cuenta)

					Número de sesiones cotizadas			Liquidez 1 marzo-30 mayo					
	Cupón	Fecha vto.	Plazo (años)	Saldo vivo	Mar.	Abr.	May.	Volumen Medio diario (1)	% sesiones negociadas sobre total	Sesiones medias mensual	N total de operac.	Indice de rotación (2)	Indicador de liquidez
O	10,50%	30/10/2003	9,4	953,2	21	20	21	67,5 —	100,0 =	21	7.287 —	7,08% —	***
B	9,00%	28/02/1997	2,8	1.041,9	21	20	21	36,6 —	100,0 =	21	2.703 +	3,51% —	***
O	10,90%	30/08/2003	9,3	1.073,5	21	20	21	31,4 —	100,0 =	21	3.406 —	2,92% —	***
B	8,30%	15/12/1998	4,5	1.074,8	21	20	21	31,1 —	100,0 =	21	2.761 —	2,89% —	***
B	7,30%	30/07/1997	3,2	152,1	12	17	20	3,4 —	79,0 +	16	284 +	2,25% —	**
O	8,00%	30/05/2004	10,0	845,2	21	20	21	16,7 —	100,0 =	21	1.860 +	1,97% —	**
B	11,85%	30/08/1996	2,3	770,0	21	20	21	15,0 —	100,0 =	21	647 +	1,95% —	**
B	10,25%	30/10/1998	4,4	1.003,6	21	20	21	19,2 —	100,0 =	21	1.590 —	1,91% —	**
B	7,40%	30/07/1999	5,2	261,2	18	19	20	4,9 —	91,9 +	19	357 —	1,89% —	**
B	10,55%	30/10/1996	2,4	878,5	21	20	21	16,5 —	100,0 =	21	1.076 —	1,88% —	**
O	8,20%	28/02/2009	14,8	502,8	21	20	21	8,1 —	100,0 +	21	818 —	1,62% —	**
B	11,45%	30/08/1998	4,3	1.029,1	21	19	21	13,7 +	98,4 +	20	808 —	1,34% +	**
O	11,30%	15/01/2002	7,6	746,3	21	20	21	8,4 —	100,0 =	21	641 —	1,13% —	**
O	10,30%	15/06/2002	8,0	660,0	21	19	19	6,4 +	95,2 —	20	501 —	0,97% +	*
O	12,25%	25/03/2000	5,8	398,6	18	16	19	3,3 —	85,5 —	18	242 —	0,83% —	*
B	13,45%	15/04/1996	1,9	968,7	21	19	19	7,9 —	95,2 —	20	442 —	0,82% —	*
B	13,50%	25/06/1995	1,1	163,1	1	0	3	1,1 +	6,5 +	1	5 +	0,67% +	*
B	11,60%	15/01/1997	2,6	411,9	15	14	15	2,0 +	71,0 +	15	129 +	0,49% +	*
B	11,00%	15/06/1997	3,0	558,0	18	14	19	2,4 +	82,3 —	17	178 +	0,44% +	*
O	9,95%	30/07/1994	0,2	245,0	5	5	10	1,0 +	32,4 +	7	29 +	0,42% +	—
B	11,40%	15/07/1995	1,1	309,7	16	7	9	1,2 —	51,5 —	11	74 —	0,38% —	—
B	11,90%	15/07/1996	2,1	364,7	9	8	10	1,1 +	43,5 +	9	75 +	0,30% +	—
B	12,00%	15/07/1994	0,1	425,9	7	10	8	0,9 —	40,3 +	8	39 +	0,22% —	—
B	11,50%	18/08/1994	0,2	139,2	5	6	2	0,3 +	21,0 —	4	22 —	0,20% +	—
B	11,80%	15/01/1995	0,6	401,5	8	9	4	0,7 —	33,9 —	7	33 —	0,16% —	—
O	10,10%	30/07/2001	7,2	49,1	0	0	0	0,0 =	0,0 =	0	0 =	0,00% =	—
O	10,75%	30/01/1999	4,7	51,7	0	0	0	0,0 =	0,0 =	0	0 =	0,00% =	—
TOTAL			—	154.479,4	—	—	—	301,0 —	—	—		—	
MEDIA			4,4	—	15,0	14,1	15,1	11,1 —	71,4 +	14,8		1,42% —	

(2) = (1)/Saldo vivo, excepto para las nuevas referencias: O-8,20%, O-8,0 Los signos +, —, = representan la evolución del indicador respecto al anterior análisis.

*** = Liquidez máxima, ** = Liquidez media, * = Menor liquidez relativa

Referencias incluidas en el índice.

(2) Fondos de Inversión/resto de inversores residentes: los fondos sólo están sometidos a un gravamen fiscal del 1%, pero soportan las retenciones del 25% que no les son devueltas hasta después de varios meses. Las entidades financieras, en contraste, consideran que la retención les es devuelta cuando pagan el impuesto de sociedades. Lo mismo sucede con las personas físicas en relación con el impuesto sobre la renta (IRPF).

Desde el punto de vista específico de cada referencia, deben tenerse en cuenta además características tales como la fecha de pago de cupones (peor cuanto más cerca se halle del inicio del año), el tipo de los cupones o si cotizan por encima o por debajo de la par (las entidades financieras provisionan precios de adquisición sobre la par). En nuestro procedimiento no consideramos ninguna de estas características singularmente, por lo que la curva estimada está sesgada por estos elementos.

A efectos de la estimación de la curva, resulta imposible con la información disponible, tratar de discriminar en función de la fiscalidad diferencial, por lo que la curva cupón cero que se deriva de los precios de la deuda del Estado corresponde a las condiciones fiscales dominantes (que pueden lógicamente ser las más favorables u otras, pero en todo caso cambiantes, sesgando la estimación). En cuanto a la liquidez, la cotización sistemática de un número suficiente de valores puede permitir una discriminación *ex-ante* de los valores a incluir en la estimación, ya sea por su liquidez observada, ya por alguna otra característica excepcional detectada.

3.2. Aplicaciones

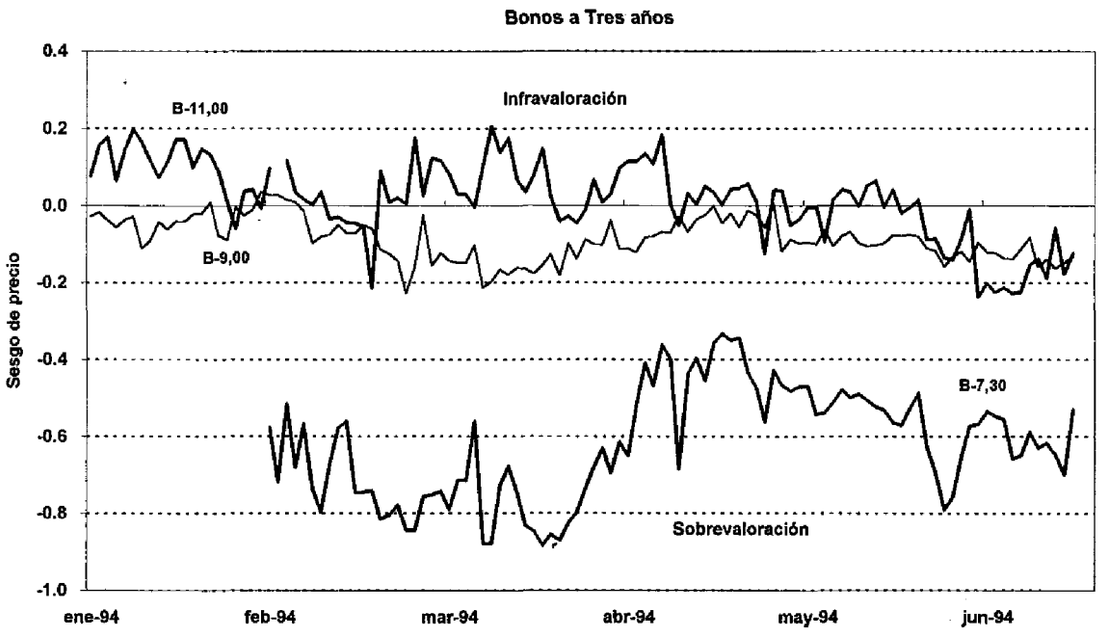
Tres aplicaciones útiles vamos a mostrar aquí de la curva estimada: el cálculo del sesgo del precio de cada bono, la comparación de las cotizaciones de los *swaps* de tipos de interés con la curva estimada a la par y la obtención de señales sintéticas sobre la evolución de la estructura temporal de los tipos de interés.

Las curvas cupón cero teóricas estimadas pueden ser utilizadas para descontar cualquier valor negociable, cualquier cartera de renta fija o, en general, cualquier activo financiero, considerando debidamente la incidencia de ambos factores: corrigiéndola al alza con el *spread* por riesgo crediticio o con la prima fiscal que se juzgue conveniente. Con el fin de ilustrar este uso de la curva, hemos estimado los precios teóricos de los valores a medio y largo plazo del Tesoro —los utilizados en la pro-

pia estimación de la curva—, descontando sus flujos con la función estimada para el período.

El diferencial entre el precio teórico de un bono en un momento determinado y el de mercado se constituye —una vez tenido en cuenta el hecho de que parte del mismo es producto del propio error de estimación— en un indicador de interés para el *trading* con deuda: si es negativo (el precio teórico es inferior al precio de mercado), puede interpretarse que el bono está sobrevalorado por el mercado, es decir, es adquirido por mayor precio que el exigido en condiciones normales; si es positivo, entonces el bono estaría infravalorado. Las razones para estas diferencias pueden ser estructurales —liquidez, fiscalidad— o coyunturales —un exceso o defecto de demanda transitorio o el pago del cupón— y serán motivo de desarrollos analíticos y empíricos, por su interés.

GRAFICO 9
BONOS A TRES AÑOS



La estimación de la curva cupón cero a partir de los precios de la deuda, en la medida en que se lleva a cabo sobre la hipótesis de homogeneidad de las referencias en criterios de riesgo de crédito, liquidez y fiscalidad, permite determinar un precio teórico de los bonos cotizados en el mercado a través de la actualización de cada uno de sus flujos utilizando como factores de descuento los tipos cupón cero estimados. A la diferencia entre el precio de las referencias calculado descontando cada flujo a su tipo cupón cero (precio teórico) y el que presentan realmente en el mercado la denominamos sesgo de precio. Dicho sesgo de precio

se constituye en un indicador de interés para apreciar la sobrevaloración (sesgo negativo) o infravaloración relativa (sesgo positivo) de las referencias concretas que puede explicarse a través de diversos factores estructurales relacionados con la liquidez y fiscalidad.

GRAFICO 10
BONOS A CINCO AÑOS

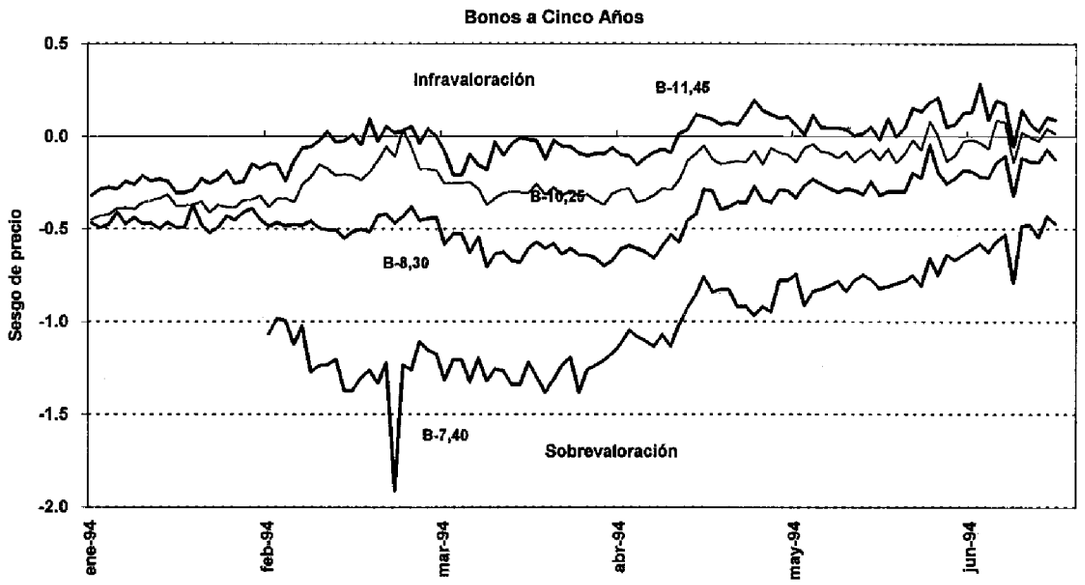
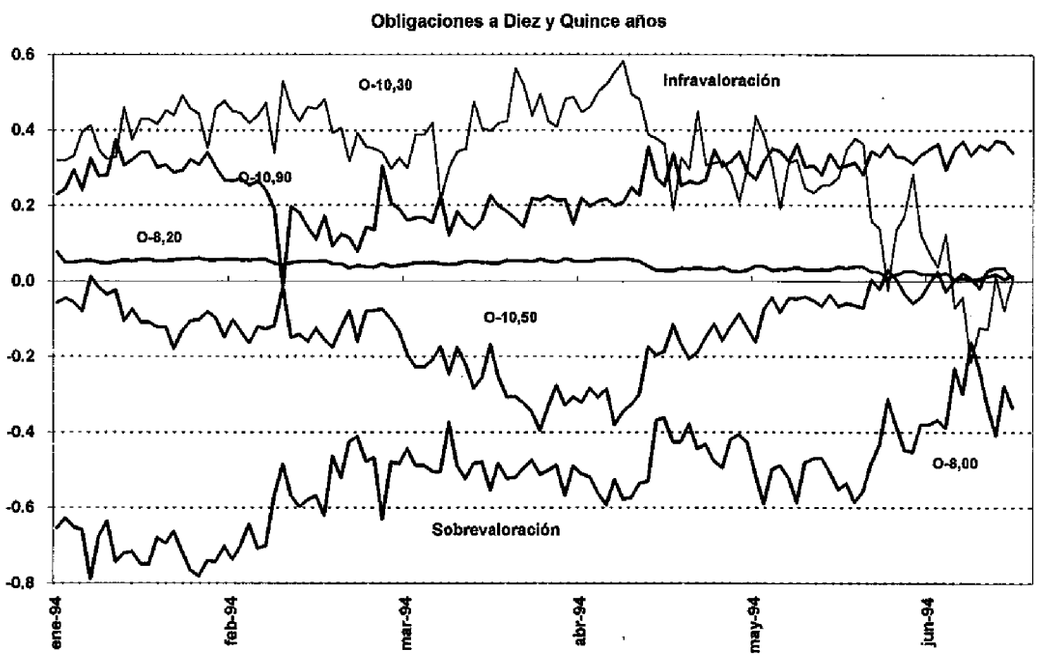


GRAFICO 11
OBLIGACIONES A DIEZ AÑOS



La relación que es previsible esperar entre el sesgo de precio y la liquidez específica de una referencia debería ser negativa: una liquidez

escasa implicaría la exigencia en el mercado de una prima de rentabilidad adicional a dicha referencia, que compensara del riesgo de no encontrar contrapartida, con lo cual el precio de mercado tendería a estar infravalorado en relación a su precio teórico. Por su parte, la fiscalidad también influye negativamente, en la medida en que la proximidad de los pagos de cupón, con el consiguiente efecto *lavado de cupón,* tiende a hacer a los valores próximos al pago de cupón menos deseables en el mercado. El sesgo de precio (salvo la parte que sea debida a errores de medida) es resultado de las características específicas y estructurales de cada valor negociado en el mercado, pero su magnitud puede verse alterada por recomposiciones transitorias en la demanda relativa de los diferentes valores. La detección de estos cambios es relevante, por cuanto apoya estrategias de compra o venta de diferenciales de TIR entre valores, ajustadas por sensibilidades.

Como indicadores a vigilar por estar relacionados con la liquidez relativa de un valor destacan los siguientes: el volumen de su saldo vivo, si está en proceso de emisión o no, el índice de contratación o el porcentaje de su saldo en poder de no residentes; por otra parte, también es interesante si la referencia está incluída en la cesta de bonos entregables de los contratos de futuros sobre bonos nocionales y los procesos de cambio de bono entregable más barato.

Tras la observación de los sesgos de precio entre enero y junio de 1994, pueden extraerse algunas conclusiones, todas ellas, sin embargo, necesitadas de una contrastación econométrica y que por ello abren una línea de investigación futura: unas se refieren a la cuestión de la liquidez y otras a la fiscalidad. El sesgo de precio de las referencias en proceso de emisión (que son las más deseadas) suele presentar un signo bastante negativo (indicador de su sobrevaloración), que tiende a corregirse a medida que aumenta su saldo en circulación. De esta forma, en situaciones como la que se está produciendo en la actual crisis del mercado de deuda (1994), en la que la resolución desierta o con volumen residual de las subastas de deuda no ha aumentado el saldo vivo de las actuales referencias en emisión, el sesgo de precio de las nuevas referencias (B-7,30, B-7,40, O-8,0 y O-8,20) no ha tendido a corregirse, por lo que han permanecido muy sobrevaloradas. Puede apreciarse un efecto significativo al respecto en estas nuevas referencias en la fecha anterior a la subasta de deuda del 28 de abril: la sobrevaloración tendió a corregirse los días previos a la subasta, en la expectativa de que el saldo de éstas aumentase sustanciosamente tras ésta; sin embargo, la no satisfacción de

esta expectativa, tras los escasos volúmenes adjudicados, de nuevo determinó una ampliación del sesgo de precio negativo, indicando un intento fallido de corrección de su sobrevaloración, que sólamente esperamos tenga lugar cuando se normalice la situación del mercado de deuda y se produzcan adjudicaciones efectivas en el mercado primario, lo que podría comenzar ya a ocurrir en las próximas subastas. De las tres referencias que se subastaban al final de abril, fue el B-7,30 el que experimentó mayor corrección en el sesgo de precio y el que mayor volumen de peticiones registró. Este movimiento fue paralelo a cierta corrección en el sentido contrario para la vieja referencia a tres años, el B-9,0, lo que indicaría un proceso de sustitución entre ambas referencias (venta del 7,30 y compra del 9,0 ajustando sensibilidades).

Puede observarse también que las referencias más antiguas —en lo que respecta a su emisión— en la medida en que dejan de ser un punto de referencia (y pierden con ello liquidez) tienden a registrar pérdida de valor en el mercado, lo que se asocia a la exigencia de una prima positiva de rentabilidad que compense a la mayor dificultad de obtener contrapartida. Así, por ejemplo, entre las referencias en circulación con plazo residual en el entorno del diez años, las viejas O-10,30 y O-11,30 (que son las referencias más viejas en dicho plazo) son las que se encuentran más infravaloradas. De forma similar, en el entorno de referencias con vida residual de cinco años, la referencia del B-11,45 es una de las que ha registrado un proceso más claro de pérdida de valoración relativa —pues es precisamente ésta una de las referencias más antiguas en este plazo—. En el tramo de referencias con vida residual cercana a los tres años, los B-11,85 y B-10,55 son los valores más infravalorados, lo que también concuerda con la mayor antigüedad de éstas.

También la evolución del sesgo de precio guarda relación con los cambios de bono entregable en los contratos de futuros sobre tipo de interés a largo plazo. Hasta el inicio de la crisis del mercado de deuda el bono entregable más barato en el contrato sobre el bono nocional a 10 años de los futuros de junio era el de menor duración (en este caso el O-11,30), lo que se refleja en una evolución alza del sesgo de precio positivo de esta referencia —signo de su infravaloración relativa—. El cambio de bono entregable que se produjo al inicio de marzo (a favor del O-10,90), con la cotización por primera vez del activo futuro por debajo de la par, determinó una corrección hacia la infravaloración, simétrica —pero de distinto signo— a la que se produjo en la referencia O-11,30, que dejó de ser el bono entregable más barato.

En relación a la fiscalidad, también se observan resultados interesantes en el análisis. La variable que hemos utilizado como indicador relacionado con la fiscalidad es la proximidad del pago de cupón de las respectivas referencias. Se observa que tras el pago de cupón, la valoración en el mercado del valor que lo ha pagado tiende a aumentar. Así por ejemplo, en los gráficos adjuntos se aprecia cómo el sesgo de precio del B-12,25, que hasta su pago de cupón el 25 de marzo había evolucionado hacia una infravaloracióm, registró un cambio importante de tendencia tras esta fecha, comenzando, a partir de entonces, a evolucionar su sesgo de precio a favor de una sobrevaloración. Un proceso semejante es el que ha reflejado el B-9,00 tras su pago de cupón el pasado 28 de febrero.

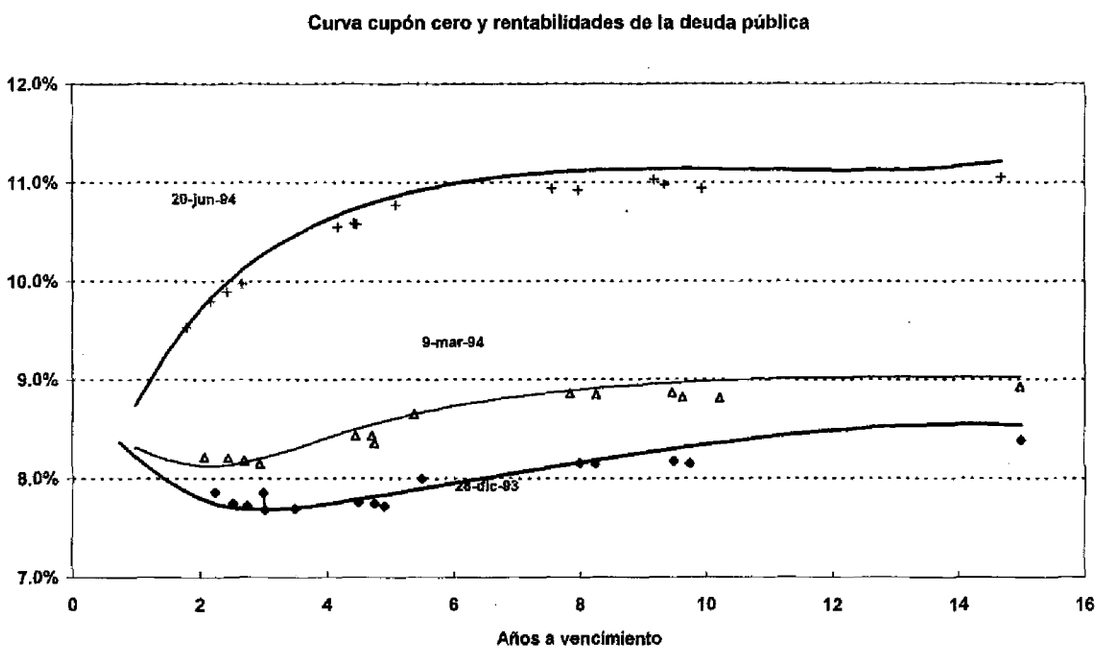
Un segundo ámbito de aplicación de las estimaciones de la curva cupón cero es el análisis comparativo de la formación de precios de los IRS y de la deuda. Aquí nos limitaremos a enunciar lo que podría ser una línea de investigación futura. Los IRS se cotizan por el tipo de interés nominal de su rama fija, que puede interpretarse en el caso de los IRS de la europeseta, de intereses anuales, como la TIR de un *bono nocional* que cotiza a la par. Para comparar estos tipos de cotización de los IRS con la deuda del Estado contemporánea, puede ser un método conveniente estimar primero las TIR teóricas de la deuda del Estado a la par. Para ello construímos, gracias a nuestras estimaciones de las curvas de tipos de interés cupón cero, bonos teóricos a la par, cuyas rentabilidades podrán servir para comparaciones con las de los IRS.

En los Cuadros 3 a 6 aparecen nuestras estimaciones de los tipos cupón cero, de la TIR de deuda a la par y de diferencial IRS-deuda para los plazos estándar de un año a diez en el período diciembre de 1993 a mayo de 1994 en medias mensuales de datos diarios. Llama la atención lo estrecho de los diferenciales estimados, que en algunos casos llegan a ser negativos, como es el caso de los correspondientes a los tipos a un año. Esta observación hace necesaria una profundización en los determinantes del diferencial del *swap:* una línea de investigación abierta que deberá tomar en cuenta el nivel de eficiencia del mercado de *swap,* cuando menos discutible a priori. Interesa destacar, no obstante, que el uso de la curva de la deuda a la par sesga los resultados, en la medida en que las rentabilidades de los valores de referencia —los que están en emisión— suelen situarse por debajo de las estimadas, toda vez que, como hemos visto antes, están sobrevalorados por el mercado. En ocasiones, hemos podido observar que son éstos los que sirven de origen

para la cotización de los *swaps,* como *spread* sobre bonos de referencia y no sobre la curva media a la par.

Un tercer bloque de aplicaciones es el representado por su utilización como indicador sintético de la evolución del mercado y por el uso que de la curva estimada puede hacerse en el análisis empírico de los determinantes de la estructura temporal de los tipos de interés. En el Gráfico 12 puede contemplarse la evolución de la pendiente de la curva a lo largo de 1994 y cómo las curvas estimadas ofrecen una señal clara de la situación del mercado en cada momento. Como la curva estimada a partir de la función de descuento es también una función continua es posible calcular el valor de los tipos cupón cero teóricos para los plazos estándar (un año, dos años) y obtener los tipos a plazo implícitos. Por tanto, las curvas estimadas pueden constituirse en una base de datos adecuada para el análisis cuantitativo de la estructura temporal de los tipos de interés, más allá de los plazo cortos, cuyos tipos cupón cero son directamente observables en el mercado de depósitos interbancarios o en los *repos.*

GRAFICO 12
CURVA CUPON CERO Y RENTABILIDADES DE LA DEUDA PUBLICA



CUADRO 3

TIPOS CUPON CERO DE LA DEUDA DEL ESTADO BASE 365*

Estimación propia a partir de los precios del mercado secundario

Fecha	1 año	2 años	3 años	4 años	5 años	6 años	7 años	8 años	9 años	10 años
Dic. 93	8,32	7,88	7,75	7,80	7,91	8,03	8,16	8,27	8,37	8,45
Ene. 94	8,15	7,68	7,57	7,65	7,76	7,86	7,95	8,03	8,10	8,16
Feb. 94	8,30	7,79	7,67	7,76	7,90	8,02	8,12	8,20	8,28	8,34
Mar. 94	8,28	8,10	8,18	8,40	8,60	8,74	8,85	8,92	8,98	9,02
Abr. 94	8,08	8,12	8,34	8,60	8,83	8,99	9,11	9,20	9,26	9,31
May. 94	8,01	8,32	8,67	8,99	9,25	9,44	9,58	9,69	9,77	9,83
01-Jun. 94	8,13	8,53	8,97	9,37	9,67	9,88	10,02	10,12	10,19	10,23
02-Jun. 94	8,16	8,72	9,20	9,60	9,89	10,08	10,21	10,29	10,34	10,37
03-Jun. 94	8,17	8,64	9,11	9,52	9,82	10,01	10,13	10,20	10,24	10,25
06-Jun. 94	8,21	8,61	9,03	9,40	9,67	9,85	9,97	10,04	10,09	10,11
07-Jun. 94	8,25	8,74	9,17	9,52	9,78	9,95	10,07	10,16	10,21	10,24
08-Jun. 94	8,28	8,70	9,11	9,48	9,75	9,92	10,03	10,10	10,13	10,15
09-Jun. 94	8,20	8,71	9,13	9,47	9,72	9,88	9,98	10,05	10,09	10,12
10-Jun. 94	8,18	8,67	9,08	9,41	9,64	9,79	9,89	9,95	9,99	10,01
13-Jun. 94	8,24	8,77	9,21	9,58	9,83	10,00	10,10	10,17	10,21	10,22
14-Jun. 94	8,24	8,94	9,46	9,83	10,08	10,22	10,30	10,34	10,35	10,34

(*) Rentabilidad exigida a una inversión al período correspondiente sin flujos intermedios y con riesgo crediticio del Tesoro.
Fuente: Analistas Financieros Internacionales.

CUADRO 4

RENTABILIDADES A LA PAR DE LA DEUDA DEL ESTADO BASE 365*

Estimación propia a partir de los precios del mercado secundario

Fecha	1 año	2 años	3 años	4 años	5 años	6 años	7 años	8 años	9 años	10 años
Dic. 93	8,32	7,89	7,78	7,82	7,91	8,01	8,10	8,19	8,27	8,33
Ene. 94	8,15	7,70	7,59	7,65	7,75	7,83	7,91	7,97	8,02	8,07
Feb. 94	8,30	7,81	7,69	7,77	7,89	7,98	8,07	8,13	8,19	8,24
Mar. 94	8,28	8,10	8,18	8,37	8,54	8,67	8,75	8,82	8,86	8,90
Abr. 94	8,08	8,12	8,32	8,56	8,75	8,89	8,99	9,06	9,12	9,16
May. 94	8,01	8,31	8,63	8,92	9,15	9,31	9,42	9,51	9,58	9,63
01-Jun. 94	8,13	8,52	8,92	9,28	9,54	9,71	9,84	9,92	9,98	10,02
02-Jun. 94	8,16	8,69	9,14	9,50	9,75	9,91	10,02	10,09	10,14	10,17
03-Jun. 94	8,17	8,62	9,05	9,42	9,68	9,84	9,95	10,01	10,05	10,07
06-Jun. 94	8,21	8,59	8,98	9,31	9,55	9,70	9,80	9,87	9,91	9,93
07-Jun. 94	8,25	8,72	9,12	9,43	9,66	9,81	9,91	9,98	10,03	10,06
08-Jun. 94	8,28	8,68	9,07	9,39	9,62	9,77	9,87	9,93	9,96	9,99
09-Jun. 94	8,20	8,68	9,08	9,38	9,60	9,74	9,83	9,89	9,93	9,95
10-Jun. 94	8,18	8,67	9,08	9,41	9,64	9,79	9,89	9,95	9,99	10,01
13-Jun. 94	8,24	8,74	9,16	9,48	9,71	9,85	9,94	10,00	10,04	10,06
14-Jun. 94	8,24	8,91	9,39	9,72	9,94	10,07	10,14	10,18	10,20	10,20

(*) Rentabilidad que tendría un bono del Estado con vida residual igual al período correspondiente y que cotizase a la par. Es directamente comparable (salvo por la diferente base) con la cotización de los *swap*.
Fuente: Analistas Financieros Internacionales.

CUADRO 5

TIPOS *SWAPS* DE MERCADO BASE 365*

Fecha	1 año	2 años	3 años	4 años	5 años	6 años	7 años	8 años	9 años	10 años
Dic. 93	8,20	7,91	7,87	7,89	7,92	8,06	8,21	8,25	8,30	8,35
Ene. 94	8,04	7,69	7,62	7,64	7,66	7,77	7,88	7,94	8,01	8,07
Feb. 94	8,08	7,82	7,73	7,74	7,79	7,89	8,00	8,07	8,14	8,22
Mar. 94	7,73	8,23	8,33	8,45	8,54	8,65	8,77	8,84	8,90	8,97
Abr. 94	7,83	8,22	8,41	8,61	8,71	8,85	8,99	9,07	9,14	9,22
May. 94	7,81	8,42	8,71	9,00	9,12	9,29	9,46	9,54	9,63	9,72
01-Jun. 94	7,81	8,56	8,97	9,40	9,56	9,68	9,81	9,91	10,02	10,12
02-Jun. 94	7,84	8,72	9,16	9,61	9,77	9,87	9,97	10,08	10,19	10,30
03-Jun. 94	7,91	8,78	9,18	9,52	9,67	9,79	9,92	10,01	10,11	10,20
06-Jun. 94	7,87	8,71	9,09	9,38	9,59	9,72	9,85	9,93	10,01	10,09
07-Jun. 94	7,94	8,76	9,23	9,51	9,71	9,83	9,94	10,02	10,10	10,19
08-Jun. 94	7,87	8,79	9,21	9,52	9,71	9,81	9,90	9,98	10,06	10,14
09-Jun. 94	7,84	8,78	9,19	9,49	9,69	9,79	9,90	9,96	10,03	10,10
10-Jun. 94	7,87	8,75	9,15	9,42	9,62	9,72	9,83	9,89	9,96	10,03
13-Jun. 94	7,87	8,83	9,30	9,58	9,82	9,93	10,04	10,09	10,15	10,21
14-Jun. 94	7,87	8,71	9,09	9,38	9,59	9,72	9,85	9,93	10,01	10,09

(*) Es directamente comparable (salvo por la diferente base) con la rentabilidad a la par de la deuda del Estado.

Fuente: Analistas Financieros Internacionales.

CUADRO 6

DIFERENCIA ENTRE LOS TIPOS *SWAPS* DE MERCADO Y LAS RENTABILIDADES A LA PAR DE LA DEUDA DEL ESTADO

Fecha	1 año	2 años	3 años	4 años	5 años	6 años	7 años	8 años	9 años	10 años
Dic. 93	—0,13	0,02	0,10	0,08	0,01	0,06	0,10	0,06	0,03	0,01
Ene. 94	—0,12	—0,01	0,03	—0,02	—0,09	—0,07	—0,03	—0,03	—0,01	0,01
Feb. 94	—0,23	0,00	0,04	—0,03	—0,10	—0,09	—0,07	—0,06	—0,05	—0,02
Mar. 94	—0,55	0,12	0,14	0,08	—0,01	—0,01	0,02	0,02	0,04	0,07
Abr. 94	—0,24	0,10	0,09	0,05	—0,04	—0,03	0,01	0,01	0,03	0,06
May. 94	—0,20	0,11	0,08	0,08	—0,02	—0,02	0,03	0,03	0,05	0,09
01-Jun. 94	—0,32	0,04	0,04	0,12	0,02	—0,03	—0,03	—0,01	0,04	0,10
02-Jun. 94	—0,32	0,02	0,02	0,11	0,02	—0,04	—0,05	—0,01	0,05	0,13
03-Jun. 94	—0,27	0,16	0,12	0,10	—0,02	—0,05	—0,03	0,00	0,06	0,13
06-Jun. 94	—0,34	0,12	0,11	0,07	0,04	0,02	0,05	0,06	0,10	0,16
07-Jun. 94	—0,32	0,04	0,11	0,08	0,05	0,02	0,03	0,04	0,08	0,13
08-Jun. 94	—0,41	0,11	0,14	0,13	0,09	0,03	0,03	0,05	0,09	0,15
09-Jun. 94	—0,36	0,09	0,11	0,10	0,09	0,05	0,07	0,07	0,10	0,15
10-Jun. 94	—0,31	0,10	0,12	0,10	0,09	0,06	0,08	0,09	0,12	0,17
13-Jun. 94	—0,37	0,08	0,14	0,10	0,11	0,08	0,09	0,09	0,11	0,15
14-Jun. 94	—0,37	—0,20	—0,30	—0,34	—0,35	—0,35	—0,29	—0,25	—0,19	—0,11

Fuente: Analistas Financieros Internacionales.

4. CONCLUSIONES

La estructura temporal de tipos de interés sólo es observable en mercados en los que para un mismo riesgo crediticio se negocia un espectro suficiente de plazos en instrumentos al descuento o cupón-cero. Por ello, es necesario estimar la estructura temporal a partir de los precios negociados para valores del mismo riesgo —por ejemplo, deuda del Estado— en instrumentos con cupón explícito. Esta estimación no es sino la determinación de la curva de tipos cupón-cero que fue utilizada por el mercado para descontar los flujos de todos los bonos negociados. Debe pues distinguirse la curva de tipos cupón cero de la curva de TIR: mientras la primera está formada por rentabilidades ciertas hasta el vencimiento y, por tanto, es una buena medida de la alternativa riesgo/rentabilidad que se plantea para el inversor en un mercado concreto, la segunda tiene una interpretación más compleja. La rentabilidad final de un bono con cupón explícito está sujeta a dos riesgos fundamentales para un horizonte temporal determinado. En primer lugar, el riesgo de reinversión hasta el final del horizonte de cartera de los cupones. En segundo lugar, el riesgo de alteración del valor del bono respecto al precio de adquisición, si es que éste ha de ser realizado o revalorizado durante el período de tenencia o al final del mismo.

La TIR de un bono es una medida sesgada de su rentabilidad esperada al vencimiento. El sesgo del cupón —diferencia entre el tipo cupón cero que sirvió para descontar su último flujo esperado y la TIR de un bono— ayuda a entender la TIR como una medida de potencial de rentabilidad, como una «media ponderada» de los tipos cupón-cero que sirvieron para actualizar los valores futuros de sus distintos flujos (cupones y principal). Por ello, si la estructura temporal de tipos tiene un perfil negativo, el sesgo del cupón es negativo, en mayor magnitud cuanto mayor es el plazo.

La curva de los tipos cupón-cero es un instrumento clave para valorar activos (bonos sin cotización, *strips* teóricos o *swaps*) o para calcular genuinos tipos a plazo implícitos y obtener una visión sintética de la evolución de la estructura temporal de los tipos de interés. En el mercado español, son tales las diferencias en el grado de liquidez de cada una de las referencias de deuda del Estado negociadas y tan diferentes los cupones y su frecuencia y fecha de pago, que la curva de tipos cupón cero resulta especialmente útil para valorar el sesgo del precio. Esto es evidente si se compara la curva de tipos cupón-cero que se deriva de las

cotizaciones de los IRS (rama fija de los *swaps*) en el mercado interbancario (doméstico o *euro*) con la curva implícita en los precios de la deuda.

Sin embargo, puede avanzarse también, gracias a la estimación de la curva de tipos cupón-cero y a la modelización de la nube de TIR una primera conclusión sobre la eficiencia del mercado. Si calculamos una curva teórica de TIR de bonos a la par y de máxima liquidez y la comparamos con las TIR negociadas, podemos concluir que el mercado infravalora —aunque, sin duda, valora de cierta forma— la falta de liquidez de algunas referencias.

El hecho de que las referencias en emisión observen volúmenes medios diarios muy elevados en relación con el resto perturba tanto la formación de precios, que es difícil para el mercado valorar justamente las diferencias de liquidez. Ello distorsiona el análisis de los tipos cupón-cero —aunque no merma su utilidad— y explica el hecho de que algunas TIR de referencias relativamente líquidas, rodeadas de TIR de referencias menos líquidas, se sitúen al filo de la estructura temporal, con sesgos de cupón próximos a cero. Al no considerar nuestra estimación de ésta las importantes diferencias de liquidez y fiscalidad existentes entre referencias, resulta útil para detectar y seguir estas diferencias.

APENDICE 1. OBTENCION DE LOS TIPOS CUPON CERO A PARTIR DE LAS COTIZACIONES DE LA RAMA FIJA DE LOS *SWAPS* SOBRE TIPOS DE INTERES (IRS)

Con la información proporcionada por las cotizaciones (R_{NA}) a los distintos plazos N de las cotizaciones de los *swaps* genéricos sobre tipos de interés definimos unos factores de descuento (F_{NA}), a partir de los cuales obtener implícitamente los tipos cupón cero CC_{NA}:

$$F_{NA} = \frac{1}{(1+CC_{NA})^{\alpha_{0,NA}}} \qquad \text{(A1.1)}$$

Los factores de descuento (así como el tipo cupón cero) para plazos iguales o inferiores al año son directamente observables a partir de los tipos de interés del mercado monetario. El factor de descuento al plazo de un año se expresa como:

$$F_{1A} = \frac{1}{(1+R_{1A}\,\alpha_{0,1})} \qquad \text{(A1.2)}$$

Los factores de descuento a plazos superiores a un año, aunque no directamente observables, pueden obtenerse a partir de la definición implícita en el concepto de *swap,* según la cual el valor actual de la rama fija del *swap* debe ser cero:

$$\mathrm{VAN}(S_{NA}) = -P + PR_{NA}\alpha_{0,1A}F_{1A} + PR_{NA}\alpha_{0,1A,2A}F_{2A} + \ldots + PR_{NA}\alpha_{(N-1)A,NA}F_{NA} + PF_{NA} = 0 \qquad \text{(A1.3)}$$

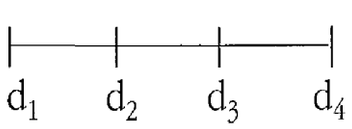
Aplicando dicha definición de forma sucesiva para los *swaps* cotizados a años consecutivos se pueden obtener los factores de descuento F_{2A}, F_{3A}, ..., F_{NA}, a partir de los cuales se derivan directamente los tipos de interés cupón cero. La expresión generalizada del factor de descuento FNA resulta de acuerdo a la definición anteriormente contemplada:

$$F_{NA} = \frac{1-R_{NA}[\alpha_{0,1A}F_{1A} + \ldots + \alpha_{(N-1)A,NA}F_{NA}]}{1+R_{NA}\,\alpha_{(N-1)A,NA}} \qquad \text{(A1.4)}$$

APENDICE 2. PARTICULARIZACION DE LAS FUNCIONES $F_j(m_j)$ PARA EL CASO K=5

K = 5

4 vértices d_1, d_2, d_3, d_4 $\quad d_1 = 0$, $d_4 = m_n$



f_1: $\quad d_1 \leq m_i d_2$

$$f_1 = \frac{(m_i - d_1)^2}{2} - \frac{(m_i - d_1)^3}{6(d_2 - d_1)} \qquad \text{(A2.1)}$$

$m_j \geq d_2$

$$f_1 = d_2\left[\frac{2d_2}{6} + \frac{m_i - d_2}{2}\right] \qquad \text{(A2.2)}$$

f_2: $d_1 \leq m_i < d_2$

$$f_2 = \frac{m_i^3}{6(d_2 - d_1)} \tag{A2.3}$$

$d_2 \leq m_i < d_3$

$$f_2 = \frac{d_2^2}{6} + \frac{d_2(m_i - d_2)}{2} + \frac{(m_i - d_2)^2}{2} - \frac{(m_i - d_2)^3}{6(d_3 - d_2)} \tag{A2.4}$$

$m_i \geq d_3$

$$f_2 = (d_3 - d_1)\left[\frac{2\cdot(d_3\cdot d_2)}{6} + \frac{m_i - d_3}{2}\right] \tag{A2.5}$$

f_3: $m_i < d_2$ $\quad f_3 = 0$ (A2.6)

$d_2 \leq m_i < d_3$ $\quad f_3 = \dfrac{(m_i - d_2)^3}{6(d_3 - d_2)}$ (A2.7)

$d_3 \leq m_i < d_4$

$$f_3 = \frac{(d_3 - d_2)^2}{6} + \frac{(d_3 - d_2)(m_i - d_3)}{2} + \frac{(m_i - d_3)^2}{2} - \frac{(m_i - d_3)^3}{6(d_3 - d_2)} \tag{A2.8}$$

f_4: $m_i < d_3$ $\quad f_4 = 0$ (A2.9)

$d_3 \leq m_i < d_4$

$$f_4 = \frac{(m_i - d_3)^3}{6(d_4 - d_3)} \tag{A2.10}$$

f_5: $\forall m_j$ $\quad f_5 = m_i$ (A2.11)

APENDICE 3

CUADRO A3.1

Ejemplo (ver tablas adjuntas):

Fecha valor: 27 junio 94.

Número de Bonos cotizados: 22.

(Nota: excluimos de las 24 observaciones disponibles los B-12,00 y B-11,80 por no disponer para éstos de precios al día de la estimación de la curva cupón cero.)

K = 5

Ajuste cúbico: cuatro intervalos.

Valor de los (K—1) vértices:

$d_1 = 0$; $d_2 = 2{,}094$; $d_3 = 4{,}457$ y $d_4 = 14{,}684$.

Determinación de los vértices d_2 y d_3:

$$d_j = m_l + \theta\,(m_l + 1 - m_l); \qquad l = \frac{(j-1)}{k-2}\,N \quad \text{y} \quad \theta = \frac{(j-1)}{k-2}\,N-1.$$

$$\text{para } J = 2: \qquad l = \frac{(j-1)}{K-2}\,N = \frac{(2-1)22}{5-2} = 7{,}33$$

$m_7 = 2{,}05$ Tomamos el n.º entero más próximo l = 7.

$m_8 = 2{,}18$

$$\theta = \frac{(j-1)}{K-2}\,N - 1 = \frac{(2-1)22}{5-2} - 7 = 0{,}33; \qquad d_2 = m_7 + \theta(m_8 - m_7) = 2{,}05 + 0{,}33(2{,}18 - 2{,}05) = 2{,}09.$$

$$\text{para } J = 3: \qquad l = \frac{(3-1)22}{5-2} = 14{,}66 \longrightarrow l = 14; \qquad \theta = \frac{(3-1)22}{5-2} - 14 = 0{,}666.$$

$m_{14} = 4{,}43$ $d_3 = m_{14} + \theta(m_{15} - m_{14}) = 4{,}43 + 0{,}666\,(4{,}47 - 4{,}43) = 4{,}45.$

$m_{15} = 4{,}47$

CUADRO A3.2
CALCULO DE LOS VERTICES
(Fecha valor 27 junio 1994)

Plazo	N	K	J	L	θ	D
0,00	22	5	1	0	0,000	0,000
0,08			2	7	0,333	2,094
0,25			3	14	0,666	4,457
0,50			4	22	0,000	14,684
1,05			5	0	29,333	14,684
1,80			6	0	36,666	14,684
2,05			7	0	44,000	14,684
2,18						
2,43						
2,56						
2,68						
2,97						
4,18						
4,43						
4,47						
5,75						
7,56						
7,97						
9,18						
9,35						
9,93						
14,68						

CUADRO A3.3

VALORES SELECCIONADOS EN LA ESTIMACION CURVA CUPON CERO

(Fecha valor 27 junio 1994)

Referencia	Cupón	Vencimto.	Plazo	P. Medio	TIR bruta (%)	Cupón Cero (%)
S-1d	7,55	29 Jun.	0,00	99,979	7,95	7,955
S-1M	7,60	29 Jul.	0,08	99,350	7,98	7,983
S-3M	7,70	28 Sep.	0,25	98,070	8,04	8,038
S-6M	7,85	29 Dic.	0,50	96,143	8,12	8,116
B	12,00	Jul. 1994	0,05	ND	ND	7,514
B	11,80	Ene. 1995	0,55	ND	ND	8,197
B	11,40	Jul. 1995	1,05	102,700	8,577	8,796
B	13,45	Abr. 1996	1,80	106,90	9,533	9,542
B	11,90	Jul. 1996	2,05	103,700	9,793	9,737
B	11,85	Ago. 1996	2,18	103,750	9,798	9,825
B	10,55	Nov. 1996	2,43	101,220	9,890	9,981
B	11,60	Ene. 1997	2,55	103,280	10,008	10,051
B	9,00	Feb. 1997	2,67	97,690	9,975	10,114
B	11,00	Jun. 1997	2,97	102,210	10,085	10,252
B	11,45	Ago. 1998	4,18	102,830	10,544	10,666
B	10,25	Nov. 1998	4,43	98,710	10,586	10,729
B	8,30	Dic. 1998	4,47	92,090	10,575	10,738
O	12,25	Mar. 2000	5,75	105,950	10,768	10,957
O	11,30	Ene. 2002	7,56	101,620	10,937	11,102
O	10,30	Jun. 2002	7,97	96,740	10,922	11,117
O	10,90	Ago. 2003	9,18	99,160	11,028	11,139
O	10,50	Oct. 2003	9,35	97,150	10,974	11,140
O	8,00	May. 2004	9,93	82,650	10,938	11,139
O	8,20	Feb. 2009	14,68	79,570	11,056	11,215

Nota: ND = no disponible.

CUADRO A3.4

CALCULO DE LOS COEFICIENTES

(Fecha valor 27 junio 94)

Refer.	Cupón	Plazo	Y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
S-1d	7,65	0,00	—0,021	0,000	0,000	0,000	0,000	0,274
S-1M	7,60	0,08	—0,650	0,358	0,005	0,000	0,000	8,493
S-3M	7,70	0,25	—1,930	3,049	0,127	0,000	0,000	25,205
S-6M	7,85	0,50	—3,857	11,687	1,020	0,000	0,000	50,411
B	11,40	1,05	—9,282	51,099	10,244	0,000	0,000	117,456
B	13,45	1,80	—18,120	135,204	53,449	0,000	0,000	215,281
B	11,90	2,05	—20,687	164,115	78,053	0,000	0,000	242,699
B	11,85	2,18	—22,028	180,161	93,512	0,005	0,000	259,624
B	10,55	2,43	—24,389	209,695	128,150	0,296	0,000	288,220
B	11,60	2,56	—26,340	229,277	150,315	0,777	0,000	309,707
B	9,00	2,68	—26,378	236,896	166,719	1,520	0,000	312,893
B	11,00	2,97	—30,428	283,037	227,706	5,258	0,000	361,962
B	11,45	4,18	—44,978	460,170	533,490	72,164	0,000	542,441
B	10,25	4,43	—46,671	487,870	595,298	100,866	0,000	567,502
B	8,30	4,47	—44,996	475,068	588,553	104,151	0,000	549,634
O	12,25	5,75	—64,395	727,215	1.029,774	385,402	3,935	813,317
O	11,30	7,56	—83,734	1.039,641	1.641,728	1.100,748	56,058	1.122,568
O	10,30	7,97	—85,321	1.088,323	1.752,453	1.296,027	81,342	1.165,833
O	10,90	9,18	—100,851	1.349,270	2.250,964	2.053,178	204,167	1.428,053
O	10,50	9,35	—100,946	1.368,515	2.292,480	2.150,584	226,094	1.443,599
O	8,00	9,93	—96,736	1.363,945	2.339,330	2.429,022	308,181	1.427,342
O	8,20	14,68	—140,757	2.365,448	4.336,363	6.673,323	2.183,401	2.413,021

Fuente: Estimaciones de los autores según se describe en el texto.

CUADRO A3.5

RESULTADO DE LA ESTIMACION DE LA CURVA CUPON CERO EL DIA 20 DE JUNIO DE 1994

Número de observaciones = 22

Coeficientes:

	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5
Coeficiente	—0,0216	0,0064	0,0081	0,0008	—0,0718
Error Estándar*	0,00408	0,001110	0,00059	0,00059	0,00248
Estadístico t**	—5,28	5,80	1,38	1,38	—28,91

* Errores Estándar robustos a heterocedasticidad.

** Todos los coeficientes son significativos al 90% de confianza.

Suma de cuadrados de los residuos: 0,458. R^2 ajustada: 0,999

CUADRO A3.6

ANALISIS ESTADISTICO DE LAS SERIES DE SESGO DE PRECIO*

(Datos diarios desde el 5 de enero de 1994 hasta el 20 de junio de 1994)

	B-9,00 febrero 1997	B-11,00 junio 1997	B-7,30 julio 1997	B-11,45 agosto 1998	B-10,25 noviembre 1998	B-8,30 diciembre 1998	B-7,40 julio 1999	O-12,25 marzo 2000	O-11,30 enero 2002	O-10,30 junio 2002	O-10,90 agosto 2003	O-10,50 octubre 2003	O-8,00 mayo 2004	O-8,20 febrero 2009
Media Total	—0,0853	0,0203	—0,6201	—0,0409	—0,2114	—0,4304	—1,0134	—0,1041	0,3930	0,3427	0,2553	—0,1361	—0,5279	0,0423
Media valor Absoluto	0,0876	0,0797	0,5049	0,1156	0,2167	0,4304	0,8251	0,1525	0,3988	0,3533	0,2556	0,1384	0,5279	0,4226
Desviación estándar	0,0554	0,1021	0,1473	0,1382	0,1339	0,1507	0,2672	0,1491	0,2026	0,1500	0,0785	0,1037	0,1255	0,0145

* Sesgo de precio: puntos porcentuales de diferencia entre el precio teórico estimado con la curva cupón cero y el de mercado.

Efecto de la fiscalidad sobre el sesgo de precio (Ejemplo con B-9,00 y O-12,25)

	B-9,00		O-12,25	
	Antes cupón	Después cupón	Antes cupón	Después cupón
Media Total	—0,0358	—0,1041	—0,0465	—0,1482
Media Valor Absoluto	0,04373	0,10415	0,14992	0,15453
Desviación estándar	0,0393	0,04879	0,17457	0,10848

CUADRO A3.7

CALCULO DE LAS FUNCIONES F_j Y DE LA FUNCION DE DESCUENTO TRAS EL CALCULO DE LOS «a_j» (Fecha valor 27 de junio de 1994)

Plazo	F1	F2	F3	F4	F5	D(m)
0,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	1,000
0,08	0,004	0,000	0,000	0,000	0,085	0,994
0,25	0,030	0,001	0,000	0,000	0,252	0,981
0,50	0,117	0,010	0,000	0,000	0,504	0,961
0,05	0,001	0,000	0,000	0,000	0,049	0,996
0,55	0,140	0,013	0,000	0,000	0,553	0,957
1,05	0,459	0,092	0,000	0,000	1,049	0,915
1,80	1,159	0,466	0,000	0,000	1,803	0,848
2,05	1,418	0,688	0,000	0,000	2,052	0,826
2,18	1,550	0,822	0,000	0,000	2,178	0,815
2,43	1,814	1,137	0,003	0,000	2,430	0,794
2,56	1,946	1,314	0,007	0,000	2,556	0,783
2,68	2,072	1,497	0,014	0,000	2, 677	0,773
2,97	2,379	1,984	0,047	0,000	2,970	0,748
4,18	3,644	4,446	0,638	0,000	4,178	0,655
4,43	3,908	5,006	0,899	0,000	4,430	0,637
4,47	3,951	5,098	0,947	0,000	4,471	0,634
5,75	5,287	7,944	3,253	0,035	5,748	0,550
7,56	7,184	11,980	8,919	0,486	7,559	0,451
7,97	7,617	12,902	10,555	0,708	7,973	0,432
9,18	8,882	15,595	15,950	1,717	9,181	0,379
9,35	9,057	15,967	16,762	1,906	9,348	0,373
9,93	9,668	17,268	19,709	2,673	9,932	0,350
14,68	14,645	27,862	47,884	17,433	14,685	0,210

GRAFICO A3.1

COEFICIENTES ESTIMADOS DESDE EL 9/12/93

(Fecha del inicio de la estimación con 5 funciones)

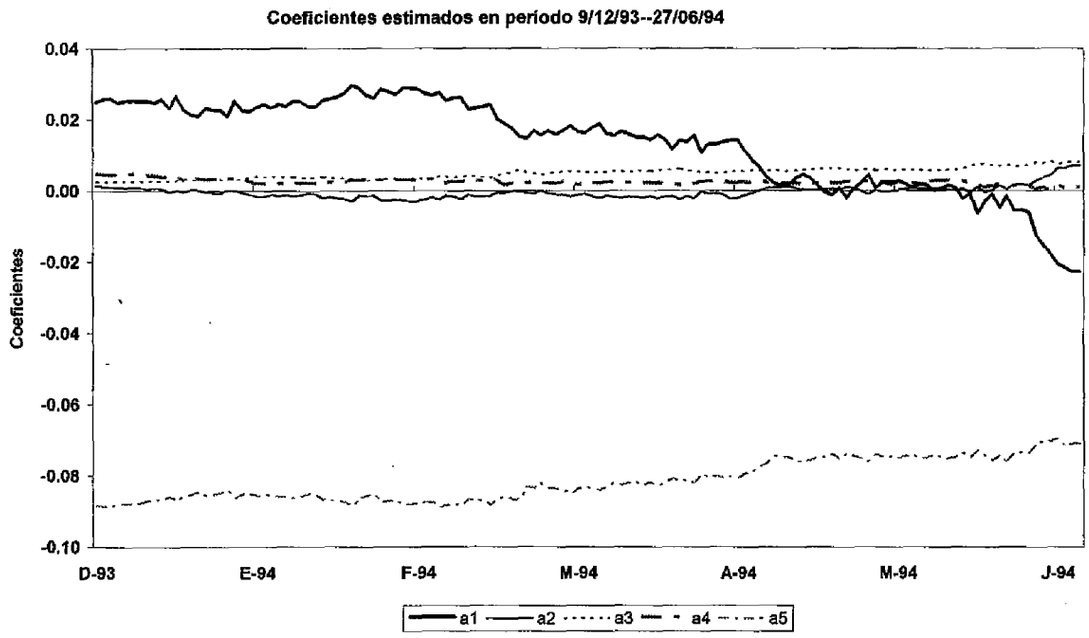
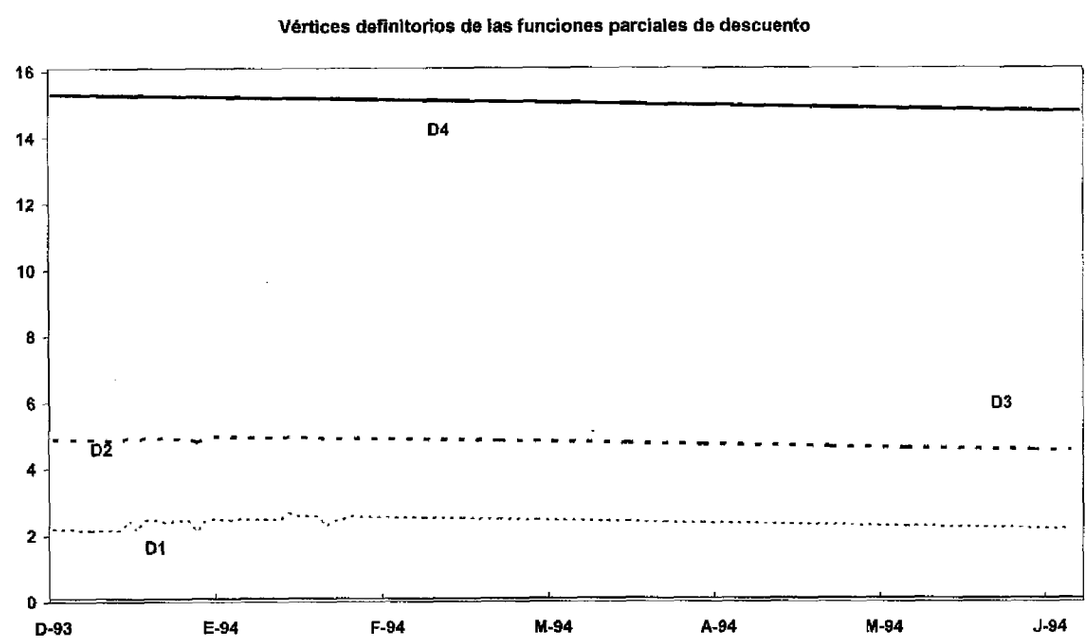


GRAFICO A3.2

VERTICES DEFINITORIOS DE LAS FUNCIONES PARCIALES DE DESCUENTO



APENDICE 4

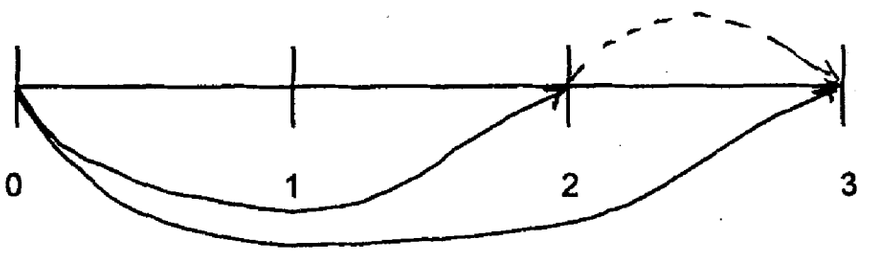
CUADRO A4.1

TIPOS DE INTERES IMPLICITOS EN LA CURVA CUPON CERO

Ejemplo (datos al 20 de junio 94 - fecha valor 27 junio 94)

Tipos de Interés Implícitos en la Curva cupón cero

Ejemplo (datos al 20 de junio 94 - fecha valor 27 junio 94)



h(0,2) = 9,701
h(0,3) = 10,266

$$[1 + h(0,2)]^2 \; [1 + h(2,1)] = [1 + h(0,3)]^3$$

$$h(2,1) = \frac{[1 + h(0,3)]^3}{[1 + h(0,2)]^2} - 1 = 0{,}11405$$

Curva cupón cero estimada para plazos estandarizados y tipos implícitos
(Tipos anuales en base 365 al 19 de noviembre de 1993)

Tipos cupón cero			Tipos implícitos a un año
1 año	8,743	Actual	8,743
2 años	9,701	dentro de 1 año	10,667
3 años	10,266	dentro de 2 años	11,405
4 años	10,618	dentro de 3 años	11,682
5 años	10,846	dentro de 4 años	11,760
6 años	10,986	dentro de 5 años	11,694
7 años	11,072	dentro de 6 años	11,585
8 años	11,118	dentro de 7 años	11,446
9 años	11,138	dentro de 8 años	11,292
10 años	11,139	dentro de 9 años	11,148
11 años	11,131	dentro de 10 años	11,051
12 años	11,124	dentro de 11 años	11,048
13 años	11,130	dentro de 12 años	11,207
14 años	11,165	dentro de 13 años	11,618
15 años	11,249	dentro de 14 años	12,432

REFERENCIAS

Analistas Financieros Internacionales (1993): «La Unión Económica y Monetaria y las primas de riesgo de la peseta», *Análisis*, febrero/marzo.

Bierwag, W. (1987): *Duration Analysis: Managing Interest Rates Risk*, Ballinger, Cambridge.

Caks, J. (1977): «The Coupon Effect on Yield to Maturity», *Journal of Finance*.

Carleton, W. R. y Cooper, I. (1976): «Estimation and Uses of the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Finance*.

Chambers, Carleton, W. R. y Waldman (1984): «A New Aproach to Estimation of the Term Structure of Interest Rates», *Journal on Financial and Quantitative Analysis*.

Diament, P. (1993): «Semi-Empirical Smooth Fit to the Treasure Yield Curve», *The Journal of Fixed Income*.

Ezquiaga, I. (1991): *El mercado español de deuda del Estado. Estructura y formación de precios*, Ariel, Barcelona.

Ezquiaga, I. y Gómez, I. (1994): «La Política de Deuda en 1994: novedades y perspectivas». *Perspectivas del Sistema Financiero*.

Fabozzi, F. J. (1993): *Bond Markets. Analysis and Strategies*, Prentice-Hall International.

García Olalla, M.; Fernández Alvarez, A. I. y González Méndez, F. (1994): «La estructura temporal de tipos de interés en el mercado de depósitos interbancarios», *Análisis Financiero*.

Leibowitz, M. (1977): «The Rolling Yield and Changing Markets», Salomon Brothers Inc. junio.

Leibowitz, M. (1978): «Portfolio Returns and Scenario Analysis», Salomon Brothers Inc. enero.

McCulloch, J. H. (1971): «Measuring the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Business*.

McCulloch, J. H. (1975): «The Tax-Adjusted Yield Curve», *Journal of Finance*.

Nelson, C. R. y Siegel, A. F. (1987): «Parsimonious Modeling of Yield Curves», *Journal of Business*.

Ritchken y Boenawan (1990): «On Arbitrage-Free Pricing of Interest Rate Contingent Claims», *The Journal of Finance*.

Shea (1984): «Pitfalls in Smoothing Interest Rate Term Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximations», *Journal on Financial and Quantitative Analysis*.

Vasicek, O. A. y Fong, H. G. (1982): «Term Structure Modeling Using Exponential Splines», *The Journal of Finance*.

ABSTRACT

In this paper we estimate the unobservable zero-coupon yield curve implicit in Spanish government bond prices, using McCulloch's multivariate regression approach. This curve is used for the management of fixed-income portfolios, in order to compute the present value of their returns flows and the expected return of any investment held until maturity. It is also useful in extracting signals about market expectations on interest rates in micro analyses of specific bond references.

Moneda y Crédito

CONVOCATORIA ABIERTA

VIII SIMPOSIO DE *MONEDA Y CREDITO*

A celebrar en Madrid los días 16 y 17 de Noviembre de 1995 sobre el tema monográfico:

"¿QUE HA CAUSADO LA RECESION DE LOS NOVENTA EN ESPAÑA?"

La selección de los trabajos para el Simposio correrá a cargo de un comité científico. Se valorará tanto el rigor en su fundamentación como las implicaciones en términos de política económica de los mismos. Los trabajos aceptados para el simposio seguirán el proceso habitual de evaluación anónima, que culminará en su publicación en el número 202 de la revista Moneda y Crédito.

Los trabajos publicados en este número serán remunerados con 200.000 ptas.

Los autores interesados en participar en esta convocatoria deberán enviar, a la dirección que se indica, una primera versión o un resumen del trabajo en el que se especifique la metodología seguida.

La fecha límite para el envío de ese resumen es el 15 de Febrero de 1995.

Enviar a:

Moneda y Crédito, VIII Simposio
Marqués de Villamagna, 3
28001 MADRID

NORMAS PARA LOS AUTORES

1. Los originales deben remitirse por triplicado a: *Moneda y Crédito,* Fundación Central Hispano, Marqués de Villamagna, 3, 28001 Madrid. Deberán estar redactados en español o en inglés, si bien la publicación será en español, y contener material original no publicado ni presentado para su publicación en otro medio de difusión.

2. *Moneda y Crédito* emplea para la aceptación de originales el sistema de evaluación anónima. El proceso de evaluación normalmente no durará más de cuatro meses, desde la recepción del original hasta la primera respuesta al autor.

3. *Moneda y Crédito* podrá modificar la redacción de los originales aceptados para su publicación, exclusivamente con el fin de mejorar su estilo o su inteligibilidad. El autor deberá corregir las pruebas de imprenta de su artículo y recibirá 25 separatas del mismo una vez publicado.

4. Los trabajos irán mecanografiados a doble espacio y las páginas numeradas correlativamente. Los apéndices y notas a pié de página irán al final del texto principal y antes de las referencias bibliográficas. Tras éstas irán los cuadros y gráficos, en hojas aparte. Finalmente, se incluirá en hoja aparte un resumen del artículo, de no más de 100 palabras, en inglés.

5. En la primera página se hará constar el nombre, dirección y afiliación profesional del autor, el número de clasificación del artículo según el *Journal of Economic Literature* y dos palabras clave (JEL Keywords).

6. Los cuadros y gráficos se numerarán correlativamente, tendrán un título suficientemente explicativo y contendrán información sobre las fuentes de los datos mostrados. Los gráficos deberán tener la suficiente calidad técnica para ser reproducidos directamente. Las palabras extranjeras aparecerán en letra cursiva o subrayadas. Las fórmulas matemáticas más importantes se numerarán correlativamente entre paréntesis a su derecha. Los cuadros, gráficos y fórmulas matemáticas del Apéndice se numerarán correlativamente como A.1, A.2, etc.

7. En el texto, las referencias bibliográficas se citarán de forma abreviada con el apellido del autor y la fecha, distinguiendo a, b, c, etc. si hay varias del mismo autor y año; por ejemplo, Samuelson (1971a). Las referencias bibliográficas completas aparecerán al final del texto según el formato indicado por los siguientes ejemplos: Burda, M. y C. Wyplosz (1993), *Macroeconomics. A European Text,* Oxford University Press, Oxford; Hall, R. (1989), «Consumption», en R. Barro (ed.), *Modern Business Cycle Theory,* Basil Blackwell, Oxford; Hernando, I. y J. Vallés (1992), «Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufactureras Españolas», *Moneda y Crédito;* Sanz, C. (1993), «Una Estimación de la Demanda de Trabajo Manual y No Manual». CEMFI, Documento de Trabajo 9317.

8. Las notas a pie de página deberán aparecer numeradas correlativamente. Los agradecimientos constituirán la primera nota a pie de página, no con un número sino con un asterisco (*).