Moneda y Crédito

Segunda Epoca

Teoría monetaria
García del Paso

Empresa pública y empresa privada
Argimón, Artola y González-Páramo

Evaluación de predicciones macroeconómicas
Pons

Fijación de precios por las entidades de crédito
Barreira, Ferrer y González

Beneficios en las cajas de ahorros
Saurina

Credibilidad en el SME
Ledesma, Navarro, Pérez-Rodríguez y Sosvilla

Crédito comercial a las empresas
Hernández de Cos y Hernando

209

1999

Moneda y Crédito

209

1999

Suscripción anual:

A. Individual

España	*4.000 + IVA = 4.160 ptas.*
Extranjero	*4.500 ptas.*

B. Instituciones

España	*5.000 + IVA = 5.200 ptas.*
Extranjero	*5.500 ptas.*

Números sueltos:

España	*2.600 + IVA = 2.704 ptas.*
Extranjero	*3.100 ptas.*

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a Moneda y Crédito, S. L., Avda. de América, 32 - 6º. 28028 Madrid (Tels.: 337 74 33 - 34)

Envío de originales:

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlo a Moneda y Crédito, S. L., Avda. de América, 32 - 6º. 28028 Madrid.

© Copyright 1990
Moneda y Crédito, S. L.
Avda. de América, 32 - 6º. 28028 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:

BSCH
FUNDACION

CONSEJO ASESOR

Consejo de Redacción: José Viñals, Banco de España (Director)
Javier Andrés, Universidad de Valencia (Director adjunto)
Angel de la Fuente, Instituto de Análisis Económico, CSIC
Teresa García-Milá, Universidad Pompeu Fabra
J. Ignacio Peña, Universidad Carlos III (Director adjunto)

Consejeros: Charles Bean, London School of Economics
Olivier Blanchard, Massachusetts Institute of Technology
Leopoldo Calvo Sotelo, Banco Central Hispano
Antonio Fatás, INSEAD
Miguel Angel García-Cestona, Universidad Autónoma de Barcelona
Charles Goodhart, London School of Economics
Manuel Guitián, Fondo Monetario Internacional
Albert Marcet, Universidad Pompeu Fabra
Andreu Mas-Colell, Universidad Pompeu Fabra
Alfredo Pastor, IESE, Universidad de Navarra
Francisco Pérez, Universidad de Valencia
Charles Wyplosz, Graduate Institute of International Studies, Ginebra

CONTENIDO

Págs.

INTRODUCCION Y RESUMEN 7

La economía monetaria del Padre Juan de Mariana 13
JOSE ISIDORO GARCIA DEL PASO

Empresa pública y empresa privada: titularidad y eficiencia . 45
ISABEL ARGIMON, CONCHA ARTOLA Y JOSE MANUEL GONZALEZ-PARAMO

Evaluación y abarcamiento de predicciones macroeconómicas 95
JORDI PONS

Los tipos interbancarios en el mecanismo de fijación de precios por las entidades de crédito 125
M.ª TERESA BARREIRA, ROMAN FERRER Y CRISTOBAL GONZALEZ

¿Existe alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas? 161
JESUS SAURINA

Una aproximación a la credibilidad de la peseta en el SME .. 195
FRANCISCO LEDESMA, MANUEL NAVARRO, JORGE PEREZ-RODRIGUEZ Y SIMON SOSVILLA

El crédito comercial en las empresas manufactureras españolas 231
PABLO HERNANDEZ DE COS E IGNACIO HERNANDO

INTRODUCCION Y RESUMEN

El presente número de *Moneda y Crédito* consta de siete artículos originales que abordan temas económicos y financieros de ámbito nacional e internacional. El primer artículo relaciona las ideas del Padre Mariana con la teoría monetaria moderna y discute la relevancia empírica de aquellas para explicar los avatares monetarios en Castilla durante las primeras décadas del siglo XVII. El segundo artículo estudia los determinantes de la eficiencia productiva de las empresas, con atención especial a la influencia en la misma de la titularidad (pública o privada) del capital. El tercer artículo analiza la calidad de las predicciones de crecimiento económico llevadas a cabo por la OCDE y por el FMI. En el cuarto artículo se estudia la relación entre los tipos de interés del mercado interbancario y los precios de las operaciones de los bancos y de las cajas de ahorros en España. El quinto artículo contrasta la hipótesis de «alisamiento de beneficios» en las cajas de ahorros españolas, discutiendo las formas que éste adopta. El sexto artículo se ocupa de la evolución temporal de la credibilidad del tipo de cambio peseta/marco en relación con diversos acontecimientos macroeconómicos en el ámbito del SME. El séptimo y último artículo del número estudia el papel del crédito comercial entre las fuentes alternativas de financiación para las empresas.

El trabajo titulado «La economía monetaria del Padre Juan de Mariana», de José Isidoro García del Paso, es un estudio de un sistema trimetálico basado en la moderna teoría monetaria en cuyo marco se valoran las aportaciones del Padre Juan de Mariana en su «Tratado y discurso sobre la moneda de vellón» publicado en 1609. También se repasa la historia monetaria de Castilla a principios del siglo XVII con el fin de contrastar la capacidad explicativa del Tratado de los hechos monetarios acaecidos en su época. El trabajo pone de manifiesto que los estudios del Padre Mariana son consistentes con las principales proposiciones de la teoría monetaria moderna. Además la evolución de la inflación y de la moneda en circulación en Castilla durante las primeras décadas del siglo XVII vienen a corroborar las principales proposiciones del Tratado del Padre Mariana. Es cierto que no todas las ideas contenidas en el «Tratado y discurso sobre la moneda de vellón» eran originales de su autor. Se sabía ya que la elevación del valor nominal legal de la moneda de cobre y la reducción de su contenido metálico podían provocar inflación a la larga. Igualmente, la idea de que la

moneda de vellón expulsaría de la circulación a las monedas de oro y plata se había expresado con anterioridad, en el memorial de la ciudad de Burgos de 1605. No obstante, la mayoría de los desarrollos teóricos del Tratado fueron originales y pioneros en su campo, por lo que no resulta exagerado resaltar la elevada categoría como economista monetario del Padre Mariana.

En el segundo artículo, «Empresa pública y empresa privada: titularidad y eficiencia» de Isabel Argimón, Concha Artola y José Manuel González-Páramo, se utiliza la información procedente de la Central de Balances del Banco de España de 1994 para estudiar la eficiencia relativa de las empresas en función de la presencia del sector público en el capital. El estudio pone de manifiesto que la eficiencia media de las empresas en las que la presencia pública supera el 50% es inferior a la del resto de empresas. Además, las condiciones competitivas del mercado en el que opera una empresa, así como la cuota de mercado de la misma, contribuyen significativamente a explicar la eficiencia relativa. Otras variables que parecen aumentar la eficiencia son la participación del capital extranjero, el grado de integración vertical, la ausencia de diversificación en la producción y el coste laboral; entre los factores que contribuyen a reducir la eficiencia están la concentración de la propiedad en un único sector institucional, la ratio de temporalidad (excepto en las empresas manufactureras), la antigüedad de la empresa, las subvenciones recibidas y la ratio de endeudamiento. Cuando la rentabilidad de la empresa se utiliza como indicador de eficiencia se obtienen unos resultados ligeramente diferentes en cuanto a los determinantes de la eficiencia relativa. Sin embargo, este índice no recoge exclusivamente la eficiencia productiva, ya que incorpora consideraciones de eficiencia asignativa difíciles de valorar. Entre las principales conclusiones del trabajo, sus autores destacan que la eficiencia productiva media de la economía puede aumentarse con medidas que estimulen la competencia en los mercados. La titularidad es otro factor sobre el que la política económica puede actuar, de modo que una disminución de la presencia pública, cuando ésta es mayoritaria, puede tener una incidencia positiva no desdeñable sobre la productividad. Los autores concluyen resaltando la conveniencia de realizar un estudio similar en momentos diferentes del ciclo económico en los que la capacidad de ajuste del empleo de las empresas públicas y privadas puede haber sido muy diferente.

La predicción económica es un proceso tan complejo, por la incer-

tidumbre asociada a la misma, como necesario, para la toma de decisiones por parte de las autoridades encargadas de elaborar la política económica. En el artículo «Evaluación y abarcamiento de predicciones macroeconómicas» Jordi Pons aborda el análisis de las predicciones de crecimiento del PIB de la OCDE y el FMI, con el fin de evaluar los errores cometidos en la previsión de crecimiento de los países del G7 y de España. El trabajo concluye que, en general, dichas previsiones son insesgadas y eficientes y permiten predecir con éxito la dirección del crecimiento de las economías analizadas en la mayoría de los casos. En general, las previsiones realizadas por la OCDE son mejores que las del FMI, ya que presentan errores de menor magnitud y se ajustan mejor a las condiciones de insesgadez y de eficiencia. Además, un test de abarcamiento entre las predicciones de los dos organismos permite concluir que las predicciones del FMI podrían ser mejoradas si en el momento de formularlas se tuviese en cuenta la información contenida en las presentadas por la OCDE. La calidad de las predicciones, no obstante, no ha mejorado apreciablemente en los últimos años, a pesar de que el crecimiento en los países del G7 ha sido más armonioso y de la mejora de las técnicas econométricas. Igualmente, a medida que aumenta el horizonte temporal de predicción se deteriora la capacidad predictiva. El autor concluye que aunque el proceso de predicción de las instituciones analizadas es fiable, sería conveniente caracterizar la incertidumbre de las predicciones presentando, junto a la predicción puntual, un intervalo de confianza de la predicción dentro del que se situará en el futuro, con una probabilidad determinada, la magnitud de interés.

Mª Teresa Barreira, Román Ferrer y Cristóbal González estudian, en su artículo «Los tipos interbancarios en el mecanismo de fijación de precios por las entidades de crédito» las repercusiones de los movimientos de los tipos de interés más significativos del mercado interbancario sobre los precios de las distintas operaciones, activas y pasivas concertadas, con sus clientes por los bancos y cajas de ahorro que operan en el mercado español. El análisis de largo plazo muestra que hay una estrecha conexión entre los tipos de interés interbancarios (tanto a uno como a tres meses) y los precios de las operaciones de las entidades de crédito. Esta pauta se aprecia también a corto plazo, aunque de forma menos acusada, debido a la fuerte competencia entre entidades, que se traduce en agresivas políticas comerciales en determinados productos bancarios. Estos resultados apuntan a un notable cambio en el mecanismo de fijación de precios de bancos y cajas que en los años ochenta

constituían un margen sobre el precio del pasivo sin apenas respuesta a las variaciones de los tipos de mercado. Por tipos de entidades, la relación entre tipos interbancarios y precios de activo y de pasivo se observa con más intensidad en los bancos que en las cajas de ahorro. Además, para ambas clases de entidades, las operaciones activas muestran un mayor grado de respuesta ante los cambios de los tipos interbancarios que las pasivas, por lo que, las reducciones de tipos repercuten negativamente en el margen financiero de las entidades.

La dotación a insolvencias es usada con frecuencia por las entidades de crédito para suavizar la evolución temporal de los beneficios antes de impuestos, evitando así una imagen negativa en épocas de recesión. En el artículo «¿Existe alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas?» Jesús Saurina estudia si estas entidades han ejercido tal discrecionalidad para fijar el importe de las dotaciones para insolvencias, durante el período 1985-1995, confirmando que de hecho ésta es una práctica muy generalizada. En concreto, el autor muestra que, una vez tenidas en cuenta otras variables que influyen en dichas dotaciones (nivel de morosidad, perfil de riesgo y expectativas sobre la evolución futura de la economía), hay una incidencia significativa del margen de explotación, de modo que en períodos de márgenes elevados las cajas dotan adicionalmente sus provisiones para minorarlas cuando los márgenes se reducen. Estos resultados están en consonancia con lo detectado en otros países. Además el trabajo analiza con detalle los mecanismos a través de los cuales se manifiesta este «alisamiento del beneficio» y deja planteados algunos interrogantes sobre la compatibilidad entre esta práctica, que podría considerarse como una extensión del principio de prudencia valorativa, y el principio de imagen fiel por el que debe regirse la contabilidad bancaria; así, se argumenta que quizá sería conveniente suministrar información sobre el valor de las plusvalías y minusvalías latentes en la cartera de valores y en el inmovilizado para que pudiera conocerse mejor la situación real de la entidad y, con ello, la competencia de sus gestores.

Francisco Ledesma, Manuel Navarro, Jorge Pérez-Rodríguez y Simón Sosvilla examinan, en su artículo «Una aproximación a la credibilidad de la peseta en el SME», la credibilidad del tipo de cambio de la peseta/marco alemán desde la entrada de la peseta en el SME. El análisis empírico abarca el período 1989 a 1997 y en él se utilizan diversos indicadores de credibilidad alguno de ellos, como el de la credibilidad marginal, no empleado anteriormente para el caso español. Los resul-

tados apuntan a que existió una cierta falta de confianza en el sistema una vez que la peseta se incorporó al mismo y a que los momentos en los que el grado de credibilidad registró una caída más acusada coincidieron con las devaluaciones de la peseta y la salida de la libra esterlina y la lira italiana del SME (septiembre a noviembre de 1992), con los meses previos a la ampliación de las bandas de fluctuación (entre mayo y julio de 1993) y con los acontecimientos que llevaron a la última devaluación de la peseta en marzo de 1995. La comparación entre los distintos indicadores de credibilidad muestra que la medida de credibilidad marginal (que utiliza un proceso autorregresivo en la modelización del tipo de cambio esperado) es la que mejor capta la incidencia de los acontecimientos mencionados.

El estudio del crédito comercial se justifica tanto por la importancia que esta vía de financiación tiene para las empresas no financieras como por su incidencia en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. En el último artículo de este número, «El crédito comercial en las empresas manufactureras españolas» de Pablo Hernández de Cos e Ignacio Hernando, los autores estudian el papel de esta fuente de financiación de las empresas. Para ello se utiliza la información contenida en una muestra de empresas manufactureras privadas que colaboran con la Central de Balances del Banco de España. La hipótesis de partida es que las relaciones comerciales facilitan el conocimiento entre empresas, con la consiguiente reducción de los costes de supervisión que deben soportar las entidades financieras por la concesión de créditos. Así, el crédito comercial es un recurso para las empresas que encuentran dificultades especiales para acceder a otras formas más convencionales de financiación. Aunque la evidencia empírica muestra algunos resultados no del todo consistentes con esta hipótesis, en general el crédito comercial parece jugar un papel importante como forma de aliviar los problemas de información asimétrica en los mercados de capitales. En particular el coste de los recursos ajenos y el tamaño de la empresa resultan factores determinantes de la concesión de financiación a los clientes. También el porcentaje de compras financiadas por los proveedores crece con el coste de la financiación externa.

La economía monetaria del Padre Juan de Mariana

JOSÉ I. GARCÍA DE PASO*
Universidad Complutense de Madrid.
Departamento de Análisis Económico

1. INTRODUCCION

En 1605, el jesuita Padre Juan de Mariana (nacido en 1536 en Talavera de la Reina y fallecido en 1624 en Toledo) publicó la segunda edición de su tratado político *Del Rey y de la Institución Real,* que incluía un nuevo capítulo (el séptimo) sobre la primera edición de 1598, capítulo que se ocupaba de cuestiones monetarias. En 1609, Mariana publicó en Colonia (Alemania) la primera edición en latín de un tratado titulado *De monetae mutatione,* junto con otros seis tratados diferentes, bajo el título común de *Joannis Marianae septem tractatus,* en el que desarrolla los argumentos contenidos en el tratado de 1605.

El propio Padre Juan de Mariana tradujo el tratado en latín de 1609 al castellano de la época titulándolo *Tratado y discurso sobre la moneda de vellón que al presente se labra en Castilla y de algunos desórdenes y abusos,* del que circularon clandestinamente copias manuscritas, si bien la traducción castellana impresa hubo de esperar hasta mediados del siglo XIX.

En ese *Tratado* —casi desconocido para los historiadores del pensamiento monetario[1]—, el Padre Mariana considera cuestiones que han sido importantes tanto para la teoría como para la política monetaria

* Estoy en deuda con un evaluador anónimo debido a la gran utilidad de sus sugerencias.

[1] Así, por ejemplo, Schumpeter (1954) sólo menciona de pasada al Padre Mariana, al que critica por tener opiniones radicales.

durante los casi cuatro siglos que han pasado desde entonces. De hecho, y en nuestra opinión, el suyo pasa por ser el primer intento de teorización sistemática del fenómeno de la inflación dentro de un patrón monetario fiduciario o cuasifiduciario.

La teoría monetaria contenida en el *Tratado* del Padre Mariana puede resumirse en seis ideas de carácter positivo y una prescripción de carácter normativo. Las seis ideas de contenido positivo son:

i) La elevación del valor nominal legal de la moneda de cobre y la reducción de su contenido metálico conducirán a la larga a una inflación.

En palabras del Padre Mariana:

«Que si baja el dinero del valor legal, suben todas las mercadurías sin remedio,á la misma proporción que abajaron la moneda, y todo se sale una cuenta...», capítulo IV, página 44 del *Tratado,* edición del Instituto de Estudios Fiscales de 1987.

«El tercer daño sin reparo es que las mercadurías se encarecerán todas en breve en la misma proporción que la moneda se baja. No decimos aquí sueños, sino lo que ha pasado en estos reinos todas las veces que se ha acudido á este arbitrio...», capítulo X, página 68.

ii) a corto plazo, dicha inflación no se notará en tanto que la moneda de plata permanezca en circulación y no se envilezca.

«Adviértase en este lugar que la causa por que al presente no se siente luego la carestía es porque el real [de plata] se está en su valor de treinta y cuatro maravedís de estos nuevos, y el marco[2] *de sesenta y cinco reales; pero luego se verá que aquesto no puede durar mucho tiempo...»*, capítulo X, páginas 68-69.

iii) a la larga, el exceso de moneda de cobre desterrará de la circulación al oro y a la plata, generándose un premio de la plata y del oro sobre el cobre.

«La verdad es que el vellon cuando es mucho destierra la plata y la hunde...», capítulo IX, página 64.

«Que ya no solo en las compras, sino en los trueques, se da diez por ciento de ganancia por trocar el vellon á plata, y aun en muy breve se cambiará el vellon por plata á razon de quince, veinte ó treinta, y dende arriba por ciento; y á este mismo paso irán las demás mercadurías», capítulo X, página 71.

---

[2] El marco era una unidad de peso, equivalente a unos 230 gramos.

iv) el envilecimiento de la moneda de plata o la elevación legal de su valor nominal agravará la inflación provocada por el exceso de cobre en circulación.

«A la verdad la moneda, y mas la de plata, por ser tan usual y tan cómoda para todo, es el fundamento verdadero de la contratación, el cual alterado, todo sin remedio se empeorará, que si estos daños no se han visto tan claros en la baja que se hizo de la moneda de vellon, fué, porque la plata lo ha tenido todo enfrenado, que al fin por treinta y cuatro maravedís de estos malos y bajos dan un real de plata que es de buena ley; quítenle este freno, y verán como en breve todo se sube y todo el comercio se embaraza...», capítulo XI, página 78.

v) la alteración del oro en los mismos términos anteriores no implicará un importante agravamiento de la inflación.

«Puédese dudar si como la moneda de vellon se ha bajado y si, como según se dice, tratan de bajar la plata, sería buen órden que tambien la de oro se alterase con bajarla uno ó dos quilates, y subirla de precio, que todo se sale á lo mismo. Yo entiendo que cualquier alteracion en la moneda es peligrosa, y bajarla de ley nunca puede ser bueno... El oro siempre es poco en comparacion de la plata, ni es tan usual ni tan ordinario; así, no creo que serian los daños tan graves, si en este género de moneda se hiciese alguna mudanza...», capítulo XII, páginas 85-86.

vi) La inflación provocará distorsiones en la producción y en el comercio, por lo que se tratará de atajarla fijando límites máximos a los precios, lo cual será aún más perjudicial; al final, no quedará más remedio que retirar el exceso de moneda de la circulación o reducir su valor nominal legal, con el fin de generar una deflación.

«De aquí se sigue el cuarto daño irreparable, y es que vista la carestía, se embarazará el comercio forzosamente, segun que siempre que este camino se ha tomado se ha seguido. Querrá el rey remediar el daño con poner tasa á todo, y será enconar la llaga, porque la gente no querrá vender alzado al comercio, y por la carestía dicha la gente y el reino se empobrecerá y alterará. Visto que no hay otro remedio, acudirán al que siempre, que es quitar del todo o bajar del valor de la dicha moneda y hacer que valga la mitad o el tercio que hoy vale, con que de repente y sin pensarlo, el que en esta moneda tenía trescientos ducados se hallará con ciento ó ciento cincuenta, y esta misma proporción todo lo demás...», capítulo X, página 71.

La prescripción de carácter normativo consiste en abogar por un

señoreaje ajustado en el monopolio de acuñación de moneda que tenía el rey. En palabras de Mariana:

«*Dos valores tiene la moneda, el uno intrínseco natural, que será segun la calidad del metal y segun el peso que tiene, á que se llegará el cuño, que todavía vale alguna cosa el trabajo que se pone al forjarla; el segundo valor se puede llamar legal y extrínseco, que es el que el príncipe le pone por ley, que puede tasar el de la moneda como el de las demás mercadurías. El verdadero uso de la moneda y lo que en las repúblicas bien ordenadas se ha siempre pretendido y practicado es que estos valores vayan ajustados, porque como sería injusto en las demás mercadurías que lo que vale ciento se tase por diez, así es en la moneda... Yo no soy de parecer que el príncipe esté obligado a acuñar el metal á su costa, antes siento, y está muy puesto en razón, que por el cuño se añada algun poco al valor natural y toda la costa que tiene el acuñar, y no sería muy injusto que por el señoraje quedase algún poquito de ganancia al príncipe... Pero digo y me afirmo en esto, que estos valores deben ir muy ajustados...*», capítulo IV, página 43.

El objetivo de este trabajo consiste en responder a la cuestión de si estas ideas contenidas en el *Tratado* del Padre Mariana son consistentes con la experiencia histórica posterior a su publicación y con la teoría monetaria moderna. En otras palabras, queremos saber si el Padre Mariana —reputado historiador y politólogo— merece también ser reconocido como un economista relevante dentro de la historia del pensamiento económico.

En las secciones posteriores de este trabajo se muestra que las ideas contenidas en el *Tratado* de Mariana son consistentes i) con una variante del reciente modelo monetario metálico de Sargent y Velde (1997a) y ii) con la experiencia histórica de la Castilla del siglo XVII.

Para revisar las citadas aportaciones teóricas del Padre Juan de Mariana a la luz del análisis económico actual, basaremos nuestra discusión en la modelización de un sistema monetario trimetálico —oro, plata y cobre— como el existente en Castilla en el momento en que el Padre Mariana escribió su Tratado. Esta modelización tiene como antecedentes los trabajos de Sargent y Smith (1997) y —especialmente— Sargent y Velde (1997a), mientras que la discusión basada en la modelización citada tiene como antecedentes Sargent y Velde (1997b) y Velde (1998).

Sargent y Smith (1997) analizan un sistema bimetálico —oro y plata— en el que exploran la consistencia interna del concepto de envi-

lecimiento de la moneda, pero donde tanto el oro como la plata sirven para realizar los mismos tipos de transacciones. Sargent y Velde (1997a) extienden el análisis de Sargent y Smith pero dentro de un sistema monometálico —plata— al considerar que las monedas existentes tienen dos tipos de denominaciones: denominaciones pequeñas, que sirven para realizar tanto transacciones pequeñas como grandes y denominaciones grandes, que sólo sirven para realizar transacciones importantes. Sargent y Velde (1997b) y Velde (1998) discuten —entre otras cuestiones— la inflación del vellón en Castilla durante los reinados de Felipe III y Felipe IV, si bien basándose en el modelo monometálico de Sargent y Velde (1997a).

La extensión al entorno trimetálico del modelo de Sargent y Velde (1997a) que llevamos a cabo en este trabajo es necesaria para poder discutir las aportaciones del Padre Mariana, dado que su obra se enmarca dentro del sistema trimetálico de la época. Al mismo tiempo, podremos analizar con una mayor precisión los importantes acontecimientos monetarios acaecidos durante el siglo XVII en Castilla para ponerlos en relación con las predicciones contenidas en el *Tratado* de Mariana.

El trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 presentamos los antecedentes históricos a la época en que el Padre Mariana escribe su *Tratado*, así como el estado de la tecnología y la legislación monetaria de dicha época. En la sección 3 se presenta el modelo teórico, mientras que en la sección 4 se muestran las conclusiones que de él se derivan y se discute la consistencia entre tales conclusiones y las ideas contenidas en el *Tratado* de Mariana. La sección 5 presenta algunos hechos históricos acaecidos después de la publicación del *Tratado* y discute su consistencia con las predicciones efectuadas por el Padre Mariana, mientras que la sección 6 resume el contenido de las secciones precedentes y efectúa una valoración global de las aportaciones de Mariana a la teoría monetaria.

2. LOS ANTECEDENTES HISTORICOS DEL «TRATADO»[3]

Tras un largo y turbulento periodo de historia monetaria —episodios de la cual relata el Padre Mariana en su *Tratado*—, los Reyes Cató-

[3] Los acontecimientos históricos relatados en este trabajo se basan en Domínguez Ortiz (1960, 1969, 1973, 1984), Hamilton (1975, 1983, 1988), López González (1996), Motomura (1994, 1997) y Velde y Weber (1997).

licos elaboraron una reforma del sistema monetario de la Corona de Castilla, promulgada mediante una Pragmática Sanción en Medina del Campo en 1497. Este sistema estaba basado en tres metales: oro, plata y una aleación de plata y cobre, denominada vellón. La unidad de cuenta era el maravedí, que en la práctica no se correspondía con ninguna moneda metálica concreta, y había tomado el nombre de antiguas monedas, primero de oro, luego de plata y posteriormente de vellón, que habían circulado en siglos anteriores con el nombre preciso de maravedí (remontándose su origen a una moneda de oro existente en la Edad Media y que imitaba a los marabetinos de la dominación árabe). La moneda de oro establecida por los Reyes Católicos se denominó ducado o excelente, equivalente a 375 maravedís y con un grado de pureza del 98,958 por ciento. La moneda de plata se denominó *real,* equivalente a 34 maravedís y grado de pureza 93,055 por ciento. La moneda de vellón se denominó *blanca,* equivalente a medio maravedí y grado de pureza 2,43 por ciento. En consecuencia, existían moneda de oro de denominación elevada, moneda de plata de mediana denominación y moneda de vellón de pequeña denominación.

La Pragmática de Medina del Campo en 1497 prohibió las cecas privadas en la Corona de Castilla y limitó a siete el número de cecas reales donde se podía acuñar la moneda. Se permitió la libre acuñación de oro y plata, si bien se limitó a diez millones de maravedís la cantidad de moneda de vellón en circulación.

En 1537, Carlos I modificó la moneda de oro, que ahora pasaba a denominarse *escudo o corona,* equivalente a 350 maravedís y grado de pureza del 91,666 por ciento. En 1566, Felipe II incrementó hasta 400 maravedís el valor nominal de la corona, sin alterar su peso ni su pureza. En 1552 se redujo la pureza del vellón al 1,909 por ciento, mientras que en 1566 Felipe II la redujo nuevamente al 1,388 por ciento, al mismo tiempo que disminuyó su peso en un 14,583 por ciento. A partir de 1566 y hasta 1572 se acuñaron múltiplos de la blanca denominados *cuartillos* (8,5 maravedís), *cuartos* (4 maravedís) y *ochavos* (2 maravedís), todos ellas con una pureza del 21,5 por ciento (el llamado *vellón rico).* La ordenanza monetaria de 1566 estableció que no se pudiera acuñar moneda de vellón sin la licencia especial del rey Felipe II con el fin de evitar un exceso de circulación. Sin embargo, no existió limitación cuantitativa a dicha circulación.

A finales del reinado de Felipe II, el panorama monetario era el siguiente. Existían monedas de oro de 1 corona, 2 coronas o *doblones*

y 4 coronas o *dobles doblones,* si bien de circulación escasa debido a su elevada denominación. Además, se acuñaban monedas de plata desde medio real hasta 8 reales, pasando por 1, 2 y 4 reales, que eran las de mayor circulación. Asimismo, existían en circulación *cuartillos, cuartos, ochavos* y *blancas,* si bien solamente se acuñaban blancas, equivalentes a medio maravedí, con una pureza del 1,388 por ciento y un gramo de peso. El coste de la plata (14,5 miligramos) y el coste del cobre (985,5 miligramos) suponían alrededor del 60 por ciento del valor nominal (medio maravedí) de la blanca. Los costes de acuñación representaban alrededor de otro 30 por ciento, de manera que el señoreaje obtenido por las cecas reales se situaba alrededor del 10 por ciento (Motomura, 1994).

El 31 de diciembre de 1596, el rey Felipe II emitió un decreto por el cual mandaba la acuñación de cobre puro sin aleación de plata en la ceca de Segovia, con denominaciones de 4 maravedís, 2 maravedís y 1 maravedí, si bien limitaba la acuñación hasta orden en contrario a 37,5 millones de maravedís anuales. Además, para evitar la posible existencia de un exceso de moneda de vellón en circulación, ordenaba la retirada de una cantidad similar de vellón antiguo hasta que dicho vellón antiguo hubiese desaparecido de la circulación y con el fin de que toda la moneda de vellón del reino fuese uniforme (Velde y Weber, 1997). Según Dominguez Ortiz (1960), el valor nominal del stock de vellón antiguo en circulación rondaría los 1.300 millones de maravedís, por lo que al ritmo anual de 37,5 millones de maravedís se tardarían más de treinta años en sustituir la totalidad del vellón antiguo. Un mes después, el 1 de febrero de 1597, Felipe II revocó el decreto anterior de manera que la nueva moneda de vellón ya no sería de cobre puro, sino que incorporaría una pureza en plata del 0,3 por ciento. Asimismo, el 19 de julio del mismo año, el rey decretó el peso de las monedas de vellón a acuñar, siendo éste de 6,285 gramos para los cuartos, de 3,492 gramos para los ochavos y de 1,746 gramos para los maravedís. Por lo tanto, el resultado conjunto de estos tres decretos fue reducir la pureza de la moneda de vellón y reducir su peso —ya que la antigua blanca de medio maravedí pesaba un gramo, mientras que ahora la moneda de un maravedí pesaba menos de dos gramos—, pero limitando la acuñación anual a 37,5 millones de maravedís. Diez días después del último decreto, el 29 de julio de 1597, las Cortes de Castilla elevaron una protesta al rey indicando que las modificaciones introducidas en la moneda de vellón generarían inflación. Sin embargo, las acuñaciones

se llevaron a cabo al ritmo anual de unos 37,5 millones de maravedís (Velde y Weber, 1997), por lo que entre 1597 y 1602 se acuñaron unos 186 millones de maravedís (Motomura, 1997, tabla 5).

El 3 de junio de 1602, el rey Felipe III decretó la eliminación del 0,3% de plata en las nuevas acuñaciones de vellón y además que el peso de las nuevas monedas de cobre acuñadas se redujera a la mitad. Como entonces una moneda antigua circularía con el mismo valor facial pero un peso doble al de una moneda nueva, un año después, el 18 de septiembre de 1603, Felipe III emitió otro decreto obligando al *resello* de la moneda antigua, también denominada de *calderilla*. Así, el poseedor de una moneda antigua con valor nominal de x maravedís la entregaría en la ceca y recibiría también x maravedís en moneda nueva más una compensación por los costes ocasionados al acarrear la moneda hasta la ceca. El resto quedaría como ingreso de la corona en forma de señoreaje.

Tras una negociación entre las Cortes de Castilla y el monarca, el decreto del 2 de noviembre de 1608 decretó la paralización de la acuñación de la nueva moneda de vellón con la contrapartida de una aprobación de ingresos presupuestarios adicionales. El compromiso de Felipe III fue el de paralizar la acuñación de vellón durante veinte años. Entre los decretos de 1602 y 1608, se puso en circulación mediante nueva acuñación y resello un valor nominal de unos 1.423 millones de maravedís (Motomura, 1997, tabla 5). Sin embargo, Felipe III incumplió su compromiso, puesto que entre 1608 y 1612 se acuñaron unos 175 millones de maravedís (Motomura, 1997, tabla 5).

En este contexto monetario se inscribe la obra del Padre Juan de Mariana.

3. EL MODELO[4]

Supongamos que en una economía conviven el sector privado, representado por un hogar y por una empresa, y el sector público. El horizonte temporal es infinito. El hogar obtiene utilidad mediante el consumo de tres bienes de consumo perecederos. El dinero de esta economía consta de tres tipos de monedas, de pequeña, mediana y ele-

[4] Como ya se ha adelantado en la sección 1, el modelo es una extensión a un entorno trimetálico del modelo de Sargent y Velde (1997a). Por lo tanto, referimos a dicho trabajo al lector interesado en la resolución analítica precisa del modelo. Nosotros aquí nos limitaremos a presentar sus elementos básicos.

vada denominación, fabricadas respectivamente con cobre, plata y oro, las cuales se producen en una casa de la moneda monopolio del sector público, en la cual se acuña toda la cantidad de metal que la empresa representativa del sector privado lleve para su acuñación a la ceca.

El sector público regula la acuñación de la moneda especificando los contenidos metálicos de las tres clases de moneda, los tipos de cambio legales entre ellas y las tasas brutas de señoreaje cargadas sobre la acuñación de cada una de esas tres clases de moneda. Este señoreaje se devuelve luego al hogar privado mediante subvenciones de cuantía fija.

El único bien que puede almacenar el hogar privado son las monedas, debido a que los bienes de consumo son perecederos.

Existe una tecnología lineal para producir los distintos tipos de consumo, de modo que la empresa privada puede transformar cualquiera de los tres tipos en otro distinto en proporción uno a uno. Al mismo tiempo, la empresa puede intercambiar bien de consumo por cualquiera de los tres metales —o viceversa— a unos precios relativos fijados exógenamente.

3.1. El hogar

El hogar representativo maximiza una función de utilidad que depende positivamente del consumo de tres bienes (1,2,3), que se diferencian unos de otros en que el bien 1 sólo se adquiere mediante transacciones grandes, el bien 2 sólo se compra mediante transacciones medianas y el bien 3 mediante transacciones pequeñas. Los consumos respectivos de esos bienes que en un periodo cualquiera de tiempo t efectúa el hogar representativo son $c_{1,t}$, $c_{2,t}$ y $c_{3,t}$. La función de utilidad del hogar es:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{1,t}; c_{2,t}; c_{3,t})$$

siendo $u(c_{1,t}; c_{2,t}; c_{3,t})$ separable en los tres consumos, del modo siguiente:

$$u(c_{1,t}; c_{2,t}; c_{3,t}) = v(c_{1,t}) + v(c_{2,t} + \alpha) + v(c_{3,t} + \Omega)$$

y donde $\Omega > \alpha > 0$ (lo que implica una mayor prima de utilidad de los consumos que pueden efectuarse mediante transacciones más

pequeñas) y donde la función $v(\cdot)$ es estrictamente creciente, posee dos derivadas continuas, es estrictamente cóncava y satisface las condiciones de Inada.

En la economía existen tres tipos distintos de monedas: la *corona* de oro, el *real* de plata y la *blanca* de cobre. Tanto las coronas como los reales y las blancas se pueden utilizar en las transacciones grandes, mientras que en las transacciones medianas pueden utilizarse reales y blancas, pudiendo realizarse las transacciones pequeñas exclusivamente con blancas (por ejemplo, la moneda de oro más pequeña a finales del siglo XVI era la de una *corona,* con una valor nominal equivalente al de 800 blancas, mientras que la moneda de plata más pequeña era el *medio real,* con un valor nominal equivalente al de 34 blancas y con el que aproximadamente se compraba un litro de leche; compras por cuantías inferiores había que realizarlas necesariamente con moneda de cobre)[5].

Supondremos que las compras deben realizarse necesariamente al contado, por lo que existen restricciones del tipo «efectivo por adelantado», de forma que el consumo del periodo t sólo puede adquirirse con saldos monetarios preexistentes (esto es, del periodo t-1).

La unidad de cuenta es el maravedí, por lo que los precios de los bienes de consumo se expresan en maravedís. Llamando M_b al número de blancas de cobre en circulación, e_b al tipo de cambio legal (número de maravedís/blanca) y P_t al nivel de precios de los bienes de consumo expresados en maravedís, la restricción de «efectivo por adelantado» para las compras pequeñas en el periodo t será:

$$P_t c_{3,t} \leq e_b \, M_{b,t-1}$$

expresión que indica que el valor nominal (en maravedís) de las compras pequeñas del hogar representativo debe ser inferior o igual a sus saldos de moneda de cobre (también expresados en maravedís).

Llamando M_r al número de reales de plata en circulación y e_r al tipo de cambio legal (número de maravedís/real), la restricción de «efectivo por adelantado» para el conjunto de compras medianas y pequeñas que el hogar representativo efectúa en el período t será

$$P_t(c_{2,t} + c_{3,t}) \leq e_r M_{r,t-1} + e_b M_{b,t-1}$$

[5] Hamilton (1975, 1987) presenta estadísticas de precios para numerosísimos productos.

Llamando M_c al número de coronas de oro en circulación y e_c al tipo de cambio legal (número de maravedís/corona), la restricción de «efectivo por adelantado» para el global de compras que el hogar representativo efectúa en el período t será

$$P_t(c_{1,t} + c_{2,t} + c_{3,t}) = e_c M_{c,t-1} + e_r M_{r,t-1} + e_b M_{b,t-1} \equiv \sum_i e_i M_{i,t-1},$$
$$i = c,\ r,\ b$$

donde $i=c$ son coronas de oro, $i=r$ son reales de plata y $i=b$ son blancas de cobre. Llamando B_t al beneficio obtenido por la empresa privada en el periodo t, medido en maravedís, y T_t a las subvenciones de cuantía fija recibidas del sector público por el hogar privado, la restricción presupuestaria del hogar privado queda:

$$P_t(c_{1,t} + c_{2,t} + c_{3,t}) + \sum_i e_i M_{i,t} \leq B_t + T_t + \sum_i e_i M_{i,t-1},\ i = c,\ r,\ b$$

Así pues, el hogar privado maximiza su utilidad intertemporal sujeto a las tres restricciones de efectivo por adelantado y a su restricción presupuestaria de cada periodo, tomando como datos el nivel de precios de los bienes de consumo, los tipos de cambio legales y las subvenciones de cuantía fija.

3.2. El sector público y la cantidad de monedas en circulación

Si denominamos $a_{i,t} \geqslant 0$ al número de monedas acuñadas en el periodo t y $f_{i,t} \geqslant 0$ al número de monedas fundidas en el periodo t, la cantidad de monedas en circulación de cada tipo i será:

$$M_{i,t} = M_{i,t-1} + a_{i,t} - f_{i,t},\quad i = c,\ r,\ b$$

El sector público es el propietario monopolista de cecas donde el sector privado acude libremente a acuñar o a fundir moneda en las cantidades que desee. El sector público fija por ley el contenido metálico de cada moneda (λ_i: gramos de metal contenidos en una moneda de tipo i). En consecuencia, la ceca obtiene $\frac{1}{\lambda_i}$ monedas de tipo i por cada gramo de metal de tipo i en ella acuñado. Así pues, por cada gramo de

metal de tipo i acuñado, la ceca obtiene $\frac{e_i}{\lambda_i}$ maravedís. A este valor se le denomina «equivalente en ceca» y representa el número de maravedís que obtiene la ceca por cada gramo de metal de tipo i acuñado.

Al mismo tiempo, al ser las cecas propiedad del sector público, cargan un porcentaje σ_i —con $0 \leqslant \sigma_i \leqslant 1$— por cada moneda acuñada de tipo i (donde ese porcentaje incluye los costes de acuñación, así como un posible impuesto de señoreaje). Así, por ejemplo, por cada moneda de tipo i acuñada, la ceca carga σ_i monedas y entrega $1-\sigma_i$ al sector privado. De esta forma, por cada gramo de metal de tipo i acuñado en la ceca, ésta entrega $\frac{e_i(1-\sigma_i)}{\lambda_i}$ maravedís al sector privado. A este valor se le denomina «precio en ceca» y representa el número de maravedís pagados por la ceca al sector privado cuanto éste entrega para su acuñación un gramo de metal de tipo i.

El sector público fija los contenidos metálicos de las monedas (λ_c, λ_r y λ_b), las tasas brutas de señoreaje (σ_c, σ_r y σ_b) y los tipos de cambio legales maravedís/corona (e_c), maravedís/real (e_r) y maravedís/blanca (e_b).

Los ingresos del sector público expresados en maravedís consisten en la recaudación de señoreaje por las cecas:

$$T_t = \sum_i \sigma_i a_{i,t} e_i, \cdot \; i = c, r, b$$

3.3. *La empresa privada*

Tanto el oro como la plata y el cobre no acuñados se utilizan por la empresa privada para producir bienes de consumo (así, por ejemplo, el oro y la plata se utilizan para artículos de orfebrería y el cobre para usos industriales y —en la época— también militares). Supondremos que existe reversibilidad en el uso del oro, de la plata y del cobre para la fabricación de bienes de consumo; es decir, la empresa privada puede transformarlos de nuevo en pasta de oro, de plata y de cobre. La transformación se produce a los precios relativos fijados exógenamente.

La empresa privada recibe cada periodo de tiempo una dotación D_t de bienes de consumo, la vende al hogar representativo, lleva a la ceca metal en bruto para acuñar y moneda para fundir en las cantida-

des que desea pagando el señoreaje bruto requerido por la ceca y, finalmente, entrega sus beneficios al hogar representativo al final de cada periodo.

Llamemos ϕ_i $(i = c,r,b)$ al precio relativo de mercado del metal i no acuñado (gramos del metal i/bien de consumo). Los beneficios de la empresa expresados en maravedís tienen tres componentes:

i) la venta de la dotación: P_tD_t.

ii) los beneficios netos obtenidos de la acuñación de monedas, los cuales —a su vez— también tienen tres componentes:

ii.1) los ingresos obtenidos de la acuñación de coronas, reales y blancas: $\sum_i a_{i,t}e_i$, $i = c,r,b$

ii.2) los gastos brutos de señoreaje: $\sum_i \sigma_i a_{i,t}e_i$, $i = c,r,b$

ii.3) los costes del metal llevado a acuñar: $\sum_i a_{i,t}\lambda_i \frac{1}{\phi_i} P_t$, $i = c,r,b$,

iii) los beneficios netos obtenidos del fundido de monedas, que tiene dos componentes:

iii.1) los ingresos en términos del valor que el metal fundido tiene, expresados en maravedís: $\sum_i f_{i,t}\lambda_i \frac{1}{\phi_i} P_t$, $i = c,r,b$,

iii.2) el coste en términos del poder adquisitivo perdido (en maravedís) de las monedas que se funden: $\sum_i f_{i,t}e_i$, $i = c,r,b$

Por tanto, el beneficio de la empresa representativa, expresado en maravedís, será:

$$B_t = P_tD_t + \sum_i (a_{i,t}e_i - \sigma_i a_{i,t}e_i - a_{i,t}\lambda_i \frac{1}{\phi_i} P_t + f_{i,t}\lambda_i \frac{1}{\phi_i} P_t - f_{i,t}e_i)$$
$$i = c,r,b$$

Reordenando:

$$B_t = P_tD_t + \sum_i (1 - \sigma_i - \lambda_i \frac{1}{\phi_i} P_t \frac{1}{e_i}) e_i a_{i,t} + \sum_i e_i f_{i,t} (-1 + \lambda_i \frac{1}{\phi_i} P_t \frac{1}{e_i}),$$
$$i = c,r,b$$

La empresa privada elige cada periodo de tiempo la cantidad de monedas de cada tipo que acuña $(a_{i,t})$ y funde $(f_{i,t})$ para maximizar su beneficio B_t sujeto a las restricciones de evolución de la cantidad de monedas en circulación $[M_{i,t} = M_{i,t-1} + a_{i,t} - f_{i,t}]$, tomando como datos el nivel de precios de los bienes de consumo, los tipos de cambio legales

y los precios relativos de los metales en términos de bienes de consumo fijados exógenamente.

3.4. Derivación de las condiciones de arbitraje

Llamemos $\gamma_i \equiv \frac{\phi_i}{\lambda_i} = \frac{1}{\lambda_i}\phi_i$ al número de monedas de tipo $i = b,r,c$ que acuña la ceca a partir de un bien de consumo Con esta notación, el beneficio de la empresa representativa puede expresarse como:

$$B_t = P_t D_t + \sum_i [1 - \sigma_i - P_t(e_i\gamma_i)^{-1}]e_i a_{i,t} + \sum_i [P_t(e_i\gamma_i)^{-1} - 1]\, e_i f_{i,t},$$
$$i = c,r,b$$

El término $[1-\sigma_i-P_t(e_i\gamma_i)^{-1}]$ es el beneficio neto de la acuñación de una moneda del tipo i, ya que el ingreso que se obtiene es 1 (una moneda), los gastos de señoreaje bruto son σ_i (con $0 \leqslant \sigma_i \leqslant 1$) y los gastos de compra del metal necesario para acuñar esa moneda son:

$$P_t \frac{\text{maravedís}}{\text{bien consumo}} \times e_i^{-1} \frac{\text{monedas de tipo } i}{\text{maravedí}} \times \gamma_i^{-1} \frac{\text{bienes consumo}}{\text{moneda de tipo } i}$$

Del mismo modo, el beneficio neto del fundido de una moneda de tipo i es $P_t(e_i\gamma_i)^{-1} - 1]$.

Como en equilibrio la empresa no puede obtener beneficios infinitos, entonces esos beneficios unitarios de la acuñación y el fundido de monedas deben estar acotados; en otras palabras, no pueden ser positivos. En caso contrario, la empresa comenzará a acuñar o a fundir monedas. Por consiguiente, en equilibrio —cuando no se acuña ni se funde moneda— debe ocurrir que:

$$1 - \sigma_i - P_t(e_i\gamma_i)^{-1} < 0 \rightarrow 1 - \sigma_i < P_t(e_i\gamma_i)^{-1} \rightarrow P_t > e_i\gamma_i(1-\sigma_i)$$

$$P_t(e_i\gamma_i)^{-1} - 1 < 0 \rightarrow P_t(e_i\gamma_i)^{-1} < 1 \rightarrow P_t < e_i\gamma_i, \quad i = c,r,b$$

En consecuencia, cuando no hay acuñación ni fundido de monedas y coexisten las monedas de oro, plata y cobre, debe ocurrir que el precio de los bienes de consumo expresado en maravedís (P_t) está acotado por tres intervalos, uno correspondiente a las coronas de oro, otro a los reales de plata y un tercero a las blancas de cobre:

$$e_c\gamma_c(1-\sigma_c) < P_t < e_c\gamma_c$$

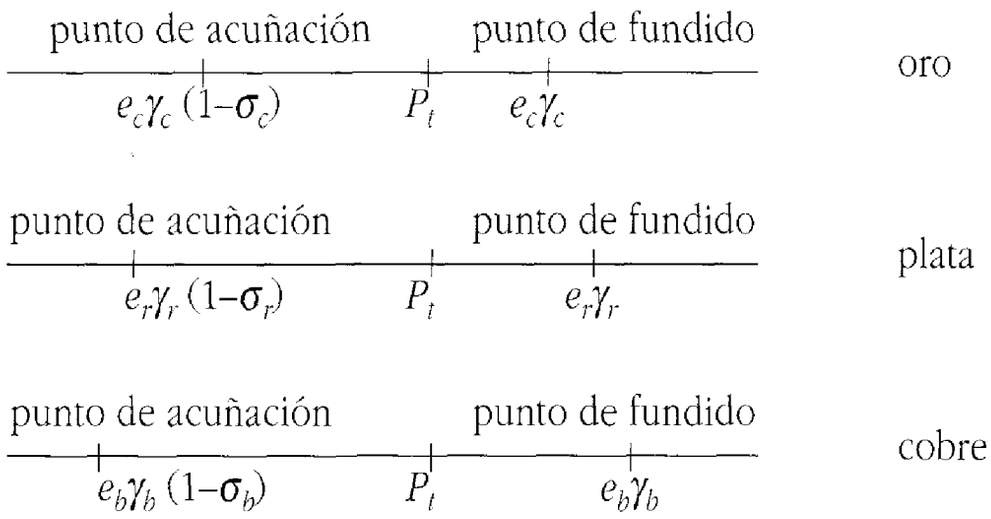
$$e_r\gamma_r(1-\sigma_r) < P_t < e_r\gamma_r$$

$$e_b\gamma_b(1-\sigma_b) < P_t < e_b\gamma_b$$

Como γ_i es el número de monedas de tipo $i = b,r,c$ que acuña la ceca a partir de un bien de consumo, entonces $e_i\gamma_i$ es el valor intrínseco de la moneda de tipo i en términos del bien de consumo, mientras que $e_i\gamma_i\ (1-\sigma_i)$ es la parte del valor intrínseco de la moneda de tipo i que retiene el sector privado tras pagar el señoreaje bruto a la ceca.

Dependiendo de la política monetaria del sector público (a través de su elección de λ_c, λ_r, λ_b, σ_c, σ_r, σ_b, e_c, e_r y e_b) y de las condiciones de los mercados de oro, plata y cobre en bruto (que determinan sus precios relativos ϕ_c, ϕ_r y ϕ_b), los extremos de los intervalos pueden coincidir o no.

La tecnología de acuñación de la época conducía a que los costes de acuñación unitarios de las monedas de denominación baja (blancas de cobre) fuesen superiores a los de las monedas de denominación media (reales de plata) y los de éstas mayores que los de denominación elevada (coronas de oro). Esto se debía a que el sistema de acuñación tradicional (o de *martillo)* implicaba que el procedimiento de hacer monedas pequeñas o grandes era esencialmente el mismo, con independencia del contenido o del tamaño de la moneda, de manera que el coste unitario variable de las distintas monedas era parecido. Sin embargo, dados unos costes fijos a repartir entre todos los tipos de monedas acuñados, el coste fijo unitario de la moneda de oro —con mayor valor nominal— sería inferior al de la moneda de plata y el de ésta menor que el de la moneda de cobre. De forma que los costes unitarios globales decrecían con la denominación de la moneda acuñada (Sargent y Velde, 1997b; Velde, 1998). En consecuencia, habría de ocurrir que el señoreaje unitario bruto de la blanca fuese mayor que el del real y el de éste mayor que el de la corona [$\sigma_b > \sigma_r > \sigma_c$]. En consecuencia, el intervalo de precios correspondiente a la moneda de oro será el más estrecho, seguido por el de la moneda de plata y, por último, por el de la de cobre (véase el esquema siguiente).



Supongamos, como en el esquema, que $e_c\gamma_c(1-\sigma_c) > e_r\gamma_r\,(1-\sigma_r) > e_b\gamma_b(1-\sigma_b)$. En ese caso, si el nivel de precios P_t cae hasta llegar al nivel $e_c\gamma_c(1-\sigma_c)$, entonces comenzarían a acuñarse coronas de oro. Si todo el stock de oro no acuñado preexistente se termina acuñando y el nivel de precios sigue cayendo, entonces se llegaría hasta el punto de acuñación de plata y comenzarían a acuñarse reales de plata. Del mismo modo, si el nivel de precios P_t sube hasta llegar al nivel $e_c\gamma_c$, comenzarían a fundirse coronas de oro y, una vez que se hubiesen fundido todos las coronas preexistentes, entonces si el nivel de precios siguiera aumentando, comenzarían a fundirse reales de plata. Por lo tanto, si los puntos de acuñación no coinciden, sólo se acuña una de las monedas a un tiempo y solamente se fundiría una de las monedas a un tiempo si los puntos de fundido tampoco coinciden.

La intuición de porqué el nivel de precios de los bienes de consumo expresados en maravedís está acotado dentro de esos tres intervalos es la siguiente. Tomemos como ejemplo el intervalo correspondiente a la blanca de cobre. Si el nivel de precios P_t fuese superior a $e_b\gamma_b$, entonces el sector privado obtendría un beneficio fundiendo blancas de cobre. En ese caso, ocurre que $P_t^{-1} < (e_b\gamma_b)^{-1}$, esto es, el número de bienes de consumo [$(e_b\gamma_b)^{-1}$ bienes de consumo] que se puede obtener fundiendo un cierto número de blancas que conjuntamente tienen el valor nominal de un maravedí (e_b^{-1} blancas) es mayor que el número de bienes de consumo que puede obtenerse comprándolos con un maravedí (P_t^{-1}). Si no se funden las blancas, entonces debe ocurrir que $P_t < e_b\gamma_b$.

Tomemos ahora como ejemplo el intervalo correspondiente al real de plata. Si el nivel de precios P_t fuese inferior a $e_r\gamma_r\,(1\text{-}\sigma_r)$, entonces el

sector privado obtendría un beneficio acuñando reales de plata. Por cada gramo de plata llevado a acuñar a la ceca, el sector privado recibe el precio en ceca ($\frac{1-\sigma_r}{\lambda_r}$ reales de plata), el cual traducido a maravedís según el tipo de cambio legal resulta en un ingreso de $\frac{e_r(1-\sigma_r)}{\lambda_r}$ maravedís. El coste de adquirir un gramo de plata es $\frac{1}{\phi_r}\frac{\text{(bienes consumo)}}{\text{gramo plata}}$ x $P_t\left(\frac{\text{maravedís}}{\text{bien consumo}}\right) = \frac{P_t}{\phi_r}\frac{\text{maravedís}}{\text{gramo plata}}$ .La desigualdad $P_t < e_r\gamma_r(1-\sigma_r)$ también puede expresarse como $P_t < \frac{e_r\phi_r(1-\sigma_r)}{\lambda_r}$ o, lo que es lo mismo, $\frac{P_t}{\phi_r} < \frac{e_r(1-\sigma_r)}{\lambda_r}$. Por lo tanto, el beneficio neto de acuñar un gramo de plata $\left(\frac{e_r(1-\sigma_r)}{\lambda_r} - \frac{P_t}{\phi_r}\right)$ es positivo y existe un incentivo a la acuñación de reales de plata. Por consiguiente, si no se acuñan monedas de plata debe estar ocurriendo que $P_t > e_r\gamma_r(1-\sigma_r)$. Así pues, dada la tecnología de acuñación de la época, ante fluctuaciones del nivel de precios, lo primero que ha de acuñarse o fundirse es oro, seguido de plata y, por último, cobre.

4. LA CONSISTENCIA ENTRE LOS RESULTADOS DEL MODELO Y EL «TRATADO» DE MARIANA

Supongamos que la dotación de bienes de consumo fuese estacionaria ($D_t = D$). En este caso, si los tipos de cambio legales (e_c, e_r y e_b) están fijados de manera que el nivel de precios de los bienes de consumo es

$$P_t = \frac{e_c M_{c,t-1} + e_r M_{r,t-1} + e_b M_{b,t-1}}{D}$$

de tal forma que P_t se encuentra dentro de los tres intervalos y además ocurre que $e_b M_{b,t-1} \geqslant P_t c_{3,t}$ y que $e_r M_{r,t-1} + e_b M_{b,t-1} \geqslant P_t(c_{2,t} + c_{3,t})$, entonces existirá un equilibrio de estado estacionario donde no hay ni acuñación ni fundido de los tres metales, el nivel de precios es constante, la moneda de oro acuñada es insuficiente para llevar a cabo las transacciones grandes y la moneda de cobre es más que suficiente para financiar las transacciones pequeñas.

Supongamos que, a partir de esta situación, el sector público comienza a fijar de manera exógena el volumen de monedas de cobre que se acuñan y se funden y, en consecuencia, el volumen de moneda de cobre en circulación. Por lo tanto, el sector privado deja de arbitrar con la acuñación y fundido de la moneda de cobre con el fin de obtener beneficios. Así pues, el intervalo de precios para los bienes de consumo correspondiente a la moneda de cobre desaparece. Sin embargo, el nivel de precios se mantendrá dentro de los intervalos preexistentes para las monedas de oro y de plata en la medida en que haya monedas de oro y plata en circulación. Por una parte, si el nivel de precios cae lo suficiente, entonces se alcanzará el punto de acuñación de las coronas de oro, por lo que ese metal comenzar a acuñarse y si el stock de oro no acuñado (y el flujo procedente de América) es importante, esto impedirá que el nivel de precios caiga aún más. Si llegase a acuñarse todo el oro no acuñado preexistente, entonces aún quedaría otro límite a la baja del nivel de precios (el punto de acuñación del real de plata). Por la otra parte, si el nivel de precios sube lo suficiente, alcanzará el punto de fundido de la corona de oro, de manera que el stock de ese metal acuñado empezará a caer, si bien limitando ulteriores subidas del nivel de precios. No obstante, si todo el stock de oro acuñado preexistente llegara a fundirse, aún existiría otro límite superior para el nivel de precios (el punto de fundido de los reales de plata).

Cuando el sector público comienza su programa de emisiones y fundido exógenos de la moneda de cobre, el valor nominal —expresado en maravedís— de la moneda de cobre en circulación pasa a ser, en cada periodo *t*:

$$e_b M_{b,t} = e_b(M_{b,t-1} + a_{b,t} - f_{b,t})$$

Si la cantidad de cobre acuñada en cada periodo ($a_{b,t}$) supera a la cantidad fundida ($f_{b,t}$), entonces el valor nominal de la oferta de cobre en circulación aumenta.

Del mismo modo, si el sector público altera el tipo de cambio nominal de la moneda de cobre (elevando e_b, el número de maravedís por blanca), entonces también se incrementa el valor nominal de la oferta de cobre en circulación.

Ambas circunstancias contribuyen a que se incremente el valor nominal de la moneda de cobre en circulación y, por tanto, el valor nominal de la cantidad total —oro más plata más cobre— de dinero en circulación.

El aumento de la oferta nominal de moneda de cobre actúa para que la restricción de «efectivo por adelantado» para las compras pequeñas no pueda ser vinculante, esto es, siempre hay un exceso de moneda de cobre para llevar a cabo las transacciones pequeñas. Así pues, el nivel de precios de los bienes de consumo (expresados en maravedís) viene determinado por la restricción de «efectivo por adelantado» para el global de compras. Así, un aumento continuado de e_bM_b —ya sea mediante incrementos de e_b, de M_b, o de ambos— hará que el nivel de precios de los bienes de consumo aumente, si bien menos que proporcionalmente pues

$$P_{t+1} = \frac{e_cM_{c,t} + e_rM_{r,t} + e_bM_{b,t}}{D}$$

y tanto $M_{c,t}$ como $M_{r,t}$ no crecen al seguir situado el nivel de precios entre los puntos de acuñado y fundido del oro y de la plata. En consecuencia, inicialmente se produce una situación de crecimiento *moderado* de los precios.

Sin embargo, sucesivos incrementos del stock nominal de la moneda de cobre [e_bM_b], ya mediante la revalorización nominal —aumento de e_b—, ya mediante la acuñación directa —aumento de M_b—, harán que el nivel de precios de los bienes de consumo alcance el punto de fundido de la moneda de oro [$P_t = e_c\gamma_c$]. Llegados a ese punto, el sector privado comienza a obtener beneficios fundiendo las coronas de oro y manteniéndose la restricción global de «efectivo por adelantado».

$$e_cM_{c,t-1} + e_rM_{r,t-1} + e_bM_{b,t-1} = DP_t = De_c\gamma_c$$

Estos incrementos sucesivos de e_bM_b contribuirán a que el stock de monedas de oro vaya siendo sustituído por la moneda de cobre. Durante el tiempo que dure la sustitución del oro por el cobre, el nivel de precios permanecerá estancado en su nivel $P_t = e_c\gamma_c$ ya que en ese intervalo de tiempo la oferta nominal de dinero en circulación no aumenta (la oferta nominal de cobre en circulación aumenta en la misma cuantía en que disminuye la oferta nominal de oro en circulación, mientras que la oferta nominal de plata no varía). Si los incrementos del valor nominal del cobre en circulación son lo suficientemente elevados, entonces la tendencia al alza del nivel de precios

continuaría y acabaría por fundirse todo el oro monetario preexistente en circulación. A partir de ese momento, el nivel de precios aumentaría hasta alcanzar el punto de fundido de la plata [$P_t = e_r\gamma_r$]. Llegados a ese punto, el nivel de precios deja de aumentar en tanto se está produciendo la sustitución de la oferta nominal de plata por la de cobre. Si los incrementos del valor nominal del cobre en circulación permanecen en el tiempo, entonces terminará por finalizar el proceso de sustitución de las monedas de plata y todo el oro y toda la plata monetarios habrán desaparecido —fundidos— de la circulación [$M_c = M_r = 0$], mientras que la oferta monetaria global pasar a ser de cobre.

En esta situación, ya sin moneda de oro y plata en circulación, el nivel de precios vendrá determinado por la restricción de «efectivo por adelantado» para la moneda de cobre, de manera que tendremos

$$e_b M_{b,t-1} = P_t D \qquad \text{ó} \qquad P_t = \frac{e_b M_{b,t-1}}{D}$$

A partir de ese momento, incrementos ulteriores de $e_b M_b$ provocarán aumentos proporcionales de los precios de los bienes expresados en maravedís, esto es, una tasa de inflación similar a la tasa de crecimiento de la oferta nominal de maravedís.

El razonamiento seguido hasta aquí es consistente con las dos primeras ideas de caracter positivo del Padre Mariana, a saber, que:

i) la elevación del valor nominal legal de la moneda de cobre y la reducción de su contenido metálico conducirán a la larga a una inflación, y

ii) a corto plazo, dicha inflación no se notará en tanto que la moneda de plata permanezca en circulación y no se envilezca.

Dado que el oro y la plata han dejado de formar parte de la oferta monetaria de la economía y ya no juegan el papel de monedas, sino tan sólo de unos bienes de consumo cualesquiera, comenzarán a cotizarse en el mercado como esos bienes de consumo que son. Así, por ejemplo, el precio de mercado de un gramo de plata expresado en maravedís será, $\frac{P_t}{\phi_r}$, ya que $= \frac{P_t}{\phi_r} = \frac{1}{\phi_r}\left(\frac{\text{bienes consumo}}{\text{gramo de plata}}\right) \times P_t\left(\frac{\text{maravedís}}{\text{bien consumo}}\right)$.

En consecuencia, si el precio relativo de la plata no varía (ϕ_r permanece constante), entonces el precio de mercado de la plata expresado en maravedís será proporcional al precio de los demás bienes de consumo.

Como λ_r $(\frac{\text{gramos plata}}{\text{real}})$ es el contenido metálico del real, entonces el precio de mercado expresado en maravedís del contenido metálico de un real de plata será:

$$\frac{P_t}{\phi_r}\left(\frac{\text{maravedís}}{\text{gramo plata}}\right) \times \lambda_r\left(\frac{\text{gramos plata}}{\text{real}}\right) = P_t\frac{\lambda_r}{\phi_r} \equiv \frac{P_t}{\gamma_r}\ \frac{(\text{maravedís})}{\text{real}}$$

Por lo tanto, en la medida en que el tipo de cambio legal e_r $(\frac{\text{maravedís}}{\text{real}})$ no se modifique, existirá un «premio» de la plata sobre el cobre, determinado por el cociente entre el precio de mercado del contenido metálico de un real de plata y el precio legal (tipo de cambio legal) de ese mismo real de plata. Llamando z_t a ese premio en el periodo t, tendremos:

$$z_t \equiv \frac{P_t/\gamma_r}{e_r} = \frac{P_t}{e_r\gamma_r} = \frac{e_bM_{b,t-1}}{De_r\gamma_r}$$

En la medida en ϕ_r, λ_r y e_r no varíen, el premio z_t de la plata sobre el cobre será proporcional al nivel de precios de los bienes de consumo P_t y, por tanto, proporcional al valor nominal de la oferta de cobre en circulación (e_bM_b). Otro tanto ocurrirá con el premio del oro sobre el cobre.

Así pues, este resultado del modelo es consistente con la tercera idea de carácter positivo del Padre Mariana:

iii) a la larga, el exceso de moneda de cobre desterrará de la circulación al oro y a la plata, generándose un premio de la plata y del oro sobre el cobre.

Si durante el proceso de sustitución de las monedas de oro y plata por la moneda de cobre se lleva a efecto un incremento del valor nominal del real de plata, expresado en maravedís, entonces e_r se incrementa hasta un e'_r más elevado por lo que el nivel de precios aumenta hasta

$$P'_{t+1} = \frac{e_cM_{c,t} + e'_rM_{r,t} + e_bM_{b,t}}{D}$$

lo cual es un incremento del nivel de precios menos que proporcional al incremento de e_r. Al mismo tiempo, el intervalo de precios corres-

pondiente al real de plata $[e_r'\gamma_r(1-\sigma_r), e_r'\gamma_r]$ se desplaza a la derecha en la misma proporción en que aumenta e_r, por lo que el nivel de precios tendrá ahora un mayor recorrido hasta el nuevo punto de fundido de la plata $[e_r'\gamma_r]$.

Otra posibilidad es reducir el contenido metálico del real, incorporando menos gramos de plata (una disminución de λ_r y, por tanto, un incremento de γ_r hasta γ_r'). Como consecuencia, el nivel de precios no se incrementa siempre que la medida sólo afecte a los reales acuñados a partir de un determinado momento (véase en la expresión previa que ninguno de los seis componentes del numerador quedaría afectado). No obstante, el intervalo de precios correspondiente al real de plata $[e_r\gamma_r'(1-\sigma_r), e_r\gamma_r']$ se desplazaría a la derecha en la misma proporción en que aumentase γ_r, de manera que de nuevo el nivel de precios tendrá un mayor recorrido hasta el nuevo punto de fundido de la plata $[e_r\gamma_r']$.

Sin embargo, la reducción del contenido metálico del real podría llevar aparejado la entrega de los reales antiguos en las cecas para su fundido y posterior acuñación de los nuevos reales más ligeros. Tanto si a los propietarios de los reales antiguos se les entregan más reales de los nuevos en proporción a la reducción del peso como si se les entrega el mismo número de reales y el resto se lo queda el sector público en forma de señoreaje, en ambos casos se terminará poniendo en circulación un mayor número de reales nuevos que los preexistentes. Esto significa un incremento de M_r. Por consiguiente, en este caso el nivel de precios aumentaría hasta

$$P_{t+1}' = \frac{e_c M_{c.t} + e_r M_{r.t}' + e_b M_{b.t}}{D}$$

y desplazándose a la derecha el intervalo de precios. El resultado aquí es similar al de una revalorización nominal del real (un aumento de e_r).

Obsérvese cómo estas conclusiones coinciden con la cuarta idea de carácter positivo avanzada por el Padre Mariana:

iv) el envilecimiento de la moneda de plata o la elevación legal de su valor nominal agravará la inflación provocada por el exceso de cobre en circulación.

Resultados cualitativamente similares se obtendrían si lo que se lleva a cabo es una revalorización nominal de la corona de oro (un aumento de e_c) o una reducción del contenido metálico de la corona

(una disminución de λ_c). Sin embargo, los efectos cuantitativos sobre el nivel corriente de precios —en relación a los de una alteración de la plata— dependerán de la ponderación que los valores nominales de la plata $[e_rM_r]$ y del oro $[e_cM_c]$ tengan en la circulación monetaria total. Si la oferta monetaria de oro es relativamente escasa respecto a la oferta monetaria de plata, ocurrirá que $e_rM_r > e_cM_c$, de manera que los efectos cuantitativos sobre el nivel de precios corriente de la alteración del real de plata serán superiores a los de la alteración de la corona de oro. Este resultado es consistente con la quinta idea de carácter positivo de Mariana:

v) la alteración del oro en los mismos términos anteriores no implicará un importante agravamiento de la inflación.

Obsérvese también en la expresión del premio de la plata

$$z_t \equiv \frac{P_t}{e_r\gamma_r} = \frac{e_bM_{b,t-1}}{De_r\gamma_r}$$

cómo el modelo predice que una devaluación de la moneda de cobre (una disminución de e_b) y un descenso del stock de moneda de cobre en circulación (una caída de M_b) provocan una disminución del nivel de precios P_t y también del premio de la plata sobre el cobre, z_t. De este modo, las conclusiones del modelo también son consistentes con la sexta idea de carácter positivo adelantada por Mariana:

vi) la inflación provocará distorsiones en la producción y en el comercio, por lo que se tratará de atajarla fijando límites máximos a los precios, lo cual será aún más perjudicial; al final, no quedará más remedio que retirar el exceso de moneda de la circulación o reducir su valor nominal legal, con el fin de generar una deflación.

En consecuencia, acabamos de ver cómo las conclusiones teóricas de esta versión trimetálica del modelo de Sargent y Velde (1997a) son consistentes con las seis proposiciones positivas contenidas en el *Tratado* del Padre Mariana. En este sentido, podríamos decir que la teoría monetaria moderna «redescubre» al Padre Mariana.

Por otra parte, si se sigue la proposición normativa del Padre Mariana, a saber, un señoreaje ajustado para el monopolio real de acuñación de moneda, la conclusión de nuestro modelo es que ello contribuirá a la estabilidad de precios. Así, si las tasas brutas de señoreaje σ_c, σ_r y σ_b son pequeñas, entonces los puntos de acuñado y fundido de las monedas están cercanos, por lo que el nivel de precios estará com-

prendido dentro de intervalos estrechos. Esto es, al preconizar tasas de señoreaje ajustadas —o, lo que es lo mismo, un ajuste entre los valores intrínseco y extrínseco de cada moneda—, el Padre Mariana está abogando por la estabilidad del nivel de precios.

5. LA CONSISTENCIA ENTRE EL «TRATADO» DE MARIANA Y LOS ACONTECIMIENTOS HISTORICOS POSTERIORES

Los resultados teóricos derivados del modelo trimetálico arriba presentado y que se revelan consistentes con las proposiciones contenidas en el *Tratado* del Padre Mariana están basados en un determinado supuesto, cuya validez hemos de determinar ahora basándonos en las circunstancias históricas de la época.

Así, hemos supuesto que —en la situación de partida— la moneda de oro acuñada es insuficiente para llevar a cabo las transacciones grandes y además la moneda de cobre es más que suficiente para financiar las transacciones pequeñas. Esta situación parece asimilable a la preexistente a finales del reinado de Felipe II, pues si bien la moneda de vellón sólo podía acuñarse con licencia especial del rey, no existía un límite cuantitativo a su acuñación (al contrario de lo establecido por los Reyes Católicos en la Pragmática de 1497). Argumentos a favor de esta interpretación pueden encontrarse en el propio *Tratado* y en Hamilton (1975) (véanse los tres primeros párrafos transcritos en el Anexo).

A partir del decreto del 31 de diciembre de 1596, el sector público comienza un programa de acuñaciones y fundido exógenos de moneda de cobre, lo que unido a los decretos de Felipe III de 3 de junio de 1602 —reducción a la mitad del peso de las nuevas monedas de cobre— y de 18 de septiembre de 1603 —resello al doble del valor nominal de la moneda de cobre antigua— condujo a un incremento de la oferta monetaria nominal de cobre en circulación. Como ya hemos referido en la sección 2, este proceso puso en circulación unos 1.800 millones de maravedís entre 1597 y 1612 (Motomura, 1997).

En 1617 las Cortes liberaron al rey Felipe III de la promesa de no emitir más moneda de cobre, si bien limitaron la acuñación a unos 300 millones de maravedís en 1617 y a unos 375 millones en 1618. Un año después, en 1619, las Cortes volvieron a prohibir la acuñación de vellón, pero uno de los primeros decretos de Felipe IV (de 24 de junio

de 1621) fue ordenar el labrado de 1.500 millones de maravedís, sin contar con la autorización de las Cortes, al que se fueron añadiendo ulteriores acuñaciones hasta que fueron suspendidas por la Real Cédula del 8 de mayo de 1626. Según Motomura (1997), en el periodo comprendido entre 1617 y 1626 se acuñaron unos 8.440 millones de maravedís.

El proceso de expansión de la circulación del cobre monetario iniciado a finales del reinado de Felipe II y al inicio del de Felipe III terminó conduciendo a una inflación que se manifestó a partir de 1620. Hasta el comienzo de la tercera década del siglo XVII la oferta nominal de cobre estuvo sustituyendo a la oferta nominal de oro y plata en circulación (según los cálculos de Velde y Weber (1997) y de Velde (1998)), por lo que el crecimiento de precios no se notó en la práctica (véase el Cuadro 1).

De hecho, durante el proceso de sustitución de la oferta monetaria de oro y de plata por la de cobre, el nivel de precios no pudo haber subido mucho dado que el intervalo entre los puntos de acuñación y fundido de la plata tenía una longitud de dos reales, lo cual implicaba un intervalo de fluctuación para el nivel de precios no superior al 3% (ya que $2/65 \cong 3\%$) (véase el cuarto párrafo transcrito en el Anexo).

El exceso de emisión de vellón logró desplazar el oro y la plata de la circulación y provocó el surgimiento de un premio de estos metales sobre el cobre aproximadamente proporcional al nivel de precios de los bienes de consumo. Así, Velde y Weber (1997) utilizan los datos sobre precios de los bienes de consumo (expresados en maravedís) y premios de la plata contenidos en Hamilton (1975, 1988) y elaboran dos series de precios y premios para todo el siglo XVII. Esas series se presentan conjuntamente en la Figura 4 de su trabajo, en la que se puede ver cómo la evolución de los precios de los bienes y del premio de la plata es muy parecida, si bien con algunas salvedades ocurridas a partir de 1640. Esta evolución similar tambien puede apreciarse comparando los datos contenidos en nuestros Cuadros 1 y 2.

CUADRO 1
INDICES DE PRECIOS DE MERCANCIAS, 1601-36

	Hamilton(*)	Martín Aceña(**)
1601	90,75	80,26
1602	87,09	77,20
1603	88,15	78,04
1604	91,56	85,46
1605	93,89	101,27
1606	91,04	124,21
1607	89,32	124,13
1608	88,63	106,39
1609	83,46	96,29
1610	84,54	80,95
1611	81,22	80,25
1612	80,21	93,69
1613	82,02	90,49
1614	86,00	108,18
1615	83,14	107,71
1616	86,99	115,34
1617	87,16	119,97
1618	86,59	107,95
1619	82,78	99,05
1620	86,69	91,52
1621	84,27	95,67
1622	87,59	96,36
1623	87,54	116,79
1624	92,51	113,49
1625	95,07	109,78
1626	107,75	115,01
1627	114,27	123,15
1628	112,30	129,93
1629	109,97	131,49
1630	105,37	131,28
1631	103,84	142,79
1632	106,71	123,74
1633	102,49	116,80
1634	101,11	112,94
1635	99,05	111,50
1636	101,59	116,88

Fuente:
(*) Cálculos del autor basados en los datos de precios no ponderados de Hamilton (1975). Tabla 25. Se trata del índice de precios promedio para Andalucía, Castilla la Nueva y Castilla la Vieja (base: 100 = 1621-30)
(**) Indice de precios ponderado para Castilla la Nueva calculado por Martín Aceña (1992, Cuadro 2) basado en los datos citados de Hamilton (base: 100 = 1601-1625).

CUADRO 2
PREMIO DE LA PLATA
(MARAVEDI DE PLATA/MARAVEDI DE COBRE), 1620-36

	Trimestre 1	Trimestre 2	Trimestre 3	Trimestre 4	Media anual
1620	1,0400	1,0458	1,0475	1,0383	1,0429
1621	1,0371	1,0523	1,0406	1,0450	1,0404
1622	1,0525	1,0561	1,0539	1,0632	1,0564
1623	1,0829	1,0893	1,0930	1,1506	1,1040
1624	1,1210	1,1191	1,1205	1,1298	1,1231
1625	1,1707	1,1670	1,2100	1,2701	1,2044
1626	1,3766	1,5000	1,5316	1,5241	1,4824
1627	1,5150	1,4096	1,3975	1,4133	1,4339
1628	1,4350	1,4627	1,4190	1,1345	1,3629
1629	1,1345	1,1345	1,2013	1,1978	1,1670
1630	1,1946	1,1938	1,2483	1,1903	1,2068
1631	1,1780	1,1983	1,1885	1,1818	1,1867
1632	1,1768	1,1831	1,1791	1,2010	1,1850
1633	1,2095	1,2330	1,2351	1,2502	1,2320
1634	1,2621	1,2798	1,2495	1,2604	1,2630
1635	1,2831	1,2619	1,2466	1,2779	1,2674
1636	1,2710	1,2470	1,2615	1,2756	1,2612

Fuente: Cálculos del autor basados en Hamilton (1975), Tabla 7. Se trata del premio promedio de la plata para Andalucía, Castilla la Nueva y Castilla la Vieja.

Hamilton (1975, página 107) —al discutir el párrafo del Padre Mariana transcrito en la introducción y referido al premio de la plata *(Tratado,* capítulo X, página 71)— sugiere que el Padre Mariana exageró las consecuencias del envilecimiento monetario practicado por Felipe III. Hamilton tiene razón en el sentido de que durante el reinado de Felipe III (1598-1621) no se dejaron sentir los efectos inflacionistas de las alteraciones monetarias, pero en realidad el Padre Mariana esperaba un crecimiento de los precios a la larga ya que, a corto plazo, la existencia de plata en circulación mantendría estabilizado el nivel de precios.

A causa de la inflación galopante que se produce a partir de 1620, y que tiene su punto álgido durante 1625 y 1626 (véanse los Cuadros 1 y 2), en 1627 se promulgó una pragmática de tasas, la cual limitaba pormenorizadamente precios y salarios. También el 27 de marzo de ese mismo año se pusieron en marcha unas instituciones, denominadas Diputaciones para el consumo del vellón, cuyo fin era reducir en la medida de lo posible la cantidad de moneda de vellón en circulación. Estos organismos, con sede en Madrid y delegaciones en otras ciudades, comprarían vellón al valor nominal corriente, devolviendo a los propietarios anteriores el 20 por ciento del vellón entregado pero una

vez perforado —de forma que su nuevo valor nominal pasaba a ser cuatro veces menor al previo—. Además a los propietarios anteriores se les entregaba el 80 por ciento del vellón en deuda pagadera a los cuatro años en plata y que rendiría un 5 por ciento de interés anual. Los fondos para llevar a cabo estas operaciones se obtendrían parcialmente de los presupuestos públicos y parcialmente de actividades de préstamo y depósito, así como de otro tipo (como loterías). Esta operación de mercado abierto concebida como venta voluntaria del vellón por parte de sus tenedores fracasó, por lo que el 7 de agosto de 1628 se suprimieron las Diputaciones, se abolió la orden de tasas y se decretó la reducción a la mitad de su valor nominal de toda la moneda de cobre acuñada después de 1602 y de toda la moneda de vellón anterior a 1602 *(calderilla)* previamente resellada en 1603. El decreto contenía el compromiso del Rey de no acuñar más moneda de cobre en veinte años. Los efectos del decreto deflacionista fueron la reducción del nivel de precios (que se dejó sentir hasta 1636) y del premio de la plata (véanse los Cuadros 1 y 2).

Así pues, existe consistencia entre las predicciones del Padre Mariana (la emisión de moneda de cobre conduciría a la larga a una inflación y al surgimiento de un premio de la plata y del oro sobre el cobre, si bien el nivel de precios no subiría durante el proceso transitorio de desplazamiento del oro y de la plata; una vez confirmada la inflación y el premio de la plata sobre el cobre, el sector público trataría —primero— de fijar techos administrativos a los precios, —segundo— de retirar cobre de la circulación y —tercero y último— de reducir el valor nominal del cobre en circulación para generar una deflación generalizada) y los acontecimientos históricos posteriores a la publicación en 1609 del *Tratado*.

De hecho, las consecuencias inflacionistas de las alteraciones monetarias arriba discutidas y de otras posteriores se dejaron sentir con fuerza en los reinados de Felipe IV y de Carlos II, dando origen a sucesivas inflaciones y deflaciones monetarias, tal y como había predicho el Padre Mariana, llegando a subir incluso el premio de la plata hasta el 275 por ciento en febrero de 1680.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos presentado una adaptación a un entorno trimetálico del modelo de Sargent y Velde (1997a) con el fin de discu-

tir si las conclusiones teóricas de dicho modelo son consistentes con la teoría monetaria contenida en el *Tratado y discurso sobre la moneda de vellón* del Padre Mariana. Al mismo tiempo, hemos repasado la historia monetaria de Castilla durante las tres primeras décadas del siglo XVII para contrastar si las predicciones contenidas en el *Tratado* se vieron corroboradas a posteriori en la práctica.

La consistencia hallada entre la teoría monetaria moderna y la del Padre Mariana y entre esta última y la experiencia histórica castellana del siglo XVII permiten afirmar que Mariana fue un teórico monetario relevante. No obstante, para otorgar a Mariana un puesto destacado en la historia del pensamiento económico es importante investigar si sus ideas eran originales o simplemente se trataba de la expresión preclara de un conocimiento convencional.

En esta línea, parece evidente que la primera idea contenida en el *Tratado,* a saber, que la elevación del valor nominal legal de la moneda de cobre y la reducción de su contenido metálico provocarían inflación a la larga, no es original de Mariana, sino que era una idea ya conocida en Castilla en la primera década del siglo XVII. Así, por ejemplo, en agosto de 1605, la ciudad de Burgos elevó un memorial al rey Felipe III para protestar contra los daños de la nueva moneda de vellón y también en ese mismo año, Pedro de Valencia publicó su *Discurso acerca de la moneda de vellón,* mientras que entre septiembre de 1605 y enero de 1606 veinte provincias informaron de un plan dirigido a reducir el volumen de vellón en circulación (Grice-Hutchinson, 1995). En todas estas instancias, se expresaba con cierta claridad que la elevada circulación de moneda de cobre y su envilecimiento generarían alzas de precios.

Fuera de Castilla, en 1609, el italiano Gasparo Antonio Thesauro en su *Tractatus de Monetarum Augmentus ac Variatione* también argumentó con claridad sobre los efectos inflacionistas de las emisiones excesivas de moneda fraccionaria (Sargent y Velde, 1997b).

Del mismo modo, el memorial de la ciudad de Burgos de 1605 establece que la mala moneda expulsa de la circulación a la moneda buena, de tal forma que el vellón expulsará de la circulación a las monedas de oro y plata, de manera que la tercera idea contenida en el *Tratado* tampoco es totalmente original de Mariana.

Con respecto al resto de las ideas positivas contenidas en el *Tratado* de Mariana, no parece que ningún autor las haya expuesto con antelación.

Así pues, si bien algunas de las principales ideas de Mariana no fueron totalmente originales suyas, parece que la mayoría de ellas sí y, en todo caso, podemos concluir que su articulación conjunta en un ensayo único en una época tan temprana como la primera década del siglo XVII subraya la elevada categoría como economista monetario del Padre Mariana.

APENDICE

Párrafo 1

«Los Reyes Católicos el año de 1497 en la moneda de oro y plata no pusieron límite alguno; todos permiten que labren todo lo que de estos metales quisieren; de la de vellon ordenaron en la ley 3.ª que solamente se labrasen diez cuentos repartidos en cierta forma por las seis ó siete casas de moneda que hay. El rey don Felipe II el año de 1566 dice en su ley que no conviene que de esta moneda de vellon se labre mas de la que es necesaria para el comun uso y comercio, por tanto que no se pueda labrar sin su especial licencia...», (Mariana, *Tratado*, capítulo X, página 67).

Párrafo 2

«Y adelante el rey Felipe II, en el año 1560, en Madrid, estableció por ley que á un marco de cobre se mezclasen cuatro granos, que es como peso de un real, y se acuñasen ciento diez maravedís; de manera que bajó en los quilates medio real, y en valor subió catorce maravedís. Debió de tener consideración que las costas de la labor eran crecidas, despues de los Reyes Católicos mas de al doble, y demás de esto que se hiciese alguna granjería, con la cual, aunque harto pequeña, alentados muchos, ganaron licencias para labrar la dicha moneda, labor de que sacaron grandes cuantías de maravedís, y aun fué una de las granjerías mas gruesas de nuestros tiempos...», (Mariana, *Tratado*, capítulo IV, página 45).

Párrafo 3

«...El 30 de septiembre de 1587, las Cortes adujeron que el comercio languidecía a causa de que el intransportable vellón representaba casi la única moneda que circulaba en las ciudades, villas y aldeas de Castilla; esta afirmación acompañaba a una petición a Su Majestad para que redujese los permisos de acuñación de la moneda de vellón, se manifestase en todas las licencias las cantidades brutas cuya acu-

ñación se autorizaba y se vigilase que la moneda emitida se ajustase a estas cifras...» (Hamilton (1975), página 76).

Párrafo 4

«Y que siempre se tuvo respecto á ajustar estos valores de plata y oro no hay duda, porque de un marco de plata se acuñan por ley del reino sesenta y siete reales y el marco mismo sin labrar vale por las mismas leyes sesenta y cinco reales; de suerte que por el cuño y señoraje solo se les añaden dos reales, por donde cada real tiene de plata casi treinta tres maravedís. De un marco de oro se acuñan sesenta y ocho coronas; poco menos vale el oro en pasta, y por él le labran. Vengamos á la moneda de vellon en que parece hay mayor dificultad...» (Mariana, *Tratado*, capítulo IV, página 44).

REFERENCIAS

Domínguez Ortiz, A. (1960): *Política y Hacienda de Felipe IV*. Editorial de Derecho Financiero, Madrid.

Domínguez Ortiz, A. (1967): «La Crisis de Castilla en 1677-1687», en *Crisis y Decadencia en la España de los Austrias*, Editorial Ariel, Barcelona.

Domínguez Ortiz, A. (1973): *El Antiguo Régimen: Los Reyes Católicos y los Austrias*. Alianza Editorial, Madrid.

Domínguez Ortiz, A. (1984): *Política Fiscal y Cambio Social en la España del Siglo XVII*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Grice-Hutchinson, M. (1995): «El Discurso acerca de la moneda de vellón, de Pedro de Valencia», en *Ensayos sobre el Pensamiento Económico en España*, Alianza Universidad, Madrid.

Hamilton, E.J. (1975): *El Tesoro Americano y la Revolución de los Precios en España*, 1501-1650, Editorial Ariel, Barcelona.

Hamilton, E.J. (1983): *El Florecimiento del Capitalismo y Otros Ensayos*, Alianza Editorial, Madrid.

Hamilton, E.J. (1988): *Guerra y Precios en España*, 1651-1800, Alianza Editorial, Madrid.

López González, C. (1996): «Desde las Reformas Monetarias de los Reyes Católicos hasta Fines del Siglo XVII», en *Historia Monetaria y Financiera de España* (Hernández Andreu, J., coord.), Editorial Síntesis, Madrid.

Mariana, J. de (1987): *Tratado y Discurso sobre la Moneda de Vellón*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Martín Aceña, P. (1992): «Los Precios en Europa durante los Siglos XVI y XVII: Estudio Comparativo», *Revista de Historia Económica*, 3, pp. 359-395.

Motomura, A. (1994): «The Best and Worst of Currencies: Seignoriage and Currency Policy in Spain, 1597-1650», *Journal of Economic History*, 54, 1, pp. 104-127.

Motomura, A. (1997): «New Data on Minting, Seigniorage, and the Money Supply in Spain (Castile), 1597-1643», *Explorations in Economic History*, 34, pp. 331-367.

Sargent, T. y Smith, B. (1997): «Coinage, Debasements, and Gresham's Laws», *Economic Theory*, 10, 2, pp. 197-226.

Sargent, T. y Velde, F. (1997a): «The Big Problem of Small Change», Federal Reserve Bank of Chicago, working paper 97-8 (de próxima aparición en *Journal of Money, Credit, and Banking*).

Sargent, T. y Velde, F. (1997b): «The Evolution of Small Change», Federal Reserve Bank of Chicago, working paper 97-13.

Schumpeter, J. (1954): *History of Economic Analysis*. Oxford University Press, Nueva York.

Velde, F. (1998): «Lessons from the History of Money». *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, primer trimestre, pp. 2-16.

Velde, F. y Weber, W. (1997): «Fiat Money in 17th Century Castile». Federal Reserve Bank of Chicago, manuscrito.

ABSTRACT

Juan de Mariana S.J. published his *Tratado y discurso sobre la moneda de vellón* in 1609. It was the first attempt at developing a full-fledged analysis of inflation within a quasi-fiat monetary standard. In this paper, we model a trimetallic —gold, silver, and copper— monetary standard in order to shed light on Mariana's theoretical contribution. Interestingly, its theoretical conclusions are backed by the findings of our model as well as they were ex-post by the vellon inflation in 17th century Castile.

Empresa pública y empresa privada: titularidad y eficiencia*

ISABEL ARGIMÓN
Banco de España

CONCHA ARTOLA
Banco de España

JOSÉ MANUEL GONZÁLEZ-PÁRAMO
Universidad Complutense de Madrid

1. INTRODUCCION

En la mayor parte de los países industrializados se están adoptando medidas para reformar la gestión del sector público. Estas iniciativas, registradas en un contexto de restricciones presupuestarias, buscan elevaciones en la productividad y en la eficiencia de la economía, a la vez que una mejora en el control del gasto y en la capacidad de adaptación del sector público. Uno de los pilares de esta política ha sido la privatización de empresas públicas.

Existen abundantes rasgos del comportamiento de la empresa pública que sugieren una estrecha vinculación entre titularidad pública e ineficiencia: baja rentabilidad, plantillas sobrecargadas, dependencia del presupuesto, etcétera. Sin embargo, esta asociación no es simple de establecer con un mínimo de rigor. La valoración del comportamiento y de los resultados de la empresa pública constituye una tarea relativamente compleja, debido, por una parte, a la multiplicidad de fines que con ella se persiguen y, por otra, a que, además, desarrolla su actividad en marcos de competencia diversos y en sectores económicos muy distintos.

El debate sobre la eficiencia relativa de la empresa pública ha generado un volumen considerable de literatura empírica. En líneas gene-

* Agradecemos la ayuda prestada por A. M. Esteban, A. Estrada, J. L. Fernández Sánchez, y los comentarios de O. Bover, A. Cuervo, P. L. Hernández de Cos, M. Ortega, V. Salas y J. Vallés, así como las sugerencias de dos evaluadores anónimos.

rales, la evidencia revela que la empresa privada no siempre se comporta mejor, en términos de eficiencia productiva, que la empresa pública [véanse Vickers y Yarrow (1988), Pestieau y Tulkens (1993), González-Páramo (1995) y Martín y Parker (1997), para una revisión]. Comprender esta aparente anomalía en la visión convencional hoy dominante, admitida incluso por firmes partidarios de la privatización[1], requiere aislar el papel de la propiedad y elegir un concepto de eficiencia cuya validez no dependa de los objetivos de la empresa ni de las condiciones de competencia en las que se desenvuelve. En este sentido, existe un cierto consenso [Perelman y Pestieau (1994)] en torno a la idea de que el único objetivo que no debiera entrar en conflicto con ninguno de los otros de la empresa es el de la consecución de la eficiencia productiva: producir demasiado poco o con demasiados *inputs*, comparado con lo que es técnicamente alcanzable, no puede justificarse por la coexistencia de distintos fines. Por contra, la comparación basada en criterios como el beneficio o la rentabilidad del capital puede verse afectada por la atribución a la empresa pública de otros objetivos (mantenimiento de empleo, política industrial o desarrollo regional, por ejemplo), resultando, asimismo, inapropiada en contextos no competitivos o caracterizados por la existencia de otros fallos del mercado.

Este estudio se propone comparar la actuación y los resultados de las empresas públicas[2] en relación con las privadas en España, con el objetivo de aislar la relación entre titularidad y eficiencia productiva de la empresa. Para ello, se construye un índice de eficiencia, basado en la productividad aparente del trabajo, mediante el cual se analiza el impacto de la presencia del sector público en el capital, a partir de la información procedente de la Central de Balances del Banco de España para 1994. Una vez construido este índice, se analiza el papel de los distintos determinantes de la eficiencia relativa de las empresas: titularidad, marco competitivo, rendimientos de escala, estructura del proceso productivo y otros factores. El análisis desarrollado trata de determinar en qué medida las diferencias observadas pueden deberse a la naturaleza pública (total o parcial) o privada de la propiedad y, en con-

[1] Así, por ejemplo, Osborne y Gaebler (1992) enfatizan: «La privatización es *una* respuesta, no la respuesta. Quienes abogan por la superioridad general de la privatización están vendiendo un mero curalotodo (...). La verdad es que la propiedad de un bien o de un servicio —sea pública, sea privada— es mucho menos importante que la dinámica del mercado o de la institución que la produce».

[2] Esto es, empresas de titularidad estatal cuyos ingresos dependen principalmente de la venta de productos o servicios en el mercado.

secuencia, ofrece elementos de referencia para valorar la posibilidad de obtener mejoras sustantivas de eficiencia derivadas de la privatización.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2 se revisa sucintamente la discusión teórica sobre la relación entre eficiencia y propiedad, y se resumen los principales trabajos empíricos en esta área. En el siguiente apartado se discute la medición de la eficiencia productiva, se justifica el índice adoptado y se presentan los datos utilizados en el análisis. El apartado 4 recoge los índices de eficiencia calculados para las empresas públicas y privadas en 1994, presentándose un desglose por sectores. En el apartado 5 se analizan las características de las empresas y de los mercados en las que estas operan, para investigar econométricamente la relevancia de estos factores para la eficiencia productiva, y aislar, así, el papel desempeñado por la titularidad. El último apartado resume las principales conclusiones.

2. TITULARIDAD Y EFICIENCIA DE LA EMPRESA

2.1. Titularidad, competencia y regulación

La capacidad de una empresa para transformar recursos en productos al mínimo coste es resultado de diversos factores. Entre ellos cabe destacar la titularidad, la estructura del mercado y las regulaciones públicas que inciden en su actividad. Las comparaciones de resultados basadas tan solo en la titularidad no permiten, por tanto, aislar la influencia de la propiedad cuando las restantes características de la actividad empresarial varían de una empresa a otra.

En una economía formada por *mercados perfectos,* la maximización del beneficio garantiza resultados eficientes. Esta conclusión básica de la teoría económica implica que no hay forma más eficiente de producir en mercados competitivos que hacerlo mediante empresas privadas, cuyo único objetivo es, en general, la maximización de beneficios. En principio, la propiedad pública podría alcanzar idéntico resultado, si bien esto será tanto más difícil en la medida en que la titularidad pública imponga a la empresa metas ajenas a la maximización del beneficio (redistributivas, de empleo, de política regional, etcétera), al tiempo que le permita sustraerse a las leyes de la competencia, resultando atenuados los incentivos para minimizar costes. En

mercados imperfectos, la relación titularidad-eficiencia es menos clara[3]: la maximización de beneficios no es condición necesaria ni suficiente de eficiencia. Así, el análisis clásico del monopolio natural indica que una empresa pública minimizadora de costes podría idealmente producir resultados superiores, en términos de bienestar social, a cambio de renunciar a los beneficios que obtendría en idéntica actividad un monopolio privado no regulado. Bajo un esquema de regulación óptimo, ambas formas de propiedad pueden ser igualmente eficientes [Shapiro y Willig, (1990)]. No obstante, la existencia de objetivos distintos del beneficio social (por ejemplo, obtención de apoyo electoral) y la ausencia de incentivos para minimizar costes limitan las posibilidades de la empresa pública. La teoría no permite, pues, establecer de modo concluyente la superioridad de un tipo de propiedad sobre otro [véanse Laffont y Tirole (1993) y Tirole (1994)].

Los desarrollos teóricos más recientes sobre la eficiencia relativa de la empresa pública se enmarcan dentro de la *teoría de la agencia,* cuyo elemento crucial es la existencia de información asimétrica, y que permite describir las relaciones que se establecen en un marco de separación entre la propiedad (el principal) y el control, puesto en manos de una dirección (el agente)[4]. Los rasgos específicos de la relación de agencia están condicionados por la personalidad jurídica del principal y la naturaleza de sus derechos de propiedad, especialmente en un marco de contratos incompletos[5]. Como establece la *teoría de los derechos de propiedad,* las características de estos derechos y su distribución determinan los patrones de poder efectivo y los incentivos dentro de la organización . En este contexto, la principal diferencia entre empresa pública y empresa privada reside en el *carácter atenuado* que la titularidad pública imprime a los *derechos de propiedad,* vagamente

---

[3] Para un análisis más formal de estos argumentos, véanse Vickers (1993), Vickers y Yarrow (1988) o Albi, González-Páramo y López Casasnovas (1997).

[4] Los trabajos pioneros son los de Wilson (1968), Ross (1973), Harris y Raviv (1978), Holmstrom (1979), Shavell (1979) y Grossman y Hart (1983). Para una revisión, véase Tirole (1988).

[5] En un trabajo clásico en la teoría de los derechos de propiedad, Furubotn y Pejovich (1972) definen el derecho de propiedad sobre un bien o un activo como la suma de tres elementos: derecho a utilizarlo, derecho a disponer de sus rendimientos y derecho a cambiar su forma o sustancia. La propiedad de un bien o un activo implica tener «derechos residuales de control» —derecho a tomar cualquier decisión relativa al uso del bien o del activo que no esté explícitamente controlada por la ley o asignada a terceros mediante contrato— y «derecho a la apropiación de los rendimientos residuales» (rendimientos netos de gastos). La importancia de la propiedad referida al control o a los rendimientos residuales deriva de la dificultad de especificar en los contratos todas las contingencias posibles. Por ello, los contratos tienden a ser incompletos en gran medida, de forma que el propietario puede decidir sobre contingencias imprevistas sin necesidad de negociar o alcanzar acuerdos con otros agentes.

definidos, muy diseminados y no enajenables por cada propietario a título individual [Alchian (1965)]. El Estado es una institución que representa a todos los ciudadanos, sobre los cuales ejercita inmensos poderes (los de legislar, prohibir, castigar y gravar), a cambio de garantías jurídicas frente a la discriminación de trato y el mal uso de los recursos públicos [véanse Stiglitz (1989) y Tirole (1994)]. La universalidad de la representación y la relación fiduciaria entre el Estado y los ciudadanos (principales últimos) limitan el ejercicio de los derechos de propiedad. Estas características de la propiedad pública se reflejan en todos los elementos de la relación de agencia [véanse Laffont y Tirole (1993), Tirole (1994), Haskel y Sanchis (1995) y Albi, González-Páramo y López Casasnovas (1997)]:

1. *Objetivos múltiples, heterogéneos, imprecisos y cambiantes.* Esta naturaleza de los objetivos —común al conjunto de políticas públicas— presenta dos efectos negativos sobre la eficiencia: dificulta la evaluación del desempeño de los directivos, sin la cual la incentivación no es posible, e introduce inconsistencia temporal (compromiso limitado de los gestores públicos con políticas de largo plazo)[6]. En el mismo sentido, con frecuencia los políticos reclaman de las empresas públicas objetivos bien definidos pero ajenos a la eficiencia, como es el mantenimiento de plantillas excesivas [Boycko, Shleifer y Vishny, (1994) y Shleifer y Vishny (1994)].

2. *Influencia de los grupos de interés.* En un marco de información imperfecta sobre objetivos y resultados, la amplia diseminación de la propiedad incentiva la aparición de grupos de interés. Gracias a su posición de ventaja para hacer un uso estratégico de la información, estos grupos (sindicatos, burocracia, grupos industriales, gobiernos regionales, etcétera) tratan de influir en las decisiones empresariales para obtener rentas. El éxito de un grupo de interés tiene como contrapartida, la más de las veces, pérdidas de eficiencia.

3. *Elección de directivos.* Las peculiaridades institucionales de la representación política y el carácter de los objetivos públicos hacen que la capacidad de gestión no sea necesariamente la cualidad decisiva en el nombramiento de los directivos. Ideología, confianza, capacidad

[6] Nótese que este argumento es más relevante cuando se compara la eficiencia relativa de empresas públicas y privadas, operando en un entorno competitivo, donde se puede suponer que el único objetivo de la empresa privada es la maximización del beneficio. Cuando la comparación se realiza entre una empresa pública y una empresa privada regulada, la multiplicidad y variabilidad de objetivos del Gobierno puede afectar a ambas.

de negociación o procedencia de una región con elevado peso electoral, por ejemplo, pueden ser rasgos tanto o más importantes en esta elección.

4. *Ausencia de disciplina inducida por los mercados de capitales.* La cotización de las acciones de una empresa privada contiene información sobre los resultados futuros esperados, y, por tanto, de forma implícita, sobre las decisiones de largo plazo de sus directivos. Esta información puede ser utilizada por el principal en el diseño del contrato óptimo, ligando la remuneración de los directivos a la cotización de las acciones. Este papel disciplinador resulta mermado o anulado cuando existe titularidad pública total o parcial: el precio de las acciones, cuando estas cotizan, tiende a estar distorsionado, y el riesgo de toma de control (OPA) es inexistente. El control proporcionado por los mercados de capitales sólo es una ventaja para la titularidad privada cuando estos están suficientemente desarrollados (Estrin y Perotin, 1991).

5. *Restricción presupuestaria «blanda»* [véase Kornai (1986, 1990)]. Al rasgo anterior se une otro, derivado de la responsabilidad fiduciaria del Estado: la quiebra es imposible. Esta restricción de los derechos de propiedad libera a la dirección del imperativo de equilibrar ingresos y gastos, pues el Gobierno acudirá finalmente al rescate. La «blandura» presupuestaria resta influencia a las señales de precios y facilita la toma de decisiones ineficientes: plantillas demasiado grandes, elevados salarios, tolerancia a la falta de esfuerzo, resistencia a los procesos de ajuste e inversiones innecesarias. Debe apuntarse que una empresa privada regulada podría también lucrarse de ayudas públicas injustificadas y que, en algunas ocasiones, la quiebra de una empresa privada ha sido el paso previo a su nacionalización.

6. *Expropiación de inversiones.* Los accionistas de una empresa privada no tienen interés en reasignar *«ex post»* a otros usos aquellas inversiones que permiten reducir costes o aumentar beneficios. Por contra, los directivos de una empresa pública carecen de incentivos para tomar decisiones eficientes de inversión, ya que tanto esta como sus rendimientos pueden ser expropiados por el Gobierno —en cuyas manos están los derechos residuales— para atender otros objetivos. Este riesgo puede afectar también a las empresas privadas, como consecuencia de cambios regulatorios.

7. *Controles administrativos.* Los responsables de la gestión de las políticas públicas deben hacer frente a dos tipos de controles: adminis-

trativos y financieros. El control administrativo trata de garantizar la observancia de las reglas y los procedimientos, no la calidad de los resultados, y se desarrolla dentro de la jerarquía administrativa y también ante los tribunales, que resuelven las apelaciones. El control financiero trata de asegurar el cumplimiento de la legislación presupuestaria, pero raramente el uso eficiente de los fondos públicos. Con frecuencia, los controles son puramente formales y justifican la inacción o la complacencia, al ser ajenos al resultado final de la gestión empresarial.

Un repaso de estos rasgos permite concluir que cuando se trata de mercados o actividades sin barreras a la entrada y no afectadas por fallos del mercado importantes, es improbable que la empresa pública —cuyo comportamiento responde a «incentivos de baja potencia»— alcance los niveles de eficiencia de la empresa privada. Pese a que no faltan argumentos teóricos que aconsejan no establecer una distinción tajante entre sector público y sector privado[7], parece que los incentivos están mejor alineados con la eficiencia cuando la titularidad es privada. A diferencia, en un contexto caracterizado por fallos del mercado apreciables (monopolio, externalidades, etcétera), la comparación es más complicada.

Una empresa privada regulada también persigue, por imperativo de la intervención pública, más de un objetivo, y en ocasiones puede «reblandecer» su restricción presupuestaria. Además, sus resultados dependen de la calidad del marco regulatorio. En este caso se trata de comparar la eficiencia relativa alcanzada por una empresa pública frente a una empresa privada regulada, es decir, entre una empresa en la que el Gobierno ejerce el control interno y externo[8], y una empresa en la que los accionistas ejercen el control interno y el Gobierno ejerce el control externo. El Gobierno se convierte así en el segundo principal de la relación de agencia, como ocurre también en el caso de las empresas de propiedad mixta.

En síntesis, si bien la teoría aporta razones, basadas en las distintas características de las relaciones de agencia en empresas privadas y

[7] Todas las empresas, públicas o privadas, están sujetas, en algún grado, a regulaciones, impuestos y otras formas de intervención pública. Asimismo, existen comportamientos burocráticos en la empresa privada y, a falta de información perfecta, los mercados de capitales pueden no ofrecer incentivos adecuados a la dirección. Martín y Parker (1997) ofrecen una revisión de estos argumentos.

[8] Control externo es el que se realiza sobre todas las variables que vinculan a la empresa con el exterior: con los consumidores (regulación de precios, calidad, selección de productos...), con los competidores (regulación de la entrada en el mercado...) etc. Control interno es el que se ejerce sobre los *inputs* y el proceso de minimización de costes, lo que incluye el diseño del contrato de incentivos al que se enfrenta el agente.

públicas, que podrían explicar una menor eficiencia relativa de las últimas, los resultados no son concluyentes, especialmente en presencia de un grado de competencia bajo u otros fallos del mercado. La indeterminación derivada del análisis teórico hace necesario, por tanto, acudir a la evidencia empírica.

2.2. *Características de la empresa asociadas con la eficiencia*

El punto de partida del análisis empírico desarrollado más adelante lo constituye el trabajo de Caves y Barton (1990), donde puede encontrarse una discusión sobre los condicionantes de la eficiencia técnica (aunque referidos a la industria y no a la empresa individual), entre los que se cuentan el grado de competencia del mercado, la diferenciación del producto y la heterogeneidad, la regulación, los factores organizativos y la existencia de rendimientos a escala, y la estructura del proceso productivo, donde se incluye la relación capital-trabajo.

A la vista de los argumentos teóricos resumidos en el epígrafe 2.1, es de crucial importancia tratar de captar adecuadamente el marco competitivo en el que la empresa desarrolla su actividad, lo que exigirá que se construya un amplio abanico de variables que puedan caracterizar distintos aspectos de las condiciones de competencia (grado de concentración del sector, cuota de mercado, integración y apertura al exterior, etcétera). Otro condicionante, que la información procedente de la CBBE permite tener en cuenta, es la heterogeneidad presente en los procesos productivos, derivada de la diversificación de la producción.

Junto a estas, el análisis debe contemplar la influencia de otras características de las empresas. Así, por ejemplo, el grado de integración vertical de una empresa podría ser un elemento que influyera positivamente sobre su productividad[9]. En cambio, el impacto que cabe esperar de una mayor temporalidad en el empleo es, *a priori*, ambiguo. Por un lado, una mayor proporción de trabajadores fijos podría conducir, a igualdad de todo lo demás, a mayores niveles de eficiencia. El argumento que fundamenta tal relación se basa en que, en la medida en que el vínculo entre empresa y trabajador no esté limitado *a priori* en el tiempo, ambos tienen unos incentivos a invertir en capital

[9] Véase Grossman y Hart (1985), para una discusión sobre los límites de esta relación.

humano específico mayores que bajo una relación temporal. Por otro, podría argumentarse que los trabajadores temporales se esfuerzan más, con objeto de aumentar la probabilidad de convertirse en fijos, lo que induciría una relación positiva entre temporalidad y eficiencia. Asimismo, la concentración de la propiedad, a partir de la medición de la dispersión accionarial, puede aproximar el grado de separación entre propiedad y control, cuya incidencia sobre la eficiencia parece relevante. Finalmente, cabría pensar que si existen costes de aprendizaje o economías de experiencia debería observarse una relación positiva entre la antigüedad de una empresa y su nivel de eficiencia, aunque este efecto de «learning by doing» asociado a la producción acumulada puede también reflejarse en la cuota de mercado. Por otro lado, una relación negativa entre estas dos variables podría recoger la existencia, en muchos procesos productivos, de capital no maleable que podría comportar cierta obsolescencia tecnológica y que conduciría a una menor eficiencia en las empresas con más años de existencia[10].

2.3. La evidencia empírica

Las estrategias seguidas en los trabajos donde se compara la eficiencia relativa de empresas públicas y privadas son muy diferentes, ya sea por los indicadores utilizados (rentabilidad, productividad o costes), ya sea por el ámbito de estudio o por la metodología de análisis. Las aproximaciones empíricas realizadas se pueden agrupar bajo tres enfoques: 1) estudios de casos antes y después de una privatización [por ejemplo, Megginson *et al.*, (1994) para una muestra de 61 empresas de 18 países; y Yarrow (1989), Bishop y Thompson (1992), Vickers (1993) y Martín y Parker (1997), para el caso del Reino Unido]; 2) estudios comparativos de empresas públicas y privadas que operan simultáneamente en entornos similares [Borcherding *et al.* (1982), Yarrow (1986), Pestieau y Tulkens (1993) y Martín y Parker (1997) recogen los resultados de una extensa colección de trabajos realizados bajo este enfoque] y 3) estudios econométricos realizados con técnicas paramé-

[10] La edad de una empresa puede afectar a su eficiencia a partir, exclusivamente, de los costes medios laborales, que son mayores a medida que aumenta la antigüedad de la plantilla, a causa del mayor peso de los pagos medios por trienios o quinquenios en las empresas con más años de funcionamiento. En la medida que esta asociación positiva no se deba exclusivamente a estos mayores pagos por antigüedad, sino a la mayor calidad, asociada a un mejor conocimiento de los procesos productivos, entonces, cabe esperar una mayor eficiencia en las empresas establecidas hace más tiempo.

tricas y no paramétricas (DEA: «Data Envelopment Analysis»), una parte de los cuales trata de medir directamente la contribución de la variable titularidad, una vez se ha controlado la influencia de otros factores [por ejemplo, Boardman y Vining (1989)].

De forma muy impresionista, las conclusiones que parecen desprenderse de este cúmulo de evidencia son las siguientes:

1. Con un criterio de puro conteo, parece que, en conjunto, cuando los sectores público y privado desarrollan similares actividades, el sector privado frecuentemente muestra beneficios más elevados, pero no siempre menores costes o mayor productividad, aunque este sea el resultado en la mayoría de los casos. Debe recordarse que el beneficio no es necesariamente un buen indicador de eficiencia, sobre todo en mercados no competitivos. Obviamente, el recuento simple de resultados no es buena guía para destacar el papel de la propiedad, al ignorar el marco competitivo o regulatorio y el tamaño empresarial, entre otros factores.

2. Cuando la evaluación de la eficiencia relativa se concentra en aquellas empresas puramente públicas o privadas que operan en un régimen competitivo (ya sea a nivel nacional o mundial), el veredicto es favorable al sector privado, con escasas excepciones [véanse Millward (1990) y Tulkens (1993)]. Un resultado interesante es el obtenido por Boardman y Vining (1989). En un análisis de sección cruzada estiman el impacto de la titularidad sobre distintos indicadores de rentabilidad y eficiencia para las 500 mayores empresas manufactureras del mundo (exceptuando a las americanas). Concluyen que las empresas mixtas funcionan peor que las de titularidad 100% pública, lo que podría responder al conflicto de intereses de los «principales» público y privado[11].

3. Si el sector de actuación está sujeto a monopolio o a imperfecciones en la competencia dentro de un determinado ámbito geográfico, las empresas privadas reguladas no muestran, en general, mayor eficiencia que las públicas. No es descartable que este resultado sea, en parte, consecuencia de fallos regulatorios. Cuando las empresas públicas obtienen resultados similares, o incluso mejores, que las privadas, suele tratarse de monopolios naturales o de duopolios altamente regu-

[11] No obstante, este resultado no es generalizable. Vining y Boardman (1992) aplicando la misma metodología a las mayores empresas canadienses, encuentran que cuando la competencia es normativamente apropiada, la propiedad privada tiende a ser preferible a la titularidad pública desde una perspectiva de eficiencia (técnica y asignativa).

lados, en el ámbito nacional o a nivel local, en sectores como electricidad y agua. El sector privado parece funcionar con ventaja en servicios susceptibles de ser explotados de forma concertada o mediante concesión o franquicia, como son el transporte no ferroviario, la protección contra incendios, los servicios sanitarios y educativos, los servicios postales o la recogida y el tratamiento de residuos urbanos. Los estudios no son concluyentes en el caso de líneas aéreas y ferrocarriles.

4. La evidencia sugiere, de acuerdo con la teoría, que la competencia tiende a mejorar los resultados de las empresas, cualquiera que sea su titularidad. La eliminación de barreras presiona en favor de la reducción de márgenes monopolísticos, estimula la adopción de mejores técnicas y permite la «competencia por comparación» («yardstick competition»), mecanismo que genera incentivos eficientes, incluso cuando las empresas tienen poder de monopolio en mercados separados [véanse Shleifer (1985) y Tirole (1988)].

En el caso español, los trabajos empíricos sobre la eficiencia relativa de las empresas públicas son todavía escasos. Uno de los estudios pioneros es el de Myro (1985) que, con información agregada de las cuentas de las empresas públicas, estima que la productividad aparente del trabajo es inferior en el conjunto de empresas públicas manufactureras que en el conjunto de grandes empresa privadas de este mismo sector. En Novales *et al.* (1987), con datos individuales de las empresas manufactureras colaboradoras con la Central de Balances del Banco de España (CBBE) en 1984, se realiza una comparación entre empresas públicas y privadas sobre la base de un índice de productividad global de los factores. Las conclusiones resaltan «que una parte muy importante del sector público industrial se encuentra en una situación de ineficiencia relativa a las empresas privadas competidoras». Si bien la metodología de su estudio no permite establecer las causas de esta menor eficiencia relativa de las empresas públicas, existen indicios de que esta puede tener su origen en una sobrecontratación y especialmente en una sobrecapitalización de las mismas. Asimismo, otra explicación debe buscarse en que algunas de las empresas más ineficientes y menos rentables habían sido nacionalizadas, precisamente por su precaria situación. Más recientemente, en Sanchis (1996) se aborda el análisis de la relación empírica entre privatización y eficiencia, con datos para el período 1978-1990, concluyéndose que la privatización en España ha afectado favorablemente a la evolución de la productividad de las empresas, al igual que los aumentos de competencia medidos

como una reducción en la cuota de mercado. En suma, la propiedad es un factor relevante, pero no un determinante absoluto de la eficiencia de la empresa[12].

3. MEDICION DE LA EFICIENCIA TECNICA Y DATOS UTILIZADOS

3.1. Eficiencia técnica y eficiencia asignativa

En los epígrafes anteriores se ha utilizado el concepto de eficiencia de una forma un tanto vaga. En esta sección se describen en detalle los índices mediante los cuales se realiza la comparación entre empresas públicas y privadas en este trabajo. Comenzamos revisando los conceptos de eficiencia técnica y asignativa. Aunque relativamente bien conocidos, la claridad expositiva aconseja esta referencia teórica introductoria.

La eficiencia técnica o productiva se refiere a la capacidad de transformar unos *inputs* dados en la mayor cantidad de *output* técnicamente posible. De modo equivalente, decimos que una empresa es técnicamente eficiente si logra minimizar el coste de producir una cantidad determinada de *output,* para una combinación dada de inputs[13]. Se dice que producen con *eficiencia asignativa o de precios* aquellas empresas que, siendo técnicamente eficientes, minimizan costes, dados los precios de los *inputs* y del *output*. Una empresa asignativamente eficiente ajusta su demanda de factores hasta que el valor de las productividades marginales se iguala a las respectivas remuneraciones. Los Gráficos 1 y 2 ilustran ambos conceptos.

---

[12] La experiencia española de los años ochenta ilustra el relativismo de los efectos de la privatización. El estudio de Sanchís (1996) valora la privatización, la reestructuración y la introducción de competencia en las empresas del Instituto Nacional de Industria (INI) y del Instituto Nacional de Hidrocarburos (INH) en el período 1978-1990. En trece de las diecisiete privatizaciones realizadas se produjo un aumento de la productividad del trabajo, lo que sugiere que, en términos generales, los efectos fueron positivos. En diecisiete de las veintitrés reestructuraciones llevadas a cabo bajo propiedad pública mejoró la productividad media durante el quinquenio posterior. Finalmente, los resultados indican que la introducción de competencia —medida como una reducción de la cuota de mercado de las empresas públicas— ha tendido a incrementar significativamente la eficiencia (productividad del trabajo), con pocas excepciones.

[13] El concepto de eficiencia puede referirse a un momento del tiempo (eficiencia técnica estática) y al cambio en la eficiencia por encima o por debajo del progreso técnico registrado en la actividad o sector (eficiencia técnica *dinámica).*

GRAFICO 1
EFICIENCIA TECNICA Y EFICIENCIA ASIGNATIVA

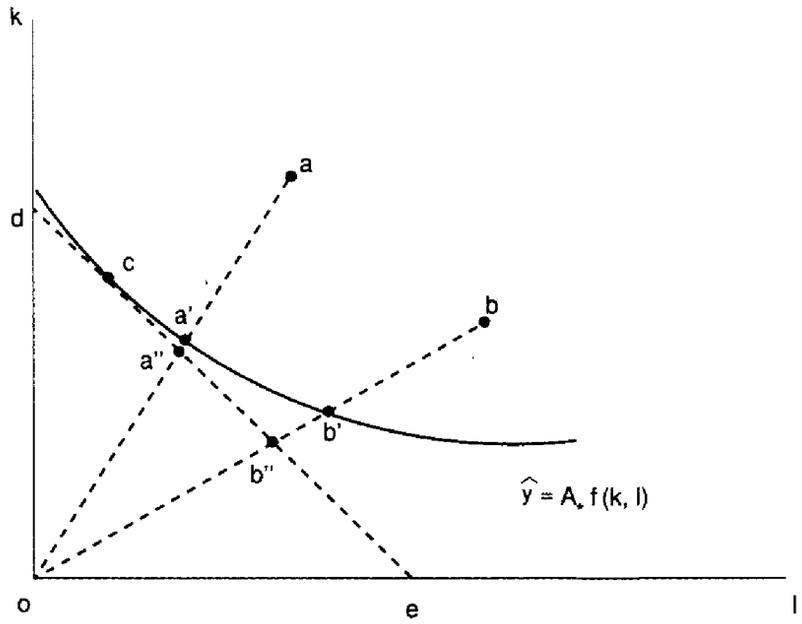
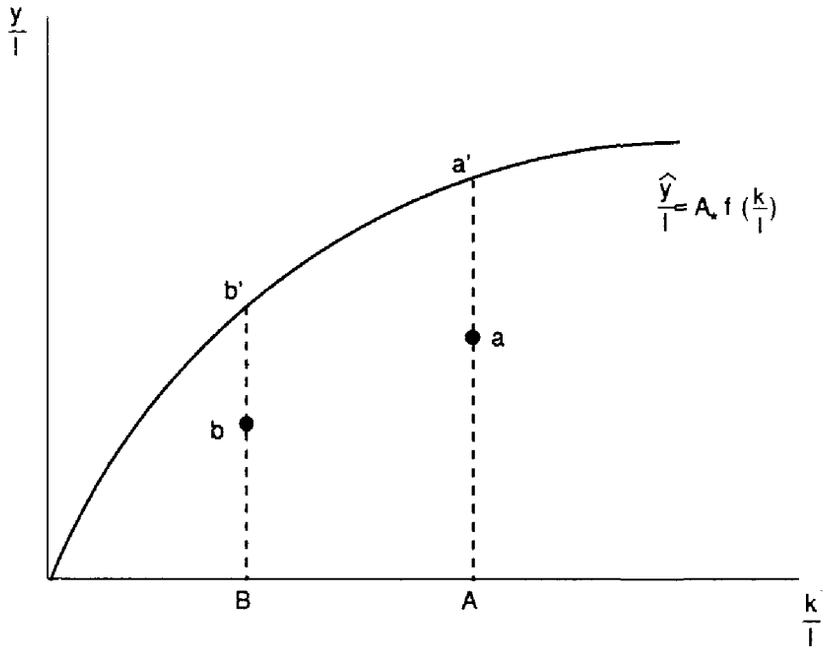


GRAFICO 2
EFICIENCIA TECNICA Y PRODUCTIVIDAD



Sean dos empresas que combinan capital, *k*, y trabajo, *l*, en las cantidades dadas por *a* y *b* en la figura 1, para producir la misma cantidad de un *output* homogéneo, $\hat{y}$. Si la mejor tecnología de producción disponible viene representada por la isocuanta $y = A*f(k,l)$ —donde *A* es el máximo nivel de eficiencia alcanzable—, ninguna de las dos empresas es eficiente: los factores utilizados podrían reducirse hasta *a'* y *b'* sin disminuir la producción. El grado de eficiencia técnica puede medirse por las

proporciones *Oa'/Oa* y *Ob'/Ob*, respectivamente. Si la línea *de* representa la relación de precios de los factores, la eliminación de la ineficiencia técnica no bastaría para garantizar eficiencia asignativa, circunstancia que solo se verifica en el punto c. El Gráfico 2 ofrece una representación alternativa del concepto de eficiencia técnica. Suponiendo que la función $f(.)$ es homogénea lineal, podemos escribir $y/l = A*f(k/l)$, de modo que *a'* y *b'* representan la máxima productividad del trabajo que podría obtenerse con la mejor tecnología. El grado de eficiencia técnica vendría dado por las ratios *Aa/Aa'* y *Bb/Bb'*, respectivamente.

Como se ha indicado anteriormente, con frecuencia los distintos objetivos de la empresa pública no son compatibles entre sí. El único objetivo que no está en contradicción con los demás es el de eficiencia productiva[14]. Así, una empresa pública podría atender a metas de creación de empleo o sujetarse a restricciones externas sobre política retributiva, moviéndose a lo largo de la isocuanta $\hat{y}$. Esto le impedirá maximizar beneficios (punto *c* del Gráfico 1), pero conseguirá minimizar costes de forma restringida. En consecuencia, parece razonable afirmar que una comparación consistente entre empresas públicas y privadas debe limitarse a contrastar si la eficiencia productiva de unas y otras es similar, o si, por el contrario, la titularidad comporta diferencias.

La mayoría de los trabajos realizados en los últimos años, encaminados a estimar la eficiencia productiva alcanzada por las empresas, se basa en el concepto de frontera de producción o «best practice frontier» [véase Farrell (1957)] que se infiere a partir de datos individuales sobre los volúmenes de *inputs* y *outputs* utilizados por las empresas en sus procesos productivos. El método de estimación de la frontera —esto es, la función $\hat{y} = A*f(k,l)$— puede ser paramétrico (donde se especifica *a priori* una forma funcional concreta para la función de producción) o no paramétrico (en lugar de explicitar una función de producción determinada solo se requiere que el conjunto de producción cumpla unas determinadas propiedades). La aplicación de estos métodos para evaluar la eficiencia productiva relativa de las empresas públicas se revisa en multitud de trabajos [véanse Barrow y Wagstaff (1989), Caves y Barton (1990) y Pestieau y Tulkens (1993)].

[14] La idea de que el objetivo de la eficiencia técnica es independiente de los demás debe ser analizada con cierta cautela. Por ejemplo, una empresa pública que se enfrenta a una reducción permanente de su demanda, y que se ve constreñida a mantener el nivel de empleo, adolecerá de una falta de eficiencia asignativa a largo plazo, y de una falta de eficiencia productiva a corto plazo. A largo plazo, sin embargo, la ineficiencia técnica no estaría justificada, en la medida en que la empresa puede asignar el empleo excedente a funciones alternativas (mejora del servicio, mejora de la calidad).

3.2. *Una medida de eficiencia*

Una técnica más simple de evaluación de la frontera de producción y la eficiencia relativa, propuesta por Baldwin (1992), es la que adopta la productividad aparente del trabajo como referencia. La base del indicador de eficiencia es la comparación del *output* por empleado en las distintas empresas de un mismo sector con la media ponderada del *output* por empleado en el conjunto de empresas más productivas del sector. *El indicador de eficiencia* de una empresa se define como la *ratio* entre el output observado y *el output potencial,* que para cada empresa se calcula como el producto de su nivel de empleo por el nivel eficiente de *output* por persona en el sector al que pertenece la empresa. A su vez, *el nivel eficiente de output por persona* en un sector se define como el cociente entre el *output* agregado y el empleo agregado del conjunto B_j formado por las empresas más productivas del sector. Adicionalmente, y siguiendo a Baldwin (1992), se impone la condición de que la aportación de este conjunto de referencia al valor añadido total del sector supere un determinado porcentaje, lo que garantiza una cierta representatividad en términos de producción del conjunto de empresas de referencia.

Bajo esta definición, la eficiencia técnica puede interpretarse como la proporción en la que puede reducirse el coste de producir un determinado nivel de *output,* manteniendo la relación capital-trabajo constante. O de forma alternativa —bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala—, también puede interpretarse como la proporción en la que el *output* podría aumentar si la empresa fuera eficiente técnicamente. Debe tenerse en cuenta que el concepto teórico en el que se basa este enfoque supone que el factor trabajo es homogéneo y que se emplea la misma tecnología en cada sector productivo y una combinación fija de trabajo y de los restantes factores productivos. Dado que esto no es así en la realidad, nuestro índice no es una medida exacta de la eficiencia técnica, sino un límite inferior en la aproximación al verdadero indicador [véase Baldwin (1992)]. Cabría argumentar que la productividad total de los factores (la relación entre el volumen de producción y la cantidad de factores necesaria para llevarla a cabo) constituye una aproximación más precisa al concepto teórico que se pretende medir. Sin embargo, las limitaciones y supuestos que deben adoptarse para su cálculo, así como los requerimientos de información que exige sugieren que la utilización de la productividad del trabajo

como indicador de eficiencia, tal como se ha hecho en gran parte del trabajo empírico en esta área, puede proporcionar una aproximación adecuada.

El conjunto de empresas de referencia se puede definir con un criterio más o menos restrictivo, lo que hará que el indicador de eficiencia construido tenga distintos grados de exigencia. En concreto, en este trabajo, el conjunto de referencia, B_j, está constituido por el grupo de empresas i más productivas del sector y que aporta, como mínimo, el 10% del valor añadido del sector (calculado a partir de las empresas incluidas en la muestra)[15].

El indicador de eficiencia de la empresa k perteneciente al sector j, cuando el output por persona se define como valor añadido bruto por trabajador[16], es, por lo tanto:

$$ie_{kj} = \frac{VAB_{kj}}{VAB^P_{kj}} \tag{1}$$

donde:

$$VAB^P_{kj} = l_{kj} \cdot \frac{\sum_{i \in B_j} VAB_{ij}}{\sum_{i \in B_j} l_{ij}} \tag{2}$$

siendo

VAB_{kj} = Valor añadido de la empresa k del sector j.
VAB^P_{kj} = Valor añadido potencial de la empresa k del sector j.
l_{kj} = Número de trabajadores de la empresa k del sector j.

El segundo factor de la expresión (2) es el nivel eficiente de *output* por persona en el sector j al que pertenece la empresa k.

Una vez definido el indicador de eficiencia para las empresas individuales de cada sector, al que se denominará *i10*, se calculan indicadores medios para los sectores, teniendo en cuenta la titularidad de la

[15] Se han realizado pruebas con otros tres indicadores de eficiencia, que difieren entre sí por las distintas definiciones de los conjuntos de empresas de referencia (véase apartado 4).

[16] Alternativamente, podría considerarse la producción por trabajador. La dos definiciones de output por persona se traducirán en diferentes indicadores de eficiencia, en la medida en la que la utilización de consumos intermedios difiera de unas a otras empresas en un mismo sector.

empresa. Se tiene así que, para el sector *j*, donde hay *n* empresas públicas (k = 1.....n), el indicador de eficiencia para el conjunto de las empresas públicas vendrá recogido por:

$$I_{j.pu} = \sum_{k=1}^{n} \frac{ie_{jk}}{n} \tag{3}$$

La primera parte del trabajo (apartado 4) se centra en comparar la media simple de los índices de eficiencia calculados para la empresa pública con la media simple, sin ponderar, de los índices calculados para la empresa privada[17].

El contraste sobre la existencia de un comportamiento distinto de las empresas públicas en relación con las privadas, cuando los índices no se ponderan, se realiza a partir de la regresión, para cada sector (y para el conjunto de las empresas de la economía), de los índices de eficiencia obtenidos según la expresión (1) sobre una constante y una variable artificial que recoge la titularidad de la empresa, especificada como:

$$ie_k = \alpha_0 + \alpha_1 pu_k + v_k \tag{4}$$

donde pu_k es una variable dicotómica que adopta el valor 1 si la empresa k es pública y 0 si la empresa es privada (v_k es el término de error). Bajo tal especificación, la constante α_0 recogería el índice medio de las empresas privadas, y el de la variable artificial α_1, la diferencia con respecto a las públicas, de tal manera que $\alpha_0 + \alpha_1$ recogería el valor medio de la eficiencia de las empresas públicas. El estadístico t de α_1 reflejaría la significatividad estadística de la diferencia de medias entre ambos grupos de empresas.

3.3. Los datos

En este trabajo se utiliza la información procedente de la muestra de empresas no financieras que colaboraron con la Central de Balances

[17] *La razón que fundamenta la elección del índice sin ponderar para esta presentación inicial de los* resultados es que la segunda parte del trabajo se centra en explicar los factores que inciden sobre los índices individuales, entre los que el factor tamaño puede desempeñar algún papel. En el apéndice II se discuten agregaciones alternativas, que podrían reflejar con más precisión lo que ocurre en la media de las distintas agrupaciones de empresas consideradas.

del Banco de España (CBBE) referida al ejercicio 1994. Inicialmente, la muestra estaba constituida por 6.668 empresas, que se redujo a 6.232 tras aplicar una serie de filtros que se detallan en el apéndice I, y que tienen como objetivo excluir aquellas observaciones que reflejan comportamientos atípicos y al mismo tiempo impiden la obtención de los índices que se desea calcular.

Para la adscripción de cada empresa a un determinado sector de actividad se ha respetado el criterio y la asignación realizada por la CBBE, que esencialmente comporta que las empresas se clasifican en el sector donde desarrollan su actividad principal, en términos de valor añadido[18]. Por otro lado, a efectos de este análisis, exclusivamente, se va a denominar empresa pública a toda aquella que tiene participación, directa o indirecta, del sector público en el capital social, aunque sea minoritaria[19]. Esta clasificación de las empresas en privadas y públicas responde al objetivo de conocer cómo se comportan las empresas mixtas en términos de eficiencia, pero no supone, en ningún caso, una propuesta de reclasificación de las empresas según su titularidad. En el Gráfico 3 se presenta la distribución de la participación pública en la propiedad de las empresas por sectores, distinguiendo el peso del capital público total (directo más indirecto) sobre el capital social total del sector, y el peso de este capital para las empresas públicas del sector. Se observa que en solo dos sectores (cuero y manufacturas diversas) no hay ninguna empresa pública, ilustrando el hecho de que la presencia pública en el sector empresarial no se limita a las grandes empresas pertenecientes a sectores en declive o con procesos de reestructutación o reconversión en marcha, sino que está muy diversificada. En el Grá-

[18] En la publicación de la Central de Balances (Banco de España (1995)) se detalla la distribución sectorial de la producción, que se deriva de la información recogida por la CBBE y se compara con la que se desprende de la Contabilidad Nacional, tanto en términos de valor añadido bruto (VAB) como de ocupados y de gastos de personal, referida al año 1991, último año para el que se dispone de cifras definitivas procedentes de esta última fuente. De aquella información se desprende que las diferencias de cobertura proporcionadas por las tres variables utilizadas como referencia no son muy sustantivas, excepto por las aportaciones relativas de las ramas de material de transporte, electricidad, construcción y transporte. En cambio, las disparidades de la cobertura de la Central de Balances entre ramas de actividad, que para la media se sitúa entre el 20,8% cuando se considera el número medio de trabajadores y el 34,6% cuando se trata de los gastos de personal, son relativamente importantes. En concreto, para las cifras del VAB, la cobertura de la CBBE alcanza casi el 100% en la rama 3 de energía eléctrica, gas y agua, mientras que es sólo del 12,3% en comercio. Para las empresas con producción diversificada, véase la nota metodológica del informe anual de la Central de Balances correspondiente a 1994 (Banco de España (1995)).

[19] La CBBE considera que una empresa es pública siempre que el sector público posea una participación mayoritaria en su capital social, y también en aquellos casos en que aún siendo la participación pública minoritaria, se sepa que el control es ejercido por el gobierno. En concreto, 35 empresas son públicas bajo nuestro criterio, pero no bajo el de la CBBE. Las 6.197 restantes se clasifican igual bajo ambos criterios.

fico 4 se presenta por tramos de participación pública, el peso del número de empresas sobre el total. Se observa que el 54% de las empresas son 100% públicas, sólo el 26% tiene una participación mayoritaria pero inferior al 100%.

GRAFICO 3

CAPITAL PUBLICO SOBRE EL TOTAL DEL CAPITAL SOCIAL DE LAS EMPRESAS DEL SECTOR Y DE LAS EMPRESAS PUBLICAS DEL SECTOR (%)

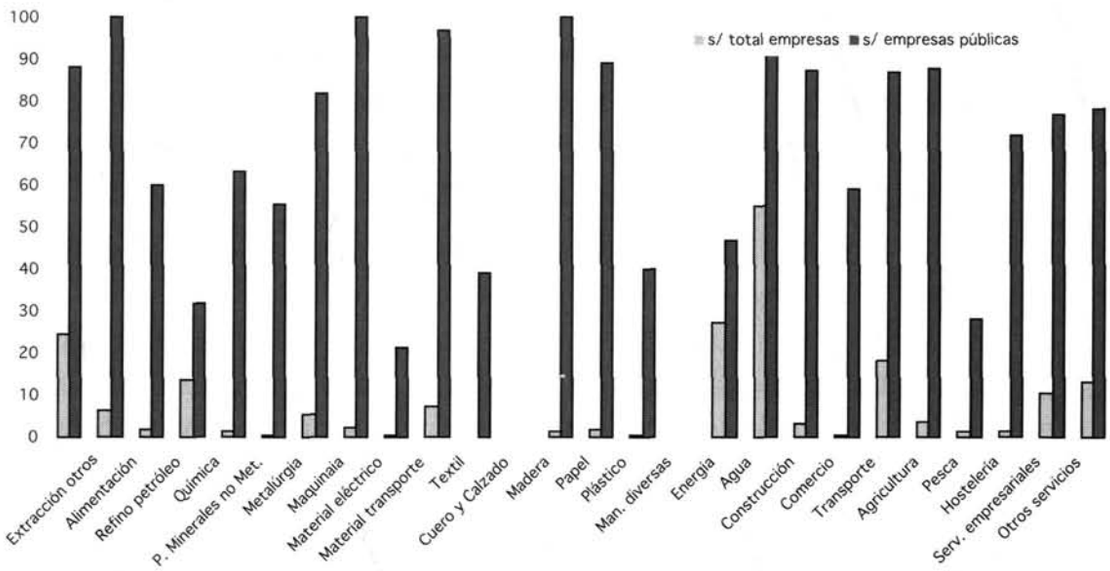
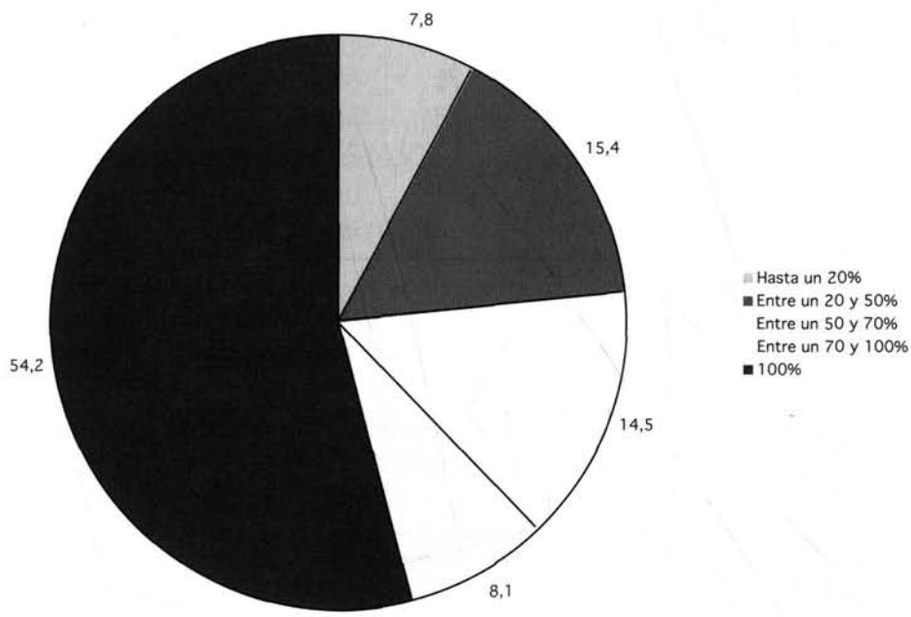


GRAFICO 4

DISTRIBUCION DE LAS EMPRESAS PUBLICAS SEGUN % DE PARTICIPACION PUBLICA



4. LOS INDICES DE EFICIENCIA ESTIMADOS

Con el fin de determinar si el conjunto de empresas de referencia desempeña algún papel en la obtención de los resultados, se han construido otros índices que solo difieren de *i10* por la distinta definición de este conjunto. En concreto, se ha definido el índice *itop*, cuya referencia es la mejor empresa del sector; el índice *i20*, que viene determinado por el grupo de empresas más productivas, que aportan, como mínimo, el 20% del valor añadido del sector, y el índice *isu10*, que utiliza el valor añadido bruto, pero neto de subvenciones de explotación, como medida del *output*, y cuyo conjunto de referencia está constituido por las empresas más productivas en términos de valor añadido neto de subvenciones, que aportan un 10%, como mínimo, del valor añadido neto del sector[20].

En el Cuadro 1 se presentan los valores medios de los indicadores *i10* e *itop* calculados por ramas de actividad, distinguiéndose, asimismo, por la titularidad de las empresas, según sean públicas o privadas (cuyo número figura en las columnas 1 y 3)[21]. Se toma como valor de referencia la productividad obtenida para las públicas, de manera que los sombreados indican que el valor del índice de eficiencia de la empresa pública es superior al del privado, y el asterisco, que esta diferencia es estadísticamente significativa.

[20] La correlación entre los distintos índices de eficiencia calculados sin ponderar con T = 6.232 (para isu10 se utilizan sólo 6.193 observaciones, ya que para 39 empresas, el VAB neto de subvenciones es negativo) se recoge en el siguiente cuadro:

	i10	*isu10*	*i20*	*itop*
i10	—	—	—	—
isu10	0,9992	—	—	—
i20	0,9821	0,9811	—	—
itop	0,4303	0,4286	0,3506	—

[21] Los resultados obtenidos con los índices *i20* e *isu10* son muy similares a los que arroja *i10*, de ahí que no se hayan incluido en el Cuadro 1.

CUADRO 1
INDICES DE EFICIENCIA POR TITULARIDAD[a]

	itop				i10	
	Privadas		Públicas		Privadas	Públicas
Sector	Empresas	Media	Empresas	Media	Media	Media
Extracción energ.	13	31,99	5	38,38	31,99	38,38
Extracción otros	29	35,82	2	46,91	63,68	83,39
Alimentación	472	18,88	13	18,69	40,91	40,52
Refino petróleo	4	36,08	3	12,00	175,29	58,27
Química	264	26,45	5	32,75	42,63	52,78
Otros min.no met.	207	23,75	1	18,89	29,84	23,74
Metalurgia	260	7,75	19	14,27*	31,37	57,81*
Maquinaria	180	37,66	4	27,53	56,77	41,50
Mat. eléctrico	164	21,88	5	36,15*	32,72	54,05*
Mat. transporte	112	43,59*	9	29,63	44,26*	30,09
Textil	267	21,08	1	31,65	52,40	78,69
Madera	78	22,70	1	12,26	32,68	17,65
Papel	206	22,54	4	37,48*	29,14	48,46*
Plástico	133	31,98	1	27,83	52,95	46,08
Energía	22	14,53	31	18,58	44,54	56,93
Agua	17	13,94	26	8,49	92,50	56,33
Construcción	424	2,67	17	2,36	56,48	49,89
Comercio	1.529	7,71	14	15,40*	12,10	24,17*
Transporte	257	2,80	67	3,79	32,20	43,57
Agricultura	87	25,11	4	16,81	51,07	34,19
Pesca	22	42,96	1	63,39	53,93	79,59
Hostelería	162	36,94	3	33,19	61,93	55,64
Servicios empres.	625	1,03	97	0,52	29,96	15,24
Otros servicios	124	6,58	25	5,91	38,49	34,57
TOTAL	5.874	14,54*	358	9,87	34,07	37,85
TOTAL CONDICIONADO[b]		0,63 (0,97)			–1,92 (0,50)	
TOTAL MANUFACTURAS	2.563	23,10	66	22,91	41,14	47,44*
TOTAL MANUF.CONDI.[b]		1,06 (0,62)			5,04 (1,41)	

(a) Los índices para los sectores se construyen como media simple de ie_{kj} para todas las empresas i del sector j, y la significatividad estadística se determina a partir del estadístico t de α_1 en la ecuación [4]. El sombreado indica que el valor del índice es superior en la empresa pública que en la privada y el asterisco, que la diferencia de medias es estadísticamente significativa.

(b) Se recoge el valor de α_1 y su t *ratio*, entre paréntesis, de la ecuación [4], donde se han incluido *dummies* sectoriales.

Tal como se desprende del cuadro, la comparación entre la productividad media de la empresa pública y de la privada dentro de cada sector proporciona, con contadas excepciones, el mismo resultado cualitativo, bajo los distintos índices calculados. Por lo tanto, no parece que el conjunto de referencia constituya un determinante de los resultados obtenidos en este trabajo. Se observa que, para el agregado,

cuando no se condiciona por sectores[22], la empresa privada es más eficiente que la pública, bajo *itop*, siendo esta diferencia estadísticamente significativa; es decir, cuando la referencia es la empresa más productiva del sector, entonces la empresa de titularidad privada aparece, en el conjunto de la economía, como más eficiente que la pública. En cambio, bajo los otros índices construidos, y sin condicionar por sectores, la empresa pública aparece, en promedio, como más eficiente que la privada, sin que esta mayor eficiencia sea estadísticamente significativa. La titularidad no aparece, por lo tanto, en el agregado, como un factor diferenciador en tres de los cuatro casos considerados. En cambio, si se condiciona por sectores, de manera que en la especificación recogida en la expresión [4] se incluya una variable ficticia para cada sector, entonces, tal como se recoge en la fila «total condicionado» del Cuadro 1, las diferencias de eficiencia no son estadísticamente significativas bajo ningún índice. Además, según *i10*, la eficiencia media de las empresas públicas es inferior a la de las empresas privadas, lo que también ocurre cuando se utilizan los índices *i20* e *isu10*, y solo bajo *itop* se recoge la relación inversa. Cabe inferir, por lo tanto, que la mayor eficiencia de la empresa pública hallada cuando no se condiciona por sectores, aunque no es estadísticamente significativa, se deriva de la mayor presencia de empresas públicas en sectores con mayor eficiencia media. Si solo se consideran las manufacturas[23], el índice *i10* recoge una mayor eficiencia en la empresa pública, cuya significatividad se desvanece si se condiciona por sectores.

Del análisis de resultados por sectores se desprende que en once de los veinticuatro considerados la empresa pública aparece como más eficiente que la privada, pero esta mayor eficiencia es estadísticamente significativa solo en los sectores de la metalurgia, el material eléctrico, el papel y el comercio. Cabe señalar que todos los índices considerados aportan el mismo resultado cualitativo. Por otra parte, la empresa privada aparece como más eficiente, de forma estadísticamente significativa, en el sector de material de transporte. Y en ocho de los doce sectores manufactureros para los que se tienen datos no se observa ninguna diferencia de eficiencia, estadísticamente significativa, entre las empresas de titularidad pública y las de titularidad privada.

---

[22] Los índices presentados en el Cuadro 1 son medias simples de los índices individuales, tanto para las ramas como para el total de la economía.

[23] Incluyen los sectores que van desde alimentación a otras manufacturas. Nótese que no se excluye el refino.

En suma, de los indicadores de eficiencia obtenidos no se desprende una caracterización clara del sector público empresarial como más ineficiente que el sector privado. En unos casos domina la empresa puramente privada, en otros, la pública[24], y en los más, las diferencias no son significativas. La naturaleza mixta de los resultados no permite, sin embargo, dar por sentada la irrelevancia de la titularidad, por dos motivos al menos. Primero, los índices no reflejan adecuadamente toda posible heterogeneidad tecnológica (por ejemplo, combinaciones factoriales). Segundo, la titularidad es solo uno de los posibles determinantes de la eficiencia relativa. Por tanto, únicamente cabe establecer el nexo propiedad-eficiencia sobre una base más firme en el marco de un análisis que contemple el efecto de los distintos factores que influyen en la eficiencia productiva. De ello nos ocupamos a continuación.

5. CARACTERIZACION DE LOS DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA

5.1. Determinantes de la eficiencia relativa y titularidad empresarial

Con objeto de describir la situación relativa de las empresas según quién detente su propiedad, se presentan en el Cuadro 2 los valores medios, tanto para el conjunto de la economía como para las empresas agrupadas según la titularidad pública o privada de su capital social, que se obtienen para las variables que pueden tener algún peso a la hora de explicar las diferencias de eficiencia detectadas. El asterisco indica que las diferencias de medias son estadísticamente significativas.

[24] Recuérdese nuestra convención de considerar «pública» a toda empresa con cualquier grado de participación directa o indirecta del capital público en el capital social.

CUADRO 2
DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA POR TITULARIDAD

	Total economía	Empresas públicas	Empresas privadas	Signo esperado
1. Propiedad de la empresa				
Empresas cuyo capital está en manos de un único sector institucional (b) *(kd1)*	84,74	67,60*	85,78	?
Empresas con capital extranjero directo o indirecto (b) *(kdix)*	13,24	7,26*	13,60	+
% de capital extranjero directo	9,61	1,49*	10,11	+
2. Tamaño				
Núm. trabajadores	182	924*	137	?
3. Antigüedad				
Años *(edad)*	19,98	24,26*	19,72	?
Empresas con menos de 15 años (b)	51,14	56,70*	50,80	?
4. Integración vertical				
Compras/valor producción *(ci/pt)*	45,11	21,89*	46,53	–
5. Diversificación de la producción				
Ventas dirigidas al sector principal (%)	94,89	93,33*	94,99	+
Empresas que no diversifican (b) *(ven1)*	79,66	79,79	77,65	+
6. Apertura exterior				
Empresas que exportan (b)	39,04	25,42*	39,87	+
% de ventas al exterior *(x/v)*	9,90	6,73*	10,09	+
Empresas que importan (b) *(im)*	38,51	27,37*	39,19	+
% de compras importadas *(m/ci)*	13,19	7,04*	13,56	+
7. Estructura de mercado				
% de ventas de las 10 mayores empresas del sector *(conc)*	18,67	29,70*	18,01	–
% de ventas sobre las ventas totales del sector *(cuota)*	0,13	0,69*	0,09	?
8. Estructura de la producción				
Ratio capital/trabajo	25,30	67,58*	22,73	+
9. Endeudamiento				
Ratio de endeudamiento *(rend)*	68,34	42,02	69,95	?
10. Coste del factor trabajo y temporalidad				
Coste medio por trabajador *(sal)*	3,73	5,13*	3,64	+
Ratio de temporalidad *(temp)*	24,84	14,57*	25,46	?
11. Subvenciones				
Subvenciones/valor producción (%) *(sube)*	0,75	6,07*	0,43	–

(a) Medias simples de los valores de las variables (cuya descripción detallada se encuentra en el Apéndice II) calculados para las empresas individuales. Entre paréntesis figura el nombre que aparece en los cuadros de resultados y el asterisco indica que la diferencia es estadísticamente significativa.

(b) Porcentaje de empresas que presentan esta característica sobre el total de empresas.

Tal como se observa, las diferencias entre los dos grupos de empresas son significativas en todos los casos, excepto para dos variables: el número de empresas que no diversifican su producción y la *ratio* de endeudamiento. En concreto, la empresa pública tiene más atomizada la propiedad, en el sentido de que un menor porcentaje de empresas clasificadas como públicas pertenece a un único sector institucional (extranjero, privado nacional no financiero, financiero nacional y público)[25]. En cambio, la presencia de capital extranjero en empresas con participación pública es inferior a la del colectivo de empresas privadas.

El tamaño medio de la empresa pública, medido por el número de trabajadores, es seis veces mayor que el de la privada, con un coste medio por trabajador superior y un menor peso del empleo temporal. Asimismo, la antigüedad media de las empresas públicas es superior.

La proporción de empresas que no diversifican su producción es mayor en el sector público, donde se observa también un mayor grado de integración vertical y una menor apertura exterior[26], medida tanto en términos del peso de los *inputs* importados utilizados, y el número de empresas que son importadoras, como por el porcentaje de empresas que exportan parte de su producción y el volumen de las mismas sobre el total de ventas. Asimismo, las empresas públicas operan en sectores menos atomizados que las empresas privadas, es decir, con un mayor índice de concentración, y su cuota de mercado es también mayor.

El grado de capitalización de las empresas, medido por la *ratio* capital/trabajo es mayor en las empresas públicas que en las privadas. Por otra parte, la empresa pública tiene una *ratio* de endeudamiento inferior a la privada, mientras que el volumen medio de las subvenciones recibidas por las empresas públicas en relación con el valor de la producción supera al recibido por las privadas.

5.2. *Resultados empíricos*

A continuación tratamos de aislar el papel de la titularidad en la determinación de la eficiencia relativa de las empresas a partir de la

[25] La propia definición de empresa pública utilizada en este trabajo conduce a este resultado, ya que entre las empresas clasificadas como públicas se incluyen las que tienen algo de participación privada.

[26] Sin embargo, cuando se analiza el sector manufacturero, los resultados van en la dirección opuesta: la empresa pública manufacturera presenta un mayor grado de apertura al exterior.

estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de una ecuación explicativa del índice construido. Partiendo del supuesto de que la función de producción subyacente es de tipo Cobb Douglas, la ecuación a estimar se especifica en forma logarítmica[27], y junto con el resto de variables que pueden contribuir a explicar las diferencias de productividad, se incluye la titularidad como regresor adicional. La modelización parte de la especificación general de una función de producción para el sector j: $Y = A \,.\, K^{\beta_j} \,.\, L^{\alpha_j}$ que expresada en logaritmos y reordenando términos queda:

$$(y-l) = a + \beta_j\,(k-l) + (\alpha_j+\beta_j-1)l \qquad (5)$$

donde $(y-l)$ se aproximará, por alguno de los índices utilizados, siendo y la producción, k el capital, l el factor trabajo. En a se incluye el conjunto de variables que pueden incidir sobre la eficiencia analizadas en la sección 2.2, variables ficticias sectoriales y una variable ficticia que recoge la titularidad pública o privada de la empresa[28].

5.2.1. EL INDICE i10 Y EL PAPEL DE LA TITULARIDAD

Los resultados de las estimaciones realizadas con el índice *i10*, incluyendo en la especificación variables ficticias sectoriales, se recogen en los Cuadros 3 y 4. En concreto, en el Cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos al estimar por MCO la ecuación:

$$\log i10 = a + \sum_{j=1}^{26}\beta_j(k-l) + \sum_{j=1}^{26}\theta_j l \qquad (6)$$

siendo:

$$a = a_0 + a_1 pu + \sum_{j=1}^{26}\lambda_j\, sec_j + \sum_{h=1}^{H}\gamma_h\, z_h$$

donde pu se define, como antes, como una variable dicotómica que adopta valor 1 si la empresa tiene algo de capital público y 0 si es totalmente privada, sec_j es el conjunto de variables artificiales que toman

[27] Si se hubiera optado por partir de una especificación de una función de costes cuadrática, se habría obtenido una función de producción en niveles, que sería tan justificable como la especificación logarítmica. Los resultados cualitativos obtenidos de la estimación de la función en niveles son muy similares a los obtenidos bajo la representación logarítmica.

[28] Para mantener la notación lo más posible en las ecuaciones anteriores y siguientes se omite el subíndice correspondiente a la empresa.

valor 1 si la empresa pertenece al sector *j* y las z_h son las variables explicativas que inciden sobre la eficiencia y cuya descripción se detalla en el Apéndice II. Se opta por permitir que los coeficientes de la ratio capital-trabajo *(k-l)* y de la variable trabajo *(l)* varíen para cada sector, con objeto de recoger la heterogeneidad tecnológica presente en la muestra, no solo en la variable ficticia sectorial, sino también en la intensidad de capital y en la presencia o ausencia de rendimientos a escala en cada sector.

CUADRO 3
ESTIMACION DE LA INCIDENCIA DE LOS PRINCIPALES DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA

	Variable dependiente = log i10[a]		
	(1)	(2)	(3)
Titularidad pública			
pu	–0,05	0,30	–0,07
	(1,35)	(3,55)	(0,45)
kg/kt	—	–0,47	1,04
		(4,64)	(1,91)
$(kg/kt)^2$	—	—	–1,16
			(2,71)
Marco competitivo y estructura de mercado			
ex	0,15	—	—
	(6,95)		
x/v	–0,0004	0,001	0,001
	(0,93)	(2,78)	(3,41)
im	0,07	0,11	0,11
	(2,95)	(5,02)	(5,04)
m/ci	0,004	0,004	0,004
	(10,04)	(10,31)	(9,53)
conc	0,006	—	—
	(0,19)		
cuota	0,03	0,03	0,03
	(5,42)	(5,37)	(5,16)
Otros factores			
ci/pt	—	—	–0,0006
			(1,58)
temp	—	—	–0,003
			(7,97)

CUADRO 3 (Cont.)
ESTIMACION DE LA INCIDENCIA DE LOS PRINCIPALES DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA

	Variable dependiente = log i10[a]		
	(1)	(2)	(3)
Otros factores (cont.)			
tempman	—	—	0,002
			(3,86)
edad	—	—	–0,001
			(2,33)
sube	—	—	–0,006
			(3,82)
$\bar{R}^2$	0,633	0,632	0,636

(a) En todas las regresiones se incluyen variables ficticias sectoriales y unos coeficientes distintos por sector para la ratio capital/trabajo y para el trabajo, cuyos valores estimados no se recogen en el cuadro (T=6232). Las definiciones de las variables se encuentran en el Apéndice II.

En los resultados presentados en las tres primeras columnas solo se consideran determinantes de la eficiencia las variables que reflejan el entorno competitivo y la estructura de mercado en los que la empresa desarrolla su actividad. En la columna (1), para captar la incidencia de la titularidad, solo se incluye la variable ficticia *pu* de manera que su signo y significatividad constituyen un contraste únicamente de si el hecho de la presencia pública en el capital es determinante de la mayor o menor eficiencia de la empresa. Asimismo, se incluyen variables que recogen la intensidad de la apertura exterior a partir de la relevancia de las exportaciones *(ex, x/v)* y de las importaciones *(im, m/ci)*, la cuota de mercado *(cuota)* y un índice de concentración del sector *(conc)*, como indicadores del marco económico en el que las empresas actúan y cuyos resultados se comentarán más adelante.

Bajo esta especificación, *pu* tiene signo negativo, pero no es estadísticamente significativo, lo que puede interpretarse como que una empresa con algo de capital público no es más ineficiente que aquella en la que todo el capital es privado. En la columna (2) se incluye junto con *pu* la variable *kg/kt*, que refleja la cuantía de la participación pública en el capital. En esta especificación ambas variables aparecen como estadísticamente significativas, lo que apunta a la existencia de un «efecto umbral»: las empresas cuya participación pública supera el 65% del capital parecen ser más ineficientes que el resto, aunque no se puede afirmar que esta

menor eficiencia sea estadísticamente significativa. En la columna (3) se permite que la relación entre eficiencia y titularidad sea no lineal, a partir de la introducción de un término cuadrático *[(kg/kt)²]* que aparece como significativo. Bajo esta formulación, las empresas con más del 82% del capital en manos públicas son menos eficientes que el resto, pero tampoco se puede afirmar que esta relación sea estadísticamente significativa. En esta última columna se han incorporado, además, otras variables explicativas, como son el grado de integración vertical *(ci/pt)*, la *ratio* de temporalidad en la economía en su conjunto *(temp)* y en las manufacturas *(tempman)*, la edad de la empresa *(edad)* y el peso de las subvenciones sobre la producción *(sube)*, cuyos resultados se comentarán más adelante. En resumen, con este enfoque se puede concluir que existe una relación negativa entre el peso de la participación pública mayoritaria y eficiencia. Los resultados también sugieren que existe un efecto umbral. Sin embargo, el tipo de variables de titularidad empleadas —y posiblemente también la heterogeneidad intrasectorial— no permiten una mayor concreción a este respecto.

5.3.2. HETEROGENEIDAD SECTORIAL Y «EFECTO UMBRAL»

Con el propósito de acotar de forma más precisa la cuantía de la participación en el capital que conduce a que esta menor eficiencia relativa de la empresa pública sea estadísticamente significativa y caracterizar así el comportamiento de la empresa mixta, se propone un enfoque alternativo que permite contrastar el papel del capital público en la determinación del nivel medio de eficiencia. En concreto, en vez de las variables *pu* y *kg/kt*, se incluyen ficticias que agrupan a las empresas según el volumen en el que el sector público participa en el capital. La significatividad estadística de la ficticia y su signo permitirán caracterizar la eficiencia de las empresas según la presencia pública en el capital. En concreto, se define *pu050*=1 si la participación del sector público en el capital no alcanza el 50% y *pu50100*=1 si la participación pública en el capital es superior al 50%[29].

Asimismo, debe tenerse en cuenta que los sectores considerados aglutinan en su seno actividades que, en la mayoría de los casos, difícilmente pueden considerase homogéneas. Por ejemplo, en el sector químico se agrupan empresas que fabrican productos farmacéuticos,

[29] Se han efectuado pruebas con otras agrupaciones (participación del 5% hasta el 25%, de más del 25% hasta menos del 50%, de más del 50% hasta el 100% en tramos de 10 puntos porcentuales, con resultados muy similares.

pesticidas, pinturas o fibras artificiales; en el sector de material eléctrico se incluyen empresas de fabricación de equipos informáticos, de motores eléctricos, de aparatos de iluminación, de transmisores de radiodifusión y televisión o de equipo e instrumentos médico-quirúrgicos, y en el sector de material de transporte hay empresas de vehículos de motor, la construcción y reparación naval, el material ferroviario, la construcción aeronáutica y espacial o la fabricación de bicicletas. Asimismo, el hecho de que algunos subsectores específicos estén intensamente regulados, aunque no lo esté el gran sector, lleva a plantearse la necesidad de desagregar la información disponible, con el objetivo de permitir una comparación más acorde con la realidad de las empresas.

La CBBE clasifica a las empresas, en primer lugar, según el sector de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE) (en esta muestra la correspondiente a 1993) donde realizan su actividad principal (con cuatro dígitos), y a partir de ella se realiza la adscripción a un determinado sector, siguiendo la clasificación CB-26[30]. Por lo tanto, se puede construir un índice donde el conjunto de referencia se defina por subsector y no por gran sector, de manera que la unidad tecnológica implícita sea la CNAE. A este nuevo índice, construido de manera similar a *i10*, se le denominará *i10CNAE*. El principal inconveniente para el uso de este índice en el análisis es que no se tienen suficientes grados de libertad como para incluir una ratio capital-trabajo para cada uno de los subsectores considerados (418). En este sentido, no es posible condicionar sobre la tecnología media por subsector, y aislar así los efectos que se derivan de la especificación de distintos funciones de producción con este nivel de desagregación. En cambio, sí que es posible seguir condicionando sobre la tecnología del gran sector.

Las pruebas realizadas con este nuevo índice indican que, por sectores, los resultados generales obtenidos sobre la eficiencia media de la empresa pública en relación con la privada son muy similares a los alcanzados bajo el índice *i10*[31]. De igual manera, cuando se introducen otras variables explicativas en la especificación, los resultados propor-

[30] Véase apéndice A de Banco de España (1995) para una correspondencia entre las agrupaciones de la CBBE y las de la CNAE.

[31] Bajo *i10CNAE*, resultados que se omiten por brevedad, la empresa pública es más eficiente que la privada, pero que esta diferencia no es estadísticamente significativa. En cambio sí lo es en el caso de la alimentación, la metalurgia, el material eléctrico, el comercio y la pesca. Al condicionar, adicionalmente, por subsectores, ni la alimentación ni la pesca mantienen esta mayor eficiencia, pero en cambio para las manufacturas, en su conjunto, la empresa pública aparece como más eficiente que la privada.

cionados por ambas desagregaciones difieren solo marginalmente, tal como se refleja en el Cuadro 4, donde se presentan las estimaciones obtenidas bajo este nuevo índice. En concreto, en la columna (1) se recoge el resultado obtenido cuando la variable a explicar es *i10CNAE* y se mide el impacto de la presencia pública en el capital distinguiendo entre empresas con participación minoritaria *(pu050)* y empresas con participación pública mayoritaria *(pu50100)*.

CUADRO 4
EL INDICE i10CNAE Y LA EFICIENCIA

	Variable dependiente = log i10CNAE[a]	
	(1)	(2)
Titularidad pública		
pu050	–0,04	–0.04
	(0,55)	(0,63)
pu50100	–0,15	–0.15
	(3,62)	(4,03)
Marco competitivo y estructura de mercado		
x/v	0,004	0,004
	(3,22)	(3,75)
im	0,10	0,10
	(4,41)	(4,90)
m/ci	0,002	0,002
	(6,19)	(7,11)
cuota	0,03	0,03
	(5,12)	(5,69)
Otros factores		
ci/pt	–0,001	–0.001
	(3,58)	(4,02)
temp	–0,002	–0,002
	(6,13)	(6,92)
tempman	–0,002	0,002
	(3,30)	(3,72)
edad	–0,002	–0,002
	(4,36)	(4,94)
sube	–0,004	–0,004
	(2,56)	(2,94)
kdix	0,05	0,05
	(1,97)	(2,32)

CUADRO 4 (Cont.)
EL INDICE *i10CNAE* Y LA EFICIENCIA

	Variable dependiente = log i10CNAE[a]	
	(1)	(2)
Otros factores (cont.)		
ven1	0,05 (2,95)	0,06 (3,43)
rend	–0,00006 (4,16)	–0,00006 (4,67)
$(x/v)^2$	–0,00003 (2,24)	–0,00003 (2,60)
kd1	–0,12 (5,36)	–0,12 (6,12)
resi	—	0,73 (32,64)
resiman	—	0,12 (2,74)
$\bar{R}^2$	0,655	0,730
F	17,04 (417,5746)	23,51 (417,5744)

(a) En todas las regresiones se han estimado unos coeficientes distintos por gran sector para la ratio capital/trabajo y para el trabajo y variables ficticias para todos los subsectores de la CNAE, cuyos valores estimados no se incluyen en el cuadro.

En esta columna se incluyen, también, una ficticia que recoge la presencia de capital extranjero directo en el capital *(kdix)*, una ficticia que adopta valor 1 si la empresa concentra su actividad en un único sector *(ven1)* y 0 si diversifica, la ratio de endeudamiento *(rend)*, el cuadrado de la ratio de las exportaciones sobre el total de ventas *[(x/v)²]* y una ficticia, que toma valor 1 si la empresa pertenece exclusivamente a un único sector institucional *(kd1)* y 0 si está participada por varios sectores. En todos los casos se estima la ecuación incluyendo variables ficticias para cada uno de los 418 subsectores de la CNAE y permitiendo que los coeficientes de la ratio capital-trabajo y del trabajo varíen por gran sector.

Los resultados de la columna (1) del Cuadro 4 muestran que las empresas con capital público minoritario tienen una eficiencia menor que las empresas totalmente privadas, pero que esta menor eficiencia no es estadísticamente significativa. En cambio, las empresas con una participación pública como mínimo del 50% en el capital son menos

eficientes que las privadas, siendo en este caso la diferencia estadísticamente significativa. Las pruebas realizadas para determinar si en el grupo de las minoritarias se observan diferencias han resultado infructuosas, ya que ninguna agrupación de empresas según la participación relativa en el capital del sector público aparece como significativa. Algo similar ocurre cuando se desagrega entre las empresas mayoritarias ya que en este caso, toda agrupación que no contenga las que tienen un 100% de capital público no aparece como significativa[32]. Este resultado podría deberse al relativamente escaso número de empresas públicas cuya participación se sitúa entre el 50% y el 100%, tal como se refleja en la Figura 4.

Por lo tanto, cabe concluir que las empresas mayoritariamente públicas son menos eficientes que las privadas y que esta menor eficiencia es significativa sobre todo para las empresas con elevada participación pública.

En la columna (2) del Cuadro 4 se incluye como variable explicativa adicional una transformación del gasto medio por trabajador (en logaritmos), y esta misma variable para las empresas manufactureras como indicador de la calidad del factor trabajo, transformación que se justifica más adelante.

A continuación, se comentan con detalle los principales resultados obtenidos de las regresiones presentadas en los Cuadros 3 y 4 para los distintos grupos de variables determinantes de la eficiencia:

a) Titularidad

Las distintas pruebas efectuadas para determinar la relevancia de la titularidad en la productividad de las empresas reflejan que, en el agregado, el hecho de que una empresa esté participada por el sector público no es condición suficiente para que sea más ineficiente que la privada. Los resultados obtenidos señalan que una mayor participación del capital público (sea directa o indirecta) en el capital social tiene una incidencia negativa sobre la productividad de la empresa, es decir, que la eficiencia relativa depende de la cuantía de esta participación. En concreto, si el peso del sector público se acerca al 100% del capital social, su eficiencia será significativamente menor que en la media de

[32] Cuando en la regresión se incluye pu050, pu5099 y pu100, sólo pu100 aparece como estadísticamente significativo con coeficiente -0,21, siendo pu5099 una variable ficticia que toma valor 1 si la participación pública es superior al 50% e inferior al 100% y pu100 una variable ficticia que toma valor 1 cuando la participación pública es exactamente del 100%.

las empresas cuyo capital es íntegramente privado o está menos participado por el sector público. En todo caso, se hace difícil determinar con precisión la cuantía de la participación a la que se asocia una menor eficiencia.

Asimismo, los contrastes realizados para analizar el papel del capital extranjero en la determinación de la eficiencia parecen indicar que es relevante y que tiene una incidencia positiva, contrastando con los resultados obtenidos en Merino y Salas (1996)[33]. En concreto, la variable ficticia que toma valor 1 si la empresa tiene capital directo extranjero *(kdix)*[34], aparece como significativa y signo positivo. Asimismo, se ha probado con la *ratio* de capital extranjero directo sobre el total de capital, que también aparece como significativa, con signo positivo[35].

b) Marco competitivo y estructura de mercado

Los esfuerzos realizados para encontrar una relación significativa (y negativa) entre el grado de concentración de la producción del sector *(conc)* y la eficiencia, que puede reflejar la relación existente entre estructuras no competitivas de mercado y eficiencia, han resultado infructuosos. Asimismo, la cuota de mercado de una empresa *(cuota)* muestra una relación positiva con la eficiencia, en consonancia con los resultados obtenidos en Hernando y Vallés (1994)[36]. El signo de esta relación puede explicarse, bien por el hecho de que la cuota aproxima el volumen de producción acumulada y las «economías de experiencia» resultantes [véase Tirole (1988)], o bien porque lo que se está verdaderamente captando es la causación inversa. En otras palabras, el signo positivo puede deberse a que las empresas que repiten procesos con mayor frecuencia mejoran su productividad, o a que únicamente las empresas más eficientes sobreviven y por lo tanto van adquiriendo una mayor cuota de mercado. Si la competencia se recoge a partir del grado de apertura al exterior —medida a través de la importancia tanto de las

[33] El trabajo de Merino y Salas se refiere a una muestra de empresas manufactureras procedente de la ESEE. En Artola y Argimón (1998), donde se estima la eficiencia relativa de las empresas manufactureras públicas utilizando la CBBE de 1994, se obtienen, al igual que en Merino y Salas que la participación de capital extranjero no parece tener incidencia alguna sobre la eficiencia relativa.

[34] Se incluye solo el capital directo, por la falta de información sobre la distribución de capital indirecto para todas las empresas que contestan al cuestionario reducido (4.379).

[35] El valor del coeficiente es 0,0012, con un valor estadístico t de 4,17. Si se introducen ambas variables a la vez aparecen con signo positivo, pero no estadísticamente significativo.

[36] En Hernando y Vallés (1994) se argumenta que las empresas con mayor cuota de mercado tienen mayores incentivos para innovar, ya que las mayores ganancias derivadas de esta actividad repercutirán en su crecimiento futuro.

importaciones de *inputs* como del volumen exportado—, parece que esta variable tiene una incidencia positiva sobre la eficiencia.

c) Rendimientos a escala

Los resultados obtenidos del contraste de rendimientos a escala —no incluidos en los cuadros— dependen de los sectores analizados, aunque si se realiza para el conjunto de la economía se observan rendimientos decrecientes. En concreto, parece que no puede rechazarse la hipótesis de rendimientos constantes a escala en catorce sectores: extractivas de otros minerales, alimentación, química, otros productos minerales no metálicos, metalurgia, material eléctrico, material de transporte, madera, papel, otras manufacturas, transporte, pesca, hostelería y otros servicios. Se recogen rendimientos decrecientes en once: extractivas energéticas, refino, textil, cuero, plástico, energía, agua, construcción, comercio, agricultura y servicios empresariales. En estos sectores, el coeficiente del número de trabajadores aparece con signo negativo y significativo, por lo que las empresas pequeñas son más eficientes que las grandes. En ningún sector aparecen rendimientos crecientes a escala, y en maquinaria, si bien bajo la mayoría de especificaciones no se puede rechazar la hipótesis nula de rendimientos constantes, cuando se incluyen los costes laborales ortogonalizados[37], aparecen también rendimientos decrecientes.

d) Estructura del proceso productivo

La *ratio* capital-trabajo tiene una incidencia positiva sobre la eficiencia en el conjunto de la economía y para todos los sectores, que, en término medio, es de mayor cuantía en las empresas del sector de las manufacturas (los coeficientes tampoco se presentan en los cuadros). Esta relación positiva evidencia el hecho de que mayores recursos materiales permiten incrementar la productividad de una misma cantidad del factor trabajo[38].

---

[37] Véase punto e).

[38] Para un tratamiento simétrico con las empresas que responden al cuestionario reducido, para las que no se desglosa el inmovilizado, el capital se define como el inmovilizado material bruto, incluyendo el inmovilizado material en curso y anticipos del inmovilizado. Como una forma de controlar el efecto distorsionador ocasionado por la inclusión de estos dos componentes del inmovilizado, que no cabe considerar en ningún caso como factores productivos, y de los terrenos y edificaciones, cuyo potencial productivo cabría cuestionar, se incluye en la regresión una variable adicional de *ratio* capital-trabajo definida sin los anticipos, ni el inmovilizado en curso, ni los terrenos y edificaciones, para las empresas para las que se tiene información y se mantiene el conglomerado para las restantes (klc). Ni la variable así definida, ni la que se obtiene de forma multiplicativa para las manufacturas (klcman) aparecen como significativas (véase apéndice II, para una explicación más detallada).

Asimismo, parece que puede concluirse que las empresas que concentran la producción en un solo sector *(ven1)* presentan mayores niveles de eficiencia. Así, se obtiene una relación positiva entre la proporción de ventas que se destina al sector principal y la eficiencia y una relación negativa entre la proporción de ventas que no se destina al sector principal y la eficiencia. No obstante, este resultado puede deberse, exclusivamente, a la dificultad para tratar de forma adecuada, bajo este enfoque, las empresas multiproducto.

Por último, mayores grados de integración vertical, que se aproxima por el peso de las compras (sean nacionales o importadas) sobre el valor de la producción *(ci/pt,* con signo negativo), se asocian con mayores niveles de eficiencia.

e) Otros factores

La inclusión de los costes laborales en la regresión se justifica con el argumento de que la calidad del trabajo está asociada positivamente con los costes laborales, en la medida que en un entorno competitivo la productividad del trabajo debe ser igual a su remuneración. En las estimaciones efectuadas se encuentra una relación positiva y estadísticamente significativa entre eficiencia y calidad del factor trabajo. Esta relación, en la que la calidad es aproximada por el gasto medio de personal ortogonalizado *(resi)*[39], es más intensa en las empresas manufactureras *(resiman)*. Por su parte, la *ratio* de temporalidad *(temp)* afecta negativamente a la eficiencia, lo que está en consonancia con los resultados ya comentados sobre la calidad del trabajo. Sin embargo, en las manufacturas parece que la *ratio* de temporalidad no tiene ninguna incidencia sobre la eficiencia, tal como se desprende del hecho de que *tempman* se estime con igual valor, pero con signo contrario a *temp*.

A su vez, la antigüedad *(edad)* aparece con signo negativo, de manera que las empresas van siendo menos eficientes a medida que envejecen. Por lo tanto, de este resultado se desprende que en el papel

[39] Los resultados presentados en el Cuadro 4 son los obtenidos cuando la variable de gastos de personal se aproxima por los residuos de una regresión de esta variable (sal) sobre todas las variables explicativas consideradas (véase apéndice II). Este tratamiento deriva de la observación de que existe un problema de multicolinealidad entre sal y el resto de regresores que, sin embargo, los contrastes efectuados no detectan. En concreto, la inclusión de *sal* en la regresión altera de forma sustantiva el coeficiente y la significatividad de alguna de las variables que aparecen en la especificación (el papel de la presencia y cuantía del capital público, de la presencia de capital extranjero directo, de la temporalidad y de la multiproducción, sobre todo), mientras que comporta un importante aumento del R^2. Cuando se introduce el valor de *sal* así ortogonalizado para el conjunto de la economía *(resi)* y para las manufacturas *(resiman)*, no se observa tal modificación y, en cambio, se sigue produciendo un aumento del R^2.

que desempeña la edad de una empresa domina el efecto derivado de la mayor obsolescencia tecnológica que cabe esperar de las empresas más antiguas, dados los mayores costes en los que tienen que incurrir para renovar el capital[40].

La *ratio* de endeudamiento *(rend)*, que podría recoger el control que pueden ejercer los mercados de capital sobre los resultados de las empresas, aparece con signo negativo y estadísticamente significativo, sin que se detecten diferencias en el impacto de esta variable en el sector de las manufacturas. Este signo negativo es difícil de interpretar, y podría deberse a la forma en la que se ha definido esta variable. En concreto, esta *ratio* podría ser más elevada en empresas donde se acumulan los malos resultados en el pasado, lo que afectaría a la estimación.

Por otra parte, los resultados parecen indicar una relación negativa entre concentración de la propiedad *(kd1)* y eficiencia, en el sentido de que si la propiedad está concentrada en un solo sector institucional se observa un menor nivel de eficiencia medio. No obstante, debe señalarse que esta medida de concentración utilizada no refleja con precisión el grado de atomización de la propiedad, ya que puede darse la situación de que, aunque todos los accionistas pertenezcan al mismo sector institucional, el accionariado sea muy heterogéneo. Por último, las subvenciones *(sube)* aparecen con signo negativo y estadísticamente significativo, no detectándose ninguna diferencia en la incidencia de esta variable en el sector de las manufacturas[41].

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha utilizado la muestra de empresas de la CBBE correspondiente al ejercicio 1994 para analizar la eficiencia relativa de las empresas (definida en relación con la productividad aparente del trabajo de las empresas más productivas del sector) y determinar el papel desempeñado por la participación pública en el capital. Se ha encontrado evidencia de que la eficiencia media de las empresas donde la presencia pública supera el 50% es inferior a la del resto de empre-

[40] En la ecuación estimada para los gastos de personal, que se presenta en el apéndice II, la antigüedad aparece con signo positivo, lo que puede explicarse por el peso que los pagos de antigüedad pueden tener en las empresas con más años de funcionamiento.

[41] Las pruebas efectuadas con el índice isu10 reflejan los mismos resultados cualitativos y, prácticamente, cuantitativos que los recogidos bajo i10.

sas. Como implicación de este resultado, puede concluirse que, en la medida en que una política de privatizaciones se concentrase en empresas donde la participación pública fuera minoritaria, no deberían esperarse ganancias significativas de eficiencia derivadas del cambio de titularidad. Debe tenerse en cuenta, a este respecto, que mientras en el 20% de las empresas con participación publica, ésta es minoritaria (no alcanza el 50%), en el 54%, el 100% del capital es totalmente público.

Asimismo, los resultados econométricos indican que las condiciones competitivas que definen el mercado en el que opera una empresa tienen una contribución relevante a la hora de explicar la eficiencia relativa. La evidencia también sugiere que a mayor cuota de mercado de una empresa, mayor productividad. Esta relación positiva se podría justificar por dos razones: economías de experiencia y causación inversa. La muestra empleada no permite ahondar en esta disyuntiva, para lo que sería necesario un análisis dinámico. Otras variables que aparecen como relevantes para explicar la eficiencia son, con signo positivo, la participación del capital extranjero directo sobre el capital [resultado que no está en consonancia con los obtenidos en Merino y Salas (1996)], el grado de integración vertical, la ausencia de diversificación en la producción y el coste laboral medio (ortogonalizado), como indicador de la calidad del factor trabajo; y con signo negativo, la concentración de la propiedad en un único sector institucional, la *ratio* de temporalidad (excepto en las empresas manufactureras), la antigüedad de la empresa, las subvenciones recibidas[42] y la *ratio* de endeudamiento. Tal como se ha señalado, una posible explicación del signo negativo recogido en este último caso podría buscarse en la definición de la variable utilizada en el análisis. En concreto, esta *ratio* puede ser más elevada en empresas donde se acumulan los malos resultados en el pasado, lo que contaminaría la relación estimada. Asimismo, en el caso de la empresa pública, los avales que proporciona el Estado podrían constituir una variable determinante para la concesión de financiación por parte del sector financiero, que, en cambio, no tomaría en consideración el nivel de eficiencia de la empresa.

Por último, cabría argumentar que, en un marco competitivo, la rentabilidad de una empresa y no su eficiencia técnica, constituye un indicador más adecuado, según criterios de mercado, de la eficiencia global alcanzada y que, por lo tanto, esta es la variable que debería uti-

[42] No se ha realizado ningún contraste de exogeneidad sobre esta variable.

lizarse para la comparación. Si se sigue este argumento y se construye un índice de rentabilidad relativa, definido de forma similar a *i10,* pero con la *ratio* de rentabilidad de activo neto como variable relevante[43], los resultados son algo distintos, tal como se recoge en el Cuadro A.1. del apéndice III. Para el agregado de empresas, las que tienen algo de participación pública en su capital aparecen como menos rentables. Además, en diecinueve sectores la empresa privada es más rentable que la pública, y en siete de ellos esta diferencia es estadísticamente significativa. Sin embargo, como se ha insistido en la primera parte del trabajo, este índice no recoge exclusivamente la eficiencia productiva, ya que incorpora consideraciones de eficiencia asignativa difíciles de valorar. Nótese que una empresa puede ser menos eficiente técnicamente que otra y registrar al mismo tiempo mayores beneficios, debido tanto a causas deseables (política retributiva guiada por criterios de productividad marginal) como a prácticas ineficientes (ejercicio de poder de mercado o no consideración de costes externos, por ejemplo). El análisis detallado de la rentabilidad relativa de las empresas y del papel que en ella desempeña la titularidad queda fuera de las pretensiones del presente estudio.

En síntesis, cabe concluir que la eficiencia productiva media de la economía puede aumentarse con medidas encaminadas a estimular la competencia en los mercados, especialmente a través de la apertura al exterior, así como con aquellas otras dirigidas a influir sobre las restantes variables que inciden en la capacidad de la empresa para transformar *inputs* en la mayor cantidad posible de producción. Entre ellas se cuenta la titularidad. Nuestros resultados sugieren que una disminución de la presencia pública mayoritaria —y especialmente en aquellos casos en los que alcanza el 100%— puede tener una incidencia positiva no desdeñable sobre la productividad. Sería interesante desarrollar este mismo análisis con información de otro año, en la medida en que en 1994 la economía estaba saliendo de una profunda crisis, en la que la capacidad de ajuste del empleo de las empresas públicas y privadas puede haber sido muy diferente. Asimismo, condicionado a la construcción de un panel aceptablemente homogéneo y representativo[44], se

[43] *Ratio* definida como intereses por financiación recibida más resultados antes de impuestos menos impuestos, sobre el activo neto definido, a su vez, como suma del activo inmovilizado y el circulante menos las provisiones para riesgos y gastos.

[44] Frente al análisis de sección cruzada, la metodología de datos de panel permite abordar adecuadamente cuestiones en las que la dinámica es importante si se dan determinadas condiciones de representatividad muestral y de ausencia de errores de medida. Desafortunadamente, no está disponible un panel

podrían analizar cuestiones como el papel del ciclo económico o la influencia de los cambios de titularidad en la eficiencia dinámica de las empresas, tareas que se abordarán en un futuro.

APENDICE I: COMPOSICION Y SELECCION DE LA MUESTRA

La muestra inicial de empresas no financieras que colaboraron con la Central de Balances del Banco de España (CBBE) en el año 1994 estaba constituida por 6.668 empresas, de las cuales 352 eran públicas, según el criterio de la CBBE[45] (381, según nuestro criterio, descrito en el texto). Sobre esta muestra se aplicaron una serie de filtros, con el objetivo de excluir empresas con comportamientos atípicos y al mismo tiempo permitir la obtención de los índices que se desea calcular. En concreto, se eliminaron las empresas que presentaban alguna de estas características:

a) Empresas con capital social negativo o nulo y empresas con capital social positivo, pero sin empleo.
b) Empresas con ventas nulas, excepto si la CBBE las asigna al sector 25 de la CB-26 (actividades inmobiliarias y de alquiler; servicios empresariales)[46].
c) Empresas con valor añadido bruto negativo o nulo.
d) Empresas sin maquinaria, instalaciones y otro inmovilizado material (o las que habiendo contestado al cuestionario reducido no asignan valor a su activo inmovilizado).
e) Empresas sin consumos intermedios.

---

de estas características ni es fácil construirlo con datos de la CBBE. En cuanto a la cuestión de la *representatividad del panel*, además de la frecuente falta de continuidad temporal en la respuesta, existen indicios de que el proceso de salidas *(attrition)* no es aleatorio, sino que se relaciona con variables como la titularidad de la empresa. Si nos centramos en el conjunto de empresas manufactureras de la CBBE, entre 1984 y 1994 se han privatizado 7 empresas, número muy inferior al real, reflejo de la mayor propensión de las empresas públicas a colaborar con la CBBE, lo que sugiere que la privatización aumenta la probabilidad de salir de la muestra. Por otra parte, en el caso de un panel, la incidencia de los *errores de medida* es mayor que en una sección cruzada, y las consecuencias para el análisis econométrico de medir las variables con error son mucho más graves. El proceso de corrección de errores —filtros— en el caso de un panel es muy laborioso y debe realizarse con gran cuidado para evitar la introducción de sesgos en la muestra final. Es conveniente recordar que los datos de la CBBE recogen información contable, con criterios que han cambiado en el tiempo (Plan Contable, actualizaciones de balances, cambios en los cuestionarios, etcétera) e impacto desconocido sobre variables muy relevantes en nuestro análisis. Todas estas consideraciones muestran la dificultad de elaborar un panel de datos aceptablemente homogéneo.

[45] Posteriormente, se pasan a contabilizar como públicas otras empresas, ya que se detectaron errores de tecleo.

[46] Se eliminan 10 empresas de este sector por estar inactivas, según la información facilitada por la CBBE.

Una vez realizados estos filtros, la muestra que se utiliza para el estudio contiene 6.232 empresas, de las cuales 358 son públicas,según nuestro criterio (323, según el criterio de la CBBE),y 5.874 son privadas, y se distribuyen por sectores (según la adscripción de la CBBE),tal como figura en el Cuadro 1. De las 358 empresas, 287 tienen una participación pública igual o superior al 50%. La distribución de esta participación por sectores se recoge en la parte inferior de la Figura 3.

APENDICE II: DEFINICION Y DESCRIPCION DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LAS REGRESIONES

Los resultados presentados en los Cuadros 3 y 4 se han obtenido de la estimación por MCO de una ecuación como la especificada en [6]. Todas las variables son de elaboración propia, a partir de los datos de la CBBE.

Los factores productivos

l: número de trabajadores de la empresa (en logaritmos).

k: *stock* de capital (en logaritmos). La medida de *stock* de capital utilizada es el inmovilizado material bruto, que incluye: a) terrenos y bienes naturales; b) construcciones; c) maquinaria, instalaciones y otro inmovilizado material; d) elementos de transporte y e) inmovilizado de materiales en curso y anticipos del inmovilizado.

Algunos de estos componentes, en concreto a) y e) y, en menor medida, b) no pueden considerarse, en puridad, como pertenecientes al capital utilizado por la empresa en su proceso productivo, lo que induciría a excluirlos del cálculo del stock de capital. Sin embargo, para la mayoría de las empresas de la muestra (las 4.379 empresas que contestan al llamado cuestionario reducido) el desglose del inmovilizado en los cinco componentes mencionados no está disponible (la variable se denomina «activos sin clasificar»). Con el objeto de mantener un tratamiento homogéneo para toda la muestra, se incluye todo el inmovilizado material como medida del *stock* de capital, para la construcción de la *ratio* capital/trabajo definida para cada uno de los sectores de la muestra. No obstante, con el objetivo de

incluir esta mayor información disponible para las 1.414 empresas que responden al cuestionario amplio se ha probado definiendo una nueva *ratio* obtenida como la suma de maquinaria y elementos de transporte, y, para las que responden al cuestionario reducido, como el activo inmovilizado total («activos sin clasificar»), sin distinguirse por sectores. No aparece como estadísticamente significativa.

Titularidad

kg/kt: participación del capital público (directo o indirecto) sobre el capital social total (en tantos por 1).

pu: variable artificial que adopta valor 1 cuando la empresa tiene algo de participación pública en su capital social, y valor 0 cuando es totalmente privada: *pu* = 1 si *kg/kt* > 0 y *pu* = 0 si *kg/kt* = 0.

pu050: = 1 si 0 < *kg/kt* < 0,50
= 0 si *kg/kt* = 0 o *kg/kt* >= 0,50

pu50100: = 1 si 50 < *kg/kt* <= 100
= 0 si *kg/kt* = 0 o *kg/kt* <= 50

kd1: variable artificial que adopta valor 1 si el capital directo está en manos de un único sector institucional, y 0 si varios sectores institucionales detentan la propiedad. Los sectores institucionales son el público, el extranjero, el financiero privado y el no financiero privado.

kdix: variable artificial que adopta valor 1 si la empresa tiene algo de capital extranjero directo, o indirecto (si responde al cuestionario amplio) en el capital social.

Apertura frente al exterior

ex: variable artificial que adopta valor 1 si la empresa exporta parte de su producción, y 0 si toda la producción se destina a abastecer el mercado nacional.

x/v: proporción de exportaciones sobre ventas totales.

im: variable artificial que adopta valor 1 si la empresa importa parte de sus *inputs* y 0 si todos los inputs tienen procedencia nacional.

m/ci: proporción de *inputs* importados sobre el total de compras. Hay 536 empresas sin compras intermedias para las que se ha construido una variable artificial, que no aparece como significativa en la mayoría de especificaciones; cuando es significativa, adopta signo negativo.

Cuota de mercado e índice de concentración

cuota: porcentaje que las ventas de la empresa representa sobre el total de ventas del sector, corregido por la representatividad del sector en términos de VAB, según se desprende de la publicación del Banco de España (1995).

conc: porcentaje que las ventas de las diez empresas que aportan un valor más alto de ventas al sector representa sobre el total de ventas del sector, según los datos procedentes de la recaudación del IVA de 1993 contenidos en IEF (1996).

Integración vertical

ci/pt: porcentaje que las compras representan sobre el total de la producción.

Temporalidad

temp: porcentaje que el empleo temporal representa sobre el total.

tempman: porcentaje que el empleo temporal representa sobre el total para las empresas manufactureras (se obtiene de forma multiplicativa). Adopta valor 0 para las empresas del resto de sectores.

Antigüedad

edad: número de años de existencia de la empresa. Hay 118 empresas a las que se les ha asignado el valor –1, ya que se ignora su fecha de constitución, 13 de las cuales son públicas.

Subvenciones

sube: porcentaje que las subvenciones de explotación representan sobre el valor de la producción.

Diversificación de la producción

ven1: variable artificial que adopta valor 1 si la empresa destina toda su producción a un único subsector de la CNAE, y 0 si parte de su producción se vende en algún otro subsector.

Ratio de endeudamiento

rend: proporción que la financiación ajena representa sobre el total de recursos, obtenido como la suma de recursos propios más los ajenos. Debe tenerse en cuenta que hay 201 empresas con recursos propios negativos, 19 de las cuales son públicas. Asimismo, hay 26 empresas (ninguna pública) para las que la suma del total de recursos es negativa y 5 para las que es cero. Para estas últimas y para aquellas que no tienen financiación ajena, pero tienen recursos propios negativos el valor de *rend* es 0. En cambio, para aquellas con recursos totales negativos y financiación ajena, el valor asignado a *rend* ha sido del 10%. Quedan, pues, 174 empresas con un valor de *rend* superior al 100%. Si se excluyen estas 26 empresas de la regresión se obtiene el mismo resultado.

Coste de los factores

sal: gasto medio de personal por trabajador (en logaritmos).

resi: residuos de la regresión de la variable *sal* sobre el resto de variables explicativas, donde se han incluido *dummies* sectoriales por CNAE y se permite que los coeficientes de la *ratio* capital/trabajo y del trabajo varíen por sector. La estimación proporciona los siguientes resultados:

$$sal = \underset{(2,17)}{0,10\ pu050} + \underset{(5,19)}{0,13\ pu50100} + \underset{(2,95)}{0,002\ (x/v)} + \underset{(1,44)}{0,02im} +$$

$$\underset{(8,42)}{0,002\ (m/ci)} + \underset{(1,09)}{0,004\ cuota} - \underset{(5,59)}{0,001\ ci/pt} - \underset{(13,86)}{0,003\ temp} +$$

$$\underset{(0,53)}{0,0002\ tempman} + \underset{(2,01)}{0,0005\ edad} - \underset{(1,27)}{0,001\ sube} + \underset{(8,54)}{0,13\ kdix} +$$

$$\underset{(3,28)}{0,04\ ven1} - \underset{(0,58)}{0,000005\ rend} - \underset{(1,87)}{0,00002\ (x/v)^2} - \underset{(4,25)}{0,06\ kd1}$$

$$\bar{R}^2 = 0,445 \qquad F[417,5746] = 3,05$$

resiman: residuos de la regresión de la variable coste sobre el resto de variables explicativas para las manufacturas. Adopta valor 0 para el resto de sectores.

APENDICE III: INDICES DE RENTABILIDAD RELATIVA

De la misma manera que se ha construido un índice de eficiencia a partir de la productividad aparente del trabajo, se puede construir uno de rentabilidad a partir de la *ratio* de rentabilidad neta del activo (intereses por financiación recibida + resultado antes de impuestos – impuestos) / (activo circulante + activo inmovilizado – provisiones para riesgos y gastos). Los resultados obtenidos cuando el índice se define en relación con las empresas que aportan como mínimo el 10% de la rentabilidad total del sector, *i10ren,* se presentan en el Cuadro A.1.

CUADRO A.1
INDICE DE RENTABILIDAD POR SECTORES EN RELACION CON LAS EMPRESAS MAS RENTABLES PERTENECIENTES AL MISMO SECTOR

	i10ren		
Sector	Total	Privadas	Públicas
Extracción energéticos	10,32	14,31	-0,06
Extracción otros	40,84	40,67	43,28
Alimentación	32,08	32,37	21,72
Refino petróleo	95,48	96,29	94,40
Química	26,05	26,35	10,34
Otros minerales no metálicos	35,95	35,89	47,68
Metalurgia	15,24	17,21*	-11,72
Maquinaria	8,09	8,86*	-26,85
Material eléctrico	12,04	11,44	31,54
Material transporte	19,75	25,83*	-55,97
Textil	33,07	33,03	45,17
Madera	46,95	48,29*	-57,29
Papel	21,72	21,70	23,09
Plástico	41,79	42,25	-20,25
Energía	69,61	70,65	68,87
Agua	64,56	88,02*	49,23
Construcción	32,65	33,13	20,53
Comercio	19,94	20,02	10,85
Transporte	38,64	49,23*	-1,94
Agricultura	37,21	38,10	17,86
Pesca	16,87	17,26	8,23
Hostelería	1,70	1,72	0,51
Servicios empresariales	20,46	22,60*	6,68
Otros servicios	8,17	9,19	3,11
TOTAL	25,13	25,86*	13,21
Total condicionado		-26,26*	(9,26)
Total manufacturas	27,00	27,67*	0,74
Total manuf. condicionado		-25,65*	(4,96)

REFERENCIAS

Albi, E., González-Páramo, J. M. y López Casasnovas, G. (1997). «Gestión pública: fundamentos, técnicas y casos». Ariel, Barcelona.

Alchian, A. (1988). «Some economics of property rights», en Ricketts, M. (ed). *Neoclassical Microeconomics*. Edward Elgar.

Antle, R. y Smith, A. (1986), «An empirical Investigation of the Relative Performance Evaluation of Corporate Executives». *Journal of Accounting Research*, vol. 24, Spring.

Artola, C y Argimón, I. (1998). «Titularidad y Eficiencia Relativa en Las Manufacturas Españolas». Documento de Trabajo n.º 9824. Banco de España, Madrid.

Baldwin, D. (1992), «Industry efficiency and plant turnover in the Canadian manufacturing industry», en Caves, Richard (ed.), «Industrial efficiency in six nations». MIT Press, Cambridge.

Banco de España (1995), «Central de Balances. Resultados anuales de las empresas no financieras, 1994». Banco de España, Madrid.

Barrow, M. y Wagstaff, A. (1989), «Efficiency measurement in the public sector: an appraisal». *Fiscal Studies.*,vol. X (1), febrero, pp. 72-97.

Bishop, M. y Thompson, D. (1992), «Regulatory Reform and Productivity Growth in UK's utilities», *Applied Economics*, 24, 1181-1990.

Boardman, A. E. y Vining, A. R. (1989), «Ownership and performance in competitive environments: a comparison of the performance of private, mixed, and state-owned enterprises». *Journal of Law and Economics*, vol. XXXII, abril, pp. 1-33.

BorcherdinG, T., Pommerehne, W. y Schneider, F. (1982), «Comparing the Efficiency of Private and Public Production: The Evidence from Five Countries». *Zeitschrift fur Nationalokonomie*, Suppl 2.

Boycko, M., Shleifer, A. y Vishny, R.W. (1994), «A theory of Privatization», Harvard Institute of Economic Research, *Discussion Papers*, 1689, agosto.

Caves, R. D. y Christensen, L. R. (1980), «The relative efficiency of public and private firms in a competitive environment: the case of Canadian railroads». *Journal of Political Economy* 88, octubre, pp. 958-970.

Caves, R. D. y Barton, D. R. (1990), «Efficiency in US manufacturing industries». MIT Press Cambridge.

Ehrlich, I., Gallais-Hamonno, G., Liv, Z. y Lutter, R. (1994), «Produtivity growth and firm ownership: an analytical and empirical investigation». *Journal of Political Economy*, vol. 102, n.º 5, pp. 1.006-1.038.

Estrin, S. y Perotin, V. (1991), «Does Ownership Always Matter?», *International Journal of Industrial Organization*, 9, 55-72.

Farrell, M. (1957), «The Measurement of Productive Efficiency». *Journal of the Royal Statistical Society*, 120.

Furubotn, E. y Pejovich, S. (1972), «Property Rights and Economic Theory: A Survey of Recent Literature». *Journal of Economic Literature*», 10, pp. 1.137-1.162.

González-Páramo, J. M. (1995), «Privatización y eficiencia: ¿es irrelevante la titularidad?». *Economistas* n.º 63, pp. 32-43.

Grossman, S. y Hart, O. (1980), «Takeover Bids, the Free Rider Problem and the Theory of the Corporation». *Bell Journal of Economics*, 301-321.

Grossman, S. y Hart, O. (1983), «The analysis of the principal-agent problem», *Econometrica*, 51, pp. 7-45.

Harris, M. y Raviv, A. (1978), «Some results on incentive contracts with applications to education and unemployment, health insurance, and law enforcement». *American Economic Review*, 68, pp. 20-30.

Haskel, J. y Sanchis, A., (1995), «Privatisation and X-Inefficiency: A Bargaining Approach», *Journal of Industrial Economics*, XLIII.

Hernando, I. y Vallés, J.(1994). «Algunas diferencias en la productividad de las empresas manufactureras españolas, 1994». *Investigaciones Económicas*, vol. 18, n.º 1., pp. 117-141

Holmström, B. (1979). «Moral harzard and observability». *Bell Journal of Economics*, 10, pp. 74-91.

Holmström, B y Tirole, J. (1989). «The Theory of the Firm». En Schmalensee, R. y Willig, R. (eds). *Handbook of Industrial Organization*, vol. 1, North-Holland.

Instituto de Estudios Fiscales (1996). «Las empresas española en las fuentes tributaria (1993)». Ministerio de Economía y Hacienda.

Kornai, J. (1986). *Contradictions and Dilemmas*. MIT Press, Cambridge.

Kornai, J. (1990). *Vision and Reality: Market and State*. Routledge, New York.

Laffont, J. J. y Tirole, J. (1993). «A Theory of Incentives in Procurement and regulation». MIT Press, Cambridge.

Martin, S. y Parker, D. (1997). «The Impact of Privatisation: Ownership and corporate performance in the UK». Routledge, Londres.

Mazón, C. (1992). «Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado». *Boletín económico*. Banco de España, febrero.

Megginson, W.L., Nash, R.C. y Van Randenborgh, M., (1994). «The Financial and Operating Perfomance of Newly Privatized firms: An International Empirical Analysis». *Journal of Finance*, XLIX, junio, 403-452.

Merino, F. y Salas, V. (1996). «Diferencias de eficiencia entre empresas nacionales y extranjeras en el sector manufacturero». *Papeles de Economía Española*, n.º 66, pp. 191-207.

Millward, R. (1990). «Productivity in the UK services sector: Historical trends 1956-1985 and comparison with the USA 1950-1985». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 423-435.

Myro, R. (1985). «Productividad y rentabilidad en las industrias del INI: una comparación sectorial con empresas privadas». *Economía Industrial*, febrero, pp. 77-88.

Novales, A., Sebastián, C. y Trujillo, J. A. (1987). «La empresa pública industrial en España». Fedea.

Osborne, D. y Gaebler, T. (1992). Reinventing government. How the enterpreneurial spirit is transforming the public sector. Addison-Wesley.

Perelman, S. y Pestieau, P. (1994). «A comparative perfomance study of postal services: a productive efficiency approach». *Annales d'Economie et de Statistique*, n.º 33, pp. 187-202.

Pestieau, P. y Tulkens, H. (1993), «Assessing and explaining the performance of public enterprises». *Finanz Archiv*, 50, n.º 3, pp. 293-323.

Ross, M. (1973). «The economic theory of agency: The principal's problem». *American Economic Review*, 63, pp. 134-139.

Sanchis, J. A. (1996). «Privatización y eficiencia en el sector público español». *Revista de Economía Aplicada*, n.º 10, vol. IV, pp. 65-92.

Shapiro, C. y Willig, R. (1990). «Economic Rationales for the scope of privatization», en Suleiman, E. y Waetrbury, J. (eds.). *The Political Economy of Public Sector Reform and Privatization*. Westview Press.

Shavell, S. (1979). «Risk sharing and incentives in the principal and agent relationship». *Bell Journal of Economics*, 10, pp. 55-73.

Shleifer, A. (1985). «A theory of yardstick competition». *Rand Journal of Economics*, 16, pp. 319-327.

Shleifer, A. y Vishny, R.W., (1994). «Politicians and Firms». *Quaterly Journal of Economics*, 995-1025.

Stiglitz, J. (1989). The economic role of the State, Basil Blackwell, Oxford.

Tirole, J. (1988). «The Theory of Industrial Organization». MIT Press, Cambridge.

Tirole, J. (1994). «The internal organization of government». *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 1-29.

Tulkens, H. (1993). «On FDH Efficiency Analysis: Some Methodological Issues and Application to Retail Banking, Courts and Urban Transit». *Journal of Productivity Analysis*, 4

Vickers, J. (1993). «Privatizaciones Británicas». *Moneda y Crédito*, 196, pp. 79-122.

Vickers, J. y Yarrow, G. (1988). «Privatization: an economic analysis». MIT Press, Cambridge.

Vining, A. y Boardman, D., (1992). «Ownership versus Competition: Efficiency in Public Enterprises». *Public Choice*, 73, 205-239.

Wilson, R. (1968). «The structure of incentives for decentralization under uncertainty», en M. Guilbaud (ed.), *La Decision*, CNRS, París.

Yarrow, G. (1986). «Privatization in theory and practice». *Economic Policy*, abril.

Yarrow, G. (1989). «Privatization and Economic Performance in Britain». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 31.

ABSTRACT

This paper compares the performance of public and private companies in Spain. We aim at assesing the relationship between ownership arrangements and productive efficiency. To achieve this we build-up on an efficiency index, which is used to analyze empirically the effect of shareholdings by public authorities on performance, using data from Central de Balances del Banco de España (1994). We find that average efficiency of companies is lower when Government ownership is in excess of 50% of capital.

Evaluación y abarcamiento de predicciones económicas*

JORDI PONS NOVELL
Universitat de Barcelona

1. INTRODUCCION

El proceso de adopción de decisiones económicas obliga a considerar en mayor o menor medida la evolución futura de ciertas magnitudes, por lo que *«(...) la predicción económica se percibe como necesaria y, por tanto, se demanda»*[1]. No obstante, en ocasiones los factores que determinan los fenómenos que se desea predecir son complejos y evolucionan impulsados por aspectos difíciles de modelizar. Se debe ser consciente, por tanto, que para determinados acontecimientos y circunstancias no es posible conseguir niveles de información y de precisión elevados por la propia dificultad que entraña predecir ciertos aspectos de la evolución económica.

Los economistas pueden efectuar previsiones sobre la evolución futura de la economía, pero irremediablemente no pueden ser del todo exactas dado que la sociedad es tan compleja que predecir ciertos aspectos de la evolución económica es extremadamente difícil incluso para periodos de tiempo muy cortos. Aunque ciertas posturas extremas niegan toda utilidad a la previsión económica, parece incuestionable que la predicción de las macromagnitudes económicas es de sumo interés, ya que puede mostrar la senda de la economía en el futuro y, en

* El autor agradece los comentarios y sugerencias realizados por dos evaluadores anónimos.
[1] Alvarez *et al.* (1997) pág. 443.

caso necesario, puede indicar la necesidad de adoptar medidas económicas alternativas a las planteadas previamente.

La predicción económica es un proceso complejo por la elevada incertidumbre asociada a la misma, por lo que existen unas limitaciones inherentes a todo proceso de predicción en el ámbito de la economía. Ante esta situación resulta paradójico que en la mayoría de las ocasiones las previsiones económicas no aparezcan acompañadas de una medida de su incertidumbre. Las previsiones económicas, en definitiva, tienen una indudable utilidad en el proceso de toma de decisiones y en cualquier proceso de planificación económica, aunque en determinados casos deba hacerse hincapié en que no es posible predecir con la precisión que uno desearía.

Estas dificultades intrínsecas al propio proceso de predicción provocan que los organismos e instituciones económicas no puedan prever con absoluta exactitud el crecimiento económico. Por ello, en este trabajo se analizan los errores que se producen en las previsiones de crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) formuladas por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y el Fondo Monetario Internacional (FMI) con el objetivo de destacar qué información nos puede proporcionar una predicción y qué no se puede esperar de ella.

Un análisis de las previsiones económicas efectuadas por distintos organismos pone de manifiesto las siguientes características de las mismas: (i) las previsiones efectuadas por economistas vinculados a diversos organismos e instituciones tienden a ser similares; (ii) estas previsiones acostumbran a presentar errores, es decir, se producen diferencias entre las previsiones y el crecimiento económico que finalmente presentan las áreas o países analizados; (iii) existe una creencia generalizada sobre el hecho de que los acontecimientos que suceden en la actualidad se repetirán en el futuro, por lo que una vez se ha observado una regularidad se acostumbra a sostener que en el futuro ocurrirá una cosa similar; (iv) las previsiones económicas acostumbran a ser muy conservadoras, evitando asumir riesgos en el momento de efectuar diagnósticos sobre la evolución futura de una economía; y, como se destacaba anteriormente, (v) en la mayoría de las ocasiones las predicciones no se acompañan de una medida de su incertidumbre.

En la literatura económica se han efectuado diversos análisis dedicados al estudio de los errores que se producen en las estimaciones del crecimiento económico, entre los que se pueden citar los trabajos pio-

neros de Gartaganis y Goldberger (1955), Zellner (1958), Morgenstern (1963), Stekler (1967), Mincer y Zarnowitz (1969), Theil (1971) y Granger y Newbold (1977); y los posteriores de Howrey (1978), Nordhaus (1985), Mankiw y Shapiro (1986), Artis (1988 y 1996), Wallis (1989), Barrionuevo (1993), Stekler (1994), Rathjens y Robins (1995), Graham (1996), Granger (1996), Clements (1997), Holden (1997), Holden y Thompson (1997) y Ash *et al.* (1998), la mayoría de ellos referidos a las economías estadounidense y británica. Aunque con objetivos distintos a los de esta investigación, ya que estudian las revisiones en las series de primera estimación, avance, provisional y definitiva de las magnitudes de la Contabilidad Nacional, para nuestro país se pueden destacar los trabajos de Cristóbal y Quilis (1990) y Muñoz *et al.* (1996). Asimismo, en Pons (1997a) se analizan las previsiones efectuadas por la OCDE para la economía española y se comparan con las realizadas por este organismo para los países del denominado G-7; y en Álvarez *et al.* (1997) y Ballabriga *et al.* (1998), al presentar un modelo macroeconométrico trimestral de predicción para la economía española, se pone de manifiesto que al efectuar predicciones sobre la evolución futura de una economía se pueden producir diferencias sustanciales entre la previsión y la evolución finalmente experimentada por el país considerado.

El objetivo de este trabajo, como se destacaba anteriormente, consiste en estudiar los errores que se producen en las previsiones de crecimiento del Producto Interior Bruto de los países del G-7 y España. Una predicción es óptima si es insesgada y eficiente. Una predicción es insesgada si el valor medio de los errores de predicción, definidos como la diferencia entre el valor final y la previsión, es cero. Para que una predicción sea eficiente, además de ser insesgada, debe incorporar toda la información disponible sobre la marcha de la economía en el momento de realizarla. Finalmente, además de estudiar la magnitud de los errores de predicción también se analiza la dirección de los mismos a partir de un procedimiento no paramétrico.

En esta investigación se han analizado las predicciones de crecimiento del PIB formuladas por la OCDE y el FMI en dos horizontes temporales diferentes: las realizadas en verano del año en curso y las formuladas a finales del año anterior. Por tanto, para cada año se han estudiado dos predicciones económicas, una publicada seis meses antes de finalizar el año y otra formulada aproximadamente con doce meses de antelación. Se considera que ambas son predicciones un

periodo hacia adelante y que se diferencian en la cantidad de información disponible en el momento de realizarlas.

Las predicciones de la OCDE se han obtenido de la publicación *Economic Outlook* y las del FMI de la publicación *World Economic Outlook* y de Artis (1996). El periodo muestral utilizado es 1971-1995 para las previsiones efectuadas en el año en curso y 1973-1995 para las predicciones realizadas en el año anterior. Esta diferencia en el año de inicio de las series utilizadas se debe a que no se dispone de las previsiones efectuadas por el FMI para 1971 y 1972 con un año de antelación. No se han utilizado los años 1996, 1997 y 1998 ya que las tasas de crecimiento definitivas de los mismos todavía no han sido publicadas. Se ha pretendido, por otra parte, que las predicciones de los dos organismos fuesen publicadas en el mismo instante temporal. En este sentido, las previsiones de la OCDE para el año en curso aparecen en el mes de junio y las del FMI en el mes de mayo. Por su parte, las previsiones presentadas con un año de antelación son publicadas por la OCDE en el mes de diciembre y por el FMI en el mes de octubre, por lo que se puede considerar que las predicciones de los dos organismos son realizadas prácticamente en el mismo instante temporal.

Para la economía española únicamente se han considerado las predicciones de crecimiento del PIB formuladas por la OCDE en los dos horizontes temporales contemplados y el periodo muestral abarca los años 1973-1995, puesto que 1973 es el año en que la OCDE empieza a publicar previsiones de crecimiento de la economía española. Por otra parte, no ha sido posible utilizar las predicciones realizadas por el FMI para la economía española ya que para los primeros años del periodo contemplado en esta investigación no han sido publicadas. Las previsiones realizadas por el FMI son publicadas regularmente desde el año 1980. A pesar de ello, las previsiones de los años previos para los países del denominado G-7 se han obtenido de Artis (1996), mientras que para España no ha sido posible disponer de las previsiones del periodo 1973-1979 formuladas por esta institución.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se estudia la magnitud de los errores de predicción en el conjunto del periodo y para los dos subperiodos separados por el año 1982. En la tercera sección se estudian las propiedades de insesgadez y de eficiencia de las predicciones. En la cuarta sección se analiza la bondad de las predicciones de la OCDE y del FMI mediante un test de abarcamiento de modelos. En la quinta se examinan los errores en la direc-

ción del crecimiento. En estas secciones se analizan los países del G-7, mientras que en el apéndice se estudian las predicciones formuladas por la OCDE para España. Finalmente, en la última sección se exponen las principales conclusiones obtenidas en la investigación.

2. LA MAGNITUD DE LOS ERRORES DE PREDICCION

Para valorar la capacidad predictiva de un modelo o de las previsiones efectuadas por un organismo se pueden comparar dichas predicciones con los valores que toma la variable considerada una vez que éstos son conocidos. En el Cuadro 1 se presentan una serie de medidas descriptivas que permiten efectuar un primer diagnóstico sobre la bondad de las predicciones económicas, en concreto, el error absoluto medio (EAM), la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM) y el índice de Theil (U). Es preciso señalar que estos estadísticos poseen connotaciones diferentes. Mediante el EAM y la RECM se puede establecer una ordenación de las diferentes predicciones consideradas a partir de su capacidad predictiva. Por otra parte, la U de Theil permite además comparar si las predicciones efectuadas presentan una bondad predictiva superior que las realizadas con un modelo ingenuo. Este estadístico se define como el cociente entre la RECM de las predicciones y la RECM de los errores de predicción de un modelo ingenuo. En este caso el modelo ingenuo escogido prevé para cada año la misma tasa de crecimiento que el año anterior. Así, un valor de este estadístico superior (inferior) a 1 significa que la capacidad predictiva del modelo utilizado es peor (mejor) que la de un modelo que pronosticara para cada año el mismo crecimiento que el año anterior.

CUADRO 1
EVALUACION DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA

	AÑO EN CURSO					
	OCDE			FMI		
	EAM	RECM	U	EAM	RECM	U
Estados Unidos	0,84	1,08	0,29	0,91	1,16	0,32
Japón	1,23	1,75	0,35	1,29	1,85	0,37
Alemania	1,10	1,24	0,41	1,28	1,46	0,48
Francia	0,81	1,03	0,33	0,87	1,09	0,36
Italia	1,19	1,59	0,58	1,18	1,51	0,56
Reino Unido	0,78	0,95	0,37	0,95	1,12	0,41
Canadá	1,08	1,24	0,34	1,18	1,42	0,38
	AÑO ANTERIOR					
	OCDE			FMI		
	EAM	RECM	U	EAM	RECM	U
Estados Unidos	0,91	1,08	0,34	1,19	1,54	0,45
Japón	1,33	2,15	0,47	1,73	2,62	0,52
Alemania	1,55	1,81	0,66	1,54	1,85	0,63
Francia	1,13	1,48	0,52	1,19	1,64	0,55
Italia	1,54	1,95	0,66	1,52	2,02	0,73
Reino Unido	1,57	1,94	0,79	1,63	2,05	0,84
Canadá	1,52	1,77	0,52	1,49	1,86	0,51

Nota: EAM = error absoluto medio, RECM = raíz cuadrada del error cuadrático medio, U = índice de Theil.

Los resultados obtenidos sugieren que las predicciones efectuadas por la OCDE y el FMI presentan unos errores parecidos, aunque en todos los casos, exceptuando las predicciones efectuadas para la economía italiana en el año en curso y las de Alemania con un año de antelación, las previsiones realizadas por la OCDE son ligeramente mejores que las del FMI. A medida que aumenta el horizonte temporal de predicción se deteriora la capacidad predictiva. Es decir, las predicciones realizadas seis meses antes de terminar el ejercicio presentan una bondad superior que las formuladas con doce meses de antelación. Debe tenerse en cuenta, obviamente, que las predicciones efectuadas en el año en curso y en el año anterior no han sido realizadas con el mismo conjunto de información. Asimismo, en todos los casos considerados el índice U de Theil es inferior a 1, hecho que pone de manifiesto que las predicciones formuladas por la OCDE y el FMI presentan una mejor capacidad predictiva que el modelo ingenuo consistente en prever que la economía presentará el mismo crecimiento que el año anterior. Por

otra parte, las predicciones que se aproximan más a los valores definitivos del PIB son las de Estados Unidos, Francia y el Reino Unido para las predicciones efectuadas en el año en curso; y las de Estados Unidos y Francia para las formuladas con un año de antelación.

CUADRO 2
EVOLUCION TEMPORAL DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA

		AÑO EN CURSO					
		OCDE			FMI		
		EAM	RECM	U	EAM	RECM	U
Estados Unidos	1971-1982	1,05	1,35	0,32	0,98	1,33	0,31
	1983-1995	0,64	0,73	0,23	0,84	0,98	0,33
Japón	1971-1982	1,75	2,37	0,38	1,93	2,50	0,40
	1983-1995	0,74	0,87	0,24	0,70	0,93	0,29
Alemania	1971-1982	1,13	1,29	0,38	1,26	1,43	0,40
	1983-1995	1,07	1,19	0,46	1,31	1,48	0,61
Francia	1971-1982	0,81	1,04	0,26	0,71	0,91	0,23
	1983-1995	0,80	1,01	0,49	1,02	1,23	0,63
Italia	1971-1982	1,75	2,12	0,68	1,64	1,97	0,64
	1983-1995	0,67	0,83	0,35	0,76	0,90	0,39
Reino Unido	1971-1982	0,74	0,87	0,34	0,75	0,91	0,31
	1983-1995	0,81	1,02	0,40	1,14	1,29	0,52
Canadá	1971-1982	0,96	1,18	0,29	1,08	1,42	0,33
	1983-1995	1,20	1,29	0,40	1,28	1,42	0,46
		AÑO EN CURSO					
		OCDE			FMI		
		EAM	RECM	U	EAM	RECM	U
Estados Unidos	1973-1982	0,93	1,04	0,29	1,39	1,82	0,47
	1983-1995	0,90	1,11	0,39	1,03	1,30	0,43
Japón	1973-1982	1,78	2,92	0,51	2,26	3,47	0,55
	1983-1995	1,00	1,28	0,37	1,32	1,68	0,46
Alemania	1973-1982	1,59	1,99	0,62	1,81	2,15	0,62
	1983-1995	1,51	1,66	0,71	1,33	1,59	0,65
Francia	1973-1982	1,05	1,48	0,41	0,92	1,45	0,40
	1983-1995	1,19	1,48	0,71	1,40	1,78	0,78
Italia	1973-1982	2,42	2,70	0,76	2,15	2,65	0,86
	1983-1995	0,86	1,06	0,45	1,03	1,33	0,53
Reino Unido	1973-1982	1,62	2,15	0,84	1,61	2,17	0,84
	1983-1995	1,53	1,76	0,74	1,65	1,95	0,83
Canadá	1973-1982	1,41	1,80	0,47	1,25	1,88	0,47
	1983-1995	1,60	1,75	0,57	1,67	1,84	0,56

Nota: EAM = error absoluto medio. RECM = raíz cuadrada del error cuadrático medio. U = índice de Theil.

En el Cuadro 2 se presentan estos estadísticos para dos subperiodos, en concreto, hasta 1982 y a partir de 1983. Cabría esperar que la bondad de las predicciones hubiese mejorado en los últimos años debido al perfeccionamiento de las técnicas predictivas, a la disponibilidad de un mayor volumen de información y a la acumulación de experiencia por parte de las personas que realizan las predicciones. No obstante, la bondad de las predicciones no depende únicamente de los métodos econométricos y estadísticos utilizados sino también de que no se produzcan cambios estructurales que son muy difíciles de prever. Este hecho es especialmente relevante al analizar los dos subperiodos considerados puesto que en el primero de ellos se produjeron las dos crisis petrolíferas y, en consecuencia, los errores de predicción asociados con ellas. Por otra parte, si se analizan los puntos de giro acaecidos en las dos etapas[2] se pone de manifiesto como en el primer subperiodo son más numerosos que en el segundo, por lo que cabría esperar que los errores de predicción fuesen superiores en la primera etapa al registrar los países del G-7 un mayor número de cambios en el ritmo de crecimiento.

A pesar de ello, no se puede afirmar que en todos los casos considerados la calidad de las predicciones de la OCDE y del FMI haya aumentado en los últimos años, puesto que en algunos de los países se observa como las predicciones efectuadas en el primer subperiodo son superiores a las del segundo. En definitiva, estos resultados sugieren que no es posible sostener en todos los casos que en el segundo subperiodo se haya producido una mejora sustantiva de las predicciones económicas.

Adicionalmente, para poder concluir si son mejores las predicciones de la OCDE o del FMI se ha llevado a cabo un contraste estadístico de la hipótesis nula de que en la población la diferencia entre las funciones de pérdida de ambas predicciones es cero. Para efectuar este contraste en la literatura, tal como puede observarse en Diebold y Mariano (1995) y en Harvey *et al.* (1997), se han propuesto diversas alternativas.

En este trabajo se ha optado por utilizar el test de Morgan-Granger-Newbold (MGN) (Granger y Newbold, 1977 a partir de la propuesta original de Morgan, 1939-1940). La hipótesis nula de que la bondad de

[2] Para un análisis detallado de los puntos de giro en los países del G-7 en los años estudiados se puede consultar Artis et al. (1997).

las predicciones procedentes de dos modelos distintos (en nuestro caso las predicciones de la OCDE y del FMI) es la misma, es equivalente a contrastar que la correlación entre $u_{1t} = e_{1t} - e_{1t}$ y $u_{1t} = e_{1t} + e_{2t}$ es nula, siendo e_{1t} los errores cometidos por la OCDE en sus predicciones económicas y e_{2t} por el FMI. En concreto, el contraste propuesto por estos autores:

$$MGN = \frac{\hat{\rho}}{\sqrt{\frac{1-\rho^2}{T-1}}}$$

se distribuye como un t-Student con T-1 grados de libertad, siendo T el número de observaciones y $\hat{\rho}$ el coeficiente de correlación simple entre u_{1t} y u_{2t}.

Si se establece un nivel de significación $\alpha = 0{,}05$, en el caso de las predicciones realizadas en el año en curso únicamente se puede rechazar que las predicciones de ambas instituciones tienen la misma calidad al considerar las realizadas para la economía británica, aunque también se está próximo a rechazar dicha hipótesis en el caso de Alemania y de Canadá. En las predicciones formuladas el año anterior dicha hipótesis se puede rechazar sólamente en el caso de Estados Unidos y Japón. En todos estos casos se encuentra evidencia en el sentido de que son superiores las predicciones realizadas por la OCDE.

3. INSESGADEZ Y EFICIENCIA DE LAS PREDICCIONES ECONOMICAS

Para valorar la capacidad predictiva de un modelo o de las previsiones efectuadas por un organismo, además de las medidas descriptivas utilizadas en la sección anterior, es usual en la literatura analizar si estas predicciones son óptimas. Por tanto, en este apartado se evalúan las propiedades individuales de las predicciones. Una predicción es óptima cuando es insesgada y eficiente. Una predicción es insesgada cuando el error de predicción tiene valor esperado igual a cero, y es eficiente si no se puede mejorar utilizando información disponible en el momento de efectuarla. Estas dos propiedades garantizan que si se utiliza de forma adecuada la información disponible el error de predicción no tendrá un signo definido y que cualquier otro uso de la infor-

mación no conseguirá errores menores que el método de predicción utilizado.

Para analizar estas dos propiedades se considera una predicción F_t de una magnitud económica, la realización o valor definitivo de la misma R_t y el error de predicción:

$$e_t = R_t - F_t$$

pudiéndose escribir, por tanto:

$$R_t = F_t - e_t$$

En la literatura —Mincer y Zarnowitz (1969), Theil (1971) y Artis (1988 y 1996), entre otros— se ha propuesto contrastar si un método de predicción es insesgado y eficiente a partir de la estimación de la siguiente expresión:

$$R_t = \alpha + \gamma F_t + u_t \qquad (1)$$

siendo u_t el término de perturbación del modelo. El criterio convencional implica que una predicción es eficiente si en (1) se puede aceptar la hipótesis nula $\alpha = 0$ y $\gamma = 1$. A pesar de ello, en Barrionuevo (1993) se demuestra que esta es una condición necesaria pero no suficiente de eficiencia, en el sentido que una predicción puede cumplir esta hipótesis y no tener una varianza del error de predicción mínima. Por tanto, si la hipótesis $\alpha = 0$ y $\gamma = 1$ no se rechaza, se acepta que la predicción es insesgada. En el caso de rechazarla será sesgada. La predicción será eficiente cuando además de ser insesgada pueda aceptarse que la perturbación de (1) no mantienen ninguna pauta que pueda identificarse.

El criterio habitual para contrastar la eficiencia no es suficiente puesto que no tiene en consideración el problema de la autocorrelación entre los errores de predicción. La relación entre el error de predicción y la predicción se puede obtener restando F_t a ambos lados de la expresión (1):

$$e_t = \alpha + (\gamma - 1) F_t + u_t$$

y las condiciones para que un predictor sea óptimo vienen dadas por (Barrionuevo, 1993):

$$E(e_t) = 0 \tag{2}$$

$$E(e_t \cdot F_t) = 0 \tag{3}$$

La expresión (2) implica que la predicción es insesgada si la esperanza matemática de los errores de predicción es nula, es decir, si los errores de predicción no tienen un signo definido. Holden y Peel (1989) han demostrado que esta es una condición necesaria y suficiente de insesgadez. Una manera de contrastar esta hipótesis de insesgadez de los errores de predicción es que ξ no sea estadísticamente diferente de cero en el modelo[3]:

$$e_t = \xi + v_t \tag{4}$$

Por otra parte, una predicción es eficiente si además de ser insesgada incorpora toda la información disponible sobre la marcha de la economía en el momento de efectuarla y, por tanto, los errores de predicción se deben a la aparición de nuevos datos sobre la evolución económica que no estaban disponibles en el momento de realizarla. La expresión (3) indica que una predicción es eficiente si los errores de predicción no están correlacionados con las predicciones. Obsérvese, asimismo, que la condición de insesgadez es una condición necesaria pero no suficiente para la eficiencia puesto que (3) se puede escribir:

$$E(e \cdot F_t) = E(e_t) \cdot E(F_t) + Cov(e_t \cdot F_t)$$

y aunque la covarianza entre los errores y las predicciones sea nula, únicamente se cumple (3) si la esperanza matemática de los errores de predicción es nula, es decir, si son insesgados.

La condición de eficiencia se traduce en contrastar que β no es significativamente diferente de cero en el modelo[3]:

$$e_t = \alpha + \beta F_t + v_t \tag{5}$$

[3] Debe señalarse que puede definirse el concepto de eficiencia estricta que requiere que el error de predicción no esté correlacionado con la información disponible en el momento de efectuar la predicción. Es decir, se trata de contrastar γ=0 en:

$$e_t = \gamma' Z_{t-s} + v_t$$

siendo e_t el error de predicción y Z_{t-s} una matriz que recoge la información conocida en el momento de efectuar la predicción. En el caso de no rechazar γ= 0 la predicción sería eficiente en sentido estricto. A pesar de ello, algunos autores como Mankiw y Shapiro (1986), Barrionuevo (1993) o Clements (1997) han señalado que es difícil determinar los elementos que deben incluirse en la matriz Z_{t-s} por lo que es usual, como en nuestro trabajo, utilizar el concepto de eficiencia débil definido por el contraste de β=0 en la expresión (5).

En Barrionuevo (1993) se demuestra que la condición $\beta = 0$ en (5) no es suficiente para que las predicciones sean eficientes, puesto que además es preciso que los errores de predicción no presenten correlación entre ellos. Esta condición se traduce en contrastar que los errores de las predicciones formuladas con un horizonte temporal de un periodo presentan un comportamiento ruido blanco. Para contrastar esta hipótesis se ha utilizado el test Q de Ljung-Box. Obsérvese que si los errores de predicción un periodo hacia adelante no estuviesen incorrelacionados se podrían predecir con nuestro conjunto de información, cuando la condición básica que se exige a los errores de predicción es que, dado el conjunto de información, sean impredecibles.

Si una predicción realizada con un horizonte temporal de un periodo es insesgada, las condiciones necesaria y suficiente de eficiencia son que β en [5] sea igual a cero y que los errores de predicción sean ruido blanco. En el caso de predicciones insesgadas formuladas con un horizonte temporal de h periodos serán óptimas si los errores de predicción no están correlacionados con las predicciones, si se comportan según un esquema MA(h-1) y si su varianza es no decreciente a medida que aumenta h. Por tanto, una predicción será óptima si es insesgada y eficiente. Dado que las predicciones utilizadas en este trabajo no han sido realizadas con un horizonte temporal superior a un periodo, las condiciones que se contrastan son las de insesgadez, la de incorrelación entre las predicciones y los errores de predicción y, por último, que los errores de predicción siguen un comportamiento ruido blanco. Una revisión detallada de las condiciones para que una predicción económica sea óptima puede consultarse en Diebold (1998).

En el caso que la predicción sea insesgada pueden aparecer tres casos de ineficiencia dependiendo del valor de β y de Q. En primer lugar, si los errores de predicción no son ruido blanco y β es cero, la predicción es ineficiente ya que los errores del pasado se repiten en el presente. En segundo lugar, si los errores de predicción presentan un comportamiento ruido blanco y β es diferente de cero, la predicción es ineficiente dado que en el momento de efectuarla no se tuvo en cuenta toda la información disponible. Por último, si los errores de predicción no son ruido blanco y b es distinto de cero, la predicción no es eficiente puesto que los errores de predicción están correlacionados y el modelo utilizado para efectuar la predicción no tuvo en cuenta toda la información disponible.

En el Cuadro 3 se estudia la insesgadez de las predicciones de la OCDE y del FMI en los dos horizontes temporales contemplados. Para cada uno de los casos se presenta el parámetro estimado ξ de la ecuación (4) y entre paréntesis el nivel de significación para el que se rechazaría la hipótesis nula de que este parámetro no es estadísticamente diferente de cero. Esta ecuación se ha estimado mediante el procedimiento de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Los resultados obtenidos parecen indicar la existencia de correlación serial en las regresiones presentadas. En este caso, las desviaciones típicas de los parámetros estimados por MCO no son consistentes. La correlación serial en esta ecuación —y posteriormente en (5) y (9)— se ha estudiado mediante los estadísticos Durbin-Watson, Q de Ljung-Box y Breusch-Godfrey. Al no poder determinar con absoluta confianza el modelo de autocorrelación que siguen los residuos, se ha utilizado el estimador MCO y las desviaciones típicas consistentes de los parámetros estimados se han obtenido mediante el procedimiento sugerido por Newey y West (1987).

CUADRO 3
CONDICION DE INSESGADEZ

	AÑO EN CURSO		AÑO ANTERIOR	
	OCDE	FMI	OCDE	FMI
Estados Unidos	0,01	–0,02	–0,09	0,14
	(0,97)	(0,93)	(0,71)	(0,67)
Japón	0,51	0,62	0,73	1,17
	(0,15)	(0,11)	(0,11)	(0,03)
Alemania	–0,16	–0,06	0,04	0,43
	(0,52)	(0,84)	(0,92)	(0,27)
Francia	0,06	0,07	0,11	–0,31
	(0,78)	(0,75)	(0,72)	(0,08)
Italia	–0,51	–0,38	–0,43	–0,22
	(0,11)	(0,21)	(0,30)	(0,61)
Reino Unido	–0,47	–0,34	–0,22	0,13
	(0,01)	(0,13)	(0,61)	(0,78)
Canadá	–0,24	–0,22	–0,03	0,24
	(0,34)	(0,44)	(0,94)	(0,54)

Notas: El test de insesgadez se basa en la regresión $e_t = \xi + v_t$.
Los valores entre paréntesis son los niveles de significación del estadístico t para $\xi = 0$.

Si se establece un nivel de confianza del 95% únicamente se rechaza que la media de los errores de predicción es nula en el caso de las predicciones del FMI para Japón presentadas con un año de antelación, y las formuladas por la OCDE para el Reino Unido en el año en curso. Si se define el error de predicción como la diferencia entre la predicción y el valor real de la magnitud, un valor positivo (negativo) de ξ y significativamente diferente de cero indica una sobreestimación (subestimación) del crecimiento del PIB al efectuar las predicciones. Por tanto, en el caso del Japón se observa por parte del FMI una tendencia a sobrevalorar el crecimiento del PIB en las predicciones efectuadas con un año de antelación, y en el caso del Reino Unido se constata una subvaloración del crecimiento del PIB por parte de la OCDE en las predicciones efectuadas en el año en curso. Para el resto de predicciones analizadas se puede aceptar que los errores de predicción tienen media nula, hecho que implica que las predicciones son insesgadas.

En el Cuadro 4 se estudia la eficiencia de las predicciones a partir de la estimación de la ecuacion (5) y del análisis de los errores de predicción. La expresión (5) se ha estimado por MCO y se ha utilizado el procedimiento de Newey y West (1987) para obtener una estimación consistente de las desviaciones típicas de los parámetros estimados. Para contrastar la hipótesis que los errores de predicción presentan un comportamiento ruido blanco se ha usado el estadístico Q de Ljung-Box que, siguiendo la sugerencia de Artis (1996), se ha calculado para 1, 2 y 3 retardos.

CUADRO 4
CONDICION DE EFICIENCIA

	Test β			
	AÑO EN CURSO		AÑO ANTERIOR	
	OCDE	FMI	OCDE	FMI
Estados Unidos	0,12	0,11	–0,01	0.11
	(0,04)	(0,09)	(0,93)	(0,28)
Japón	0,21	0,21	0,24	0,32
	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)
Alemania	0,05	0,08	0,09	0,15
	(0,64)	(0,40)	(0,51)	(0,28)
Francia	0,11	0,09	0,16	–0,08
	(0,09)	(0,21)	(0,15)	(0,19)
Italia	–0,11	–0,16	–0,00	–0,04
	(0,33)	(0,16)	(0,99)	(0,78)
Reino Unido	–0,18	–0,08	–0,02	0,01
	(0,01)	(0,35)	(0,90)	(0,94)
Canadá	–0,07	–0,04	–0,05	0,03
	(0,28)	(0,60)	(0,65)	(0,82)

	Q de Ljung-Box			
	AÑO EN CURSO		AÑO ANTERIOR	
	OCDE	FMI	OCDE	FMI
Estados Unidos	0,94	0,91	0,77	0,28
	0,02	0.26	0,81	0,55
	0,05	0,43	0,92	0,54
Japón	0,18	0,58	0,40	0,04
	0,24	0,33	0,70	0,29
	0,31	0,09	0,70	0,40
Alemania	0,58	0,22	0,76	0,57
	0,73	0,15	0,91	0,82
	0,65	0,21	0,96	0,94
Francia	0,06	0,03	0,48	0,69
	0,05	0,06	0,73	0,77
	0,11	0,14	0,84	0,88
Italia	0,31	0,51	0,25	0,26
	0,33	0,78	0,51	0,36
	0,29	0,47	0,71	0,47
Reino Unido	0,13	0,39	0,28	0,08
	0,13	0,68	0,35	0,20
	0,24	0,82	0,55	0,32
Canadá	0,30	0,92	0,64	0,86
	0,48	0,97	0,89	0,52
	0,43	0,99	0,96	0,69

Notas: El test β se basa en la regresión $e_t = \alpha + \beta \cdot F_t + v_t$ y permite contrastar si en el momento de efectuar la predicción se tuvo en cuenta toda la información disponible. Los valores entre paréntesis son los niveles de significación del estadístico t para $\beta = 0$.

El test Q de Ljung-Box permite contrastar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial entre los errores de predicción. En cada caso se presenta para 1, 2 y 3 retardos el nivel de significación para el que se rechazaría la hipótesis nula.

Si se establece un nivel de significación $\alpha = 0{,}05$ únicamente en el caso de las predicciones efectuadas por el FMI para el Japón con un año de antelación y las realizadas por la OCDE para Estados Unidos en el año en curso se puede rechazar que $\beta = 0$ y que los errores de predicción son ruido blanco. Es decir, estas predicciones para las economías japonesa y estadounidense son ineficientes ya que los errores del pasado se repiten en el presente y al realizarlas no se utilizó toda la información disponible. También son ineficientes las predicciones realizadas por la OCDE y el FMI en el año en curso para Francia puesto que los errores de predicción no son ruido blanco. Por último, también son ineficientes las predicciones de la OCDE para el año en curso para el Reino Unido, las efectuadas por la OCDE para Japón en los dos horizontes temporales y las predicciones del FMI para la economía japonesa para el año en curso. En estos casos se cumple que $\beta \neq 0$ y que los errores de predicción son ruido blanco por lo que las predicciones no fueron formuladas con el mejor modelo o, lo que es lo mismo, no incorporan toda la información que estaba disponible sobre la marcha de la economía en el momento de formular la predicción.

A modo de síntesis, puede indicarse que al estudiar las condiciones de insesgadez y de eficiencia se constata que para Alemania, Italia y Canadá en los dos horizontes temporales y para los dos organismos se pueden aceptar las condiciones de insesgadez y de eficiencia; en cambio, para Francia en dos de los casos analizados no se cumple una de las condiciones de eficiencia; para el Reino Unido en una de las ocasiones las predicciones son sesgadas e ineficientes; las formuladas para Estados Unidos en uno de los casos considerados incumplen las dos condiciones de eficiencia y, finalmente, las predicciones de la economía japonesa son las que presentan un mayor número de incumplimientos de estas condiciones. Debe señalarse también que al considerar la insesgadez y la eficiencia de las predicciones no es posible distinguir entre las del FMI y las de la OCDE, mientras que, curiosamente, son ligeramente mejores las formuladas en el año anterior que las formuladas en el año en curso.

4. ABARCAMIENTO DE PREDICCIONES ECONOMICAS

En la literatura relacionada con las predicciones económicas se han utilizado los tests de abarcamiento de predicciones *(forecast*

encompassing tests)[4] que permiten determinar si al considerar dos previsiones de una magnitud económica una de ellas contiene información sobre la misma no contemplada en la otra. Nelson (1972) sugiere estimar el modelo:

$$R_t = \beta_1 F1_t + \beta_2 F2_t + u_t \tag{6}$$

siendo R_t el valor final de la magnitud, y $F1_t$ y $F2_t$ las predicciones de dos fuentes distintas, y contrastar $\beta_1 = 0$ y $\beta_2 = 0$, En el caso que $\beta_1 = 0$ ($\beta_2 = 0$) la predicción del primer (segundo) modelo no ayuda a explicar la evolución final de la magnitud y en este caso se espera que $\beta_2 = 1$ ($\beta_1 = 1$). Los resultados obtenidos en esta sección se pueden generalizar para el caso de m predicciones procedentes de m modelos distintos. Fair y Shiller (1990) proponen incluir en el modelo anterior una constante:

$$R_t = \alpha + \beta_1 F1_t + \beta_2 F2_t + u_t \tag{7}$$

y sugieren que si ninguna de las dos previsiones contiene información relevante sobre el valor final de la magnitud, es decir, si se acepta que β_1 y β_2 son iguales a cero, el parámetro α es una estimación del valor medio de R_t. Estos autores proponen contrastar por separado $\beta_1 = 0$ (la predicción del primer modelo no contiene información adicional sobre la evolución final de la magnitud que no esté contemplada en α y F2) y $\beta_2 = 0$ (el mismo concepto para la segunda predicción). La expresión (7) se puede escribir también de la siguiente manera:

$$R_t - F1_t = \alpha + (\beta_1 - 1) F1_t + \beta_2 F2_t + u_t \tag{8}$$

En el caso de imponer en este modelo las restricciones $\alpha = 0$ y $\beta_1 + \beta_2 = 1$ —Holden y Peel (1989) demuestran que estas dos condiciones garantizan que la combinación de dos predicciones (se puede extrapolar al caso de m) sea insesgada y eficiente— resulta:

$$R_t - F1_t = \beta_2 (F2_t - F1_t) + u_t \tag{9}$$

[4] El abarcamiento de predicciones no debe confundirse con la combinación de predicciones económicas. Para una revisión detallada de la combinación de predicciones se puede consultar Clemen (1989); mientras que en Diebold (1989), Holden y Thompson (1997) y Clements y Hendry (1998) se discute la diferencia entre ambos conceptos.

Clements y Hendry (1993) proponen un test de abarcamiento entre las predicciones procedentes de dos modelos mediante la estimación del modelo (9) y el contraste de $\beta_2 = 0$. Si esta hipótesis es verdadera, se interpreta que el conocimiento de *F2* no ayuda a explicar los errores de predicción del primer modelo. Si la hipótesis es rechazada, las predicciones *F1* pueden ser mejoradas incluyendo la información contemplada en *F2*. Por su parte, Chong y Hendry (1986) proponen el siguiente test de abarcamiento entre dos modelos:

$$R_t - F1_t = \beta\, F2_t + u_t \qquad (10)$$

y contrastar $\beta = 0$ con la misma interpretación que en el caso anterior, aunque en Ericsson (1993) se sugiere que la expresión (9) es preferible a (10) para efectuar un test de abarcamiento entre dos o más modelos de predicción.

En el Cuadro 5 se presenta la estimación mediante el procedimiento de los mínimos cuadrados ordinarios del modelo (9) para las predicciones formuladas por la OCDE y el FMI en los dos horizontes temporales contemplados en esta investigación[5]. El contraste de la hipótesis nula $\beta_2 = 0$ para cada caso se ha realizado utilizando la estimación de la desviación típica consistente del parámetro estimado β_2 mediante el procedimiento de Newey y West (1987). Puesto que las predicciones deben ser insegadas se han eliminado las correspondientes al Reino Unido para el año en curso ya que las predicciones de la OCDE para este país en este horizonte temporal son sesgadas y las de Japón formuladas con un año de antelacion puesto que las presentadas por el FMI también incumplen el supuesto de insesgadez.

[5] Se ha utilizado también la expresión (10) para efectuar este análisis obteniendo unos resultados similares, por lo que se ha optado por presentar únicamente los que se derivan del contraste de $\beta_2 = 0$ en (9).

CUADRO 5
ABARCAMIENTO DE PREDICCIONES

	AÑO EN CURSO		AÑO ANTERIOR	
	F1 = OCDE F2 = FMI	F1 = FMI F2 = OCDE	F1 = OCDE F2 = FMI	F1 = FMI F2 = OCDE
Estados Unidos	–0,06	1,06	–0,11	1,11
	(0,89)	(0,06)	(0,64)	(0,00)
Japón	0,32	0,68	(*)	(*)
	(0,38)	(0,07)		
Alemania	–0,07	1,07	0,43	0,57
	(0,84)	(0,00)	(0,27)	(0,15)
Francia	0,17	0,83	0,16	0,84
	(0,72)	(0,08)	(0,67)	(0,03)
Italia	0,79	0,21	0,40	0,60
	(0,11)	(0,66)	(0,28)	(0,11)
Reino Unido	(*)	(*)	0,13	0,87
			(0,81)	(0,12)
Canadá	–0,41	1,41	0,31	0,69
	(0,41)	(0,01)	(0,46)	(0,10)

Notas: El test de abarcamiento se basa en la regresión $R_t - F1_t = \beta_2 \cdot (F2_t - F1_t) + u_t$.
Los valores entre paréntesis son los niveles de significación del estadístico t para $\beta_2 = 0$.
(*): No se efectúa el contraste puesto que las predicciones son sesgadas.

El estudio se efectúa considerando en primer lugar que F1 de la expresión (9) corresponde a las predicciones de la OCDE (por tanto *F2* a las del FMI) y, en segundo lugar, intercambiando el papel de las previsiones de ambas instituciones. En el caso de las predicciones formuladas en el año en curso para Alemania y Canadá, si se establece un nivel de significación $\alpha = 0{,}05$, se rechaza que $\beta_2 = 0$, por lo que las previsiones para estos dos países formuladas por el FMI podrían ser mejoradas si se considerase la información contenida en las previsiones de la OCDE. En el resto de países, con la excepción de Italia, el valor del estadístico empleado se sitúa en el umbral de aceptar que las predicciones del FMI podrían ser mejoradas con información procedente de las de la OCDE. En cambio, en ningún caso se puede aceptar que las previsiones enunciadas por la OCDE podrían presentar una capacidad predictiva superior utilizando información recogida en las previsiones del FMI.

Este análisis también se ha realizado para las predicciones formuladas con un año de antelación. Los resultados obtenidos permiten concluir, si se establece que $\alpha = 0{,}05$, que las predicciones realizadas por el FMI para Estados Unidos y Francia podrían ser mejoradas si se considerase la información contenida en las predicciones de la OCDE. En el resto de países estudiados, si se disminuye ligeramente el nivel de confianza utilizado para efectuar los contrastes, también se podría aceptar que las predicciones del FMI estarían más próximas a los valores observados si se considerase la información de las de la OCDE en el momento de efectuarlas. De la misma manera que en el caso anterior, en ningún caso las predicciones de la OCDE pueden ser mejoradas contemplando la información recogida en las del FMI.

Los resultados obtenidos al efectuar el test de abarcamiento entre las predicciones de la OCDE y del FMI refuerzan las conclusiones obtenidas en los epígrafes anteriores del trabajo, en el sentido que las predicciones de la OCDE son ligeramente superiores a las del FMI, puesto que en la mayoría de casos se puede aceptar que las predicciones del FMI podrían ser mejoradas si se considerase la información contenida en las previsiones de la OCDE.

5. PREDICCION DE LA DIRECCION DEL CRECIMIENTO

En las secciones anteriores se ha estudiado únicamente la magnitud de los errores de predicción sin tener en cuenta la dirección de los mismos. En este sentido, algunos analistas (por ejemplo, Leitch y Tanner, 1995) señalan que al realizar predicciones económicas la cuestión relevante y primordial que debe contestarse es: *¿Está la economía acelerándose o desacelerándose?*, mientras que la pregunta: *¿Cuál es la tasa de crecimiento de la economía?*, es secundaria. Estos autores defienden que es más realista intentar prever la dirección del crecimiento que la cifra exacta del mismo. Un error en la dirección de la predicción consiste en que mientras la previsión auguraba una aceleración (desaceleración) del crecimiento se ha producido una desaceleración (aceleración). En este contexto una aceleración se produce cuando el crecimiento del año t es superior al de $t - 1$, y una desaceleración cuando es inferior o igual al del año anterior.

Una medida de la bondad de las previsiones de la dirección del crecimiento económico se puede obtener a partir de la tabla de con-

tingencia contemplada en el Cuadro 6. En esta tabla n_{00} es el número de años en que el valor final de la tasa de crecimiento de la magnitud y el de la previsión señalan una aceleración del crecimiento; n_{11} los años en que tanto las predicciones como los valores finales señalan una desaceleración. En estos dos casos se puede concluir que la previsión de la dirección del crecimiento fue correcta. En cambio, en los otros dos supuestos contemplados se observa una contradicción entre la dirección prevista y la observada. Evidentemente, el objetivo al formular la predicción es que el número de elementos de la diagonal principal ($n_{00} + n_{11}$) sea elevado, pues indica el número de aciertos al efectuar la previsión de la dirección del crecimiento.

CUADRO 6
TABLA DE CONTINGENCIA PARA LOS CAMBIOS EN LA DIRECCION DEL CRECIMIENTO

		PREDICCION		
		$\Delta F > 0$	$\Delta F \leq 0$	Subtotal
REAL	$\Delta R > 0$	n_{00}	n_{01}	$n_{0.}$
	$\Delta R \leq 0$	n_{10}	n_{11}	$n_{1.}$
	Subtotal	$n_{.0}$	$n_{.1}$	N

A partir de esta tabla de contingencia se puede efectuar en la línea de los trabajos de Stekler (1994), Leitch y Tanner (1995), Artis (1996) y Ash *et al.* (1998) un test de la χ^2 con el objeto de contrastar si la dirección de las predicciones y de los valores definitivos muestra una evolución independiente. La expresión del contraste es la siguiente:

$$\chi^2 = \sum_{i=0}^{1}\sum_{j=0}^{1}\frac{[n_{ij} - n_{i.}n_{.j}/N]^2}{n_{i.}n_{.j}/N} \tag{11}$$

donde la hipótesis nula es que las previsiones de la dirección y su evolución definitiva son independientes. En el caso de rechazar esta hipótesis se concluye que existe una relación significativa entre la dirección observada de la actividad económica y las previsiones efectuadas. Este tipo de análisis se basa exclusivamente en los signos de las predicciones y de los valores finales, omitiendo los errores cuantitativos, por lo que los errores grandes y los pequeños son tratados de la misma forma en este esquema de clasificación.

En el Cuadro 7 se muestra el número de aciertos y de errores al considerar las predicciones de la dirección del crecimiento del PIB de los países del G-7. Para las predicciones efectuadas en el año en curso por la OCDE en todos los países se rechaza la hipótesis nula de independencia entre la dirección de la previsión y la definitiva. Al considerar las previsiones del FMI esta hipótesis no se puede rechazar en el caso de Italia, puesto que las previsiones de la dirección del crecimiento no son correctas en nueve de los años considerados. Se observa como en las previsiones del FMI para la economía italiana en cinco años se auguró una desaceleración mientras que al final se observó una aceleración, y en cuatro la predicción señalaba una aceleración y finalmente el crecimiento de la economía fue inferior al del año anterior. En las predicciones efectuadas por el FMI en el año en curso para Japón también se constata un elevado número de errores, aunque con un nivel de significación $\alpha = 0{,}05$ también se puede rechazar la hipótesis nula de independencia.

CUADRO 7
CAMBIOS EN LA DIRECCION DEL CRECIMIENTO

	AÑO EN CURSO - OCDE				
	$\Delta R>0, \Delta F>0$	$\Delta R>0, \Delta F\leq 0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F>0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F\leq 0$	χ^2
Estados Unidos	8	2	1	13	14,31[a]
Japón	13	1	2	8	14,31[a]
Alemania	9	2	2	11	11,40[a]
Francia	8	2	2	12	11,11[a]
Italia	9	3	3	9	6,74[a]
Reino Unido	12	3	0	9	15,38[a]
Canadá	10	1	0	13	21,28[a]
	AÑO EN CURSO - FMI				
	$\Delta R>0, \Delta F>0$	$\Delta R>0, \Delta F\leq 0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F>0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F\leq 0$	χ^2
Estados Unidos	8	2	2	12	11,40[a]
Japón	11	3	3	7	6,58[b]
Alemania	9	2	3	10	9,00[a]
Francia	7	3	2	12	8,36[a]
Italia	7	5	4	8	1,92
Reino Unido	10	5	0	9	11,11[a]
Canadá	9	2	1	12	14,49[a]
	AÑO EN CURSO - OCDE				
	$\Delta R>0, \Delta F>0$	$\Delta R>0, \Delta F\leq 0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F>0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F\leq 0$	χ^2
Estados Unidos	6	2	0	14	15,65[a]
Japón	9	4	3	6	1,96
Alemania	7	2	3	10	7,33[b]
Francia	7	2	4	9	5,49[b]
Italia	6	4	6	6	0,43
Reino Unido	9	4	1	8	7,99[a]
Canadá	8	2	1	11	12,61[a]
	AÑO EN CURSO - FMI				
	$\Delta R>0, \Delta F>0$	$\Delta R>0, \Delta F\leq 0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F>0$	$\Delta R\leq 0, \Delta F\leq 0$	χ^2
Estados Unidos	5	3	3	11	4,71[b]
Japón	9	4	4	5	0,88
Alemania	8	1	4	9	8,07[a]
Francia	7	2	5	8	3,97b
Italia	6	4	4	8	2,11
Reino Unido	9	4	2	7	5,32[b]
Canadá	8	2	1	11	12,61[a]

Notas: F y R indican la predicción y el valor real, respectivamente. $\Delta R = R_t - R_{t-1}$ y $\Delta F = F_t - R_{t-1}$.

(a) rechazo de la hipótesis de independencia con un nivel de significación del 1% y (b) del 5%.

Al considerar las predicciones efectuadas con un año de antelación se pone de manifiesto un empeoramiento de las mismas respecto a las formuladas en el año en curso. En el caso de las predicciones de ambos organismos para Japón e Italia se puede aceptar la hipótesis de independencia puesto que el número de errores es muy elevado. En cambio, para el resto de países con un nivel de confianza del 95% se puede rechazar la hipótesis de independencia.

Al estudiar si las previsiones económicas sirven para determinar la dirección de una economía, en los países estudiados —con las excepciones de Japón e Italia— el número de aciertos es muy elevado, hecho indicativo que estas predicciones permiten prever la dirección de las tasas de crecimiento de los países del G-7. Por otra parte, se observa como las predicciones de la OCDE aciertan en un número superior de ocasiones que las del FMI la dirección del crecimiento del PIB y que las predicciones para el año en curso son claramente mejores que las formuladas el año anterior.

6. CONCLUSIONES

En esta investigación se han analizado las predicciones de crecimiento del PIB formuladas por la OCDE y el FMI en dos horizontes temporales: las realizadas en verano del año en curso y las formuladas a finales del año anterior. El periodo muestral utilizado es 1971-1995 para las previsiones efectuadas en el año en curso y 1973-1995 para las predicciones realizadas en el año anterior. Las principales conclusiones obtenidas son las siguientes:

— Las previsiones realizadas por la OCDE tienen una capacidad predictiva ligeramente superior que las formuladas por el FMI, ya que los errores de predicción son de menor magnitud y cumplen en un mayor número de ocasiones las condiciones de insesgadez y de eficiencia. A pesar de ello, únicamente se ha podido rechazar la hipótesis nula de que la bondad de las predicciones de ambas instituciones es la misma en el caso de las del Reino Unido formuladas en el año en curso, y las realizadas para Estados Unidos y Japón en el año anterior.

— Aunque en los últimos años ha disminuido el número de cambios estructurales en las economías de los países del G-7 que son extre-

madamente complicados de prever y que las técnicas de predicción han mejorado considerablemente, no se ha observado una mejora sustancial de la calidad de las predicciones.

— A medida que aumenta el horizonte temporal de predicción se deteriora la capacidad predictiva, puesto que las predicciones formuladas con un año de antelación presentan, en la mayoría de los casos, unos errores superiores que las realizadas en el año en curso.

— La mayoría de las predicciones analizadas son insesgadas, es decir, se puede aceptar que los errores de predicción tienen media nula.

— Las predicciones realizadas por la OCDE y el FMI en los dos horizontes temporales pueden considerarse en la mayoría de los casos eficientes, aunque en algunas ocasiones al formular las predicciones no se tuvo en consideración toda la información disponible, y en otras los errores están correlacionados.

— Al efectuar un test de abarcamiento entre las predicciones de los dos organismos se concluye que las predicciones de la OCDE en los dos horizontes temporales son superiores a las del FMI, en el sentido que estas últimas podrían ser mejoradas si en el momento de formularlas se tuviese en cuenta la información contenida en las presentadas por la OCDE.

— Al analizar si las previsiones económicas sirven para determinar la dirección de una economía se constata que en los países estudiados —con las excepciones de Japón e Italia— el número de aciertos es muy elevado, hecho indicativo que estas predicciones permiten prever la dirección de las tasas de crecimiento de los países del G-7.

En este trabajo se ha concluido que las previsiones económicas formuladas por la OCDE y el FMI para los países del G-7 son de una elevada calidad, puesto que cumplen casi todas ellas los supuestos de insesgadez y eficiencia. Al mismo tiempo, al analizar si las previsiones sirven para determinar la dirección del crecimiento de una economía en el futuro se ha observado que el número de aciertos es muy elevado. A pesar de ello, como se ha defendido en algunos trabajos —por ejemplo, Granger (1996), Álvarez *et al.* (1997), Pons (1997a) y Diebold (1998)— todo proceso de predicción en el ámbito de la Economía tienen asociado una elevada incertidumbre puesto que la realidad económica es sumamente compleja. Ante esta situación, sería conveniente al efectuar una predicción económica caracterizar la incertidumbre presentando una medida de la misma junto a la previsión puntual. Por

tanto, al lado de una predicción puntual —probablemente dotada de una gran apariencia de exactitud, elegancia y rigor— sería conveniente presentar un intervalo de confianza de la predicción, es decir, un abanico u horquilla donde con una probabilidad determinada se situará en el futuro la magnitud de interés.

APENDICE: PREDICCIONES DE CRECIMIENTO DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

En este apéndice se estudia la calidad de las predicciones formuladas por la OCDE para la economía española en junio del año en curso y en diciembre del año anterior, prestando un énfasis especial al análisis de si estas previsiones son insesgadas y eficientes[6]. Asimismo, además de estudiar la magnitud de los errores también se considera su dirección. Como se destacaba en la introducción, para la economía española el periodo considerado es 1973-1995 y no se han contemplado las predicciones formuladas por el FMI puesto que las correspondientes a los primeros años del periodo analizado no están disponibles.

[6] Para un comentario desenfadado de las predicciones efectuadas por la OCDE para la economía española se puede consultar Pons (1997b).

CUADRO A.1
PREDICCIONES DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

		AÑO EN CURSO	AÑO ANTERIOR
	1973-1995	0,86	1,35
(i) EAM	1973-1982	1,06	1,80
	1983-1995	0,71	1,00
	1973-1995	1,19	1,67
(i) RECM	1973-1982	1,49	2,10
	1983-1995	0,89	1,24
	1973-1995	0,37	0,53
(i) U	1973-1982	0,44	0,61
	1983-1995	0,89	0,43
(ii) Insesgadez	ξ	0,18	0,16
		(0,46)	(0,66)
(iii) Eficiencia	Test β	0,03	0,08
		(0,73)	(0,48)
	Q Ljung-Box	0,48	0,73
		0,64	0,74
		0,81	0,74
(iv) Dirección	χ^2	9,99[a]	3,88[b]
	DR>0, DF>0	8	7
	DR>0, DF≤0	1	2
	DR≤0, DF>0	3	5
	DR≤0, DF≤0	11	9

Notas: (i) Ver Cuadros 1 y 2. (ii) Ver cuadro 3. (iii) Ver cuadro 4. (iv) Ver cuadro 7.

En el Cuadro A.1 se presentan para España los estadísticos utilizados en las secciones previas para examinar las previsiones de la OCDE y del FMI para los países del G-7[7]. Para el conjunto del periodo los estadísticos descriptivos usados indican que las predicciones de la OCDE para la economía española presentan en los dos horizontes temporales un valor menor que las formuladas para la mayoría de los países del G-7, con las excepciones de Estados Unidos y Francia en los dos horizontes temporales y del Reino Unido en las predicciones efectuadas en

[7] Al no disponer de las predicciones del FMI para todos los años considerados no ha sido posible efectuar el test MGN calculado en el segundo apartado ni tampoco los tests de abarcamiento descritos en la cuarta sección.

el año en curso. También puede destacarse que a medida que aumenta el horizonte temporal de la predicción disminuye la capacidad predictiva de la misma. Por otra parte, al calcular este estadístico para los dos subperiodos considerados se constata un aumento sustancial de la calidad de las predicciones en los últimos años.

En este cuadro también se pone de manifiesto que las predicciones formuladas por la OCDE para la economía española en los dos horizontes temporales son insesgadas y eficientes. Estas predicciones incorporan, por tanto, en el momento de realizarlas toda la información disponible sobre la marcha de la economía. Por último, al estudiar la dirección de los errores de predicción se rechaza mediante un test χ^2 la hipótesis nula de independencia entre la dirección de la predicción y de la tasa de crecimiento finalmente observada. Como se puede observar en el Cuadro A.1, en la mayoría de los años estudiados las predicciones económicas formuladas por la OCDE permiten avanzar correctamente la dirección del crecimiento experimentado por la economía española. Se concluye también que las predicciones formuladas en el año en curso son superiores a las realizadas con un año de antelación al considerar únicamente la dirección del crecimiento.

REFERENCIAS

Alvarez, J., F.C. Ballabriga y J. Jareño (1997), «Un modelo BVAR de predicción para la economía española», en Servicio de Estudios del Banco de España, *La política monetaria y la inflación en España*, Alianza Economía, Madrid, Cap. 12.

Artis, M.J. (1988), «How accurate is the World Economic Outlook? A post mortem on short-term forecasting at the International Monetary Fund», *Staff Studies for the World Economic Outlook*, Julio, 1-49.

Artis, M.J. (1996), «How accurate are the IMF's short-term forecasts? Another examination of the World Economic Outlook», IMF, Working Paper 96/89.

Artis, M.J., Z.G. Kontolemis y D.R. Osborn (1997), «Business cycles for G7 and European countries», *Journal of Business*, 70, 249-279.

Ash, J.C.K., D.J. Smyth y S.M. Heravi (1998): «Are OECD forecasts rational and useful?: A directional analysis», *International Journal of Forecasting*, 14, 381-391.

Ballabriga, F.C., L.J. Álvarez y J. Jareño (1998): «Un modelo macroeconométrico BVAR para la economía española: Metodología y resultados», Banco de España, Estudios Económicos, n.º 64.

Barrionuevo, J.M. (1993), «How accurate are the World Economic Outlook projections?», *Staff Studies for the World Economic Outlook*, Diciembre, 28-46.

Chong, Y.Y. y D.F. Hendry (1986), «Econometric evaluation of linear macroeconomic models», *Review of Economic Studies*, 53, 671-690.

Clemen, R.T. (1989), «Combining forecasts: A review and annotated bibliography», *International Journal of Forecasting*, 5, 559-583.

Clements, M.P. (1997). «Evaluating the rationality of fixed-event forecasts». *Journal of Forecasting*. 16. 225-239.

Clements, M.P. y D.F. Hendry (1993). «On the limitations of comparing mean square forecast errors». *Journal of Forecasting*. 12. 617-637.

Clements, M.P. y D.F. Hendry (1998). *Forecasting economic time series*. Cambridge University Press. Cambridge.

Cristóbal, A. y E.M. Quilis (1990). «Un análisis de las revisiones de los agregados de la contabilidad nacional (óptica del gasto)». *Boletín Trimestral de Coyuntura*. 35. 37-51.

Diebold, F.X. (1989). «Forecast combination and encompassing: Reconciling two divergent literatures». *International Journal of Forecasting*. 5. 589-592.

Diebold, F.X. (1998). *Elements of forecasting*. South-Western College Publishing, Cincinnati.

Diebold, F.X. y R.S. Mariano (1995). «Comparing predictive accuracy». *Journal of Business and Economic Statistics*. 13. 253-263.

Ericsson, N.R. (1993). «On the limitations of comparing mean square forecast errors: Clarifications and extensions». *Journal of Forecasting*. 12. 644-651.

Fair, R.C. y R.J. Shiller (1990). «Comparing information in forecasts from econometric models». *American Economic Review*. 80. 375-389.

Gartaganis, A.J. y A.S. Goldberger (1955). «A note on the statistical discrepancy in the national accounts». *Econometrica*. 23. 166-173.

Graham, J.R. (1996). «Is a group of economists better than one?. Than none?». *Journal of Business*. 69. 139-232.

Granger, C.W.J. (1996). «Can we improve the perceived quality of economic forecasts?». *Journal of Applied Econometrics*. 11. 455-473.

Granger, C.W.J. y P. Newbold (1977). *Forecasting economic time series*. Academic Press, New York.

Harvey, D., S. Leybourne y P. Newbold (1997). «Testing the equality of prediction mean squared errors». *International Journal of Forecasting*. 13. 281-291.

Holden, K. (1997). «A comparison of forecasts from UK economic models and some bayesian vector autoregressive models». *Journal of Economic Studies*. 24. 243-257.

Holden, K. y D.A. Peel (1989). «Unbiasedness, efficiency and the combination of economic forecasts». *Journal of Forecasting*. 8. 175-188.

Holden, K. y J. Thompson (1997). «Combining forecasts, encompassing and the properties of UK macroeconomic forecasts». *Applied Economics*. 29. 1447-1458.

Howrey, E.P. (1978). «The use of preliminary data in econometric forecasting». *Review of Economics and Statistics*. 60. 193-200.

Leitch, G. y J.E. Tanner (1995). «Professional economic forecasts: Are they worth their costs?». *Journal of Forecasting*. 14. 143-157.

Mankiw, N.G. y M.D. Shapiro (1986). «News or noise: An analysis of GNP revisions». *Survey of Current Business*. 66. 20-25.

Mincer, J. y V. Zarnowitz (1969). «The evaluation of economic forecasts», en Mincer, J. (ed.). *Economic forecasts and expectations*. National Bureau of Economic Research, New York.

Morgan, W.A. (1939-1940). «A test for significance of the difference between the two variances in a sample from a normal bivariate population». *Biometrika*. 31. 13-19.

Morgenstern, O. (1963). *On the accuracy of economic observations*. Princeton University Press. Princeton.

Muñoz, J., E. Pons y J. Pons (1996). «Les revisions de les estimacions a la comptabilitat nacional». *Qüestiió*. 20. 293-324.

Nelson, C.R. (1972). «The prediction perfomance of the FRB-MIT-PENN model of the U.S. economy». *American Economic Review*. 62. 902-917.

Newey, W. y K. West (1987). «A simple, positive definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica*, 55, 703-708.

Nordhaus, W. (1985). «Forecasting efficiency: Concepts and applications». Cowles Foundation, Discussion Paper 744.

Pons, J. (1997a). «¿Pueden los economistas prever el crecimiento de la economía? La experiencia de la OCDE». *Revista de Economía Aplicada*, 15, 135-154.

Pons, J. (1997b). «L'economia espanyola creixerà l'any 1998 entre un —0,4% i un 6,4%». *Revista Econòmica de Catalunya*, 31, 145-148.

Rathjens, P. y R.P. Robins (1995). «Do government agencies use public data?: The case of GNP». *Review of Economics and Statistics*, 77, 170-172.

Stekler, H.O. (1967). «Data revisions and economic forecasting». *Journal of the American Statistical Association*, 62, 470-483.

Stekler, H.O. (1994). «Are economic forecasts valuable?». *Journal of Forecasting*, 13, 495-505.

Theil, H. (1971). *Applied economic forecasting*. North-Holland, Amsterdam.

Wallis, K.F. (1989). «Macroeconomic forecasting: A survey». *Economic Journal*, 99, 28-61.

Zellner, A. (1958). «A statistical analysis of provisional estimates of gross national product and its components, of selected national income components, and of personal saving». *Journal of the American Statistical Association*, 53, 54-65.

ABSTRACT

This paper analyzes the errors in GDP forecasts in the G-7 countries and Spain from 1971 to 1995. This GDP short-term forecasts are produced by the Organization for Economic Cooperation and Development and by the International Monetary Fund. A forecast is considered to be accurate if it is unbiased and efficient. A forecast is unbiased if its average deviation from the outcome is zero, and it is efficient if it reflects all the information that is available at the time the forecast is made. Finally, the paper proposes a forecast encompassing test for two alternative forecasts, and also examines tests of directional accuracy and offer a non-parametric method of assessment.

Los tipos interbancarios en el mecanismo de fijación de precios por las entidades de crédito*

M.ª TERESA BARREIRA
Universidad de Valencia

ROMÁN FERRER
Universidad de Valencia

CRISTÓBAL GONZÁLEZ
Universidad de Valencia

1. INTRODUCCION

A pesar de que en la actualidad se considera que la valoración del riesgo de interés es un objetivo prioritario en la gestión bancaria, la implantación de métodos específicos para su medición sigue siendo un tema en el que existen múltiples cuestiones aún no resueltas o, al menos, no de forma generalmente aceptada. Esta circunstancia es en parte debida a las numerosas dificultades que presenta la evaluación de este tipo de riesgo y que afectan, incluso, a su correcta definición y comprensión[1].

Así por ejemplo, las estrategias clásicas de gestión del riesgo de interés en las entidades de crédito basadas en el análisis del GAP o brecha de fondos proponían el ajuste de vencimientos de activos y pasivos como una técnica destinada a insensibilizar el margen financiero ante las variaciones de los tipos de interés de mercado. No obstante, la

* Este trabajo ha sido desarrollado en el marco del convenio de colaboración financiado por Caja Rural Valencia y la Fundación Universidad-Empresa (ADEIT) de Valencia. Una versión preliminar de este artículo aparece recogida en el Documento de Trabajo WP-EC 98-01 del IVIE (Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas). Los autores agradecen los comentarios y sugerencias realizados por el profesor Vicente Meneu y por los dos evaluadores anónimos.

[1] Hay que tener en cuenta que la definición de riesgo de interés en una entidad de crédito utilizada con más frecuencia resulta considerablemente genérica y ambigua, ya que lo describe como el riesgo de que las variaciones de los tipos de interés de mercado produzcan consecuencias negativas sobre su situación financiera.

experiencia derivada de la utilización de este procedimiento ha puesto de manifiesto las graves carencias de esta clase de estrategias para alcanzar el objetivo previsto, dado que realmente en dicha propuesta se está asumiendo que no existe el denominado riesgo de base, es decir, el riesgo de que las fluctuaciones de los tipos de interés puedan incidir de manera distinta sobre las diferentes modalidades de operaciones.

Los desarrollos posteriores tratan de relajar la rigidez de este planteamiento permitiendo en mayor o menor medida incorporar la problemática asociada al riesgo de base[2]. En este sentido, en el presente trabajo se toma como referencia el modelo planteado por Barreira y Navarro como primera fase de un proyecto cuyo objetivo último es la valoración del riesgo de interés en las entidades de crédito, y que presenta la siguiente formulación[3]:

$$\Delta M \cong \left[\sum_{h=1}^{p} \frac{(1 + r_A^h)^{t/m}}{(1 + r_A^h)} \cdot A^h(r_A^h) \cdot \left(\frac{1}{m} - D_A^h \right) \cdot \frac{dr_A^h}{dr^*} - \right.$$

$$\left. - \sum_{j=1}^{q} \frac{(1 + r_L^j)^{t/m}}{(1 + r_L^j)} \cdot L_L^j(r_L^j) \left(\frac{1}{m} - D_L^j \right) \cdot \frac{dr_L^j}{dr^*} \right] \Delta r^* \qquad (1)$$

siendo:

ΔM	la variación aproximada de los resultados del período.
r_A^h y r_L^j	los tipos de interés, en términos anuales, vigentes para cada modalidad de operación activa y pasiva, respectivamente, en el momento inicial.
$A(r_A^h)$ y $L(r_L^j)$	el valor financiero de cada partida activa y pasiva calculado a los tipos vigentes en el momento inicial.
m	la amplitud del período analizado en referencia con el período base.
D_A y D_L	las duraciones de cada partida activa y pasiva en el momento inicial a los tipos r_A^h y r_L^j, expresadas en años.
r^*	el tipo de interés considerado como significativo para la fijación de la política de precios de la entidad.

[2] Al respecto, puede verse, entre otros, Bierwag y Kaufman (1985), Bierwag (1987), Toevs (1983) y Toevs y Haney (1986).

[3] Un desarrollo preliminar de este modelo puede encontrarse en Barreira y Navarro (1995).

Como se puede observar, se trata de un modelo uniperiodal que pretende obtener la variación aproximada del margen financiero de la entidad en el período dado. El margen financiero es función de los tipos de interés aplicados a las distintas modalidades de operaciones activas y pasivas y, a su vez, estos tipos dependen de un tipo de interés significativo. El balance se contempla desagregado en las partidas activas (p) y pasivas (q) que muestran diferente sensibilidad ante la variación de dicho tipo, sensibilidad que viene medida por la derivada del tipo de la operación activa o pasiva con respecto al tipo de interés clave.

La incorporación del riesgo de base en este modelo plantea dos aspectos fundamentales a resolver. Por un lado, la identificación de las partidas del balance que tienen una sensibilidad significativamente distinta que justifique su consideración por separado y, por otro, la cuantificación de la repercusión de las variaciones del tipo de referencia en el precio de las operaciones activas y pasivas ofertadas por la entidad de crédito.

La primera de las cuestiones es difícilmente abordable con los datos disponibles en estos momentos dado que éstos presentan una desagregación única y, al carecer de información sobre volúmenes, no resulta posible modificarla. No obstante, y aún reconociendo que sería deseable poder determinar cuál es la descomposición óptima, puede considerarse que la utilizada en este trabajo abarca una parte significativa de la totalidad del balance y parece en principio adecuada para identificar las distintas sensibilidades de las operaciones.

Por su parte, la consideración del segundo aspecto exige llevar a cabo un proceso dividido en dos fases:

— La identificación del tipo o tipos de interés significativos, esto es, aquél o aquéllos cuyas variaciones influyen de forma más decisiva sobre la política de precios de las entidades.

— El establecimiento de las relaciones entre el/los tipo/s determinante/s y el precio de las operaciones de activo y pasivo[4].

La primera etapa de las descritas se afrontó en un trabajo anterior [Barreira, Ferrer y González (1997)] en el que se planteaba el análisis de las conexiones entre un conjunto de tipos de interés del mercado monetario español. El estudio se centraba, fundamentalmente, en los tipos del mercado interbancario de depósitos no transferibles dada su

[4] En concreto, el aspecto del riesgo de interés que se trata de valorar es el referido a la modificación en el precio de las operaciones activas y pasivas realizadas con clientes. Si, por ejemplo, se tratase de valorar el riesgo de interés de la cartera de renta fija probablemente el tipo significativo fuese otro.

comprobada interrelación con los tipos de interés ofertados por las entidades de crédito en sus operaciones de activo y pasivo[5]. Se llegaba a la conclusión de que los tipos de interés a uno y tres meses del mercado interbancario son los que ejercen una mayor influencia en términos de causalidad según Granger sobre los restantes tipos negociados en el mercado monetario español.

A partir de dicho resultado, el objetivo de este trabajo se centra en verificar si los tipos obtenidos previamente se revelan como significativos en la fijación de la política de precios de las entidades de crédito y en abordar las relaciones entre aquellos tipos y estos precios.

A diferencia de otros estudios basados en la consideración de un tipo de interés sintético, calculado como una media ponderada de los tipos de las distintas operaciones activas o pasivas [Cuenca (1994) y Manzano y Galmés (1996)], aquí se opera a nivel desagregado, analizando de forma pormenorizada el impacto de los cambios experimentados por los tipos interbancarios sobre los precios de las distintas operaciones.

Por último, el hecho de trabajar con los precios de las operaciones de activo y pasivo *por separado* implica [Sáez, (1996a)] adoptar la hipótesis de separabilidad entre las decisiones de activo y pasivo[6]. Por otra parte, el suponer que el sector bancario global dispone de poder de mercado en la fijación de su política de precios equivale [Sastre, (1991)] a admitir un marco teórico de competencia imperfecta, donde se adopta la hipótesis de empresa representativa como la agregación de la totalidad de empresas que operan en el mercado.

2. REPERCUSION A LARGO PLAZO DE LOS TIPOS DE INTERES INTERBANCARIOS SOBRE LA POLITICA DE PRECIOS DE LAS ENTIDADES DE CREDITO

2.1. Consideraciones generales

Granger y Newbold (1974) y Phillips (1986) señalan la posible aparición de problemas de regresión espúrea al emplear las técnicas clási-

[5] Véase Sastre (1991 y 1997), Sáez (1996a y b), Manzano y Galmés (1995 y 1996) y Estrada et al. (1994).

[6] La financiación/inversión interbancaria es la que ajusta los desequilibrios entre los depósitos (recursos) y los créditos (inversión) a la vez que permite la separabilidad de ambos mercados, de modo que las decisiones de activo se establecen de forma independiente de las de pasivo.

cas de mínimos cuadrados ordinarios cuando las variables contempladas son no estacionarias, rasgo por otra parte habitual en la mayoría de las series temporales financieras. Bajo estas circunstancias los métodos tradicionales de regresión no resultan apropiados, ya que pueden llevar a efectuar inferencias erróneas al aceptar como válidas relaciones de tipo meramente casual. En este contexto, la teoría de cointegración propuesta por Engle y Granger (1987) se revela como el marco idóneo para detectar las posibles conexiones estables a largo plazo entre series no estacionarias.

De este modo, el estudio empírico se inicia contrastando la no estacionariedad de las distintas variables a través de un test de raíces unitarias. A continuación, se examina, mediante la aplicación de las técnicas de cointegración, la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos de interés más significativos del mercado interbancario y los tipos de interés de las operaciones de activo y de pasivo ofertadas por las entidades de crédito que operan en el mercado español. Finalmente, el trabajo se completa con un análisis de las interacciones dinámicas entre ambas clases de tipos de interés en el ámbito de la metodología VAR (Vectorial Autorregresiva) de Sims (1980).

2.2. Datos empleados

El periodo muestral utilizado se extiende desde enero de 1989 hasta abril de 1997 (100 observaciones mensuales). Los datos empleados han sido extraídos de la sección de Indicadores Económicos del Boletín Económico del Banco de España y corresponden, por una parte, a los tipos de interés medios mensuales ponderados de las operaciones iniciadas o renovadas en cada mes, concertadas con el sector privado residente por las entidades de crédito y, por otra, a los tipos de interés medios mensuales a uno y a tres meses de plazo negociados en el mercado interbancario de depósitos no transferibles[7].

Siguiendo la práctica habitual, se distingue entre bancos y cajas de ahorro con el objeto de constatar si aparecen diferencias ostensibles

[7] Los tipos de interés medios representativos del precio de las operaciones bancarias se calculan según los procedimientos fijados por la Circular del Banco de España 8/90 para la obtención del TAE a partir de los tipos de todas las operaciones efectivamente realizadas. Para los préstamos y las cuentas de crédito la ponderación se realiza en función de los principales de las operaciones y en los demás casos por sus importes nominales. Por su parte, los tipos del mercado monetario son la media de los tipos de interés a los que se han cruzado operaciones.

entre ambas entidades en lo concerniente a la política de fijación de precios en sus operaciones. Además, se efectúa un análisis desagregado por instrumentos para determinar el grado de ajuste de las distintas operaciones activas y pasivas ante los cambios de los tipos interbancarios más relevantes.

Tal y como han puesto de relieve Estrada *et al.* (1994), Cuenca (1994), Sáez (1996a y b) y Manzano y Galmés (1996a y b), la interconexión entre los tipos de interés del mercado interbancario y el precio de las operaciones realizadas por las entidades se ha incrementado de manera considerable en los últimos años. En este sentido, basta recordar que el proceso de liberalización de precios no se completa hasta 1987, de forma que es sólo a partir de ese momento cuando las políticas de precios pueden ser fijadas libremente por las entidades de acuerdo con sus estrategias y con la evolución del sistema financiero y de la economía.

Desde entonces hasta ahora se ha producido un importantísimo incremento del nivel de competencia que se ha traducido en una creciente sensibilización de los balances bancarios a las variaciones de los tipos de interés y cuyo resultado inmediato ha sido el gradual estrechamiento del margen de intermediación.

Sin embargo, parece lógico pensar que esta transformación no se ha producido de forma inmediata a la liberalización del precio de las operaciones y que tampoco ha afectado simultáneamente, y con la misma intensidad, a todas las partidas del balance. Es por ello por lo que en aquellos casos en los que no se ha detectado relaciones estables a largo plazo durante el periodo muestral global, se ha procedido a repetir el análisis con una muestra más reciente que se inicia en enero de 1992. La utilización de este subperiodo está plenamente justificada a la luz de los acontecimientos que tuvieron lugar en dicho año y que ponen de manifiesto que 1992 ha sido, sin duda, un momento significativo en el proceso de transformación del sistema financiero español y, en particular, en el de aumento de la competencia entre las entidades.

En efecto, en ese año y en un entorno caracterizado por una evolución económica desfavorable que produjo una notable subida de la morosidad, las entidades tuvieron que asumir las consecuencias de las graves tensiones que afectaron al Sistema Monetario Europeo, de la liberalización de las transacciones internacionales de capitales y de la importante competencia de los fondos de inversión que, sobre todo en

el primer trimestre, tuvieron un desarrollo espectacular. Junto a esto, la desaparición del coeficiente de inversión y el descenso en el nivel de cobertura del coeficiente de caja fueron también aspectos relevantes en la fijación de políticas de precios al reducir las distorsiones provocadas por la exigencia de su cobertura con activos remunerados a tipos inferiores a los de mercado.

En concreto, los tipos de interés medios del mercado interbancario y de las operaciones activas y pasivas de bancos y cajas de ahorro aquí contemplados son:

Tipos de interés clave del mercado interbancario de depósitos no transferibles	A un mes (IB1M).
	A tres meses (IB3M).

Tipos de interés activos y pasivos de los bancos.

Operaciones de pasivo	Cuentas corrientes (CCB)[8].
	Cesiones temporales de deuda pública anotada de hasta tres meses (CESB).
	Depósitos de plazo comprendido entre uno y dos años (DEPB).
Operaciones de activo	Operaciones de descuento comercial hasta tres meses (DTOB).
	Operaciones de crédito hipotecario (HIPB)[9].
	Cuentas de crédito de uno a tres años (CREDB)[10].
	Préstamos a tres o más años (PRESB).

Tipos de interés activos y pasivos de las cajas de ahorro.

Operaciones de pasivo	Cuentas corrientes (CCC).
	Cesiones temporales de deuda pública anotada de hasta tres meses (CESC).
	Depósitos de plazo comprendido entre uno y dos años (DEPC).
Operaciones de activo	Operaciones de crédito hipotecario (HIPC).
	Cuentas de crédito de uno a tres años (CREDC).
	Préstamos a tres o más años (PRESC).

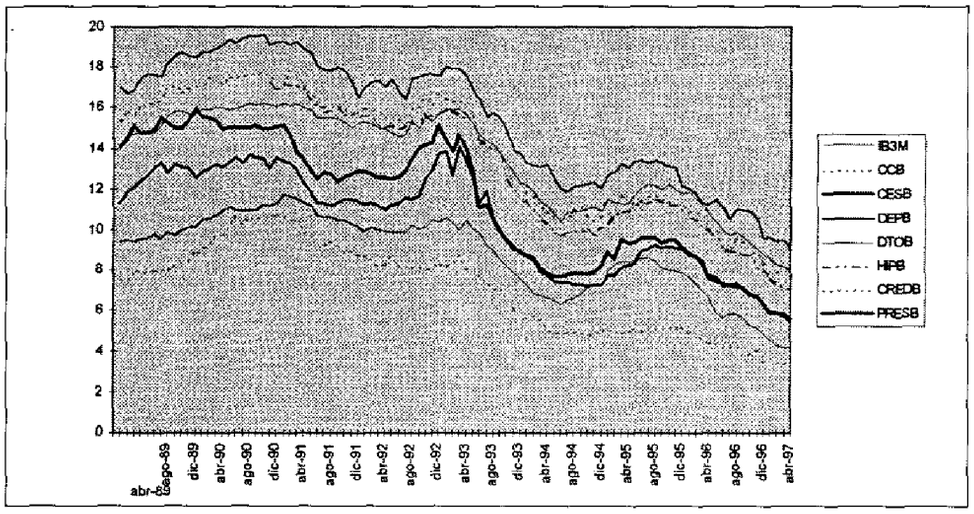
[8] Se excluyen las que por tener un carácter de servicio de tesorería no están remuneradas o lo están con tipos no significativos como coste financiero. Esto también es aplicable en las cuentas corrientes de las cajas de ahorro.

[9] Incluidas las concertadas a tipo variable. Asimismo, cabe resaltar que los datos correspondientes a esta operación, tanto en bancos como en cajas de ahorro, sólo están disponibles a partir de noviembre de 1990.

[10] Bajo la hipótesis de disposición total del límite.

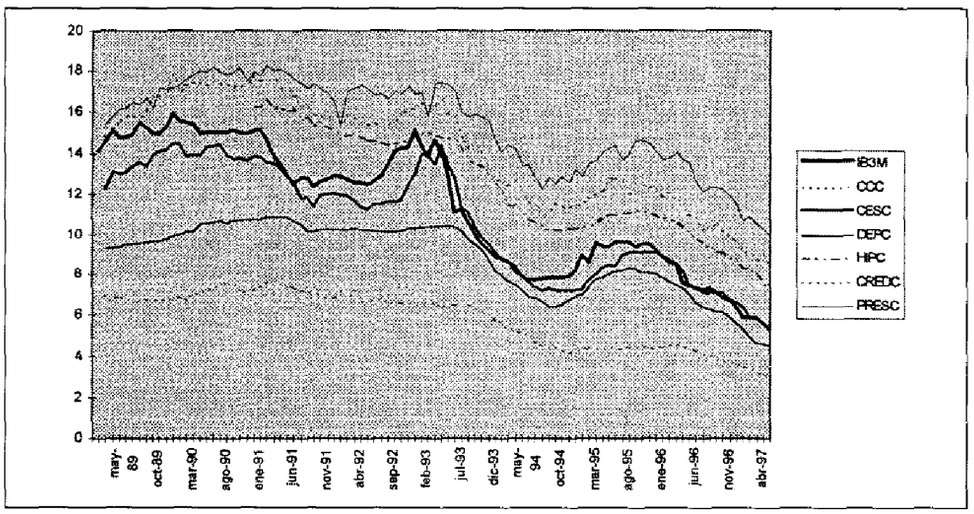
En los Gráficos 1 y 2 se muestra la evolución temporal de los tipos de interés de las operaciones efectuadas por los bancos y por las cajas de ahorro, respectivamente, junto con el tipo interbancario a tres meses[11]. Como era de esperar, los tipos activos están por encima de este tipo interbancario, mientras que con los tipos pasivos sucede exactamente lo contrario.

GRAFICO 1
TIPOS DE INTERES OPERACIONES ACTIVAS Y PASIVAS DE LOS BANCOS VS
TIPO INTERBANCARIO A TRES MESES



Fuente: Boletín Económico del Banco de España.

GRAFICO 2
TIPOS DE INTERES OPERACIONES ACTIVAS Y PASIVAS DE LAS CAJAS VS
TIPO INTERBANCARIO A TRES MESES



Fuente: Boletín Económico del Banco de España.

[11] En ambos Gráficos se ha incluido sólo el tipo de interés interbancario a tres meses dado que, como se verá más adelante, con este tipo se obtienen resultados más significativos que con el interbancario a un mes.

De la simple observación de estos gráficos parece desprenderse la existencia de una notable vinculación en el largo plazo entre los tipos de interés de las operaciones activas y pasivas y el tipo interbancario a tres meses, así como un creciente estrechamiento del margen.

Conviene destacar que en este trabajo se analiza la existencia de conexiones estables a largo plazo, lo que implica una evolución similar de los tipos de interés considerados a lo largo del período de estudio. Estas relaciones pueden darse tanto en mercados con escaso nivel de competencia, que admiten elevados márgenes financieros, como en situaciones más competitivas que provocan un estrechamiento de los márgenes, si bien estas últimas pueden propiciar en mayor medida la presencia de tales vinculaciones a largo plazo.

2.3. Contraste de raíces unitarias

Dado que sólo las variables integradas del mismo orden pueden estar cointegradas, el primer paso en la investigación empírica va a ser determinar el orden de integración de las distintas series individuales. Con tal fin, se emplea el contraste de raíces unitarias Dickey-Fuller ampliado (DFA), diseñado por Dickey y Fuller (1979) y por Said y Dickey (1984).

En relación al número óptimo de retardos a incluir en la ecuación autorregresiva característica de este procedimiento, se ha puesto en práctica la estrategia sugerida por Campbell y Perron (1991)[12]. Además, según el criterio de Dickey y Pantula (1987), se ha optado por contrastar primero la hipótesis nula de presencia de dos raíces unitarias y únicamente cuando ésta resulta rechazada se efectúa el test de existencia de una sola raíz. Asimismo, y conforme a la práctica usual, el contraste de una raíz unitaria se lleva a cabo contemplando separadamente dos posibilidades —la inserción simplemente de un término constante y la adición de una constante y una tendencia lineal—, mientras que el test de dos raíces sólo incorpora una constante en la especificación autorregresiva.

Por lo que respecta a los resultados obtenidos, para la gran mayoría de las variables, tanto tipos de interés interbancarios relevantes

[12] Se trata de fijar a priori un límite superior suficientemente elevado para el número de retardos y estimar por MCO el correspondiente modelo autorregresivo. Si el último retardo incluido es significativo, el número óptimo de retardos coincide con dicho límite. En caso contrario, el orden de la autorregresión se va reduciendo paulatinamente y se detiene al alcanzar el valor en el que el coeficiente del último retardo es significativo.

como tipos ofertados por bancos y cajas de ahorro, se rechaza la hipótesis de dos raíces unitarias a un nivel de significación del 5%. Específicamente, sólo se detectan dos raíces en los tipos de interés de los créditos entre uno y tres años y de los préstamos a más de tres años de las cajas de ahorro. Frente a esto, al contrastar la presencia de una sola raíz en general se obtiene evidencia favorable a esta hipótesis, si bien cabe significar que, al considerar el modelo con término constante y tendencia lineal, en algunos casos únicamente no resulta rechazada a un nivel del 1%. De lo anterior se desprende, con las dos excepciones mencionadas, que todas las restantes variables son integrables de orden uno[13].

2.4. Procedimiento de cointegración de Johansen

2.4.1. CONSIDERACIONES GENERALES

En el ámbito del presente estudio, el análisis de cointegración va a permitir detectar, en caso de existir, las conexiones a largo plazo desde una perspectiva bivariante entre los tipos de interés interbancarios más significativos y los tipos representativos del rendimiento y coste medios de las operaciones activas y pasivas realizadas por los bancos y las cajas de ahorro.

Los trabajos existentes sobre este tema en el mercado español se basan usualmente en la estimación de las relaciones de cointegración a través del método estático de dos etapas de Engle y Granger (1987) y del procedimiento de una sola etapa diseñado por Banerjee *et al.* (1986) y (1993). No obstante, los contrastes de cointegración aquí efectuados aplican la metodología propuesta por Johansen (1988) y (1991) y por Johansen y Juselius (1990).

El enfoque de Johansen emplea técnicas de máxima verosimilitud para determinar el número de vectores de cointegración y se basa en la representación de un modelo VAR no restringido bajo la forma de un mecanismo de corrección de error vectorial con errores gaussianos. Esta metodología presenta diversas ventajas con respecto a las aproximaciones clásicas de cointegración. Específicamente, permite estimar todos los vectores de cointegración presentes en un sistema, asume que

[13] Por motivos de espacio, no se han incluido los cuadros que recogen los resultados de la aplicación del contraste DFA sobre las diferentes variables individuales. No obstante, estos pueden ser solicitados a los autores.

todas las variables implicadas son conjuntamente endógenas y, por tanto, no se ve afectado por los posibles problemas de endogeneidad existentes entre ellas y, además, posibilita la realización de contrastes de hipótesis sobre los parámetros de los vectores de cointegración[14].

2.4.2. ESTIMACION DE LAS RELACIONES DE COINTEGRACION

Como se ha mencionado antes, la presencia de cointegración se examina en un contexto bivariante. De acuerdo con esto, se considera un proceso vectorial Y_t de dimensión 2x1 y con estructura $Y_t = [X_{1t}, X_{2t}]'$, donde X_{1t} representa uno de los tipos de interés relevantes del mercado interbancario, mientras que X_{2t} denota el precio de una de las operaciones de activo o de pasivo efectuadas por las entidades de crédito con sus clientes.

El número óptimo de retardos a insertar en el modelo VAR característico del enfoque de Johansen ha sido elegido en base al criterio de información de Akaike[15]. En lo referente a la introducción de componentes deterministas en el sistema, dado que durante el periodo de análisis contemplado no parece existir una tendencia lineal ni en los tipos interbancarios ni en los tipos ofertados por las entidades de crédito, se ha optado por operar con una especificación que presenta una media distinta de cero en el vector de cointegración y, sin embargo, no incluye ningún término determinista en la estructura VAR. Los Cuadros 1 a 4 muestran los resultados obtenidos con esta metodología durante el periodo muestral global[16].

Como puede observarse, se detecta una considerable evidencia empírica favorable a la presencia de vinculaciones estables a largo plazo (en un 61,5% de los casos posibles) entre los tipos de interés

---

[14] A su vez, Gonzalo (1994) compara varios métodos de cointegración alternativos y llega a la conclusión de que la aproximación de Johansen goza de propiedades claramente superiores a las de los restantes enfoques.

[15] Para confirmar la robustez del análisis, se ha aplicado el estadístico de Ljung-Box sobre los modelos VAR elegidos en base al criterio de Akaike. En todos los casos se ha obtenido evidencia de que los residuos de las ecuaciones no presentan problemas de autocorrelación. Por otra parte, el test de Bera-Jarque revela la existencia de problemas de normalidad, motivados por exceso de kurtosis, en los residuos de algunas de las ecuaciones de los tipos interbancarios. A este respecto, tal y como señala Gonzalo (1994), el método de Johansen resulta más robusto que los restantes procedimientos de cointegración incluso cuando los residuos son no normales.

[16] No se presentan los resultados del contraste de cointegración entre los tipos interbancarios y los tipos de los créditos y de los préstamos de las cajas de ahorro, debido a que estas operaciones tienen un orden de integración distinto al de los tipos interbancarios, de forma que no puede existir cointegración entre ambos.

interbancarios clave y los tipos de las entidades de crédito. No obstante, hay que resaltar que aparece un mayor número de relaciones de cointegración en las operaciones de los bancos (71,4%) que en las de las cajas de ahorro (50%).

CUADRO 1
PROCEDIMIENTO DE COINTEGRACION DE JOHANSEN
BANCOS-IB1M

VARIABLES IMPLICADAS	NUMERO OPTIMO DE RETARDOS	HIPOTESIS NULA	ESTADISTICO DE LA TRAZA
A. Operaciones pasivas			
CCB Y IB1M	11	$r \leq 0$	21,178*
		$r \leq 1$	2,944
CESB Y IB1M	12	$r \leq 0$	29,088**
		$r \leq 1$	7,351
DEPB Y IB1M	1	$r \leq 0$	5,474
		$r \leq 1$	1,830
B. Operaciones activas			
DTOB Y IB1M	8	$r \leq 0$	6,931
		$r \leq 1$	2,428
HIPB Y IB1M	12	$r \leq 0$	20,959*
		$r \leq 1$	7,218
CREDB Y IB1M	11	$r \leq 0$	22,386*
		$r \leq 1$	3,068
PRESB Y IB1M	11	$r \leq 0$	21,294*
		$r \leq 1$	4,849

Este Cuadro recoge los valores del contraste de cointegración realizado en base al estadístico de la traza definido por Johansen entre el tipo interbancario a un mes y los precios de las operaciones efectuadas por los bancos. Se contrastan las hipótesis nulas de como máximo cero y un vectores de cointegración, respectivamente, donde r denota el número de vectores de cointegración. En concreto,* significa que la hipótesis nula se rechaza a un nivel de significación del 5%, mientras que ** indica que dicha hipótesis sólo puede ser rechazada al 1%.
Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2
PROCEDIMIENTO DE COINTEGRACION DE JOHANSEN
BANCOS-IB3M

VARIABLES IMPLICADAS	NUMERO OPTIMO DE RETARDOS	HIPOTESIS NULA	ESTADISTICO DE LA TRAZA
A. Operaciones pasivas			
CCB Y IB3M	11	$r \leq 0$	24,713*
		$r \leq 1$	2,886
CESB Y IB3M	12	$r \leq 0$	21,013**
		$r \leq 1$	6,306
DEPB Y IB3M	3	$r \leq 0$	7,937
		$r \leq 1$	1,755
B. Operaciones activas			
DTOB Y IB3M	8	$r \leq 0$	7,610
		$r \leq 1$	2,391
HIPB Y IB3M	12	$r \leq 0$	27,883**
		$r \leq 1$	10,045
CREDB Y IB3M	11	$r \leq 0$	22,293*
		$r \leq 1$	4,507
PRESB Y IB3M	11	$r \leq 0$	23,142*
		$r \leq 1$	5,104

Este Cuadro recoge los valores del contraste de cointegración realizado en base al estadístico de la traza definido por Johansen entre el tipo interbancario a tres meses y los precios de las operaciones efectuadas por los bancos. Se contrastan las hipótesis nulas de como máximo cero y un vectores de cointegración, respectivamente, donde r denota el número de vectores de cointegración. De nuevo,* indica un nivel de significación del 5%s y ** un nivel de significación del 1%.
Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 3
PROCEDIMIENTO DE COINTEGRACION DE JOHANSEN
CAJAS-IB1M

VARIABLES IMPLICADAS	NUMERO OPTIMO DE RETARDOS	HIPOTESIS NULA	ESTADISTICO DE LA TRAZA
A. Operaciones pasivas			
CCC Y IB1M	11	$r \leq 0$	20,517*
		$r \leq 1$	2,992
CESC Y IB1M	2	$r \leq 0$	43,322**
		$r \leq 1$	2,496
DEPC Y IB1M	2	$r \leq 0$	6,931
		$r \leq 1$	1,697
B. Operaciones activas			
HIPC Y IB1M	12	$r \leq 0$	21,539**
		$r \leq 1$	6,147
CREDC Y IB1M	12	$r \leq 0$	11,709
		$r \leq 1$	2,962
PRESC Y IB1M	12	$r \leq 0$	14,015
		$r \leq 1$	4,733

Este Cuadro muestra los valores del contraste de cointegración realizado en base al estadístico de la traza definido por Johansen entre el tipo interbancario a un mes y los precios de las operaciones efectuadas por las cajas de ahorro. Se contrastan las hipótesis nulas de como máximo cero y un vectores de cointegración, respectivamente, donde r denota el número de vectores de cointegración. * indica un nivel de significación del 5% y ** un nivel de significación del 1%.
Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 4
PROCEDIMIENTO DE COINTEGRACION DE JOHANSEN
CAJAS-IB3M

VARIABLES IMPLICADAS	NUMERO OPTIMO DE RETARDOS	HIPOTESIS NULA	ESTADISTICO DE LA TRAZA
A. Operaciones pasivas			
CCC Y IB3M	12	$r \leq 0$	22,521*
		$r \leq 1$	4,200
CESC Y IB3M	12	$r \leq 0$	24,057*
		$r \leq 1$	4,079
DEPC Y IB3M	3	$r \leq 0$	7,220
		$r \leq 1$	2,049
B. Operaciones activas			
HIPC Y IB3M	11	$r \leq 0$	20,268*
		$r \leq 1$	6,427
CREDC Y IB3M	12	$r \leq 0$	11,613
		$r \leq 1$	3,306
PRESC Y IB3M	12	$r \leq 0$	13,423
		$r \leq 1$	5,270

Este Cuadro recoge los valores del contraste de cointegración realizado en base al estadístico de la traza definido por Johansen entre el tipo interbancario a tres meses y los precios de las operaciones realizadas por las cajas de ahorro Se contrastan las hipótesis nulas de como máximo cero y un vectores de cointegración, respectivamente, donde r denota el número de vectores de cointegración. * indica un nivel de significación del 5%s y ** un nivel de significación del 1%.
Fuente: Elaboración propia.

Dentro de las operaciones de los bancos se aprecia, en relación a las pasivas, cointegración entre los dos tipos interbancarios y los de las cuentas corrientes y de las cesiones temporales de hasta tres meses. En lo concerniente a las activas, aparecen relaciones entre los tipos interbancarios y los tipos de los préstamos hipotecarios, de los créditos entre uno y tres años y de los préstamos a más de tres años.

Por lo que respecta a las cajas de ahorro, las vinculaciones a largo plazo se manifiestan en los tipos de interés de las cuentas corrientes y de las cesiones temporales, dentro de las operaciones pasivas, y sólo en los tipos de los préstamos hipotecarios en lo referente a las operaciones activas. Así, en el largo plazo no existe una relación estable entre los tipos de interés del mercado interbancario y los tipos de los depósitos a plazo, de los créditos de uno a tres años y de los préstamos a más de tres años.

De forma adicional, con el objeto de verificar si en los últimos tiempos ha aumentado significativamente la interconexión entre los tipos de interés ofertados por las entidades de crédito y los tipos interbancarios, se ha vuelto a contrastar para un intervalo más reciente,

desde enero de 1992 hasta abril de 1997, la presencia de cointegración en aquellas operaciones en las que durante la muestra global no han aparecido relaciones a largo plazo.

La evidencia obtenida sugiere ahora, en lo relativo a los bancos, la existencia también de cointegración entre los tipos del mercado interbancario y los de los depósitos a plazo y del descuento comercial. En lo referente a las cajas de ahorro, se detecta cointegración entre los tipos de interés interbancarios y los tipos de los créditos de uno a tres años. Sin embargo, los depósitos y los préstamos a más de tres años continúan sin mostrar una relación a largo plazo con los tipos interbancarios.

De esta forma, se puede afirmar que, en general, en los últimos años se ha intensificado la respuesta en el largo plazo de los tipos de interés de las entidades de crédito ante los movimientos de los tipos interbancarios, aunque con distinto grado en bancos y cajas de ahorro. Esto puede obedecer, entre otras razones, a la creciente consideración por las entidades de crédito de los tipos interbancarios como referencia en sus políticas de precios, debido a la cada vez menor variabilidad en los mismos fruto de su uso como variable de control en la política monetaria.

Por último, los resultados son idénticos con independencia del tipo interbancario usado, lo que confirma la elevada interrelación entre los tipos de interés interbancarios a uno y a tres meses ya constatada por Barreira, Ferrer y González (1997).

Los Cuadros 5 y 6 contienen las ecuaciones representativas de las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos interbancarios más significativos y los tipos de las operaciones activas y pasivas efectuadas por bancos y cajas de ahorro, respectivamente. En todas las ecuaciones se ha incluido un término de error z_{it}, que refleja la desviación transitoria de la situación de equilibrio a largo plazo.

CUADRO 5
VECTORES DE COINTEGRACION PARA BANCOS

VARIABLES IMPLICADAS	VECTORES DE COINTEGRACION
A. Operaciones pasivas	
CCB Y IB1M	$CCB_t = -2{,}023 + 0{,}810\ IB1M_t + z_{1t}$
CCB Y IB3M	$CCB_t = -2{,}077 + 0{,}811\ IB3M_t + z_{2t}$
CESB Y IB1M	$CESB_t = -0{,}290 + IB1M_t + z_{3t}$
CESB Y IB3M	$CESB_t = -0{,}014 + IB3M_t + z_{4t}$
DEPB Y IB1M(1)	$DEPB_t = 2{,}835 + IB1M_t + z_{5t}$
DEPB Y IB3M(1)	$DEPB_t = -1{,}064 + IB3M_t + z_{6t}$
B. Operaciones activas	
DTOB Y IB1M(1)	$DTOB_t = 2{,}757 + IB1M_t + z_{7t}$
DTOB Y IB3M(1)	$DTOB_t = 2{,}741 + IB3M_t + z_{8t}$
HIPB Y IB1M	$HIPB_t = 1{,}470 + 1{,}124IB1M_t + z_{9t}$
HIPB Y IB3M	$HIPB_t = 0{,}956 + 1{,}149IB3M_t + z_{10t}$
CREDB Y IB1M	$CREDB_t = 2{,}821 + IB1M_t + z_{11t}$
CREDB Y IB3M	$CREDB_t = 0{,}423 + 1{,}169IB3M_t + z_{12t}$
PRESB Y IB1M	$PRESB_t = 4{,}702 + IB1M_t + z_{13t}$
PRESB Y IB3M	$PRESB_t = 1{,}774 + 1{,}185IB3M_t + z_{14t}$

Este Cuadro contiene los vectores de cointegración estimados entre los tipos de interés interbancarios relevantes y los tipos de las operaciones activas y pasivas realizadas por los bancos durante los periodos muestrales global y reducido. El superíndice (1) indica que la correspondiente relación de cointegración está asociada al período comprendido entre enero de 1992 y abril de 1997 y no al período muestral total.
Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 6
VECTORES DE COINTEGRACION PARA CAJAS DE AHORRO

VARIABLES IMPLICADAS	VECTORES DE COINTEGRACION
A. Operaciones pasivas	
CCB Y IB1M	$CCB_t = -0{,}254 + 0{,}256\ IB1M_t + z_{1t}$
CCB Y IB3M	$CCB_t = -0{,}470 + 0{,}539\ IB3M_t + z_{2t}$
CESC Y IB1M	$CESC_t = 0{,}448 + 0{,}891IB1M_t + z_{3t}$
CESC Y IB3M	$CESC_t = 0{,}389 + 0{,}891IB3M_t + z_{4t}$
B. Operaciones activas	
HIPC Y IB1M	$HIPC_t = 2{,}484 + IB1M_t + z_{5t}$
HIPC Y IB3M	$HIPC_t = 2{,}310 + IB3M_t + z_{6t}$
CREDC Y IB1M(1)	$CREDC_t = 4{,}838 + 0{,}848IB1M_t + z_{7t}$
CREDC Y IB3M(1)	$CREDC_t = 3{,}215 + IB3M_t + z_{8t}$

Este Cuadro contiene los vectores de cointegración estimados entre los tipos de interés clave del mercado interbancario y los tipos de las operaciones activas y pasivas realizadas por las cajas de ahorro durante los periodos muestrales global y reducido. El superíndice (1) indica que la correspondiente relación de cointegración va asociada al periodo comprendido entre enero de 1992 y abril de 1997 y no al período muestral total.
Fuente: Elaboración propia.

Para conseguir un mayor significado económico y facilitar la realización de comparaciones entre las diferentes operaciones de las entidades de crédito, los vectores de cointegración han sido normalizados de modo que los tipos interbancarios actúan como variables explicativas. Asimismo, se recogen las relaciones obtenidas tras contrastar, a través del test de restricciones lineales diseñado por Johansen, que los parámetros que miden la reacción de los precios de las operaciones bancarias ante los cambios de los tipos interbancarios no son diferentes de uno. Básicamente, la hipótesis nula contrastada plantea que los tipos ofertados por las entidades de crédito y los interbancarios aparecen en el vector de cointegración con coeficientes de igual magnitud, pero de signo opuesto[17].

Se observa cómo en todos los casos en que existe cointegración aparece una vinculación positiva entre los tipos de interés interbancarios y los tipos de las entidades de crédito, si bien para todas las operaciones se aprecia siempre la existencia de una conexión a largo plazo de igual o mayor intensidad con el tipo de interés interbancario a tres meses que con el tipo a un mes.

Por otra parte, y como era esperable, las operaciones activas resultan más influenciadas en el largo plazo por los tipos interbancarios que las operaciones pasivas. Dentro de estas últimas, las cesiones temporales de títulos de deuda pública de hasta tres meses de plazo se revelan como la operación más estrechamente relacionada con los tipos interbancarios, tanto en los bancos como en las cajas de ahorro. Por lo que respecta a las operaciones activas, en los bancos la mayor interconexión se da en los préstamos hipotecarios, los créditos de entre uno y tres años y los préstamos personales a más de tres años, aunque únicamente se registran leves diferencias entre estas tres operaciones. En las cajas de ahorro, la vinculación más fuerte aparece con los préstamos hipotecarios y con los créditos, si bien con estos últimos sólo durante el periodo más reciente.

2.5. Análisis de la interrelación dinámica

En un intento de alcanzar una percepción más completa de la interrelación existente entre los tipos de interés más significativos del mer-

[17] En términos de las relaciones de cointegración normalizadas, esta hipótesis nula es equivalente a contrastar que el coeficiente vinculado al tipo interbancario adopta un valor igual a la unidad.

cado interbancario español y los precios de las operaciones de activo y pasivo efectuadas por las entidades de crédito durante el periodo muestral total, esta sección se ocupa del análisis de las interacciones dinámicas a lo largo del tiempo entre estos dos grupos de variables. Con tal fin, se emplea la modelización VAR desarrollada por Sims (1980), también desde una perspectiva bivariante.

Este enfoque presenta la ventaja de que no parte de una división previa de las variables en endógenas y exógenas, sino que las trata a todas como potencialmente endógenas. Además, prescinde de restricciones estructurales a priori de naturaleza presumiblemente espuria y, en consecuencia, opera con la representación dinámica no restringida del sistema sin encuadrarse dentro de ninguna teoría económica concreta.

Siguiendo el planteamiento usual, una vez construido y estimado el modelo VAR se aplican los dos instrumentos típicos en el contexto de esta metodología, esto es, la función impulso-respuesta y el análisis de descomposición de la varianza del error de predicción.

Asimismo, el tipo concreto de especificación VAR a utilizar viene condicionado por los resultados del contraste de cointegración precedente. Según Lutkepohl y Reimers (1992), en las ocasiones en que existen relaciones de cointegración entre las variables, la interconexión dinámica entre ellas debe ser examinada en el marco de un mecanismo de corrección de error vectorial que incorpore el efecto de la vinculación a largo plazo. Por el contrario, cuando no se aprecia cointegración, el análisis dinámico se efectúa mediante una estructura VAR estándar con las variables expresadas en diferencias.

Un aspecto esencial de los procesos VAR hace referencia a que, aunque los shocks aleatorios en las variables del sistema están serialmente incorrelacionados por construcción, con bastante frecuencia las perturbaciones en las diferentes series no son independientes, sino que aparece un elevado grado de correlación contemporánea entre ellas. Para poder interpretar con mayor nitidez los resultados generados con las dos herramientas citadas se ha convertido en práctica común transformar los residuos originales en innovaciones ortogonalizadas, es decir, sin correlación contemporánea. Con esta finalidad, se emplea la descomposición de Choleski, que constituye sin duda el método de ortogonalización usado con más profusión.

Otro rasgo distintivo de esta aproximación se refiere al orden con el que las distintas variables son introducidas en el modelo. En ciertas ocasiones, la ordenación de las variables elegida presenta importantes

implicaciones sobre el análisis, hasta el punto de que diferentes ordenaciones pueden llevar a conclusiones bastante dispares. A este respecto, en línea con el criterio habitual en la literatura financiera sobre este tema, resulta recomendable que sean consideraciones teóricas a priori las que guíen la ordenación de las variables escogida.

Dado que el objeto central de este estudio es examinar la repercusión de los tipos interbancarios clave sobre los precios de las operaciones de las entidades de crédito, y de acuerdo con la literatura existente sobre la cuestión, se ha impuesto una ordenación según la cual los cambios de los tipos interbancarios preceden a los movimientos de los tipos de las operaciones. Esto permite que las fluctuaciones de los tipos interbancarios tengan un efecto instantáneo sobre el precio de las operaciones, mientras que los cambios en esta última variable sólo pueden tener un efecto retardado sobre aquéllas.

En relación a la posible inclusión de componentes deterministas en el sistema, dado que el análisis se realiza con variables diferenciadas, ha parecido más conveniente no incluir ningún término independiente ni tendencia determinista en la estructura VAR. La selección del número óptimo de retardos se ha llevado a efecto en base a los criterios de información de Akaike y de Schwarz.

El análisis impulso-respuesta constituye la primera de las herramientas de uso estándar en el ámbito de la modelización VAR y mide la respuesta dinámica del sistema a shocks aleatorios positivos de cuantía igual a una desviación típica en cada variable por separado. De esta manera, esta técnica permite recoger la forma y velocidad con que se transmiten los efectos de unas variables a otras.

En el contexto del presente trabajo, se estiman las funciones impulso-respuesta con el propósito de cuantificar la reacción de los tipos de interés de las operaciones de las entidades de crédito ante los impulsos aleatorios en los tipos interbancarios más significativos. En otras palabras, este procedimiento refleja en que grado las innovaciones en los tipos de interés interbancarios son transitorias o persistentes en términos de su impacto sobre los precios de las operaciones bancarias.

Los Gráficos 3 y 4 presentan las funciones impulso-respuesta de los tipos de interés de las operaciones realizadas por bancos y cajas de ahorro, respectivamente, ante perturbaciones aleatorias positivas de una desviación típica en los tipos interbancarios a tres meses. En el eje de abcisas se muestra el número de periodos transcurridos desde la innovación, mientras que en el de ordenadas aparece la respuesta en tanto por uno

del precio de la operación considerada. Puesto que los resultados asociados a los tipos interbancarios a uno y a tres meses guardan un gran parecido entre sí, por motivos de espacio se ha optado por representar gráficamente sólo la respuesta ante innovaciones en los últimos.

GRAFICO 3

FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA DE LOS PRECIOS DE LAS OPERACIONES REALIZADAS POR LOS BANCOS ANTE INNOVACIONES ALEATORIAS DEL IB3M

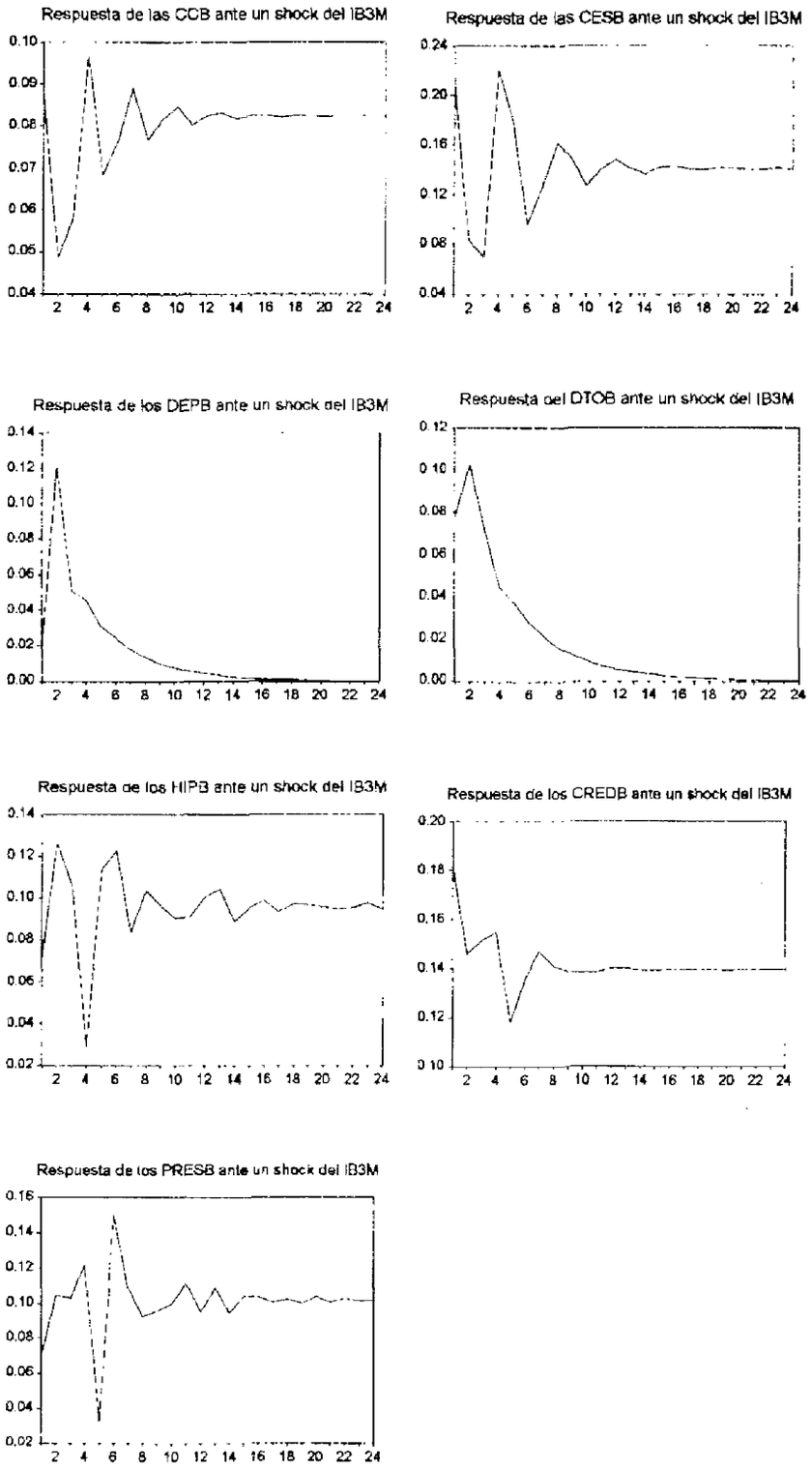
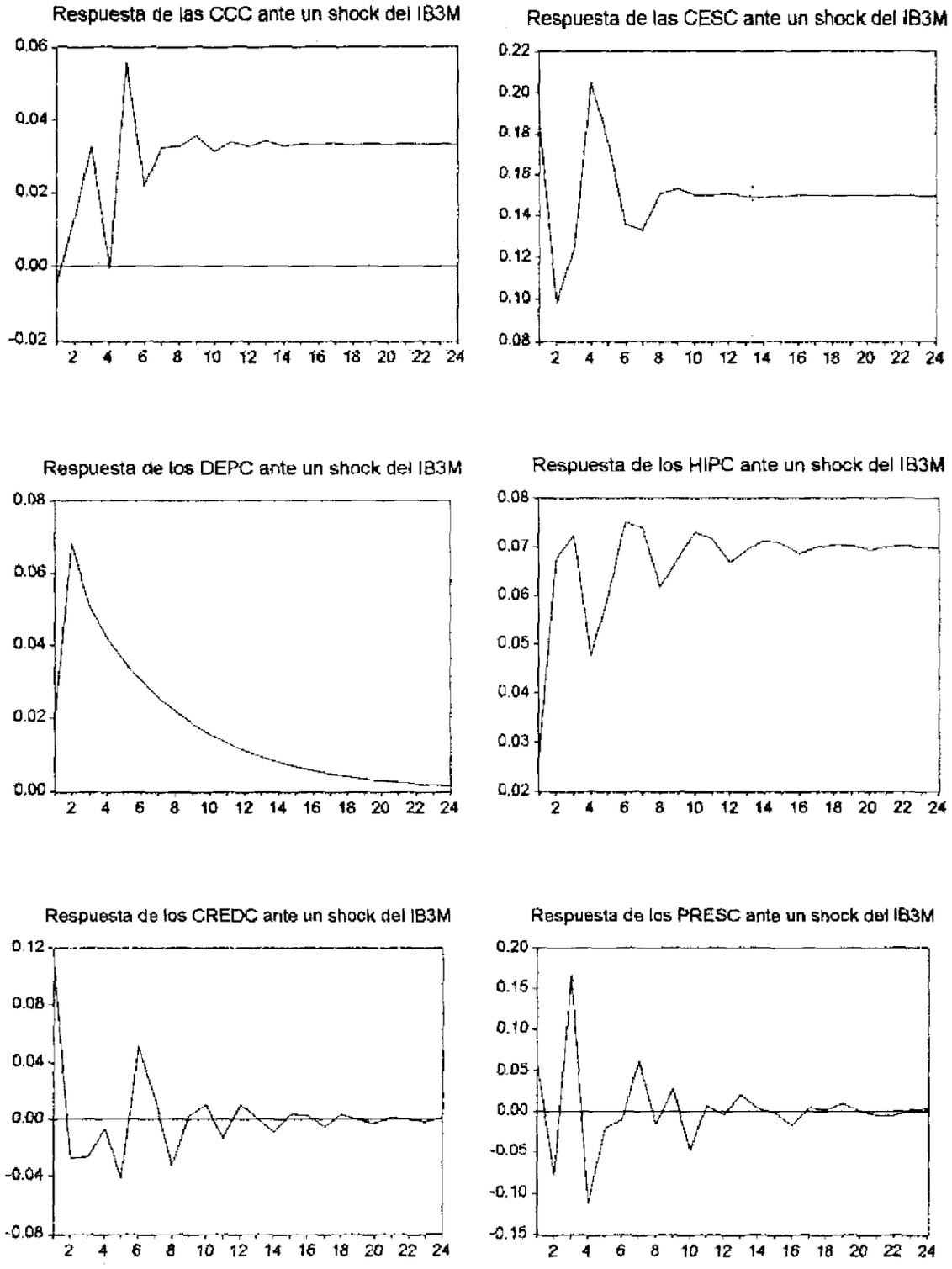


GRAFICO 4

FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA DE LOS PRECIOS DE LAS OPERACIONES DE LAS CAJAS DE AHORRO ANTE INNOVACIONES ALEATORIAS DEL IB3M



Fuente: Elaboración propia.

En líneas generales, los resultados obtenidos con esta técnica son plenamente consistentes con los derivados del análisis de cointegración realizado previamente. Así, se observa siempre una respuesta positiva

de los tipos de interés de las operaciones de las entidades de crédito ante los shocks en los tipos interbancarios. No obstante, hay que remarcar que una gran parte de las operaciones aquí contempladas presenta un comportamiento oscilante, tras una reacción positiva inicial de una cierta intensidad comienza un proceso de sucesivas correcciones negativas y positivas que sólo se anula en el largo plazo.

También se aprecia que las operaciones de los bancos incorporan un mayor grado de respuesta a los impulsos en los tipos interbancarios que las de las cajas de ahorro y que en lo referente a la velocidad de transmisión de las perturbaciones aleatorias, las operaciones realizadas por los bancos suelen reaccionar con igual o mayor rapidez a las innovaciones de los tipos interbancarios de referencia.

Diferenciando por clases de operaciones se constata, especialmente en los bancos, que los tipos pasivos, con la excepción de las cesiones temporales, reaccionan con menor intensidad y rapidez que los activos a las innovaciones en los tipos interbancarios. Dentro de las operaciones pasivas de bancos y cajas de ahorro, las cesiones temporales se revelan como la operación más influenciada por los tipos interbancarios, con una gran diferencia sobre las restantes. De hecho, en términos globales este instrumento aparece como el más sensible ante los shocks de los tipos interbancarios de referencia. En lo concerniente a las operaciones activas, en ambas clases de entidades las cuentas de crédito de uno a tres años y los préstamos a tres o más años son los instrumentos que responden en mayor medida a las perturbaciones en los tipos interbancarios, sobre todo durante los periodos inmediatamente posteriores a los impulsos aleatorios.

No obstante, merece la pena destacar el extraño comportamiento de los tipos de interés de estas dos operaciones en las cajas de ahorro. En particular, la repercusión positiva inicial del shock aleatorio se transforma en el segundo periodo en un impacto negativo y a partir de aquí empieza un proceso oscilante que sólo desaparece en el largo plazo. A resultas de este patrón de comportamiento tan errático, el efecto positivo neto se ve ostensiblemente aminorado, lo que finalmente se traduce en un escaso nivel de respuesta de estos tipos. Una vez más, esta implicación resulta corroborada por el test de cointegración previo, en el que se ponía de relieve la ausencia de una relación estable entre los precios de estas operaciones y los tipos interbancarios relevantes durante el periodo muestral global.

Por último, en los casos en que existe cointegración entre los tipos de interés ofertados por las entidades y los tipos interbancarios se

puede ver que los shocks en estos últimos tienen efectos permanentes sobre el precio de las operaciones, de manera que no se anulan del todo en el largo plazo. Por contra, cuando no se detecta cointegración los impulsos de los tipos interbancarios sólo presentan efectos transitorios.

De cualquier modo, para lograr un mayor grado de comprensión de las interacciones dinámicas existentes entre las variables del sistema, resulta conveniente examinar las funciones impulso-respuesta en conjunción con la descomposición de la varianza.

El análisis de descomposición de la varianza es la segunda herramienta habitualmente utilizada en el marco de los procesos VAR y evalúa la proporción de la varianza del error de pronóstico de una determinada variable que es atribuible a las innovaciones aleatorias de cada una de las series integrantes del modelo. En general, para las variables con un mayor carácter exógeno su varianza del error de predicción va a resultar explicada principalmente por sus propias innovaciones, mientras que las perturbaciones de las demás series no van a tener un papel significativo. Por el contrario, los shocks de estas variables exógenas sí van a describir una fracción sustancial de la varianza de las otras variables.

En el ámbito de este estudio, esta técnica contribuye a determinar la importancia relativa de los shocks en los tipos interbancarios en la explicación de la varianza del error de predicción de los precios de las operaciones de las entidades de crédito. Así pues, posibilita delimitar cuáles son las operaciones activas y pasivas más endógenas o influenciadas por las fluctuaciones de los tipos interbancarios. Adicionalmente, conviene resaltar que tanto las funciones impulso-respuesta como la descomposición de la varianza se basan en la representación en términos de media móvil del sistema VAR propuesto.

Los Cuadros 7 y 8 contienen los resultados de la aplicación de la descomposición de la varianza a las operaciones realizadas por los bancos y las cajas de ahorro, respectivamente, ante cambios en los tipos interbancarios a uno y a tres meses, para horizontes de pronóstico de uno a veinticuatro meses. En concreto, en el panel A de cada cuadro se recoge la contribución de las innovaciones del tipo de interés interbancario a un mes, mientras que en el panel B se presenta el poder explicativo asociado al tipo interbancario a tres meses.

CUADRO 7
ANALISIS DE DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA
BANCOS

Panel A. Descomposición de la varianza de las operaciones realizadas por los bancos ante innovaciones en el IB1M.

Horizonte	CCB	CESB	DEPB	DTOB	HIPB	CREDB	PRESB
1	19,467	47,009	0,017	13,491	18,176	38,700	3,968
3	24,940	46,380	25,983	33,892	52,638	56,049	24,822
6	39,587	59,465	27,797	37,823	59,250	66,675	34,444
12	51,917	70,337	27,924	38,617	66,193	78,487	45,999
18	57,304	75,998	27,925	38,649	69,594	84,034	52,418
24	60,326	79,571	27,925	38,651	71,435	87,278	56,513

Panel B. Descomposición de la varianza de las operaciones realizadas por los bancos ante innovaciones en el IB3M.

Horizonte	CCB	CESB	DEPB	DTOB	HIPB	CREDB	PRESB
1	17,438	47,774	0,869	13,867	17,993	37,854	4,909
3	25,850	41,927	32,686	34,751	57,346	56,138	21,690
6	39,564	63,970	35,527	37,957	67,822	68,278	38,492
12	52,194	76,516	35,963	38,624	76,311	80,230	53,170
18	57,704	82,458	35,970	38,646	80,269	85,572	61,587
24	60,760	86,024	35,971	38,647	82,432	88,633	66,777

Este Cuadro recoge la contribución de las innovaciones de los tipos interbancarios más significativos a la explicación de la varianza del error de pronóstico de los precios de las operaciones activas y pasivas efectuadas por los bancos a través de un análisis de descomposición de la varianza. En concreto, el Panel A hace referencia al tipo de interés interbancario a un mes y el B al tipo a tres meses. El orden de ortogonalización utilizado contempla primero el correspondiente tipo interbancario y después el tipo de interés de la operación bancaria considerada.
Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 8
ANALISIS DE DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA
CAJAS DE AHORRO

Panel A. Descomposición de la varianza de las operaciones realizadas por las cajas de ahorro ante innovaciones en el IB1M.

Horizonte	CCC	CESC	DEPC	HIPC	CREDC	PRESC
1	0,427	55,200	2,338	5,778	11,947	4,407
3	12,294	65,260	28,583	40,799	6,243	12,235
6	24,977	75,697	35,964	48,046	9,809	15,315
12	43,515	83,400	38,635	59,589	9,727	15,427
18	53,912	86,933	38,986	64,795	9,737	15,465
24	60,410	88,975	39,038	67,954	9,738	15,480

Panel B. Descomposición de la varianza de las operaciones realizadas por las cajas de ahorro ante innovaciones en el IB3M.

Horizonte	CCC	CESC	DEPC	HIPC	CREDC	PRESC
1	0,126	41,823	3,183	4,816	11,205	2,153
3	6,428	53,884	32,829	40,661	6,062	8,306
6	20,660	73,299	38,362	53,610	7,818	10,432
12	37,852	83,545	40,286	70,564	7,873	11,203
18	49,075	88,177	40,517	77,696	7,871	11,280
24	56,839	90,764	40,548	81,661	7,871	11,294

Este Cuadro recoge la contribución de las innovaciones de los tipos interbancarios más significativos a la explicación de la varianza del error de pronóstico de los precios de las operaciones activas y pasivas efectuadas por las cajas de ahorro a través de un análisis de descomposición de la varianza. En concreto, el Panel A hace referencia al tipo de interés interbancario a un mes y el B al tipo a tres meses. El orden de ortogonalización utilizado contempla primero el correspondiente tipo interbancario y después el tipo de interés de la operación de las cajas de ahorro considerada.
Fuente: Elaboración propia.

En primer lugar, el análisis de descomposición de la varianza indica que, en general, las variaciones de los tipos de interés interbancarios describen una porción significativa de las fluctuaciones de los tipos de las distintas operaciones de bancos y cajas de ahorro. Además, se aprecia que los resultados asociados a los tipos interbancarios a uno y a tres meses se muestran bastante similares en las cajas de ahorro, mientras que para los bancos son levemente mejores al considerar las perturbaciones en el tipo a tres meses.

Si la comparación se establece entre las dos clases de entidades, para las operaciones pasivas no se detectan discrepancias relevantes en cuanto al papel desempeñado por los movimientos de los tipos interbancarios en la explicación de la varianza del precio de las operacio-

nes. Sin embargo, no ocurre lo mismo dentro de las operaciones activas, y en particular en el tramo a más largo plazo, donde los resultados de las operaciones de los bancos son sustancialmente superiores a los de las cajas de ahorro.

Desglosando por operaciones individuales, de manera consistente con la evidencia alcanzada en las funciones impulso-respuesta, la contribución de las oscilaciones de los tipos interbancarios a la varianza de los tipos ofertados por las entidades de crédito alcanza su nivel máximo en las cesiones temporales realizadas por bancos y cajas de ahorro. Junto a éstas, los tipos de los préstamos hipotecarios, sobre todo en las cajas de ahorro, también constituyen otra variable fuertemente endógena con respecto a los cambios de los tipos interbancarios. Por su parte, los depósitos de uno a dos años de plazo efectuados por los bancos y las cajas de ahorro, junto con el descuento bancario se revelan en líneas generales como los dos instrumentos con un comportamiento más exógeno.

De forma adicional, llama poderosamente la atención el bajo poder explicativo de la varianza de las cuentas de crédito de uno a tres años y de los préstamos a más de tres años de las cajas de ahorro por parte de los cambios de los tipos interbancarios en relación a lo observado en el caso de los bancos. Este rasgo coincide con lo previamente obtenido tanto en el análisis impulso-respuesta como en el contraste de cointegración y no hace sino confirmar la escasa vinculación existente entre los tipos de interés de los créditos y de los préstamos de las cajas de ahorro y los tipos interbancarios más significativos.

En definitiva, de todo lo anterior se desprende un notable parecido entre los resultados relativos a la conexión entre los precios de las diferentes operaciones ofertadas por las entidades de crédito y los tipos interbancarios más relevantes generados con las funciones impulso-respuesta, la descomposición de la varianza y el contraste de cointegración, si bien la similitud es más acusada en el caso de los bancos que en el de las cajas de ahorro. De hecho, en los bancos el patrón de respuesta de los tipos de interés de las operaciones ante las perturbaciones de los tipos interbancarios detectado en el análisis dinámico prácticamente coincide con el puesto de relieve en el test de cointegración.

En el análisis desagregado de las operaciones activas puede resultar paradójico que los préstamos hipotecarios, producto en el que se han centrado muchas de las campañas de captación de activo en los últimos años, no sean notablemente más sensibles ante los movimien-

tos de los tipos interbancarios que operaciones cuantitativa y cualitativamente mucho menos importantes. Una posible explicación de esta circunstancia podría encontrarse en los cambios que han tenido lugar en las políticas comerciales de las entidades de crédito y en la legislación destinada a abaratar los costes de sustitución de estos préstamos, que en ocasiones han podido provocar desconexiones de los tipos aplicables en las operaciones hipotecarias de la trayectoria de los tipos interbancarios, dificultando, por tanto, la aparición de una vinculación estable.

No obstante, parece ser que estos dos factores han perdido importancia últimamente. Así, mientras en trabajos basados en muestras más antiguas, se observaba una reducida sensibilidad de esta operación, atribuida a su poca importancia en el balance de los bancos [Estrada (1994)], o a la moderada competencia derivada de los elevados costes de sustitución [Sáez (1994)][18], resultados más recientes [Sastre (1997)], aunque referidos únicamente a los préstamos hipotecarios a tipo fijo, recogen una mejora sustancial de la sensibilidad. Todo ello no hace sino poner de manifiesto las múltiples fuerzas, a veces de sentido contrario, que influyen en el grado de respuesta del precio de las operaciones bancarias a las modificaciones del tipo de interés significativo.

El descuento comercial es la única operación activa bancaria que no presenta una relación de equilibrio a largo plazo durante la muestra completa, siendo también la que peor se comporta en el análisis dinámico. Sin embargo, al considerar el periodo reducido sí se detecta una vinculación estable en el largo plazo.

Ambos resultados son coherentes con lo que se podía esperar. El descuento comercial constituye un instrumento cuya importancia relativa para los bancos ha ido descendiendo en los últimos años y en el que las comisiones, en gran parte no incluidas en los precios manejados, juegan un papel esencial en la determinación de los tantos de rendimiento. Por todo ello, parece bastante lógico que se presenten problemas al tratar de establecer relaciones a largo plazo. La mejora de los resultados en la muestra reducida puede obedecer, además de a los cambios generales sufridos por las políticas de fijación de precios de las entidades, a una menor utilización de las comisiones como vía de incremento encubierto de los rendimientos derivada de las exigencias

[18] A partir de la entrada en vigor de la ley 2/1994 y las disposiciones que la complementan, esta segunda razón puede haberse debilitado considerablemente.

de los clientes, mucho más sensibilizados ante estos temas en un entorno de creciente competencia.

En lo referente a las operaciones pasivas, las cesiones temporales de títulos de deuda pública con un plazo de hasta tres meses se revelan como la operación que incorpora un mayor ajuste ante las variaciones de los tipos interbancarios, tanto en los bancos como en las cajas de ahorro. Este resultado es totalmente razonable, tanto por el tipo de clientela con la que se lleva a cabo estas operaciones como por la relación entre el plazo de las mismas y el del tipo de referencia, y coincide con el obtenido por la mayoría de trabajos sobre este tema.

Por otra parte, se obtiene evidencia de que las cuentas corrientes en las dos clases de entidades están conectadas en el largo plazo con los tipos interbancarios, pero con una relación más débil que las partidas restantes, lo que también ocurre en el estudio de las interacciones dinámicas. Al respecto, hay que tener presente que, aunque se trata de cuentas remuneradas, en este grupo se mezclan múltiples modalidades de operaciones que atienden tanto objetivos de inversión como de proporcionar servicio de caja, lo que implica que no siempre su remuneración va a estar exclusivamente determinada por las condiciones del mercado; incluso parece ser que en la actualidad las cuentas corrientes, una vez superada la etapa de las supercuentas, son utilizadas mayoritariamente como medio de pago dejando para los depósitos a plazo fijo los objetivos de ahorro remunerado [Sastre (1997)].

Hay que resaltar también el comportamiento de los depósitos de plazo entre uno y dos años en las cajas de ahorro, tanto en el test de cointegración como en el análisis dinámico, ya que ni siquiera durante el periodo más reciente aparece una vinculación estable con los tipos interbancarios. Ello puede tener su origen, tal y como afirma Sastre (1997), en que para el tipo de clientela habitual de las cajas de ahorro los costes de sustitución o de traslado de los depósitos a plazo a otra entidad no son desdeñables, y si bien esta situación va modificándose poco a poco, una consecuencia clara de la misma ha sido una transmisión lenta y escasa de los impulsos monetarios hacia estos tipos pasivos.

Finalmente, y a pesar de no ser éste el objetivo del trabajo, debe considerarse también que los resultados obtenidos no plantean, en líneas generales, problemas de inconsistencia desde la perspectiva de su encuadre en un marco teórico de referencia. De hecho, los coeficientes asociados a las operaciones activas, exceptuando el parámetro

correspondiente a la respuesta de los créditos de uno a tres años de las cajas de ahorro ante los cambios en el tipo interbancario a un mes, superan la unidad, mientras que con las operaciones pasivas ocurre todo lo contrario[19].

3. CONCLUSIONES

Dentro de un marco global encaminado a la elaboración de un modelo de valoración del riesgo de interés que considere el riesgo de base, el presente trabajo se centra en el análisis de las repercusiones de los movimientos de los tipos de interés más significativos del mercado interbancario sobre los precios de las distintas operaciones activas y pasivas concertadas con sus clientes por las entidades de crédito que operan en el mercado español. El análisis se ha realizado por separado en bancos y cajas de ahorro y por partidas de activo y de pasivo.

En base a la evidencia empírica presentada en un estudio previo de Barreira, Ferrer y González (1997), los tipos de interés a uno y a tres meses negociados en el mercado interbancario de depósitos no transferibles son considerados los más relevantes del mercado monetario español y han sido tomados como referencia.

Así, con el fin de detectar, desde una perspectiva bivariante, la posibles relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos interbancarios clave y los tipos de las operaciones de las entidades de crédito, se ha aplicado el test de cointegración de Johansen. Asimismo, con el propósito de conocer mejor el mecanismo de transmisión de la información entre ambos tipos de interés, se ha llevado a cabo un análisis dinámico, también bivariante, en el ámbito de la metodología VAR, a través de sus dos herramientas usuales, esto es, las funciones impulso-respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción.

El contraste de cointegración ha puesto de relieve la presencia de una considerable interconexión directa a largo plazo entre los tipos de interés interbancarios relevantes y los precios de las operaciones activas y pasivas de bancos y cajas de ahorro. A su vez, el análisis diná-

[19] No obstante, Manzano y Galmés (1996) indican que las relaciones entre precios de las entidades y tipos interbancarios estimadas mediante modelos lineales pueden derivarse de tres tipos de funciones de demanda-oferta y en el caso de funciones con elasticidades-precio que dependen del precio, el valor de los coeficientes no queda restringido a un rango determinado, sino que pueden ser mayores, menores o iguales a la unidad.

mico ha permitido detectar también una apreciable vinculación positiva y con un elevado grado de persistencia. El patrón de comportamiento oscilante observado puede derivarse de las posibles sobrerreacciones ocurridas en los primeros periodos, fenómeno que puede tener su origen en la creciente competencia que se ha traducido en agresivas políticas comerciales centradas en determinados productos bancarios.

Además, esta relación se ha incrementado sustancialmente en los últimos periodos, como pone de manifiesto el análisis que se ha realizado con la muestra reducida que abarca desde enero de 1992 hasta abril de 1997. Esta evidencia se encuentra en total sintonía con la alcanzada por Estrada *et al.* (1994) y Sastre (1997).

Estos resultados suponen un notable cambio en el mecanismo de fijación de precios por las entidades si se tiene en cuenta que en los primeros estudios efectuados en España [Sastre (1991)] con datos correspondientes a los años ochenta, el tipo activo quedaba determinado, tanto en bancos como en cajas de ahorro, mediante un margen sobre el precio del pasivo, y presentaba una débil respuesta a las variaciones de los tipos de mercado.

Por lo que respecta al fin último de este trabajo, la constatación de tales relaciones permite dar respuesta a una de las cuestiones básicas que surgen en la implantación de cualquier método de medición del riesgo de interés, como es la de identificar el tipo, o tipos, cuyas variaciones pueden considerarse responsables de una parte importante del riesgo de interés de la entidad de crédito.

Al diferenciar por tipos de entidades, se pone de manifiesto un mayor número de conexiones estables y una reacción dinámica más intensa ante los cambios de los tipos interbancarios en las operaciones concertadas por los bancos que en las de las cajas de ahorro. Ello puede obedecer a varias razones, entre las que destacan las sugeridas por Sáez *et al.* (1994). Primero, la segmentación todavía existente entre los mercados geográficos donde operan las cajas de ahorro y, en segundo lugar, la distinta especialización productiva de bancos y cajas de ahorro motivada en gran parte por el segmento de clientela típico de cada tipo de entidad. Al respecto, las previsibles diferencias en el poder de negociación de la clientela de bancos y cajas han podido generar divergencias en el grado de respuesta de las entidades ante los movimientos de los tipos de interés de mercado. No obstante, hay que matizar que este último argumento ha ido perdiendo vigencia con el tiempo a causa de la tendencia a la globalización de la actividad de las

entidades y el progresivo aumento del nivel medio de cultura financiera de los clientes.

De hecho, las discrepancias observadas probablemente serían mayores si en vez de trabajar con datos agregados se hiciera individualmente o con clasificaciones basadas en rasgos más diferenciadores que el pertenecer a uno u otro grupo. En este sentido, los trabajos de Sánchez y Sastre (1995) y Manzano y Galmés (1996) confirman la opinión de que la sensibilidad del precio de las operaciones es diferente según la especialización productiva de las entidades. Esta consideración debe ser tenida en cuenta a la hora de trasladar los resultados obtenidos a un modelo de valoración del riesgo de interés aplicable a una entidad concreta.

Sin embargo, en términos globales y para ambas clases de entidades, las operaciones activas muestran un mayor grado de respuesta ante los cambios de los tipos interbancarios que las pasivas[20]. Una posible explicación de este fenómeno puede residir en que durante los últimos años la competencia se ha intensificado básicamente en las operaciones activas, lo que se ha plasmado en la aparición de una vinculación más fuerte entre los tipos interbancarios y el precio de estos productos que en el caso de las operaciones pasivas.

Esto implica que una bajada de tipos, el escenario que mejor se adapta a la muestra analizada, afectará con mayor intensidad al rendimiento del activo que al coste del pasivo e influirá, en consecuencia, negativamente en el margen financiero de las entidades. Si bien de forma análoga podría pensarse que ante una situación contraria —subida de tipos— las entidades se verían beneficiadas, esta implicación no resulta tan inmediata. De hecho, no parece previsible que las relaciones detectadas sean iguales en escenarios alcistas y bajistas de tipos de interés e, incluso, es probable que sufran alteraciones en función del nivel de éstos.

Lamentablemente, el número de observaciones disponibles no permite trabajar con submuestras que recojan las distintas situaciones que pueden influir en la determinación de las conexiones analizadas. Así, en los últimos años, los episodios de incrementos de tipos han sido bastante escasos y de poca duración, lo que impide la aplicación a estos periodos de la metodología utilizada. Esta dificultad es, por el

[20] Un resultado similar se alcanza en la mayoría de los trabajos sobre este tema [Estrada (1994) y Manzano y Galmés (1996)], aunque tal diferencia se ha visto reducida en los últimos años [Sáez (1996) y Sastre (1997)].

momento, insalvable ya que los datos manejados abarcan prácticamente la totalidad del periodo de tipos de interés liberalizados pero, en cualquier caso, es un aspecto a tener en cuenta a la hora de interpretar los resultados obtenidos y, sobre todo, en la aplicación de la metodología descrita a un modelo de valoración del riesgo de interés.

Por otra parte, la elección como tipo de interés clave del mercado monetario español del tipo interbancario a uno o a tres meses no modifica los resultados en cuanto al número total de relaciones de cointegración detectadas ni a las variables que se ven implicadas en ellas. En cambio, sí se detectan ligeras divergencias en cuanto al grado de conexión a largo plazo y al estudio dinámico, especialmente en la descomposición de la varianza.

Así, en la mayoría de las operaciones examinadas se aprecia una relación a largo plazo y una contribución a la explicación de su varianza algo más fuertes cuando se usa el tipo de interés interbancario a tres meses. Ello puede obedecer a dos motivos : por un lado, la menor volatilidad del tipo interbancario a tres meses hace que éste pueda representar una referencia más firme de las tendencias del mercado para las entidades y, por otro, a que el plazo de tres meses se encuentra estrechamente ligado a algunas de las operaciones contempladas (cesiones temporales y descuento comercial bancario). De hecho, los análisis llevados a cabo por otros autores [Sastre (1997)] parecen confirmar la hipótesis de que el tipo de referencia para la determinación del precio de las operaciones por parte de las entidades bancarias debería ser el de un activo/pasivo alternativo negociado en un mercado competitivo y de igual plazo, lo que incluso llevaría a plantear la conveniencia de un tipo de referencia no perteneciente al mercado interbancario para las operaciones a largo plazo.

Finalmente, conviene señalar que, como ha podido observarse, en general los resultados obtenidos son coincidentes con los presentados en otros trabajos recientes que, empleando distintas metodologías, tratan este mismo tema, lo que permite llegar a la conclusión de que las relaciones establecidas son razonablemente consistentes. Esta circunstancia es especialmente relevante dado que el objetivo de este estudio es básicamente el de identificar y posteriormente cuantificar dichas relaciones más que el de interpretar las causas que subyacen en las mismas.

REFERENCIAS

Ballabriga, F. (1991). «Instrumentación de la Metodología VAR». Banco de España. Documento de Trabajo 9108.

Banerjee, A., J. Dolado and R. Mestre (1993). «On some Tests for Cointegration . the cost of Simplicity». Banco de España. Documento de Trabajo 9302.

Banerjee, A., J. Dolado, D. F. Hendry and G. W. Smith (1986). «Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models. Some Monte Carlo Evidence». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, 253-277.

Barreira, M. T., R. Ferrer y C. Gonzalez (1997). «Evidencia empírica de la interrelación entre los tipos de interés negociados en el mercado monetario español». Facultad CC. Económicas y Empresariales. Universidad de Valencia. Quadern de Treball n.º 54.

Barreira, M. T., R. Ferrer y C. Gonzalez (1998). «Incidencia de los tipos del mercado monetario sobre los precios de las operaciones bancarias». Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques (IVIE), WP-EC 98-01.

Bierwag, G. O. (1987). *Duration Analysis. Managing Interest Rate Risk*. Ballinger Publishing Company. Cambridge, Massachusetts.

Bierwag, G. O. and G. G. Kaufman (1985). «Duration Gap for Financial Institutions». *Financial Analysts Journal*, Marzo, 68-71.

Campbell, J. Y. and P. Perron (1991). «Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots», en Blanchard, O. J. and S. Fischer (eds.) *NBER Economics Annual 1991*, MIT Press.

Cuenca, J. A. (1994). «Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios crediticios y tipos de interés sintéticos». Banco de España, Documento de Trabajo n.º 9416.

Dickey, D. A. and S. Pantula (1987). «Determining the order of differencing in autoregressive process». *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 455-461.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). «Distribution of the estimators for autoregresive time series with a unit root». *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

Engle, R. F. and C. W. Granger (1987). «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing». *Econometrica* 55, 251-276.

Estrada, A.; Mª T. Sastre y J.L.Vega (1994). «El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español». Banco de España. Documento de Trabajo nº 9408.

Gonzalo, J. (1994). «Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships». Journal of Econometrics, 60, 203-33.

Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974). «Spurious regressions in Econometrics». *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S. (1991). «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models». *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Johansen, S. and K. Juselius (1990). «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Second ed., Springer-Verlag, New York.

Lutkepohl, H. and Reimers, H.E. (1992). «Impulse response analysis of cointegrated systems». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, 53-78.

Manzano, M. y Galmés, S. (1995). «El mercado interbancario de depósitos y las entidades de crédito». *Boletín Económico Banco de España*. Febrero.

Manzano, M. y Galmés, S. (1996). «Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión». Banco de España, Documento de Trabajo nº 9605.

Osterwald-Lenum, M. (1992). «A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.

Phillips, P. C. B. (1986). «Understanding Spurious Regressions in Econometrics». *Journal of Econometrics*, 56, 57-88.

Sáez, F. (1996a). «La relación entre los tipos de interés del crédito bancario y los del mercado interbancario». *Boletín Económico Banco de España*. Mayo.

Sáez, F. (1996b). «Los tipos de interés de los pasivos de bancos y cajas de ahorros y su relación con los tipos del mercado interbancario». *Boletín Económico Banco de España*. Septiembre.

Sáez, F., J. M. Sánchez y M. T. Sastre (1994). «Los mercados de operaciones bancarias en España. Especialización productiva y Competencia». Banco de España. Documento de Trabajo nº 9410.

Said, S. and D. Dickey (1984). «Testing for unit roots in autoregressive moving average models with unknown order. *Biometrika*, 71, 599-607.

Sastre, M. T. (1991). «La determinación de los tipos de interés activos y pasivos de bancos y cajas de ahorro». Banco de España, Estudios Económicos, 45.

Sastre, M. T. (1997). «El papel del sistema bancario en el mecanismo de transmisión monetaria» en Servicio de Estudios del Banco de España (ed.), *La política monetaria y la inflación en España*, Alianza Economía.

Sims, C. A. (1980). «Macroeconomics and reality». *Econometrica*, 48, 1-48.

Toevs, A. L. (1983). «Gap Management. Managing Interest Rate Risk in Banks and Thrifts». *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, Spring.

Toevs, A. L. and W. C. Haney (1986). Measuring and managing interest rate risk. A guide to Asset/Liability Models used in banks and thrifts en Platt (ed.), *Controlling interest rate risk*. John Wiley and Sons, New York.

ABSTRACT

Whitin a global frame leading to the elaboration of an interest rate risk pricing model applicable to financial institutions which takes the basis risk into account, this paper analyses the impact of the most representative Spanish monetary market interest rates variations over the interest rates offered by financial institutions. We apply Johansen's cointegration methodology and the VAR (vector autoregressive) methodology and we distinguish between banks and saving banks, making an additional breakdown among asset and liability operations. The results show the existence of a considerable interconnection, although we observe a greater degree of vinculation in the operations carried out by banks, this being also slightly bigger in asset operations.

KEYWORDS : Interest rate risk, basis risk, interest rates, financial institutions, asset and liability pricing policies, interbanking market, cointegration, VAR models.

¿Existe alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas?

JESÚS SAURINA SALAS*
Universidad Carlos III de Madrid

1. INTRODUCCION

Entre los analistas financieros y la prensa económica existe el convencimiento de que las entidades financieras disponen de cierta discrecionalidad a la hora de presentar su cuenta de resultados. Epígrafes como la dotación a provisiones para insolvencias se deciden, en parte, una vez se conoce el margen de explotación con el propósito de llegar a un determinado nivel deseado de beneficios antes de impuestos. En este sentido, una evolución favorable del margen de explotación llevaría a las entidades a dotar en «exceso» las provisiones de tal forma que el beneficio neto contable atemperara su crecimiento. Por el contrario, en épocas de dificultades, cuando el margen de explotación se reduce, la dotación a provisiones se ajusta a la baja y el saldo de períodos precedentes permite cubrir las insolvencias del presente. Es decir, las provisiones actúan, en parte, como un «colchón» que permite suavizar las oscilaciones del beneficio contable en el tiempo.

Si se compara con la situación en otros países, la normativa sobre provisiones para insolvencias en España es altamente prolija y parece dejar bastante menos margen de decisión a los gestores que la que per-

* Quiero agradecer los comentarios y el estímulo constante de Vicente Salas. Agradezco las sugerencias de Andrés Almazán, Pedro Martínez Méndez, Ana Martínez Peón, los asistentes al *lunch seminar* del CEMFI y al III Foro de Finanzas de Segovia así como las de Javier Andrés y dos evaluadores anónimos. Los errores que subsistan son de mi entera responsabilidad.

mite la regulación comparada. Siguiendo a Beattie et al (1995), en la mayoría de los países que analizan, tanto el volumen de la provisión general como el de las específicas se dejan al criterio de los gestores de la entidad. El objetivo del presente trabajo es analizar si las cajas de ahorros españolas, a pesar de la reglamentación existente, han utilizado la provisión para insolvencias para ajustar su resultado contable.

La literatura internacional sobre este tema central del trabajo es muy amplia, en particular la de carácter empírico, y se agrupa bajo la denominación genérica de estudios sobre *earnings management*. Dentro de ella se dedica especial atención al *income smoothing*, un caso particular de *earnings management*. Las causas por las que los gestores de una empresa están interesados en suavizar la evolución de los resultados contables pueden ser muy variadas. Originalmente se pensaba que una corriente estable de beneficios aumentaba la confianza de los accionistas en la empresa afectando positivamente al valor de la empresa. Obviamente, en un mercado eficiente donde los inversores pueden diversificar su cartera, el argumento anterior no tiene sentido. Otra línea argumental se basa en la existencia de una relación de agencia entre los gestores y los accionistas de la entidad de tal forma que la existencia de *income smoothing* no es más que la solución que adoptan los gestores ante el contrato que les ofrecen los accionistas (Lambert (1984)). El deseo de mantener el cargo o de evitar interferencias, también justifica la práctica del alisamiento del beneficio (Fudenberg y Tirole (1995)). Finalmente, otro argumento utilizado es el coste político de unos elevados beneficios; en determinadas circunstancias unos resultados muy favorables pueden desencadenar reticencias políticas (Martínez Méndez (1991)). Todo estos argumentos justificarían la existencia de *income smoothing*.

A nivel empírico existe mucha evidencia a favor de la práctica de *income smoothing* o de *earnings management*, aunque la metodología para detectarlo es muy variada. Ronen y Sadan (1981) realizan un detallado panorama de la literatura existente, hasta 1980, sobre alisamiento del beneficio. Su propia metodología consiste en extraer una tendencia temporal a la medida de beneficios y al instrumento utilizado para alisar, utilizando los residuos resultantes para comprobar la práctica de *income smoothing*[1]. Este procedimiento es criticado por Watts y Zimmerman (1986) al considerar que los beneficios no pueden modelizarse mediante una tendencia temporal determinística. La literatura sobre

[1] En España. Pina (1988) y Apellániz (1991) aplican dicha metodología a la banca española.

earnings management ha abandonado totalmente los modelos basados en extraer tendencias lineales y se centra en la investigación de las variables económicas y financieras que explican la evolución de los instrumentos de alisamiento.

La literatura reciente identifica la variable de la cuenta de resultados susceptible de decisión discrecional, la dotación a provisiones para insolvencias por ejemplo, y trata de explicarla en función de indicadores que expresan la situación económica y financiera de la entidad de crédito; es decir, en función de factores que pueden estar relacionados con el nivel presente y previsto de insolvencias para cada entidad. Posteriormente, entre las variables explicativas de la cuenta discrecional se incluye una medida de beneficios. Si la variable de beneficios no es estadísticamente significativa a la hora de explicar la provisión para insolvencias, ello se interpreta como que la dotación se realiza sin pensar en la cifra de beneficio contable final. Por el contrario, una relación significativa y positiva entre las dos variables se interpreta como evidencia de que la dotación a provisiones se decide tratando de influir en el beneficio contable y, más concretamente, procurando «alisar» su evolución en el tiempo.

En general, las entidades financieras, y cualquier otra empresa, disponen de más de una variable de decisión discrecional para influir en los beneficios contables que finalmente declaran en un determinado ejercicio económico: por ejemplo, dotaciones a otro tipo de fondos como el de pensiones, enajenación de activos materiales o financieros... Por ello cabe pensar que las decisiones discrecionales sobre la dotación a provisiones para insolvencias se tomarán conjuntamente con el resto de variables citadas. Además, las provisiones, en cuanto que proporcionan un «colchón» de seguridad ante evoluciones no previstas en los beneficios, juegan un papel similar al de los fondos propios (reservas)[2], por lo que el nivel de fondos propios de una entidad financiera puede influir también en la decisión sobre provisiones. Todo esto significa que si queremos explicar las provisiones para insolvencias es preciso tener en cuenta también el conjunto de variables discrecionales de la entidad financiera.

El presente trabajo constituye una primera respuesta a la pregunta sobre los determinantes de la provisión para insolvencias en el colectivo de cajas de ahorros españolas[3] y, en particular, a si en la decisión

[2] Martínez Méndez (1991) justifica detalladamente esta similitud para el caso de la banca española.

[3] Por dificultades en la obtención de la información no se ha podido estudiar la morosidad de los bancos.

sobre cuánto destinar a dicha provisión se tiene en cuenta un objetivo de alisamiento de los beneficios contables en el tiempo. Partiendo de los trabajos sobre determinantes de las dotaciones a insolvencias de Greenawalt y Sinkey (1988) y de Wetmore y Brick (1994) se profundiza el análisis para tener en cuenta la posibilidad de sustituibilidad entre diferentes epígrafes discrecionales (dotaciones a otros fondos, plusvalías y minusvalías de la cartera de valores o del inmovilizado o incluso recursos propios) en la línea de los trabajos de Beatty el al (1995), Moyer (1990) y Scholes et al (1990). Hasta donde llega nuestro conocimiento, es la primera vez que se estudia mediante técnicas econométricas de datos de panel y con tanto grado de detalle el alisamiento del beneficio de un grupo de empresas españolas.

Con las cautelas a que obligan las limitaciones que impone la información pública disponible para las entidades de crédito, se detecta claramente y de forma bastante robusta la existencia de alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas durante el período 1985-1995. Además, existe sustituibilidad entre diferentes epígrafes de la cuenta de resultados hipotéticamente sujetos a discrecionalidad (dotaciones a fondos de pensiones, beneficios y pérdidas en la cartera de valores, etc.) que refuerzan la existencia efectiva de *earnings management* en el grupo de entidades analizado. Asimismo se detecta la posibilidad de que las provisiones para insolvencias puedan ser consideradas como un elemento adicional de los recursos propios de la entidad. Estos resultados arrojan dudas sobre la capacidad de los datos contables públicos para ofrecer una imagen fiel de la rentabilidad y la solvencia de las entidades financieras. Sería necesario plantearse hasta qué punto la información contable pública permite una adecuada valoración de las actuaciones de los gestores de dichas entidades. Nótese que éste es un elemento crucial para llevar a cabo un gobierno adecuado de las empresas.

En la sección 2 se presenta la legislación española sobre provisiones para insolvencias, analizándose la literatura sobre *earnings management* e *income smoothing* en la tercera sección. En la sección 4 se presenta el modelo empírico a estimar mientras que en la 5 se describen los datos y la muestra utilizados. Los resultados aparecen en la sexta sección. Finalmente en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2. EVOLUCION DE LA NORMATIVA SOBRE PROVISIONES PARA INSOLVENCIAS

En esta sección vamos a ver de forma resumida la evolución de la legislación sobre requisitos de provisión para insolvencias. Un análisis muy completo de la normativa sobre provisiones (no solo de insolvencia) se encuentra en Martínez Méndez (1991).

La Circular del Banco de España (CBE) 1/1982 puede tomarse como punto de referencia aunque ya la Circular a la Banca Privada 157/1978 exigía coberturas de los créditos morosos y dudosos en función del tiempo de permanencia en la situación de morosidad[4]. Se daba de plazo hasta diciembre de 1981 para cumplir con esos requisitos. La CBE 20/1981 para cajas de ahorros fue un paso previo a la CBE 1/1982. Esta última Circular derogaba a la mencionada 157/1978 y sustituía a la norma trigesimocuarta, apartado 6 de la CBE 20/1981 (referente precisamente a dotación a insolvencias). Posteriormente, la CBE 16/1982 para la Banca Privada incorporó los criterios de dotación a insolvencias contenidos en la CBE 1/1982.

La CBE 1/1982 establecía para los «dudosos» una cobertura mínima del 25% o bien el calendario de morosos (desde su entrada en duda)[5]. Para los «morosos» la cobertura dependía del tiempo transcurrido en la situación de mora: de 3 a 9 meses: 25% de provisión; de 9 a 15 meses: 50%; de 15 a 18 meses: 75% y más de 18 meses: 100%. Los riesgos de firma problemáticos se dotaban al 100%. No requerían provisión los saldos cuyo titular o avalista fuera el sector público o que tuvieran garantía real. En cualquier caso, el fondo de insolvencias no podía ser inferior al 1,5% de las inversiones crediticias y riesgos de firma (excluidas las que disponían de garantía real).

Se estableció un calendario de adaptación que se iniciaba en junio de 1982 exigiendo para esa fecha tener provisionado el 10% de los fondos mínimos que resultaban de aplicar las normas anteriores. Cada seis meses se exigía tener un 10% adicional hasta llegar a diciembre de 1986 con el 100% de cobertura. Nótese el marcado gradualismo en las exigencias de provisiones que contrasta con la normativa de fechas posteriores.

---

[4] Cobertura del 25% para los morosos entre 6 y 12 meses, del 50% entre 12 y 18 meses, del 75% entre 18 y 24 meses y del 100% para plazo superior a 24 meses.

[5] Una explicación detallada de la evolución de las definiciones de dudosos y morosos puede verse en Saurina (1998).

La CBE 19/1985, que entró en vigor en enero de 1986, modificó muy ligeramente los requisitos de provisiones anteriores. Para calcular el nivel mínimo del 1,5% se añadían los saldos en mora, litigio y dudoso cobro pero sin incluir los deudores con garantía real. El calendario de la CBE 1/1982 se mantuvo.

La CBE 22/1987, con las modificaciones del 20 de octubre de 1987, sí iba a suponer un aumento considerable del rigor en los requerimientos de provisiones. En los «dudosos» ahora se permitían coberturas mínimas del 10% en algunos casos aunque en la mayoría de circunstancias se mantenía el mínimo del 25%. Sin embargo se pasó a exigir una cobertura mínima del 10% a los dudosos por defectos de documentación. Para los «morosos» se distingue un régimen general que coincide con el existente anteriormente (aunque ahora se miden los plazos desde el vencimiento y no desde la entrada en mora[6]) y un régimen especial para los créditos y préstamos hipotecarios (a los que anteriormente no se les exigía nada si la garantía era adecuada) en función del tiempo transcurrido desde el vencimiento: de 3 a 4 años: 25%; de 4 a 5: 50%; de 5 a 6: 75% y con más de 6 el 100%. El impacto sobre el fondo de insolvencias puede ser lento pero sí está claro que se endurecen las exigencias de provisiones. Desapareció el mínimo del 1,5% pero se impuso adicionalmente una provisión del 1% de las inversiones crediticias, valores de renta fija y riesgos de firma de los sectores privado y no residente. Se dieron tres años de adaptación para esta última provisión pero luego, mediante la Resolución de 15 de septiembre de 1988, se obligaba a tenerlo totalmente cubierto con fecha 31 de diciembre de 1988. Nótese la diferencia de calendario de adaptación respecto a la CBE 1/1982, explicable probablemente por la muy diferente situación que atravesaban las entidades financieras en ambos períodos. La provisión adicional del 1% representa también un claro endurecimiento en las exigencias de provisiones para insolvencias. Por otro lado, nótese que esta provisión tiene un carácter genérico, no vinculada ni a situaciones concretas ni a calendarios, por lo que puede ser asimilable a una reserva, a recursos propios en definitiva.

La CBE 4/1991 no introdujo en cuanto a las provisiones cambios sustanciales. No obstante, hubo una reducción del 1% al 0,5% en la provisión genérica para los créditos y préstamos con garantía hipotecaria.

---

[6] Cobertura del 25% para los morosos entre 6 y 12 meses desde el vencimiento, del 50% entre 12 y 18 meses, del 75% entre 18 y 21 meses y del 100% a partir de los 21 meses.

En resumen, la CBE 1/1982 estableció un marco homogéneo sobre los requerimientos de provisiones para insolvencias de bancos y cajas de ahorros. La CBE 19/1985 supuso ligeros cambios. La CBE 22/1987, que entró en vigor el 1 de enero de 1988 (excepto para la provisión genérica del 1% que lo hizo el 31 de diciembre de 1987), supuso un crecimiento en las exigencias de provisión debido a la necesidad de cubrir los riesgos morosos aunque tuvieran garantía real y a la exigencia del 1% adicional de provisión genérica. La CBE 4/1991 redujo ligeramente el rigor en la exigencia al disminuir la provisión genérica por créditos hipotecarios (pasando del 1% al 0,5%).

Por otro lado, desde un punto de vista fiscal, solo se consideran gastos fiscalmente deducibles las dotaciones a provisiones para insolvencias hasta el mínimo fijado por la normativa del Banco de España. Las dotaciones por encima del mínimo exigido están sujetas a tributación. Por lo tanto, no parece que existan incentivos de tipo fiscal para dotar en exceso las provisiones para insolvencias.

3. PANORAMICA DE LA LITERATURA SOBRE *EARNINGS MANAGEMENT*

La mayor parte de trabajos sobre *earnings management* o sobre *income smoothing* son de carácter empírico. No obstante, algunos autores han intentado explicar, a nivel teórico, los determinantes de este comportamiento. En la primera subsección se analizan dichos trabajos.

3.1. Modelos teóricos

En un principio se argumentaba que los gestores de las empresas recurrían al *income smoothing* para disminuir la percepción de los inversores sobre el nivel de riesgo de la empresa, pensando que una corriente estable de beneficios indicaría un nivel menor de riesgo, y por tanto, una mejor valoración bursátil de la empresa. En un mercado eficiente, donde los inversores tienen carteras diversificadas, no hay razón para que valoren adicionalmente el alisamiento de beneficios.

Ronen y Sadan (1981) presentan un modelo en el que los gestores utilizan el alisamiento de beneficios para transmitir información al mercado. En dicho modelo los gestores maximizan su utilidad esperada, que es función de la remuneración que reciben. Dicha remuneración es

función del valor de mercado de la empresa y de su variabilidad. Mediante la información contable suministrada por los gestores se afecta al valor de mercado de la empresa. A partir de estos supuestos la solución al problema del gestor conlleva la aparición de *income smoothing*. De esta forma además, se contribuye a facilitar a los inversores la predicción de los beneficios futuros.

Utilizando la teoría de agencia y suponiendo que las acciones de los gestores (agentes) no son observables por el accionista (principal), Lambert (1984) muestra que el esquema de compensación óptimo ofrecido por el principal induce al agente a realizar alisamiento. Esto es una solución de *second-best* pero el *first-best* es inalcanzable dada la asimetría de información entre principal y agente. El *income smoothing* no aparece explícitamente en la función objetivo del gestor sino que se obtiene como solución al problema de agencia entre principal y agente.

Trueman y Titman (1988) demuestran que el gestor tiene incentivos a realizar *income smoothing* puesto que así disminuye la volatilidad de los ingresos estimada por los acreedores de la empresa (los suscriptores de su deuda) y, por tanto, se reduce su estimación de la probabilidad de quiebra de la empresa. Una percepción inferior de probabilidad de quiebra se traduce en un menor coste de la deuda y un mayor valor de mercado de la empresa. Nuevamente la asimetría de información es clave puesto que se supone que los acreedores no pueden observar si la menor volatilidad de los resultados se debe a que los gestores realizan alisamiento o bien se debe a que el tipo de actividad de la empresa genera unos ingresos menos volátiles.

Dye (1988) demuestra que si la remuneración de los gestores se basa en los resultados contables pueden aparecer incentivos para realizar *earnings management*[7]. Asimismo este comportamiento aparece cuando un grupo de accionistas quiere vender su paquete a otro grupo de inversores externo a la empresa. Un caso particular aunque de signo contrario, como pone de manifiesto Schipper (1989), ocurre cuando los propios gestores de la empresa intentan comprársela a los accionistas. Nuevamente la asimetría de información aparece como elemento clave para la existencia de *earnings management*.

Finalmente Fudenberg y Tirole (1995), en un marco de contratos óptimos y suponiendo que el gestor obtiene un beneficio privado de

[7] Evans y Sridhar (1996) extienden el trabajo de Dye (1988) indicando bajo que circunstancias el principal induce al agente a realizar *earnings management* o a declarar los verdaderos resultados.

mantener su empleo, que la empresa no puede ofrecerle un contrato de largo plazo y que las últimas observaciones sobre los resultados que genera el gestor son mucho más informativas que las más alejadas en el tiempo, demuestran que el gestor, para maximizar su permanencia en el cargo, recurre al alisamiento de resultados. En las épocas malas genera un aumento de resultados mientras que en las buenas tiene incentivos a guardar una parte de esos resultados para así poderlos hacer aflorar en futuros períodos de dificultades.

En definitiva, hay modelos teóricos que permiten justificar la existencia de *income smoothing* y de *earnings management* como consecuencia de la existencia de información asimétrica y problemas de agencia y como resultado del comportamiento optimizador de los agentes[8].

3.2. *Modelos y evidencia empírica*

Existe un gran número de estudios que investigan la práctica del *income smoothing*. Ronen y Sadan (1981) presentan una amplia y detallada panorámica de estos trabajos. Aunque hay una gran variedad de metodologías, mayoritariamente se pone de manifiesto que existe *income smoothing*. En estos trabajos el investigador elegía el objeto del alisamiento, el instrumento para realizarlo y, sobre todo, el modelo que explicaba la evolución futura de ambas variables. En general se utilizaban un amplio conjunto de modelos (tendencia lineal, paseo aleatorio, relación exponencial, primeras diferencias, índices de mercado, etc.) para aproximar el nivel «normal» de la serie objeto de alisamiento. Un trabajo representativo de esta línea metodológica es el de Beidleman (1973); primero extrae una tendencia lineal tanto al objeto como al instrumento de alisamiento y luego regresa los residuos de ambas regresiones para ver si están relacionados positivamente. Ronen y Sadan (1981) utilizan una metodología parecida aunque, además de incluir una tendencia lineal, controlan por el volumen de operaciones y permiten interacción entre los diferentes epígrafes contables utilizados para llevar a cabo el alisamiento. Los autores reconocen que su metodología está fuertemente sesgada contra la detección de *income smoot-*

[8] No obstante, un trabajo de Healy (1985) muestra que si los gestores no obtienen un nivel mínimo de resultados a partir del cual cobran su *bonus*, tienen incentivos a disminuir adicionalmente dichos resultados para, al año siguiente, estar en mejores condiciones para obtener el *bonus*. Esta estrategia se conoce como *big bath* y va en contra del alisamiento de beneficios.

hing y solo en tres de las 22 empresas analizadas encuentran evidencia favorable[9].

Watts y Zimmerman (1986) critican la metodología anterior basada en la extracción de una tendencia lineal. Consideran que la evidencia es favorable a la modelización de los resultados de las empresas mediante un paseo aleatorio y no mediante un modelo de tendencia lineal. Las consecuencias de una u otra modelización son muy diferentes respecto al *income smoothing*. Los autores demuestran que es posible que exista *income smoothing* y simultáneamente los resultados sigan un paseo aleatorio; es decir, no niegan la posibilidad de *income smoothing* pero consideran que no puede utilizarse una tendencia lineal para contrastar su existencia.

Los trabajos empíricos recientes sobre *income smoothing* o *earnings management* han abandonado la utilización de modelos deterministas y se centran en modelizar el comportamiento del instrumento de alisamiento en función de variables contables, de características de la empresa en cuestión, del entorno económico, de otros instrumentos de alisamiento y, finalmente, de los resultados que obtiene la empresa (previos a los conceptos que permiten discrecionalidad a los gestores).

Un ejemplo de esta línea de investigación son los trabajos de Greenawalt y Sinkey (1988) y de Wetmore y Brick (1994). Ambos trabajos estudian los determinantes de las dotaciones a insolvencias de dos muestras de bancos americanos estimando una ecuación en la que se incluyen variables explicativas como el nivel de riesgo pasado y presente, el tipo de negocio desarrollado por la entidad financiera y variables de tipo agregado. Adicionalmente se incluye una medida de resultados (margen de explotación o beneficio antes de impuestos y dotaciones a provisiones) que permite contrastar si, una vez considerados los determinantes de las provisiones, existe un efecto adicional que se traduce en mayores dotaciones cuando mejoran los beneficios del banco y viceversa. Un coeficiente positivo y significativo de la variable de márgenes es indicador de la existencia de *income smoothing* o *earnings management* a través de las provisiones para insolvencias[10].

---

[9] La metodología de Ronen y Sadan (1981) ha sido aplicada en España por Pina (1988) y Apellániz (1991) para el caso de la banca española encontrando evidencia de alisamiento. No obstante, como reconocen los autores, debido a problemas de información su instrumento de alisamiento incluye elementos no discrecionales y además no pueden evaluar la sustituibilidad entre diferentes epígrafes de la cuenta de resultados. Gabás y Pina (1991) estudian el alisamiento de beneficios en el sector eléctrico español mediante una metodología muy similar.

[10] Greenawalt y Sinkey (1988) encuentran evidencia de *income smoothing* mientras que Wetmore y Brick (1994) no.

Sobre este esquema básico existen muchos trabajos que extienden y sofistican el análisis para poder responder a preguntas adicionales.

Un aspecto que ha suscitado mucho interés en la literatura empírica es la posibilidad de que exista sustituibilidad entre diferentes epígrafes sujetos a discrecionalidad por parte de los gestores. Por ejemplo, ante un aumento de las necesidades de dotaciones a insolvencias, y para mantener el nivel de resultados, la entidad podría realizar plusvalías latentes en su cartera de renta variable o dotar otros fondos en menor medida. Se trata por tanto de una forma de *earnings management* que suele contrastarse incluyendo como variable explicativa de un epígrafe discrecional uno o varios epígrafes que pueden actuar como sustitutos. Hay trabajos que lo analizan a nivel uniecuacional y otros mediante un sistema de varias ecuaciones (que suele incluir también como variables a explicar diferentes componentes de los recursos propios). Scholes *et al.* (1990) encuentran una relación positiva entre las dotaciones a insolvencias y las plusvalías realizadas en la cartera de valores, lo que constituye una confirmación de la existencia de *earnings management*. Beatty *et al.* (1995) encuentran sustituibilidad entre las dotaciones al fondo de pensiones y las dotaciones a insolvencias aunque la variable de resultados utilizada no es significativa en la ecuación de las dotaciones a insolvencias. Bernard *et al.* (1995) también encuentran una relación positiva y significativa entre las dotaciones a insolvencias y las plusvalías de la cartera de valores.

Otro aspecto analizado es el impacto del nivel de recursos propios en los epígrafes discrecionales de la cuenta de resultados, en particular, sobre las dotaciones a insolvencias. Moyer (1990) encuentra una relación negativa entre el nivel de recursos propios y la dotación a insolvencias, poniendo de manifiesto la existencia de sustituibilidad entre dotaciones a insolvencias y recursos propios. Scholes et al (1990) y Beatty *et al.* (1995) obtienen también una relación negativa entre el nivel de recursos propios y diferentes epígrafes sujetos a discrecionalidad. Por el contrario Collins *et al.* (1995) encuentran una inesperada relación positiva entre capital y dotaciones a insolvencias que atribuyen a diferencias de especificación respecto a los otros trabajos.

Con metodologías muy diversas Ma (1988) y Wahlen (1994) encuentran evidencia de *income smoothing* en el sector bancario a través de la dotación a insolvencias mientras que Barth *et al.* (1990) la encuentran a través de las plusvalías y minusvalías de la cartera de valores.

También en otros sectores diferentes del bancario hay *earnings management*. McNichols y Wilson (1988) encuentran evidencia, para un grupo de empresas industriales, de alisamiento de beneficios extremos a través de la provisión para insolvencias. Jones (1991) demuestra que las empresas de varios sectores industriales americanos alteraron (a la baja) sus cifras de resultados a través de los epígrafes discrecionales de la cuenta de resultados para obtener protección frente a las importaciones. Bartov (1993) obtiene evidencia de manipulación de resultados a través de las ventas de activos reales y financieros. DeFond y Park (1997) hallan *income smoothing* en la línea sugerida por el modelo de Fudenberg y Tirole (1995). Con una metodología muy diferente (análisis de histogramas) Burgstahler y Dichev (1997) detectan *earnings management* dirigido a evitar disminuciones del nivel de beneficios o pérdidas.

Dado que el objetivo de este trabajo es analizar la presencia de *income smoothing* en las cajas de ahorros españolas no entramos a analizar una amplia línea de investigación que estudia el contenido informativo de las dotaciones a insolvencias a través de su impacto en el valor de mercado (rentabilidad bursátil) de la entidad. Wahlen (1994), Beaver y Engel (1996) y Liu *et al.* (1997) son ejemplos muy significativos de este tipo de trabajos[11]. Arcas (1992) estudia el caso de la banca privada española[12].

4. MODELO EMPIRICO A ESTIMAR

Una vez repasada la literatura teórica y empírica, en esta sección se presenta el modelo a estimar. El cociente entre la dotación neta a insolvencias y el total de la inversión crediticia de la caja *i* en el período *t* ($DINS_{it}$) se modeliza como:

$$DINS_{it} = \beta_1 RMOR_{it} + \beta_2 IBOL_t + \beta_3 CSA_{it} + \beta_4 REG88 + \gamma_1 MEX_{it} + \\ + \gamma_2 EXTRA_{it} + \gamma_3 DOTR_{it} + \gamma_4 RPRO_{it} + \delta_1 FUS_{it} + \delta_2 TAM_{it} + \\ + \eta_i + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

[11] Grammatikos y Saunders (1990). Elliott *et al.* (1991) y Griffin y Wallach (1991) estudian el impacto bursátil de la decisión, en 1987, de Citicorp y otras entidades de aumentar sus provisiones para insolvencias en sus créditos a países en vías de desarrollo (Latinoamérica básicamente).

[12] Otra línea de investigación intenta explicar los determinantes de la existencia de *income smoothing* construyendo para ello un índice sintético de alisamiento y relacionándolo con el tipo de remunera-

Las dotaciones a insolvencias guardan una estrecha relación con el nivel de morosidad existente como hemos visto en la sección 2 de este trabajo. A los tres meses de entrar en situación de moroso hay que empezar a dotar la provisión para insolvencias. $RMOR_{it}$ es el cociente entre la inversión dudosa y el total de la inversión crediticia de la caja *i* en el período *t*. Se espera un coeficiente positivo para dicha variable[13].

Una parte de la inversión dudosa lo es por razones distintas de la morosidad y se provisiona en función de la estimación que haga el gestor de las cuantías no recuperables. Las expectativas sobre la situación económica influirán sobre la mayor o menor probabilidad de recobro y por tanto sobre las dotaciones que se realicen. La evolución a lo largo del tiempo del Indice General de la Bolsa de Madrid $(IBOL_t)$ recoge dichas expectativas. Su parámetro asociado debería ser negativo pues mejoras de las expectativas disminuyen las necesidades de dotaciones.

Unos gestores con un perfil arriesgado tendrán una peor cartera crediticia y por lo tanto mayores necesidades de dotación a insolvencias. La preferencia por el riesgo disminuye la probabilidad de recobro de los créditos. El porcentaje que suponen los créditos sobre el total activo (CSA_{it}) puede considerarse como un indicador del perfil de riesgo de los gestores de la caja ya que la inversión crediticia es mucho más arriesgada que otras partidas significativas del balance de la entidad (deuda pública, mercado interbancario, etc.). Se espera un coeficiente positivo.

REG88 es una variable ficticia que toma el valor 1 a partir de 1988 y cero en los años anteriores. Se introduce para medir el impacto del cambio de la normativa sobre provisiones para insolvencias que supuso la CBE 22/87 que entró en vigor en 1988. Como se ha explicado en la sección 2, dicha normativa supuso un endurecimiento de las dotaciones y, por lo tanto, su parámetro asociado debería ser positivo.

Hasta aquí las variables que deberían explicar, desde la perspectiva de una gestión bancaria ortodoxa, la evolución de las dotaciones a insolvencias. Como el objetivo del trabajo es evaluar la existencia de *income smoothing*, siguiendo la literatura empírica explicada en la sección 3, se incluye en la regresión (1) MEX_{it} que es el cociente entre el margen de explotación y el total activo para la caja *i* en el período *t*. Si

---

ción que reciben los gestores, la volatilidad de los resultados, los costes políticos, la estructura de propiedad, etc. Moses (1987) y Beattie *et al.* (1994) son dos ejemplos de este tipo de trabajos.

[13] En Saurina (1998) se modelizan los determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas y se describe con detalle el cálculo de la variable de morosidad.

las entidades no buscan influir en su cuenta de resultados, un aumento del margen de explotación no tendría por qué afectar a las dotaciones a insolvencias puesto que éstas responden solo a la evolución presente y esperada de la morosidad. Si por el contrario el coeficiente de MEX_{it} es positivo y significativo sería evidencia de que las cajas, en los períodos buenos (elevado margen), dotan en exceso sus provisiones para insolvencias constituyendo un «colchón» que les permite, en los períodos de menores márgenes, dotar menos provisiones y así presentar un resultado final más favorable. En este sentido podría hablarse de *income smoothing* o de *earnings management:* las entidades varían el importe de sus dotaciones a insolvencias para ajustar el margen de explotación con el objetivo de obtener un determinado nivel de beneficios[14].

Es posible que los gestores de las cajas no solo tengan discrecionalidad a la hora de fijar el volumen de sus dotaciones para insolvencias sino que, además, puedan alterar otros epígrafes de la cuenta de resultados. Para estudiar la posible sustituibilidad entre diferentes partidas se incluye la variable $EXTRA_{it}$ que mide el porcentaje que sobre el total activo representan los beneficios y pérdidas motivados por la venta de inmuebles y de valores de renta fija y variable así como los saneamientos de la cartera de valores[15]. La relación esperada es positiva y significativa, de tal forma que la realización de plusvalías latentes en la cartera de valores o en el inmovilizado permitiría aumentar las dotaciones a insolvencias de un determinado período sin que se resintiera el beneficio. Como ya se ha comentado en la sección 3 de este trabajo, existe amplia evidencia a nivel internacional de que este tipo de actuaciones son frecuentes, en especial, en el sector bancario.

Adicionalmente se incluye la variable $DOTR_{it}$ que mide el porcentaje sobre el total activo que representan el resto de dotaciones que realiza la entidad (como luego se verá en la siguiente sección, este concepto incluye principalmente las dotaciones al fondo de pensiones). Nuevamente se busca evidencia a favor de la sustituibilidad de diferentes partidas del balance pero, a diferencia de la variable $EXTRA_{it}$, ahora el signo esperado es negativo ya que para aumentar las dotaciones a insolvencias de un período, una caja podría reducir el resto de sus dotaciones.

---

[14] Nótese que estamos suponiendo que hasta la determinación del margen de explotación la discrecionalidad del gestor es reducida, lo cual parece un supuesto bastante razonable.

[15] En la siguiente sección se explica de forma detallada la obtención de las variables.

También se incluye $RPRO_{it}$, el cociente entre los recursos propios y el total activo, para investigar si las provisiones para insolvencias pueden considerarse como un sustituto de los recursos propios como apuntan Martínez Méndez (1991) y otros trabajos a nivel internacional reseñados en la sección 3 al repasar la literatura empírica. Nótese que la provisión genérica del 1% (0,5% en créditos hipotecarios) conceptualmente es idéntica a una reserva. El signo esperado es negativo.

FUS_{it} es una variable ficticia que vale uno si la entidad i se fusiona en el período siguiente (t+1) y cero en caso contrario. Intenta medir el comportamiento de la dotación a insolvencias de las entidades que protagonizan una fusión. Si las fusiones entre entidades se deben a problemas de solvencia de alguna o varias entidades participantes, el coeficiente debería ser positivo poniendo de manifiesto los problemas de saneamiento con anterioridad a la fusión. Por otro lado, si la fusión permite a las entidades aflorar plusvalías tácitas que pasan a reforzar los recursos propios de la nueva entidad cabría esperar un signo negativo al existir sustituibilidad entre recursos propios y dotaciones a insolvencias[16].

Se incluye la variable TAM_{it} que no es más que el cociente entre el total activo de la entidad *i* en el período *t* y el total activo de todas las cajas en el año *t*. Es por lo tanto, una medida de tamaño relativo y el signo esperado a priori es desconocido porque no existen razones para que las cajas grandes deban provisionar relativamente más que las pequeñas o viceversa. Sin embargo, en algunos trabajos[17] se considera que el tamaño de la empresa aproxima el coste político de unos beneficios demasiado elevados. La obtención por parte de una empresa o un grupo de empresas de unos beneficios elevados puede atraer la atención de los reguladores y de los políticos[18]. Si esto fuera cierto se esperaría un signo positivo para el parámetro de la variable que mide el tamaño, de tal forma que las cajas grandes preferirían suavizar más los resultados que las cajas pequeñas. En atención al riesgo sistémico

[16] Se puede argumentar que en vez de esta variable ficticia es más relevante analizar otra en la que se asigna el valor uno si la entidad *i* se ha fusionado en el período *t* y cero en caso contrario. Es decir, en vez de analizar el último año antes de la fusión se estudia el primero después de la fusión. El signo esperado del parámetro sería el mismo porque los argumentos son idénticos (aparición de necesidades adicionales de saneamiento y plusvalías tácitas). El problema con esta última definición es que, debido al procedimiento econométrico utilizado, se pierden los primeros años de observaciones de cada entidad y, por lo tanto, no es posible disponer de la variable.

[17] Véase por ejemplo Moses (1987) y Watts y Zimmerman (1990).

[18] Martínez Méndez (1991) señala la presencia de apreciaciones políticas sobre la conveniencia de suavizar los resultados contables de la banca española.

también podría esperarse un signo positivo aunque no parece que dicho riesgo haya sido importante en las cajas de ahorros españolas durante el período analizado (no ha quebrado ninguna caja y el Fondo de Garantía de Depósitos de las cajas tiene un elevado superávit).

Finalmente η_i, es una variable no observable que recoge características intrínsecas de cada entidad que no varían a lo largo del tiempo (por ejemplo, la aversión al riesgo de los gestores de la entidad, su mayor o menor «vocación discrecional», etc.). Estas características no observables es muy posible que estén correlacionadas con algunas de las variables explicativas de (1) de tal forma que las estimaciones podrían estar sesgadas. Para evitar este problema se toman primeras diferencias en (1). ε_{it} es la perturbación aleatoria. Dado que la variable a explicar y algunas de las variables explicativas se determinan simultáneamente, el procedimiento de estimación adecuado es el método generalizado de momentos (GMM).

5. DATOS Y MUESTRA DISPONIBLE

Conviene aclarar que todos los datos utilizados en este trabajo son **públicos.** Se han utilizado tres fuentes de información: la Memoria Anual de cada caja de ahorros, el Anuario Estadístico de las Cajas de Ahorros que publica la CECA y el Boletín Estadístico del Banco de España.

Las memorias de cada caja se han utilizado para obtener información sobre el ratio de morosidad. En los datos individuales contenidos en el Anuario Estadístico no hay información sobre la morosidad. Como se explica con detalle en Saurina (1998) esto reduce la muestra de entidades disponibles, aunque en un porcentaje muy reducido (de 709 observaciones posibles se dispone de información sobre 702).

El resto de variables individuales se construyen a partir de los datos del balance y la cuenta de resultados públicos contenidos en el Anuario Estadístico. Aunque para el período estudiado hay diferentes presentaciones del balance, puede construirse una serie homogénea de la inversión crediticia bruta (que incluye el fondo de provisiones para insolvencias). Los recursos propios incluyen el fondo de dotación más las reservas más (menos) el beneficio (pérdidas) de ejercicios anteriores más (menos) los beneficios (pérdidas) del ejercicio corriente.

Los problemas surgen al construir las variables que utilizan información de la cuenta de resultados. Existen tres presentaciones diferentes de dicha cuenta en el período 1985-1995. A continuación se explica cómo afectan a cada una de las variables incluidas en (1).

La dotación neta a insolvencias (el numerador del ratio DINSit) es la suma de las dotaciones brutas a insolvencias más las amortizaciones de insolvencias (realizadas directamente a través de la cuenta de resultados) menos las recuperaciones de fondos de insolvencias (fondos previamente dotados y que no han sido necesarios al haberse recuperado el importe dudoso) y menos los activos en suspenso recuperados (activos ya dados de baja del balance pero que finalmente se han cobrado). Nótese que lo que interesa es la dotación neta, el esfuerzo de saneamiento que debe realizar la entidad en cada período; si las dotaciones brutas son muy importantes pero también los son las recuperaciones de fondos el impacto sobre la cuenta de resultados es reducido[19]. De 1985 a 1987 los datos públicos sobre la cuenta de resultados son relativamente escasos y solo se dispone de información agregada sobre dotación bruta y amortización de insolvencias pero no existe información desagregada de los fondos para insolvencias que han quedado disponibles (solo del total de fondos que han quedado disponibles). Es muy razonable pensar que los fondos para insolvencias suponen la mayor parte de los fondos totales de provisiones[20], por lo que se ha optado por restar a las dotaciones brutas de insolvencias (más amortizaciones) el importe total de los fondos que han quedado disponibles. De 1988 a 1991 se dispone de los cuatro componentes por separado por lo que no existe ningún problema. Desde 1992 en adelante se dispone del importe de las dotaciones netas pero no de sus componentes.

Hay que aclarar que, para todo el período analizado, los datos públicos de dotaciones netas a insolvencias incluyen también las dotaciones netas para riesgo-país. Sin embargo en (1) no es posible controlar el impacto de este riesgo porque no existe información del volumen de inversión crediticia susceptible de verse afectada por el riesgo-país. Ni siquiera es posible construir una serie de inversión cre-

[19] Nótese que puede tener interés estudiar los diferentes componentes de la dotación neta para analizar con más detalle la discrecionalidad del gestor pero desgraciadamente con los datos públicos no es posible hacerlo. Martínez Méndez (1991) sí lo hace porque dispone de información confidencial (pero solo a nivel agregado para el total de la banca).

[20] El riesgo de insolvencia era el riesgo más importante para unas entidades que en el período 1985-1987 tenían muy poca operativa en moneda extranjera o en renta variable.

diticia en moneda extranjera (o del sector no residente) para el conjunto del período ya que a partir de 1992 solo aparece en balance la inversión crediticia total sin desagregar por sector institucional. No obstante, dado el escaso negocio de las cajas en moneda extranjera durante el período analizado, cabe esperar que el impacto del riesgo-país sea insignificante.

La construcción de la serie del margen de explotación también es bastante razonable. Para el período 1985-1987 se calcula como la suma de los productos financieros menos los costes financieros más las comisiones menos los gastos de explotación. Ninguno de estos epígrafes presenta desagregación alguna. Para el período 1988-1991 se calcula igual pero cada uno de los epígrafes presenta un elevado grado de desagregación. En particular, es ya posible conocer la cifra de amortización de inmovilizado y el importe de los gastos de personal, que no incluyen las dotaciones a fondos de pensiones (internos y externos). A partir de 1992 el margen de explotación se calcula de forma muy similar aunque ahora el nombre de los epígrafes varía: intereses y rendimientos asimilados más rendimiento de la cartera de renta variable más comisiones percibidas menos comisiones pagadas menos gastos generales (sin incluir las dotaciones a pensiones) y menos amortización de activos.

Es importante destacar que desde 1992 los gastos de personal incluyen el importe de las dotaciones a pensiones. Como estamos interesados en obtener medidas de sustituibilidad entre diferentes dotaciones a provisiones, es necesario eliminar del cálculo del margen de explotación este concepto. Si se quiere, se está suponiendo que los gestores pueden ejercer cierta discrecionalidad en dichas dotaciones y que el margen de explotación que se ha construido en cada período recoge los elementos no discrecionales.

Podría pensarse que los gestores pueden alterar también el importe de la amortización de los activos materiales. Sin embargo, este aspecto no puede estudiarse porque con anterioridad a 1988 no hay datos sobre el importe de dichas amortizaciones.

Por lo que respecta a las dotaciones a otros fondos especiales, durante el período 1985-1987 no aparece desagregada su composición y se utiliza solo la dotación bruta porque, como ya se ha comentado, los fondos especiales disponibles se asimilan a fondos de insolvencias disponibles. Para los años 1988-1991 la dotación a otros fondos especiales también aparece por su importe bruto e incluye, fundamental-

mente, dotaciones al fondo de pensiones. Por ello, para el período 1992-1995, a la dotación al fondo para riesgos generales (con un importe muy reducido en casi todas las entidades) hay que añadirle las dotaciones a pensiones que aparecen desagregadas en el epígrafe de gastos generales como ya se ha explicado. De esta forma, a pesar de los cambios en la presentación de la cuenta de resultados pública, se consigue una serie relativamente homogénea de dotaciones brutas a otros fondos, muy en particular, a los fondos de pensiones (internos y externos)[21].

Finalmente, con la información disponible puede reconstruirse, aunque no sin dificultades, una serie relativamente homogénea de beneficios y pérdidas extraordinarias que incluye, a su vez, los saneamientos de la cartera de valores. Entre 1985 y 1987 esta serie se compone de los beneficios en enajenaciones (de inmovilizado y de cartera de valores) menos las pérdidas en dichas enajenaciones y menos el saneamiento de la cartera de valores. Para el siguiente período (1988-1991) se mantiene la forma de cálculo. Hay que aclarar que los beneficios y pérdidas por enajenaciones de la cartera de valores hacen referencia a la cartera de inversión (tanto de valores como de activos monetarios) y a otros activos financieros pero no a la cartera de negociación. El concepto saneamiento de la cartera de valores incluye tanto el saneamiento directo por cuenta de resultados como la dotación al fondo de fluctuación de valores. A partir de 1992 la serie se construye como los beneficios por operaciones financieras menos las pérdidas por operaciones financieras menos el saneamiento de las inmovilizaciones financieras más los beneficios extraordinarios y menos los quebrantos extraordinarios. Existe una pequeña ruptura con la serie anterior porque ahora los beneficios y pérdidas por operaciones financieras incluyen también los beneficios y pérdidas de la cartera de negociación. En la medida en que las inversiones especulativas a corto plazo sean poco relevantes la serie mantendrá su homogeneidad.

En resumen, aunque durante el período que se analiza en este trabajo (1985-1995) hay tres presentaciones diferentes de la cuenta de resultados pública, se pueden construir series bastante homogéneas de dotaciones netas a insolvencias, de margen de explotación y de dotaciones brutas a otros fondos así como de beneficios y pérdidas de cartera de valores e inmovilizado.

---

[21] Nótese que por falta de información no puede construirse la dotación neta a otros fondos, a diferencia de lo que ocurre con las dotaciones a insolvencias.

Durante el período analizado se han producido numerosas fusiones de cajas de ahorros. Con anterioridad a la fecha de la fusión se trata a cada entidad independiente por separado, considerando que diferentes entidades podían tener muy diversas políticas de dotaciones a insolvencias. A partir de la fusión se considera la entidad resultante.

Por último mencionar que los valores del Indice General de la Bolsa de Madrid (media anual) se han obtenido del Boletín Estadístico del Banco de España.

En el Cuadro 1 aparecen los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en este trabajo.

CUADRO 1
ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES

VARIABLE A EXPLICAR	MEDIA	D.STD.	MINIMO	MAXIMO
Dotación a insolvencias sobre crédito ($DINS_{it}$)	0,92	0,98	-3,59	8,25
VARIABLES EXPLICATIVAS				
Ratio de morosidad ($RMOR_{it}$)	5,51	2,66	1,07	16,60
Indice Bolsa ($IBOL_t$)	243,1	65,6	85,4	314,6
Crédito sobre activo (CSA_{it})	47,4	10,1	19,9	78,2
Margen de explotación sobre activo (MEX_{it})	1,82	0,63	-0,35	7,41
Plusvalías y minusvalías sobre activo ($EXTRA_{it}$)	0,18	0,26	-0,94	1,58
Otras dotaciones sobre activo ($DOTR_{it}$)	0,52	0,58	-0,22	4,16
Coeficiente de recursos propios ($RPRO_{it}$)	5,71	1,76	-0,31	11,60
Tamaño relativo (TAM_{it})	1,59	2,88	0,03	23,10

Hay 682 observaciones durante el período 1985-1995. Todas las variables (excepto $IBOL_t$) están en tanto por cien.

6. RESULTADOS

La estimación de (1) se ha realizado mediante el Método Generalizado de Momentos (GMM) debido a la existencia de endogeneidad en las variables explicativas, utilizando el programa de Arellano y Bond (1988 y 1991)[22]. La muestra, una vez eliminadas las cajas que no tienen suficientes observaciones consecutivas, consta de 682 observaciones. Dado que (1) se estima en primeras diferencias y que se utilizan ins-

[22] Kang y Sivaramakrishnan (1995), a través de un análisis de simulación, señalan la superioridad del procedimiento GMM frente a los mínimos cuadrados ordinarios para detectar la existencia de *earnings management* cuando hay simultaneidad entre los regresores y la variable a explicar. En dicho caso las estimaciones de MCO serán sesgadas e inconsistentes.

trumentos con varios desfases temporales, la muestra final consta de 424 observaciones.

En el Cuadro 2 aparecen los resultados de la estimación. Se consideran variables endógenas el ratio de morosidad *(RM_{it})*, el cociente entre el margen de explotación y el total activo *(MEX_{it})*, el cociente entre las plusvalía netas y el total activo ($EXTRA_{it}$) y, finalmente, el cociente entre las dotaciones a otros fondos y el total activo *($DOTR_{it}$)*. Estas variables se han instrumentado mediante dos y tres retardos ($RM_{i(t-2,t-3)}$, $MEX_{i(t-2,t-3)}$, $EXTRA_{i(t-2,t-3)}$ y $DOTR_{i(t-2,t-3)}$). El coeficiente de recursos propios *($RPRO_{it}$)* y el porcentaje que representa la inversión crediticia sobre el total activo *(CSA_{it})* se instrumentan retrasándolas dos períodos[23]. El resto de variables son exógenas. Puede verse que no hay autocorrelación de segundo orden en los residuos y que el test de Sargan no rechaza la validez de los instrumentos utilizados.

CUADRO 2
ESTIMACION DE LA ECUACION (1) EN DIFERENCIAS
(Variable dependiente $DINS_{it}$)

VARIABLES	COEFICIENTES
Ratio de morosidad *($RMOR_{it}$)*	0,1962*** (4,34)
Indice Bolsa *($IBOL_t$)*	–0,0016* (–1,93)
Crédito sobre activo *(CSA_{it})*	–0,0007 (–0,04)
Regulación 1988 *(REG88)*	0,3512** (2,38)
Margen de explotación sobre activo *(MEX_{it})*	0,7500*** (4,19)
Plusvalías y minusvalías sobre activo *($EXTRA_{it}$)*	1,0678*** (4,60)
Otras dotaciones sobre activo *($DOTR_{it}$)*	–0,6593*** (–3,61)
Coeficiente de recursos propios *($RPRO_{it}$)*	–0,3220** (–2,16)
Fusión *(FUS_{it})*	–0,0409 (–0,26)
Tamaño relativo *(TAM_{it})*	0,0028 (0,01)
Varianza de los residuos (σ_2)	0,2246
Test de Sargan (S)	65,57 (60)
Autocorrelación de 2.º orden (m_2)	0,582

N.º observaciones: 424. Entre paréntesis aparece el valor del estadístico t. ***, ** o * indica variable significativa al 1%, 5% o 10%. En el test de Sargan (se distribuye como una χ^2) entre paréntesis aparecen los grados de libertad. Su valor teórico al 95% para 60 grados de libertad es 79,08. m^2 se distribuye como una N(0,1). Las estimaciones se han realizado con el programa DPD. Se consideran endógenas $RMOR_{it}$, MEX_{it}, $EXTRA_{it}$ y $DOTR_{it}$, utilizándose el Método Generalizado de Momentos con dos y tres retardos para estas cuatro variables. Los resultados son los del *one-step* del DPD pero robustos a heterocedasticidad.

[23] Arellano y Bond (1988) aclaran que por problemas de espacio en Gauss la matriz de instrumentos solo puede tener un máximo de 90 columnas. Probablemente $RPRO_{it}$ y CSA_{it} también son endógenas y deberían instrumentarse mediante GMM con dos y tres retardos. Sin embargo, por la existencia del mencionado límite de columnas no es posible hacerlo y hay que recurrir solo a los dos retardos. No obstante, al analizar la robustez de los resultados se considera este aspecto.

Destaca que casi todas las variables son significativas y con el signo esperado a priori. A mayor nivel de morosidad *($RMOR_{it}$)* mayores son las necesidades de dotaciones a insolvencias. Ante una mejora de las expectativas sobre la situación económica *($IBOL_t$)* disminuye dicha dotación aunque la variable que aproxima el perfil de riesgo *(CSA_{it})* no es significativa[24]. La variable que mide el impacto del cambio de regulación provocado por la CBE 22/87 (REG88) es significativa y con el signo esperado.

Por otro lado, se detecta claramente que los gestores de las entidades utilizan la dotación a insolvencias para modificar el importe del beneficio antes de impuestos. Una vez controlada la evolución de las dotaciones a insolvencias por sus variables explicativas intrínsecas, todavía queda un efecto adicional muy significativo que supone que cuando aumenta el margen de explotación *(MEX_{it})* se dota en exceso la provisión para insolvencias con el fin de presentar un resultado final de menor magnitud y lo contrario ocurre cuando disminuye dicho margen. Por lo tanto, los resultados del Cuadro 2 ponen de manifiesto la existencia de *earnings management* en las cajas de ahorros españolas durante el período 1985-1995 tal y como han puesto de manifiesto muchos analistas aunque sin presentar un contraste formal de la hipótesis.

El Cuadro 2 ofrece además información adicional que permite reforzar la conclusión anterior. Por un lado ha existido, de forma claramente significativa, sustituibilidad entre la dotación a insolvencias y las dotaciones al resto de fondos *($DOTR_{it}$)*. En períodos en los que se necesitaba aumentar la dotación a insolvencias, las entidades disminuían las dotaciones al resto de fondos. Por otro lado, también existe evidencia clara de que se han realizado plusvalías de la cartera de valores y del inmovilizado o se han aflorado menos minusvalías *($EXTRA_{it}$)* para dotar provisiones adicionales o bien para que el resultado antes de impuestos no se resintiera demasiado.

Se confirma también que existe sustituibilidad entre las provisiones para insolvencias y los recursos propios *($RPRO_{it}$)*. Entidades con un coeficiente de recursos propios en aumento dotan menos provisiones mientras que las caídas de recursos propios se compensan en parte mediante dotaciones adicionales. En este último caso la solvencia glo-

[24] Es posible que una mayor especialización en créditos otorgue un mayor conocimiento del mercado y esto contrarreste el efecto del mayor perfil de riesgo. No obstante, en varios análisis de robustez posteriores (Cuadros 3 y 4), se verá que es significativa y con el signo esperado. En particular, en ausencia del ratio de morosidad, sí parece que CSA_{it} mide el perfil de riesgo.

bal de la entidad no se reduce tanto. Probablemente, un supervisor preocupado por la solvencia de las entidades en sentido amplio podría explicar este tipo de relación de sustituibilidad.

En cambio la variable indicativa de la fusión de varias cajas de ahorros *(FUS_{it})* no resulta significativa por lo que no parece que dichas fusiones puedan responder, como regla general, a problemas de morosidad elevada de alguna entidad. No obstante, esta variable puede que no sea del todo adecuada para medir dichos problemas como se ha apuntado en la nota a pie de página 16.

Finalmente, la variable que mide el tamaño relativo *(TAM_{it})* no es significativa. Las dotaciones a insolvencias no parecen depender del tamaño de la entidad.

En definitiva, los resultados del Cuadro 2 confirman claramente la existencia de *earnings management* en la cuenta de resultados de las cajas de ahorros españolas. Por lo tanto, el comportamiento de estas entidades es semejante al detectado en entidades financieras de otros países como se ha puesto de manifiesto en la sección 3 de este trabajo.

Para tener una idea aproximada de la importancia de los factores intrínsecos (morosidad, expectativas y regulación) frente a los de *earnings management* (epígrafes de la cuenta de resultados y coeficiente de recursos propios) a la hora de explicar la dotación a insolvencias se ha calculado (para la ecuación (1) en niveles) la varianza de ambos grupos de factores por separado utilizando las estimaciones de los parámetros del Cuadro 2 y se ha comparado con la varianza de la variable a explicar (el cociente de la dotación a insolvencias sobre el total de la inversión crediticia)[25]. La varianza total es 0,5772 frente al 0,2111 de las variables intrínsecas y 0,2944 de las de *earnings management* por lo que, aproximadamente, la mitad de la variabilidad de las dotaciones a insolvencias se explica por el componente de discrecionalidad que poseen los gestores de las cajas de ahorros.

Para comprobar la **robustez** de los resultados anteriores se han realizado una serie de pruebas que se pasan a detallar y cuyos resultados más importantes aparecen en el Cuadro 3 y en el Cuadro 4.

[25] Nótese que se calcula la varianza de $DINS_{it}$ y la de βX_1 y γX_2 (donde β y γ son vectores de parámetros estimados y X_1 y X_2 los dos grupos de variables explicativas) pero no se tienen en cuenta las posibles correlaciones entre estas dos últimas por lo que el resultado es necesariamente orientativo.

CUADRO 3
ESTIMACION DE LA ECUACION (1) EN DIFERENCIAS
(Variable dependiente $DINS_{it}$)

VARIABLES			
Ratio de morosidad $(RMOR_{it})$	0,1968***		0,2011***
	(5,36)		(4,40)
Indice Bolsa $(IBOL_t)$	-0,0021***	-0,0019*	
	(-2,58)	(-1,65)	
Crédito sobre activo (CSA_{it})		0,0375*	0,0004
		(1,76)	(0,03)
Regulación 1988 (REG88)	0,4258***	0,5143**	0,2966**
	(3,09)	(2,50)	(2,11)
Margen de explotación sobre activo (MEX_{it})	0,7363***	1,5310***	0,7703***
	(3,88)	(5,26)	(4,19)
Plusvalías y minusvalías sobre activo $(EXTRA_{it})$	0,9475***	1,5798***	1,0565***
	(3,70)	(6,62)	(4,64)
Otras dotaciones sobre activo $(DOTR_{it})$	-0,5167***	-0,9848***	-0,6659***
	(-3,76)	(-3,05)	(-3,65)
Coeficiente de recursos propios $(RPRO_{it})$		-0,4288*	-0,3585**
		(-1,82)	(-2,43)
Fusión (FUS_{it})	-0,1884	-0,0022	-0,0266
	(-1,03)	(-0,01)	(-0,17)
Tamaño relativo (TAM_{it})	0,3643	0,3404	-0,0218
	(1,46)	(0,70)	(-0,07)
Varianza de los residuos (σ^2)	0,2367	0,3130	0,2273
Test de Sargan (S)	68,61 (60)	56,79 (45)	65,49 (60)
Autocorrelación de 2.º orden (m_2)	0,053	0,783	0,661

Ver notas Cuadro 2. El valor teórico de una χ^2 al 95% para 45 grados de libertad es 61,63.

En primer lugar, si en vez de instrumentar el coeficiente de recursos propios $(RPRO_{it})$ retrasándolo dos períodos se utiliza el procedimiento GMM con dos y tres retardos se mantienen todos los resultados (en cuanto a signo y significatividad) del Cuadro 2 y la variable que aproxima el perfil de riesgo (CSA_{it}), instrumentada retrasándola dos períodos, sigue sin ser significativa. Sin embargo, si se replica el ejercicio anterior pero invirtiendo los términos (GMM para CSA_{it} y $RPRO_{it}$ retrasada dos períodos) se mantienen los resultados del Cuadro 2 aunque ahora ninguna de las dos variables es significativa. Para comprobar que estas dos variables no distorsionan los resultados globales, en la primera columna del Cuadro 3 se presenta la estimación de (1) sin ellas, Puede verse que el valor de los coeficientes es muy estable y que incluso mejora la significatividad de algunas variables aunque FUS_{it} y TAM_{it} siguen sin serlo.

Si en vez de utilizar CSA_{it} como aproximación al perfil de riesgo de la entidad se utiliza el cociente entre el crédito con garantías sobre el

crédito al sector privado o bien el porcentaje que supone el crédito sin garantías sobre el total activo (instrumentadas retrasándolas dos períodos) se mantienen los resultados del Cuadro 2 (siendo $RPRO_{it}$ negativa y significativa en ambos casos) aunque ninguna de las dos variables resulta significativa. Si se utiliza el procedimiento GMM se mantienen también los resultados (siendo $RPRO_{it}$ significativa al 10%).

En definitiva, el ratio de morosidad y las expectativas sobre la situación económica futura son suficientes para explicar los determinantes intrínsecos de la dotación a insolvencias mientras que las diferentes aproximaciones al perfil de riesgo no son significativas, También puede afirmarse que la sustituibilidad entre recursos propios y dotaciones a insolvencias es una hipótesis bastante razonable.

Resulta muy interesante estimar (1) eliminando la variable ratio de morosidad. En la segunda columna del Cuadro 3 puede verse que los resultados de signo y significatividad se mantienen (aunque $RPRO_{it}$ pasa del 5% al 10%) pero aparecen dos novedades muy significativas. En primer lugar, CSA_{it} pasa a ser significativa (al 10%), es decir, en ausencia del ratio de morosidad, el porcentaje del activo destinado a inversión crediticia nos da una medida aproximada del riesgo de crédito. En segundo lugar, el parámetro del margen de explotación se eleva sustancialmente (pasa de 0,75 a 1,53). Por lo tanto, si no se incluye en la modelización de las dotaciones a insolvencias uno de sus elementos explicativos más importantes, se obtiene un coeficiente sesgado para medir la presencia de *earnings management*[26]. Intentar evaluar la existencia de discrecionalidad en las dotaciones a insolvencias sin controlar por el ratio de morosidad puede llevar a sesgos muy importantes, sobrevalorando el impacto de la discrecionalidad de los gestores. Por otro lado, la varianza de los residuos aumenta de forma sustancial comparada con la del Cuadro 2.

En la tercera columna del Cuadro 3 aparece la estimación de (1) eliminando la variable de expectativas $(IBOL_t)$ que es la única que solo tiene variablidad a lo largo del tiempo. Si prescindimos de esta variable agregada vemos que los resultados del Cuadro 2 se mantienen tanto en signo como en significatividad. Además, el valor de los parámetros de las variables relevantes prácticamente no se ve alterado.

Se ha estimado (1) eliminando las dos variables que intentan medir la existencia de sustituibilidad entre diferentes epígrafes de la cuenta

[26] Los coeficientes de $EXTRA_{it}$ y de $DOTR_{it}$ también se ven alterados sustancialmente.

de resultados. Aunque de acuerdo con el Cuadro 2 son variables muy significativas, con los datos públicos no puede construirse una serie perfectamente homogénea (véase la discusión de la sección 5) por lo que quizá se estén introduciendo algunas distorsiones al utilizarlas.

CUADRO 4
ESTIMACION DE LA ECUACION (1) EN DIFERENCIAS
(Variable dependiente $DINS_{it}$)

VARIABLES				
Ratio de morosidad $(RMOR_{it})$	0,2097***	0,1938***	0,2669***	0,2618***
	(4,85)	(4,54)	(4,81)	(4,51)
Indice Bolsa $(IBOL_t)$	–0,0017***	–0,0021**	–0,0018*	–0,0022**
	(–1,97)	(–2,27)	(–1,86)	(–2,38)
Crédito sobre activo (CSA_{it})	0,0027	0,0361*	0,0271*	0,0012
	(0,17)	(2,47)	(1,88)	(0,07)
Regulación 1988 (REG88)	0,2890*	0,0454	0,1265	0,0440
	(1,79)	(0,29)	(0,71)	(0,41)
Margen de explotación sobre activo (MEX_{it})	0,6499***	0,4389***	0,5964***	
	(2,70)	(2,22)	(2,47)	
Plusvalías y minusvalías sobre activo $(EXTRA_{it})$		0,9303***		
		(4,05)		
Otras dotaciones sobre activo $(DOTR_{it})$	–0,3337***			
	(–2,11)			
Coeficiente de recursos propios $(RPRO_{it})$	–0,0950	–0,0391	–0,0039	
	(–0,70)	(–0,28)	(–0,03)	
Fusión (FUS_{it})	–0,1615	–0,0929	–0,1505	–0,1507
	(–1,08)	(–0,49)	(–0,84)	(–0,87)
Tamaño relativo (TAM_{it})	0,3577	0,4807	0,5911	0,1532
	(1,10)	(1,45)	(1,63)	(0,45)
Varianza de los residuos (σ^2)	0,2579	0,2713	0,2870	0,2846
Test de Sargan (S)	67,51 (60)	67,24 (45)	55,03 (60)	42,58 (30)
Autocorrelación de 2.º orden (m_2)	0,567	–0,243	0,143	0,049

Ver notas Cuadro 2 y Cuadro 3. El valor teórico de una χ^2 al 95% para 30 grados de libertad es 43,77. Se consideran endógenas $RMOR_{it}$, MEX_{it}, $EXTRA_{it}$, $DOTR_{it}$, y CSA_{it} (allí donde aparezcan) utilizándose el Método Generalizado de Momentos con dos y tres retardos.

En la primera columna del Cuadro 4 puede verse el resultado de la estimación de (1) prescindiendo de $EXTRA_{it}$, las plusvalías y minusvalías de valores e inmuebles. Todos los resultados del Cuadro 2 se mantienen con la única diferencia que el coeficiente de recursos propios deja de ser significativa. En la segunda columna del Cuadro 4, prescindiendo solo del resto de dotaciones $(DOTR_{it})$, se aprecian algunos cambios adicionales. El coeficiente de recursos propios sigue sin ser significativo pero tampoco lo es el de la variable de regulación y sí en cambio la medida del perfil de riesgo. Hay que tener en cuenta que

en 1988 se produjo un aumento sustancial de la dotación a los fondos de pensiones al acelerarse el calendario de adaptación que previamente finalizaba en 1992[27]. Al omitirse la variable $DOTR_{it}$, el efecto de dicho aumento (que impacta negativamente sobre la dotación a insolvencias debido a la sustituibilidad) neutraliza el signo positivo de REG88 provocado por el endurecimiento de la dotación a insolvencias. Por otro lado existe una correlación positiva y bastante elevada entre REG88 y CSA_{it} que podría explicar el signo positivo y significativo de esta última variable. Al no ser REG88 significativa, CSA_{it} en cierta medida la sustituye. De todas formas ya se ha explicado que el perfil de riesgo podría ser una variable explicativa de las dotaciones a insolvencias. El coeficiente del margen de explotación se reduce sustancialmente para recoger el impacto de la ausencia del resto de dotaciones (que tenían un coeficiente negativo y elevado).

En la tercera columna del Cuadro 4, aparece la estimación de (1) sin las dos variables anteriores ($EXTRA_{it}$ y $DOTR_{it}$). De nuevo ni el coeficiente de recursos propios ni la variable de regulación son significativas, siendo el perfil de riesgo significativo al 10%. El coeficiente del margen de explotación se reduce pero en menor medida al compensarse en parte los dos coeficientes de signo contrario de las dos variables ausentes. Por supuesto, la varianza de los errores aumenta sustancialmente. En definitiva, estos resultados refuerzan claramente la idea de que existe sustituibilidad entre unas dotaciones y otras así como con las plusvalías y minusvalías del activo siendo necesario tener en cuenta estas variables a la hora de modelizar la dotación a insolvencias. Esta evidencia coincide plenamente con la presentada en estudios empíricos de otros países ya reseñados en la sección 3.

Finalmente, la última columna del Cuadro 4 presenta los resultados de la estimación de (1) eliminando todas las variables sujetas a posible discrecionalidad. Vemos que solo el ratio de morosidad y las expectativas sobre la evolución económica son significativas. Sus coeficientes sin embargo aumentan sustancialmente para recoger la omisión del resto de variables explicativas. Si no se incluyen los epígrafes de la cuenta de resultados sujetos a discrecionalidad se obtiene una respuesta de las dotaciones a insolvencias frente al ciclo económico (presente y futuro) sesgadas al alza. La no significatividad de la variable que mide el cambio regulatorio se explica, como ya se ha argumentado, por

[27] Martínez Méndez (1991) explica con detalle el motivo y las implicaciones de este cambio.

la ausencia de $DOTR_{it}$, mientras que el perfil de riesgo no es significativo porque el ratio de morosidad y el índice de la Bolsa son suficientes para controlar los determinantes intrínsecos de las dotaciones a insolvencias. Ni el tamaño ni la existencia de fusiones son significativas. Nótese que la varianza de los residuos también aumenta.

Se han realizado pruebas adicionales para reforzar la robustez de los resultados. El tamaño relativo (utilizado como aproximación al coste político) no ha sido nunca significativa. Sin embargo, quizá lo relevante es incluirla no aisladamente sino de forma multiplicativa con el margen de explotación de tal forma que si el signo de esta nueva variable interactiva es positivo, aumentos del margen de explotación se traducen en aumentos de las dotaciones a insolvencias, pero en mayor medida para las entidades grandes. Sin embargo, esta variable de interacción no ha resultado significativa.

Es posible que las entidades realicen *income smoothing* en proporción a la variabilidad de sus resultados, de tal forma que las cajas con mayor volatilidad de resultados sean las más interesadas en suavizarlos a través de los elementos discrecionales de la cuenta de resultados. Para evaluarlo se ha construido la varianza del beneficio antes de impuestos de los últimos seis años anteriores al año t (no hay más períodos temporales por restricciones en los datos) y se ha interaccionado con el margen de explotación. Si se obtuviera un signo positivo para esta variable multiplicativa sería un indicio de que aumentos del margen de explotación se traducen en aumentos de las dotaciones a insolvencias pero en mayor medida para las entidades con mayor volatilidad pasada del beneficio. Sin embargo, esta variable de interacción no ha resultado significativa. Si se incluye solo la varianza, sin interaccionar con el margen de explotación, tampoco resulta significativa.

Si en (1) sustituimos el margen de explotación sobre el total activo por el margen ordinario sobre el total activo, la mayoría de coeficientes del Cuadro 2 no varían ni en signo ni en significatividad. Sin embargo, el margen ordinario, aunque positivo, no resulta significativo. Se trata de un indicativo claro de que las entidades lo que suavizan es el margen de explotación, hasta que no han restado los gastos de explotación al margen ordinario no toman decisiones discrecionales (los gastos de explotación podrían ser tales que no hiciera falta suavizar el beneficio). Este resultado parece muy razonable y pone de manifiesto que la discrecionalidad en la cuenta de resultados empieza por

debajo del margen de explotación siendo realmente difícil alterar los gastos de personal o los generales.

Una prueba adicional consiste en retrasar la variable endógena un período. Los resultados del Cuadro 2 se mantienen pero la nueva variable no es significativa. Muy probablemente el ratio de morosidad está recogiendo ya el impacto de la política de dotaciones pasada[28].

Otro análisis de robustez consiste en introducir un conjunto de variables ficticias, una por año, para controlar por los efectos que varían año a año pero que son iguales para todas las entidades, Sin embargo, esto supone eliminar la variable que mide expectativas *($IBOL_t$)*, que solo presenta variabilidad temporal, así como la variable ficticia que recoge el cambio regulatorio de 1988 (REG88). Los resultados de dicha estimación no aportan nada sustancialmente distinto de lo visto en el Cuadro 2. No obstante, el coeficiente de recursos propios deja de ser significativo (un resultado que ya ha aparecido en diversas ocasiones) y, en general, el valor de los parámetros disminuye. De todas formas es mucho más interesante controlar la variabilidad temporal a través de una variable que aporte una explicación adicional con sentido económico que a través de unas variables ficticias sin interpretación.

Finalmente, cambiando el denominador de las variables $DINS_{it}$ y $RMOR_{it}$ (sustituyendo la inversión crediticia de la caja i en el período t por su activo total), se mantienen todos los resultados de signo y significatividad del Cuadro 2.

Por lo tanto, se puede concluir que los resultados del Cuadro 2 son muy robustos. Cambios relativamente importantes dejan inalterada la principal conclusión: los gestores de las cajas de ahorros tienen discrecionalidad a la hora de realizar sus dotaciones a insolvencias.

7. CONCLUSIONES

Muchos analistas financieros consideran que las entidades de depósito tienen bastante discrecionalidad a la hora de presentar su cuenta de resultados. En particular, que la dotación a insolvencias es uno de los epígrafes más usados para ajustar el resultado final. En las

[28] En Saurina (1998) puede verse como el ratio de morosidad en t depende de su valor en el período t–1.

épocas de elevados márgenes de explotación las entidades aumentan las dotaciones a insolvencias por encima de lo que exige su inversión dudosa para presentar un nivel menor de crecimiento del resultado y para crear un «colchón» de fondos que, en las épocas malas, pueda permitir mostrar un beneficio antes de impuestos no tan reducido.

A nivel internacional también existe la creencia de que esta práctica está bastante extendida. Esto ha suscitado un elevado número de trabajos teóricos y sobre todo empíricos, que se engloban dentro de la literatura sobre *earnings management* (o sobre *income smoothing* como caso particular). En la sección 3 se ha pasado revista a los trabajos más destacados que, en general, apoyan la existencia de algún tipo de *earnings management;* en particular, en el sector bancario.

En este trabajo se estudia si los gestores de las cajas de ahorros españolas durante el período 1985-1995 han tenido discrecionalidad para fijar el importe de las dotaciones a insolvencias. Toda la información utilizada es de carácter público.

Utilizando técnicas econométricas de datos de panel se encuentra evidencia muy clara y muy robusta de que las cajas utilizan su dotación a insolvencias para ajustar el resultado contable. Controlando por las variables que explican dichas dotaciones (nivel de morosidad, perfil de riesgo y expectativas sobre la evolución futura de la economía), existe un impacto adicional positivo y significativo del margen de explotación. Es decir, en períodos de márgenes elevados, las cajas dotan adicionalmente sus provisiones, mientras que en períodos de márgenes reducidos disminuyen la dotación.

Adicionalmente se aporta evidencia de que existe sustituibilidad entre diferentes categorías de dotaciones a provisiones (un aumento de las dotaciones a insolvencias puede provenir de una disminución de la dotación al fondo de pensiones por ejemplo). Por otro lado, existe una relación positiva y muy significativa entre las realizaciones de plusvalías en la cartera de valores y en el inmovilizado y la dotación a insolvencias; en caso de necesitar dotaciones adicionales las entidades recurren a la realización de plusvalías latentes, o por el contrario, se aprovecha a realizar minusvalías cuando no existe mucha necesidad de dotar la provisión para insolvencias.

Los resultados de este trabajo ponen de manifiesto, aunque de forma menos robusta, que puede existir una relación de sustitución entre dotaciones a insolvencias y recursos propios; no debe olvidarse que una parte de dichas provisiones son genéricas y, por tanto, difíciles de distinguir conceptualmente de las reservas.

En definitiva, la evidencia empírica confirma la existencia de *earnings management* en las cajas de ahorros españolas y permite además precisar los mecanismos a través de los cuales se manifiesta. Estos resultados están en línea con lo detectado en otros países (en especial en el sector bancario americano) y confirman para las cajas de ahorros muchas de las hipótesis avanzadas por Martínez Méndez (1991) al estudiar, con datos confidenciales agregados, el sector bancario español.

La confirmación de la existencia de discrecionalidad a la hora de elaborar la cuenta de resultados plantea algunos interrogantes. La provisión de un «colchón» adicional de fondos en las épocas buenas para hacer frente a dificultades en las malas podría verse como una extensión del principio de prudencia valorativa. Pero siendo así, ¿qué ocurre con el principio de imagen fiel por el que debe regirse la contabilidad bancaria? ¿No es suficientemente elevado el coeficiente de recursos propios para hacer frente a posibles problemas de insolvencia? ¿No sería conveniente suministrar información sobre el valor de las plusvalías y minusvalías latentes en la cartera de valores y en el inmovilizado para que pudiera conocerse mejor la situación real de la entidad y así poder evaluar mejor a sus gestores? ¿La solvencia de una entidad se mide adecuadamente con el coeficiente de recursos propios contable o hay que incluir elementos adicionales como las provisiones y las plusvalías latentes? ¿La contabilidad a valor histórico suministra la mejor información para conocer la rentabilidad y la solvencia de una entidad financiera? ¿Hay suficiente información pública para evaluar adecuadamente a los gestores bancarios?

El objetivo de este trabajo era demostrar empíricamente y de forma rigurosa la existencia de *earnings management* en las cajas de ahorros españolas. Los interrogantes que esto plantea son muy importantes y sobrepasan claramente los límites de este trabajo.

REFERENCIAS

Apellániz, P. (1991): «Una aproximación empírica al alisamiento de beneficios en la banca española». *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 66, 195-219.

Arcas M. J. (1992): *Elección contable y sus efectos económicos. Contrastes empíricos en la banca española*. Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas.

Arellano, M, y S, Bond (1991): «Some test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations». *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Arellano, M, y S, Bond (1988): «Dynamic Panel Data Estimation Using DPD-A Guide for Users». Working Paper 88/15, The Institute for Fiscal Studies, London.

Barth, M. E.; W. H. Beaver y M. A. Wolfson (1990): «Components of Earnings and the Structure of Bank Share Prices». *Financial Analysts Journal*, may-june, 53-60.

Bartov, E. (1993): «The Timing of Asset Sales and Earnings Manipulation». *The Accounting Review*, 68(4), 840-855.

Beatty, A.; S. L. Chamberlain y J. Magliolo (1995): «Managing Financial Reports of Commercial Banks: The Influence of Taxes, Regulatory Capital, and Earnings». *Journal of Accounting Research*, 33(2), 231-261.

Beattie, V. A.; P. D. Casson; R. S. Dale; G. W. McKenzie; C. M. S. Sutcliffe y M. J. Turner (1995): *Banks and Bad Debts: Accounting for International Losses in International Banking*, John Wiley & Sons.

Beattie, V.; S. Brown; D. Ewers; B. John; S. Manson; D. Thomas y M. Turner (1994): «Extraordinary Items and Income Smoothing: A Positive Accounting Approach». *Journal of Business Finance & Accounting*, 21(3), 791-811.

Beaver, W. H. y E. E. Engel (1996): «Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices». *Journal of Accounting and Economics*, 22, 177-206.

Beidleman, C. R. (1973): «Income Smoothing: The Role of Management». *The Accounting Review*, 48, 653-667.

Bernard, V. L.; R. C. Merton y K. G. Palepu (1995): «Mark-to Market Accounting for Banks and Thrifts: Lessons from the Danish Experience». *Journal of Accounting Research*, 33(1), 1-32.

Burgstąhler, D. y I. Dichev (1997): «Earnings management to avoid earnings decreases and losses». *Journal of Accounting and Economics*, 24, 99-126.

Collins, J. H.; D. A. Shackelford y J. M. Wahlen (1995): «Bank Differences in the Coordination of Regulatory Capital, Earnings, and Taxes». *Journal of Accounting Research*, 33(2), 263-291.

DeFond, M. L. y C. W. Park (1997): «Smoothing income in anticipation of future earnings». *Journal of Accounting and Economics*, 23, 115-139.

Dye, R. A. (1988): «Earnings Management in an Overlapping Generations Model». *Journal of Accounting Research*, 26(2), 195-235.

Elliott, J. A.; J. D. Hanna y W. H. Shaw (1991): «The Evaluation by the Financial Markets of changes in Bank Loan Loss Reserve Levels». *The Accounting Review*, 66(4), 847-861.

Evans, J. H. y S. S. Sridhar (1996): «Multiple Control Systems, Accrual Accounting, and Earnings Management». *Journal of Accounting Research*, 34(1), 45-65.

Fudenberg D. y J. Tirole (1995): «A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents». *Journal of Political Economy*, 103(1), 75-93.

Gabás, F. y V. Pina (1991): «El alisamiento de beneficios en el sector eléctrico: un estudio empírico». *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 66, 265-283.

Grammatikos, T. y A. Saunders (1990): «Additions to Bank Loan-Loss Reserves». *Journal of Monetary Economics*, 25, 289-304.

Greenawalt, M. B. y J. Sinkey (1988): «Bank Loan-Loss Provisions and the Income-Smoothing Hypothesis: An Empirical Analysis, 1976-1984». *Journal of Financial Services Research*, 1, 301-318.

Griffin, P. A. y S. Wallach (1991): «Latin American lending by Major U.S. Banks: The Effects of Disclosures about Nonaccrual Loans and Loan Loss Provisions». *The Accounting Review*, 66(4), 830-846.

Healy, P. (1985): «The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions». *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85-107.

Jones, J. J. (1991): «Earnings Management During Import Relief Investigations». *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228.

Kang, S. y K. Sivaramakrsishnan (1995): «Issues in Testing Earnings Management and an Instrumental Variable Approach». *Journal of Accounting Research*, 33(2), 353-367.

Lambert, R. A. (1984): «Income Smoothing as Rational Equilibrium Behavior». The Accounting Review, 59(4), 604-618.

Liu, C., S. G. Ryan y J. M. Wahlen (1997): «Differential Valuation Implications of Loan Loss Provisions Across Banks and Fiscal Quarters». *The Accounting Review*, 72(1), 133-146.

Ma, C. K. (1988): «Loan Loss Reserves and Income Smoothing: The Experience in the U.S. Banking Industry». *Journal of Business Finance & Accounting*, 15(4), 487-497.

Martínez Méndez P. (1991): *Los beneficios de la banca*, 1970-1990, Banco de España.

McNichols, M. y G. P. Wilson (1988): «Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts». *Journal of Accounting Research*, 26(Sup), 1-31.

Moses, O. D. (1987): «Income Smoothing and Incentives: Empirical Tests Using Accounting Changes». *The Accounting Review*, 62(2), 358-377.

Moyer, S. E. (1990): «Capital Adequacy ratio Regulations and Accounting Choices in Commercial Banks». *Journal of Accounting and Economics*, 13, 123-154.

Pina, V. (1988): Efectos económicos de las normas contables, Monografía 11, *Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas*.

Ronen, J. y S. Sadan (1981): *Smoothing Income Numbers: Objectives, Means, and Implications*. Addison-Wesley Publishing Company.

Saurina, J. (1998): «Determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas». *Investigaciones Económicas*, XXII (3), 393-426.

Schipper, K. (1989): «Commentary on Earnings Management». *Accounting Horizons*, december, 92-106.

Scholes, M. S.; G. P. Wilson y M. A. Wolfson (1990): «Tax Planning, Regulatory Capital Planning, and Financial reporting Strategy for Commercial Banks». *The Review of Financial Studies*, 3(4), 625-650.

Trueman, B. y S. Titman (1988): «An Explanation of Accounting Income Smoothing». *Journal of Accounting Research*, 26(Sup), 127-139.

Wahlen, J. M. (1994): «The Nature of Information in Commercial Bank Loan Loss Disclosures». *The Accounting Review*, 69(3), 455-478.

Watts, R. L. y J. L. Zimmerman (1990): «Positive Accounting Theory: A Ten Year Perspective». *The Accounting Review*, 65(1), 131-156.

Watts, R. L. y J. L. Zimmerman (1986): *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall.

Wetmore, J. L. y J. R. Brick (1994): «Loan-Loss Provisions of Commercial Banks and Adequate Disclosure: A Note». *Journal of Economics and Business*, 46, 299-305.

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze if there has been income smoothing in the recent behaviour of Spanish savings banks. Loan-loss provisions, after controlling for the level of non-performing loans, economic expectations and changes in accounting rules, are affected significantly by savings banks income. Moreover, pension funds provisions, securities and real assets gains and losses are timed to offset changes in loan-loss provisions in order to manage earnings.

Una aproximación a la credibilidad de la peseta en el SME*

FRANCISCO LEDESMA
Universidad de La Laguna
MANUEL NAVARRO
Universidad de La Laguna
JORGE PÉREZ-RODRÍGUEZ
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
SIMÓN SOSVILLA
FEDEA y Universidad Complutense de Madrid

1. INTRODUCCION

La credibilidad puede ser definida como el grado de creencia asignado por los agentes a los anuncios o compromisos asumidos por los gestores de la política económica. De esta forma, la credibilidad sería nula cuando los agentes no diesen por ciertos los anuncios públicos y, en el otro extremo, sería máxima cuando los aceptasen absolutamente como seguros. Al aplicar este concepto general al ámbito del Sistema Monetario Europeo (SME), se alude a la percepción de los agentes respecto a las reglas que rigen el funcionamiento del mismo; esto es, al compromiso de las autoridades monetarias de mantener una paridad central de su moneda, aceptando la fluctuación del tipo de cambio en torno a ella dentro de unas bandas o límites superior e inferior.

Si un régimen es creíble, los agentes considerarán que el acercamiento de las monedas a dichos límites lleva a una eventual intervención de los bancos centrales implicados (en cada par de monedas) para evitar la violación de los mismos. Asimismo, si un régimen es creíble, los agentes observarán las paridades centrales como inalterables: no se esperarían realineamientos de los tipos de cambio centrales acordados. Sin embargo, si no es creíble existirán expectativas de realineamientos,

* Los autores agradecen las sugerencias de dos evaluadores anónimos y de Javier Andrés (director adjunto de esta revista), que han contribuido notablemente a la mejora del trabajo. Asimismo, agradecen los comentarios del profesor Svensson respecto a la aplicación de su contraste sencillo de credibilidad.

dado que los agentes estarán percibiendo que la situación en uno o varios países del mecanismo obligará finalmente a hacer uso de la política de tipos de cambio.

El grado de credibilidad del SME es muy importante por cuanto no sólo incide en su propia estabilidad sino también por los efectos reales derivados de la aplicación de las políticas económicas. Así, por ejemplo, habitualmente se señala que si la autoridad monetaria de un país del Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) mantiene un tipo de cambio creíble, ligado a una historia de baja inflación, podrá reducir los costes en términos de empleo y producción de una política contractiva de demanda (Giavazzi y Spaventa, 1989).

La existencia del SME ha conducido a que tanto a finales de la década pasada como en la actual hayan proliferado, en la literatura aplicada sobre los tipos de cambio, algunos trabajos que han intentado medir el grado de confianza que los agentes económicos han otorgado al MCI. Estos trabajos han utilizado diferentes medidas que van desde las más descriptivas y determinísticas (como el contraste sencillo de Svensson, 1991) hasta aquellas que distinguen entre las expectativas de los agentes relativas a cambios en las paridades centrales y las expectativas sobre la evolución de los tipos de cambio dentro de los límites marcados por las bandas superior e inferior. Estos trabajos han utilizado el marco teórico de la literatura sobre «zonas objetivo de tipos de cambio», en el que se ha modelizado el comportamiento de los tipos de cambio en un sistema de tipos de cambio fijos pero ajustables dentro de unas bandas.

El objetivo de este trabajo es el de explorar la credibilidad de la peseta en el MCI desde su ingreso en el sistema el 19 de junio de 1989. Para ello, se utilizan diversas medidas de credibilidad propuestas en la literatura (alguna de ellas no examinada anteriormente para el caso español), analizando un período mucho más extenso que el evaluado hasta ahora en la literatura empírica sobre la peseta. El empleo de diversos indicadores permite analizar mejor el comportamiento de la credibilidad de la peseta durante el período estudiado. Así, las limitaciones y críticas que han recibido algunos de los indicadores pueden ser superadas, al menos en parte, utilizando simultáneamente un conjunto de medidas de credibilidad; de hecho, unir el conocimiento que se obtiene gradualmente a partir de cada una de ellas parece la estrategia más sensata.

Por otra parte, la observación de los períodos en los que objetivamente ha existido una falta de credibilidad puede permitir la selección

de aquellas medidas que han capturado mejor dicha ausencia. De esta forma, se puede examinar también si es necesaria una sofisticación continua de las medidas o si, por el contrario, estos acontecimientos se recogen utilizando medidas de credibilidad más sencillas.

El interés de este estudio se encuentra, en primer lugar, en lograr un mejor conocimiento de la experiencia del SME, lo que puede ser una referencia útil para otros países que decidan profundizar en su integración económica. En segundo lugar, el nuevo régimen cambiario de la Unión Europea requiere también de un grado de confianza de los agentes hacia los tipos de cambio irreversibles. En tercer lugar, un análisis de la credibilidad permite una mejor comprensión de la relación a medio y largo plazo entre las monedas que quedan fuera del euro y el propio euro. En cualquier caso, siempre es interesante el examen de un capítulo de la historia económica reciente que permita extraer enseñanzas útiles para el futuro inmediato.

La organización del trabajo es la siguiente. En la segunda sección se presenta un modelo básico de zonas objetivo de tipos de cambio, que constituye la referencia teórica para la mayor parte de los estudios empíricos realizados. En la tercera sección se hace una revisión sucinta de los indicadores más utilizados en la medición de la percepción del MCI por parte de los agentes. En la cuarta sección se ofrecen los resultados obtenidos en la aplicación de los contrastes tradicionales de credibilidad (contraste sencillo de Svensson, método del ajuste de la deriva y modelos de elección discreta), mientras que en la quinta sección se muestran los resultados de la estimación (utilizando el filtro de Kalman) de una medida de credibilidad marginal Weber (1991a). En la sexta sección, se lleva a cabo una comparación entre las medidas de credibilidad utilizadas, con el objetivo de examinar su bondad relativa en la detección de los acontecimientos más relevantes acaecidos en el período analizado. Por último, se dedica una sección a las conclusiones más relevantes de este estudio.

2. UN MODELO BASICO DE ZONAS OBJETIVO DE TIPOS DE CAMBIO

A comienzos de los años noventa se desarrolló una línea de investigación teórica, la de las zonas objetivo de los tipos de cambio, que ha sido la referencia obligada en los trabajos empíricos sobre los indica-

dores de credibilidad. Así, el trabajo pionero de Krugman (1991) proporcionó el modelo teórico básico para el estudio de los tipos de cambio en una zona de cambios fijos aunque ajustables entre unos límites.

El modelo básico de zonas objetivo de tipos de cambio[1] puede resumirse a partir de las tres ecuaciones siguientes (en las que todas las variables, excepto el tipo de interés, están expresadas en logaritmos):

$$m_t - p_t = \beta y_t - \alpha i_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$s_t = p_t - p_t^* + q_t \tag{2}$$

$$E_t\left[\frac{ds_t}{d_t}\right] = i_t - i_t^* \tag{3}$$

La primera ecuación muestra el equilibrio en el mercado de dinero, donde m_t, p_t e y_t representan, respectivamente, la oferta monetaria nominal, los precios y la renta. ε_t es un término de perturbación aleatoria en la demanda de dinero. La ecuación (2) recoge la definición del tipo de cambio real, q_t, donde s_t representa el tipo de cambio nominal expresado en unidades monetarias nacionales por unidad monetaria extranjera. La última ecuación expresa la paridad descubierta de intereses, donde i_t representa el tipo de interés nacional. Las variables con asteriscos hacen referencia al valor de la misma en el extranjero.

Sustituyendo (2) y (3) en (1) se obtiene:

$$s_t = m_t + \alpha i_t^* + q_t - \beta y_t - p_t^* + \varepsilon_t + \alpha E_t\left[\frac{ds_t}{d_t}\right] \tag{4}$$

donde los seis primeros sumandos constituyen el denominado componente fundamental (f_t) del tipo de cambio, de modo que $s_t = f_t + \alpha E_t(ds_t/d_t)$. A su vez, el componente fundamental se define como $f_t = m_t + v_t$, donde el primer sumando (la oferta monetaria nominal) sería el elemento de los fundamentos controlable por la autoridad monetaria, mientras que el segundo (denominado velocidad) es el elemento estocástico, que además es exógeno a la autoridad monetaria. De esta forma, el banco central puede influir en la evolución de los tipos de cambio de su moneda, controlando el componente funda-

[1] Una exposición más amplia y formal de estos modelos puede encontrarse en Garber y Svensson (1995), en De Arcangelis (1994), en Gámez y Torres (1996) o en Bertola y Caballero (1992).

mental a través de la oferta monetaria nominal. Por su parte, la velocidad se supone que sigue un movimiento browniano (esto es, un paseo aleatorio en tiempo continuo) con deriva. Si estuviésemos en un régimen de tipos de cambio flexibles, la oferta monetaria nominal se mantendría inalterada y la variable fundamental vendría caracterizado por el movimiento browniano de la velocidad. En este caso habría una relación lineal de uno a uno entre el tipo de cambio y la variable fundamental (Froot y Obstfeld, 1991).

El resultado es diferente cuando existe un tipo de cambio limitado por unas bandas. Dado que en el modelo de Krugman se supone credibilidad perfecta e intervenciones marginales de las autoridades monetarias, cuando el tipo de cambio se acerca a la banda superior los agentes esperan la intervención de la autoridad monetaria en el sentido de reducir la oferta de dinero para evitar que se sobrepase dicho límite. De esta forma, $E_t(ds_t/d_t)$ será negativo presionando a la baja al tipo de cambio actual y haciendo que el tipo de cambio sea menos sensible a la variable fundamental que en el caso de los tipos de cambio flexibles (en el que esta expectativa sería nula). Ello hará que el tipo de cambio y la variable fundamental mantengan una relación sinusoidal. En otras palabras, el modelo de zonas objetivo predice la existencia de no linealidades en el tipo de cambio cuando existe credibilidad perfecta e intervenciones marginales de los bancos centrales. Esta relación entre el tipo de cambio y la variable fundamental, con una pendiente que siempre sería menor que uno, haría que se ampliase (respecto al régimen de tipos de cambio flexibles) el rango de posibles valores entre los que podría situarse la variable fundamental f_t para que el tipo de cambio se encontrase entre los tipos de cambio marcados por las bandas. La sola presencia de las bandas tendría, pues, un efecto estabilizador, que se conoce como el efecto de «luna de miel».

El modelo de Krugman ha tenido dos extensiones principales: por un lado, la incorporación de la existencia de credibilidad imperfecta y, por otro, la consideración de los efectos de intervenciones intramarginales por parte de las autoridades monetarias. Así, la observación de los realineamientos de las paridades centrales en el SME llevó a Bertola y Caballero (1992) a introducir el riesgo estocástico de realineamiento en el modelo básico de Krugman. Ello permitió una mejora en la capacidad predictiva del modelo, al admitir la existencia de relaciones incluso positivas entre los diferenciales de los tipos de interés y los tipos de cambio. Además, esta extensión del modelo explicaba también

la forma en que las expectativas podían forzar al tipo de cambio a atravesar las bandas, haciendo de ese modo más inestable al sistema.

Por su parte, la incorporación de intervenciones de los bancos emisores en el interior de las bandas esclarecía el error de predicción del modelo de Krugman cuando postulaba una distribución en forma de U para el tipo de cambio (esto es, que la mayor parte de las observaciones del tipo de cambio se situarían cerca de las bandas). Las intervenciones intramarginales tendrían como consecuencia un efecto de luna de miel a pesar de que no existiesen las bandas, dado que (tendentes al tipo central) se crearían expectativas que suavizarían la relación entre el tipo de cambio y la variable fundamental[2]. La incorporación de las intervenciones sobre la banda ampliarían, aunque muy poco, el efecto luna de miel y la forma de S quedaría mucho menos acentuada que en el modelo de Krugman. Así, cuando existen intervenciones interiores que impliquen reversión a la media, el modelo predice una distribución para el tipo de cambio con forma de U invertida. Además, la relación entre el tipo de cambio y la variable fundamental se haría más lineal.

3. LA CREDIBILIDAD DEL SME

A la luz del modelo de zonas objetivo de tipos de cambio se pueden extraer, al menos, dos implicaciones importantes para los trabajos empíricos. En primer lugar, parece crucial el estudio del grado de credibilidad de los agentes respecto al MCI, sobre todo porque los resultados del modelo teórico son sensibles al mismo. En segundo lugar, porque ello afecta no sólo a la relación entre el diferencial de intereses y el tipo de cambio, sino también al carácter, lineal o no, de la función del tipo de cambio respecto al fundamento y, por tanto, a la medida de credibilidad que sería más correcto utilizar.

Antes de repasar las diversas medidas que habitualmente se han empleado, y siguiendo a Weber (1991a), se hace necesario distinguir entre los términos de reputación y credibilidad. La reputación es la probabilidad que el público asigna a la persecución eficaz por parte del gobierno de una determinada política. Por su parte, la credibilidad se define como una medida de la creencia del público en la capacidad de

[2] Véase Garber y Svensson (1995) para la explicación de estos resultados.

la autoridad económica para adecuarse estrictamente al comportamiento anunciado. En particular, la credibilidad estudiada en este trabajo es la de las paridades centrales (y de las correspondientes bandas de fluctuación) de algunos tipos de cambio en el SME. Así, la posibilidad de modificar las paridades centrales podría ser anticipada por los agentes, actuando como un elemento desestabilizador del propio sistema.

Aparte de la influencia que puede ejercer sobre la estabilidad del MCI, la credibilidad de una moneda que liga su evolución temporal a la de otro país que tiene una alta reputación anti-inflacionista permite *importar*, al menos de forma parcial, dicha reputación. Si esto es así, el país *importador* de ésta puede ver reducidos los costes, en términos de producción y empleo, de una política contractiva de demanda. Por tanto, una mayor credibilidad en el sistema puede afectar positivamente a la efectividad de las políticas económicas, siendo ello tanto mas importante cuando los países están renunciando a una cierta autonomía política.

A continuación, se hace un repaso de tres de las medidas de credibilidad habitualmente utilizadas y que, en particular, se aplican en este trabajo, apuntándose además algunas otras que también aparecen en la literatura.

3.1. El contraste sencillo de Svensson

Svensson (1991) presentó un contraste sencillo y directo para estudiar la credibilidad de un sistema de tipos de cambio con bandas de fluctuación. En este contraste se suelen utilizar dos versiones: una en la que se supone la inexistencia de arbitraje, y otra en la que se hace el supuesto del cumplimiento de la Paridad Descubierta de Intereses (PDI)[3].

En el caso de la primera versión mencionada, se transforman los límites superior e inferior del tipo de cambio S, en bandas para los tipos de interés nacionales, a partir del cálculo del rendimiento anualizado de una inversión en moneda extranjera, expresado en moneda nacional, obteniéndose:

[3] Esta medida de credibilidad ha sido aplicada, entre otros trabajos, en Svensson (1991), y una versión de la misma en Svensson (1993) y Lindberg *et al.* (1993). Para el caso de la peseta, ha sido utilizada por Rodríguez-Mendizabal (1992), Ayuso, *et al.* (1993) y Serrat (1992), este último en un contexto multibanda.

$$\overline{R_t^\tau} = (1+i_t^*)\ (\overline{S}/S_t)^{1/\tau} - 1$$

$$\underline{R_t^\tau} = (1+i_t^*)\ (\underline{S}/S_t)^{1/\tau} - 1 \qquad (5)$$

donde el tipo de interés extranjero i_t^* está expresado en tasas de rendimiento anualizadas y τ es el período de maduración de los activos, expresado en fracciones de año (1/12 para un mes, o 1/4 para tres meses), para los que se realiza la comparación de rentabilidades.

Si el régimen de tipos de cambio es creíble, el tipo de interés nacional no puede encontrarse fuera de los límites especificados en (5). La razón es que en esta situación el arbitraje sería seguro, a menos que se esperase una devaluación o revaluación de la moneda, esto es, que las paridades no fueran creíbles.

En el caso de la segunda versión se parte de la verificación de la PDI, por lo que el tipo de cambio esperado para el momento en que se cubre el período de maduración t del activo viene expresado por:

$$E_t[S_{t+\tau}] = S_t\left[\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right]^\tau \qquad (6)$$

Entonces puede analizarse si el tipo de cambio esperado está dentro o no de los límites oficiales como un contraste equivalente al que utiliza las bandas de los tipos de interés.

Frente a las dos versiones tradicionales presentadas anteriormente, una aproximación de este contraste que viene siendo mayoritariamente utilizada en los trabajos más recientes es la que proporciona unas bandas de confianza del 100% para la tasa esperada de devaluación. En el estudio de la credibilidad de la peseta, las versiones tradicionales han sido las aplicadas, entre otros, por Rodríguez-Mendizábal (1992) y Ayuso *et al.* (1993). Por el contrario, en esta investigación se ha elegido la aproximación más actual, que es la que se expone a continuación.

Dado que el logaritmo del tipo de cambio puede expresarse por $s_t \equiv x_t + c_t$, donde x_t es la diferencia entre el logaritmo del tipo de cambio y el logaritmo de la paridad central c_t, la tasa de depreciación del tipo de cambio dentro de las bandas de fluctuación está limitada por:

$$(\underline{x}_t - x_t)/\tau \leq E_t[\Delta x_{t+\tau}]/\tau \leq (\overline{x}_t - x_t)/\tau \qquad (7)$$

Por su parte, a partir de la PDI,

$$i_t - i_t^* = E_t[\Delta s_{t+\tau}]/\tau \tag{8}$$

y desagregando el tipo de cambio en sus dos componentes (es decir, la paridad central y el tipo de cambio dentro de la banda), la ecuación (8) puede ser reescrita como:

$$i_t - i_t^* = E_t[\Delta x_{t+\tau}]/\tau + E_t[\Delta c_{t+\tau}]/\tau \tag{9}$$

De esta forma, la tasa esperada de variación del tipo de cambio se puede descomponer en dos elementos: la tasa esperada de depreciación dentro de la banda (primer sumando) y la tasa esperada de realineamiento de la paridad central (segundo sumando).

Siguiendo a Lindberg *et al.* (1991), y utilizando las ecuaciones (7) y (9), las bandas correspondientes a la tasa esperada de realineamiento vienen expresadas por:

$$i_t - i_t^* - (\overline{x}_t - x_t)/\tau \leq E_t[\Delta c_{t+\tau}]/\tau \leq i_t - i_t^* (\underline{x}_t - x_t)/\tau \tag{10}$$

En la presente investigación, y con el objetivo de facilitar la comparación con el método del ajuste de la deriva, se han calculado las bandas de confianza del 100% correspondientes a la tasa esperada de realineamiento del tipo de cambio peseta/marco alemán. Con esta medida, el grado de credibilidad se reducirá cuando la banda inferior de confianza se aproxime a cero.

Por último, cabe señalar que el contraste de Svensson ha sido objeto de críticas dado que, por construcción, únicamente contempla la posibilidad de realineamientos en el límite de la banda, lo que da lugar a una sobreestimación del grado de credibilidad. Es por ello que los resultados obtenidos han de tomarse con cierta cautela.

3.2. El método del ajuste de la deriva

Este método, propuesto originalmente por Bertola y Svensson (1993), trata de calcular las expectativas de los agentes con respecto al realineamiento de las paridades centrales del MCI. En la medida en que los agentes tuvieran grandes expectativas de realineamiento, el sistema tendría una baja credibilidad y sería inestable. Así, los movimientos especulativos forzarían al tipo de cambio a atravesar las bandas de fluctuación, obligando a un ajuste de la paridad central. El método del

ajuste de la deriva parte de la verificación de la PDI[4], a través de la expresión modificada recogida en (9).

Además, si p_t^τ representa la probabilidad en t de un realineamiento en el período comprendido entre t y $t+\tau$, entonces:

$$E_t[\Delta x_{t+\tau}] = (1-p_t^\tau)E_t[\Delta x_{t+\tau}/nr] + p_t^\tau E_{tt}[\Delta x_{t+\tau}/r] \tag{11}$$

donde las esperanzas en el miembro de la derecha están condicionadas o bien a la ausencia de realineamientos *(nr)*, o bien a su ocurrencia *(r)*.

Si denominamos g_t^τ la tasa esperada de devaluación, entonces:

$$g_t^\tau = E_t[\Delta c_{t+\tau}]/\tau + \frac{p_t^\tau}{\tau}\{E_t[x_{t+\tau}/r] - E_t[x_{t+\tau}/nr]\} \tag{12}$$

donde el primer sumando expresa la tasa esperada de realineamiento, mientras que el segundo aproxima la tasa esperada de salto del tipo de cambio dentro de la banda cuando tiene lugar un realineamiento.

Combinando (9) y (11), y haciendo uso de la definición dada en (12), se obtiene:

$$g_t^\tau = i_t - i_t^* - E_t[\Delta x_{t+\tau}/nr]/\tau \tag{13}$$

El procedimiento consiste, en primer lugar, en la estimación de la tasa esperada de depreciación dentro de la banda sujeta a no realineamiento (último sumando), calculando después, a partir de (13), la tasa esperada de devaluación g_t^τ.

Los trabajos empíricos que han calculado esta medida (esto es, la tasa esperada de devaluación) han utilizado distintas especificaciones econométricas en la estimación de la tasa esperada de depreciación dentro de la banda. Así, Lindberg *et al.* (1993), Svensson (1993) y Rose y Svensson (1994) estimaron un modelo de regresión lineal en el que el tipo de cambio en $t+\tau$ dependía de los valores en el momento t (y, en algunos casos, retardados) del tipo de cambio y de los tipos de interés nacional y extranjero. Por su parte, Bertola y Svensson (1993) tomaron x_t como única variable explicativa, suponiendo un modelo de re-

[4] Svensson (1992) y Ayuso y Restoy (1992) han estimado primas de riesgo poco significativas para las monedas del sistema, de forma que la tasa esperada de variación del tipo de cambio puede ser aproximada por el diferencial de intereses.

versión a la media para el tipo de cambio dentro de la banda, al igual que Ayuso *et al.* (1993) y Gómez y Montalvo (1997).

Una vez estimada g_t^τ, habitualmente en estos trabajos se calculan además sus correspondientes intervalos de confianza (al 90 ó 95%). Estas bandas pueden ser fácilmente comparadas con las obtenidas al 100% en la versión más actual del contraste sencillo de Svensson.

En la presente investigación este procedimiento se ha ejecutado con el objetivo de obtener las bandas de confianza al 90% de la tasa esperada de devaluación. Para ello se ha estimado la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio dentro de la banda mediante el procedimiento habitual de un modelo de regresión lineal, tomando como variables explicativas el tipo de cambio y los tipos de interés nacional y extranjero.

A partir de la verificación de la PDI el método del ajuste de la deriva estima la tasa esperada de devaluación del tipo de cambio. Para poder calcularla utilizando la ecuación (13), se hace preciso estimar previamente la tasa esperada de variación del tipo de cambio dentro de la banda. Siguiendo a Svensson (1993), esta estimación se puede hacer a partir de la especificación siguiente[5]:

$$\frac{x_{t+\tau} - x_t}{\tau} = \sum_{i=1}^{n} \delta_i D_{it} + \beta_1 x_t + \beta_2 i_t^* + \beta_3 i_t + \varepsilon_{t+\tau} \qquad (14)$$

donde x_t y $x_{t+\tau}$ son, respectivamente, los logaritmos de los tipos de cambio dentro de la banda en los períodos t y $t+\tau$, i_t e i_t^* denotan los tipos de interés nacional y extranjero a tres meses; por su parte, D_{it} representa a las variables ficticias aditivas que intervienen la serie para las observaciones del período inestable de septiembre de 1992, mejorándose así la bondad del ajuste.

Svensson (1993) propone la eliminación de las 65 observaciones antes de cada realineamiento, en la estimación de la tasa esperada de depreciación dentro de la banda de la ecuación (14), con el objetivo de recoger más adecuadamente la dinámica de esta variable, esto es, su evolución condicionada a la no existencia de realineamientos. Dada la

[5] Debe indicarse que Darvas (1998) señala la posibilidad de regresiones espúreas en este tipo de especificaciones que tratan de estimar la tasa de depreciación dentro de la banda. Así, este autor muestra que se obtienen resultados similares con tipos de cambio de monedas que no pertenecen a una zona objetivo. Además, Darvas indica la necesidad de permitir que el proceso pueda cambiar debido, por ejemplo, a los sucesivos realineamientos. Esta posibilidad ha sido considerada en la presente investigación en la estimación de la credibilidad marginal.

notable pérdida de información que supondría la eliminación de 65 observaciones antes de cada realineamiento, se decidió llevar a cabo la estimación para el conjunto del período[6]. Además, el período comprendido entre algunos realineamientos, como los de septiembre y noviembre de 1992, es menor que tres meses, con lo que la eliminacion de las observaciones mencionadas no permitiría estudiar períodos tan importantes como el de la tormenta monetaria del verano de dicho año. Así, se está estimando la tasa esperada de depreciación dentro de la banda incluyendo los posibles saltos del tipo de cambio en cada realineamiento. Lo que se obtiene de esta manera es la tasa esperada de realineamiento de las paridades centrales, a partir de la ecuación (9) y no la tasa esperada de devaluación g_t^T de la ecuación (13) (que incluye, además, la tasa esperada de salto del tipo de cambio dentro de la banda en los realineamientos).

Al igual que ocurriera con el contraste de Svensson, el método del ajuste de la deriva tampoco es inmune a críticas. En particular, se ha señalado que el procedimiento de selección de variables explicativas es bastante *ad hoc* (sin que exista un marco teórico que permita sustentar dicha selección), al tiempo que la no estacionariedad del tipo de cambio puede presentar problemas a la hora de estimar la variación esperada en función de su posición dentro de la banda. Es por ello que, una vez más, se hace necesaria una cierta cautela en la interpretación de los resultados empíricos.

3.3. Modelos de elección discreta

La aproximación en esta clase de modelos se basa en la estimación econométrica de la probabilidad de realineamiento de las paridades centrales. Así, se trata de utilizar algunas variables explicativas de tal probabilidad, suponiendo distribuciones normales o logísticas. Estas variables[7] suelen ser el diferencial de intereses, el diferencial de infla-

---

[6] Una decisión similar ha sido adoptada en otros trabajos, como el de Gómez y Montalvo (1997). Además, al no eliminar las 65 observaciones antes de cada realineamiento y estimar así la tasa esperada de depreciación incluyendo los saltos esperados en el tipo de cambio en torno a las modificaciones de las paridades centrales, se está suponiendo que el término independiente es el mismo para todos los regímenes. Si, por el contrario, se permitiese una constante distinta para cada régimen, se estaría aceptando el que los agentes esperasen los saltos de forma determinística, así como la vigencia de cada régimen. De antemano el régimen no sería creíble, por lo que la única justificación para introducir algunas variables ficticias sería la de mejorar la bondad del ajuste.

[7] Véase por ejemplo Gutiérrez (1996).

ción, la balanza por cuenta corriente, la tasa de paro, etc, lo que exige efectuar las estimaciones con datos de frecuencias más bajas que la diaria o la semanal. El trabajo más citado es el de Edin y Vredin (1993), replicado para la peseta por Gutiérrez (1996) quien con datos mensuales utiliza el procedimiento de estimación en dos etapas de Heckman. En cuanto a las limitaciones de este enfoque, cabe señalar el supuesto de distribuciones normales o logísticas en las perturbaciones.

En la aplicación empírica seguida en esta investigación, y como primera aproximación, se ha llevado a cabo la estimación de un modelo logit con el objetivo de calcular la probabilidad de una devaluación de la peseta frente al marco. Para ello, se utilizaron como variables explicativas las distancias a la banda superior y a la paridad central, el tipo de cambio corriente y el diferencial de intereses. Estas variables son comunes en los trabajos que estudian la credibilidad y, además, son apropiadas aquí dado que un objetivo del presente trabajo es la comparación entre diferentes medidas de credibilidad diaria. No se tomaron las variables consideradas en Gutiérrez (1996), al ser éstas de más baja frecuencia que la diaria.

Así, se ha llevado a cabo un ejercicio sencillo que proporciona también un valor para dicha probabilidad a partir de la misma base de datos diarios que se ha empleado en la estimación del resto de las medidas de credibilidad.

El ejercicio realizado ha consistido en la estimación de un modelo de elección discreta, concretamente un logit, cuya especificación es la siguiente:

$$P_t = P(y_t = 1) = \Phi(z'_t\delta) = \frac{e^{z'_t\delta}}{1+e^{z'_t\delta}}; \qquad z'_t\delta = \delta_1 + \delta_2 z_{1t} \tag{15}$$

donde $\Phi(z'_t\delta)$ es la función de distribución logística, z_{1t} representa a una variable explicativa, $P(y_t=0) = 1-P_t$, e y_t se definirá posteriormente. La estimación de los parámetros se ha llevado a cabo maximizando el logaritmo de verosimilitud para las observaciones individuales:

$$LnL = \sum_{t=1}^{T} y_t ln\Phi(z'_t\delta) + \sum_{t=1}^{T}(1-y_t) ln[1-\Phi(z'_t\delta)] \tag{16}$$

en la que la interpretación de los parámetros estimados debe hacerse siempre en términos relativos[8].

[8] La interpretación de los parámetros no es directa, dado que $\partial P_t / z_{1t} = \partial f(z'_t\delta)\delta_1$, siendo f(.) la función de densidad logística.

Como ya se ha comentado, el método del ajuste de la deriva permite obtener las bandas del 90% de confianza para la tasa esperada de realineamiento, que han sido calculadas en esta sección. De esta forma, al 90% de confianza los agentes esperarían realineamientos si ambas bandas fuesen simultaneamente mayores o menores que cero. Pues bien, suponiendo que cuando $y_t = 0$ no existe ninguna credibilidad y que, por el contrario, cuando $y_t = 1$ la credibilidad es total, se hizo uso del método del ajuste de la deriva para el diseño del logit. Así, cuando $y_t = 0$ los límites del intervalo de confianza al 90% (de la tasa esperada de realineamiento) son ambos simultaneamente mayores o menores que cero. Cuando $y_t = 1$ no ocurre lo anterior[9]. Esta estrategia ha permitido determinar la probabilidad que asignan los agentes (en cada momento del tiempo) a la credibilidad del régimen cambiario.

En esta estimación se han utilizado distintas aproximaciones para estimar la probabilidad de que el MCI sea creíble, definiendo la variable explicativa z_t de cuatro formas distintas: el tipo de cambio, la distancia de éste a la banda superior, su distancia a la paridad central y el diferencial de intereses.

3.4. Otras aproximaciones a la medición de la credibilidad

Existen otras aproximaciones al cálculo de la credibilidad. Así, un indicador basado en dinámica no lineal ha sido propuesto por Fernández-Rodríguez *et al.* (1997), suponiendo que una mayor predictibilidad significa también un mayor grado de credibilidad. De esta forma, se emplean predictores no lineales con el objetivo de medir la credibilidad. Estos predictores utilizan segmentos de series del pasado para llevar a cabo predicciones a corto plazo, lo que significa que no se computa un modelo para toda la muestra. Otro método que reconoce la existencia de no linealidades en el tipo de cambio fue el propuesto por Malliaropulos (1996) y también aplicado, de manera preliminar, al tipo de cambio peseta/marco en Ledesma *et al.* (1998, 1999). Este procedimiento permite aproximar el grado de integración entre diferentes monedas percibido por los agentes.

Por su parte, la estimación de Hamilton (1989) permite conocer la probabilidad de cambio de régimen y, por tanto, la verosimilitud asig-

[9] Nótese que la medida, formulada de esta manera, asigna credibilidad a un período en el que ni el límite inferior del intervalo de confianza es positivo ni el superior es negativo.

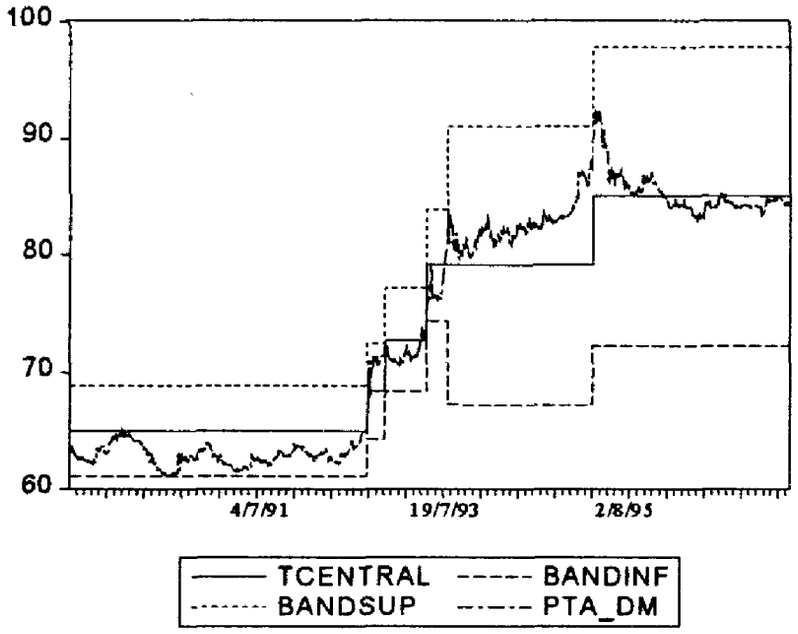
nada por los agentes a un realineamiento de las paridades centrales en el SME. Gómez y Montalvo (1997) aplicaron este método econométrico a distintas monedas del mismo. Finalmente, cabe mencionar la propuesta de Campa y Chang (1996a, 1996b) de dos indicadores que, como el de Svensson (1991), se basan en la idea de arbitraje aunque tomando información del precio de las opciones.

4. DATOS Y ESTIMACIONES DE INDICADORES TRADICIONALES DE CREDIBILIDAD

En las estimaciones llevadas a cabo en la presente investigación los datos diarios utilizados son los relativos a los tipos de cambio y a los tipos de interés a tres meses proporcionados por el Banco de España. Se ha escogido como período de estudio el comprendido entre el 19 de junio de 1989 y el 8 de mayo de 1997, con el objetivo de medir la credibilidad de la peseta en el período en el que ésta ha pertenecido al SME.

En el Gráfico 1 se presenta la evolución del tipo de cambio de la peseta respecto al marco (PTA/DM), observándose una tendencia general hacia la devaluación de aquélla, si se exceptúa la última parte del período muestral en el que el tipo de cambio exhibe una estabilización relativa. Asimismo, se ofrece la secuencia temporal tanto de los realineamientos de las paridades centrales como de la ampliación de la magnitud de las bandas (desde el ±6% hasta el ±15% en agosto de 1993).

GRAFICO 1
TIPO DE CAMBIO PTA/DM
(INCLUIDAS BANDAS DE FLUCTUACION EN EL MCI)



Notas:
TCENTRAL = paridad central.
BANDINF = banda inferior.
BANDSUP = banda superior.
PTA-DM = tipo de cambio peseta/marco alemán.

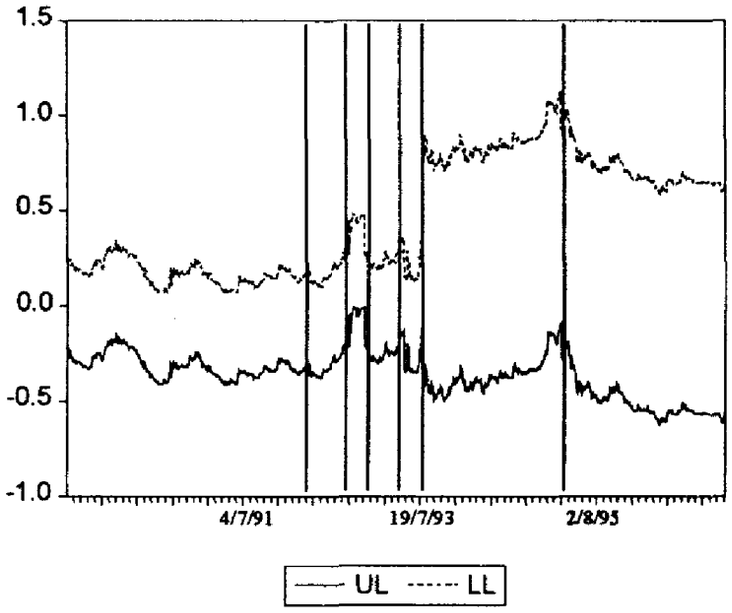
En lo que se refiere a los resultados de las estimaciones, la secuencia seguida para su presentación es la misma que la hecha en la sección anterior.

4.1. El contraste sencillo de Svensson

En el Gráfico 2 se presentan los resultados del contraste sencillo de Svensson en su versión de las bandas del 100% para las rentabilidades a tres meses. Los resultados obtenidos muestran inicialmente una baja credibilidad con oscilaciones sucesivas de la misma hasta el verano de 1992, período a partir del cual se registran unas expectativas de realineamiento crecientes que se acentúan antes de la ampliación de las bandas. Los dos primeros picos coinciden con la entrada tanto de la lira italiana en la banda estrecha en enero de 1990 como de la libra esterlina en el MCI en octubre de 1990. El tercer pico importante coincide con la crisis de septiembre de 1992, experimentándose una bajada de la tasa esperada de realineamiento únicamente en torno a la segunda devaluación de la peseta en noviembre del mismo año.

Sin embargo, nuevas crisis especulativas llevaron a la ampliación de las bandas, tras la cual sólo se dio una mejora transitoria de credibilidad, produciéndose a continuación un continuo aumento de la tasa esperada de realineamiento. Este proceso se acentúa en los primeros meses de 1995 hasta la última devaluación de la peseta en marzo. El período posterior exhibe una mejora continuada en el grado de credibilidad. Además, con el método de Svensson generalmente no se puede rechazar (al 100%) la hipótesis de una tasa esperada de realineamiento nula.

GRAFICO 2
TEST DE SVENSSON
BANDAS DE LA TASA ESPERADA DE REALINEAMIENTO PTA/DM



Notas:
UL = tasa máxima esperada de realineamiento tipo de cambio PTA/DM.
LL = tasa mínima esperada de realineamiento tipo de cambio PTA/DM.
Líneas verticales = realineamientos y ampliación bandas.

4.2. El método del ajuste de la deriva

La estimación se ha realizado por mínimos cuadrados ordinarios para el tipo de cambio peseta/marco, haciendo uso de la matriz de Newey-West para corregir los errores estándar de heterocedasticidad y correlación serial que se deben al solapamiento de observaciones. En el Cuadro 1 se observa que todas las variables consideradas son significativas. El signo para el tipo de cambio es negativo, sugiriendo un cierto grado de reversión a la media. Los signos de los tipos de interés indican también la influencia negativa del diferencial de éstos sobre la

tasa de depreciación; así, un elevado tipo de interés de la peseta en relación al del marco alemán está asociado a una apreciación[10].

CUADRO 1
ESTIMACION DE LA TASA DE DEPRECIACION ESPERADA DENTRO DE LA BANDA. ESTIMACION CONSISTENTE DE LOS ERRORES ESTANDAR DE LOS PARAMETROS SEGUN NEWEY-WEST.
Período 19-6-1989/8-5-1997

Constante	0,1573
	(6,95)
x	–1,8342
	(–8,22)
i*	2,0194
	(4,35)
i	–2,6100
	(–6,78)

Nota: entre paréntesis aparece el estadístico *t* de significación individual

Las estimaciones a partir de la ecuación (9) de la tasa esperada de realineamiento, junto a los intervalos de confianza (al 90%) construidos utilizando ± $1{,}65\sigma_{se}$, aparecen en el Gráfico 3. En éste se aprecia cómo la credibilidad empeora en los primeros días del período estudiado y, tras un breve período de mejora, con la entrada de la lira en la banda estrecha en enero de 1990, se reduce la credibilidad a partir de agosto. Esta caída se detiene tras la entrada de la libra esterlina en el SME (a comienzos de octubre de 1990). Estos resultados son similares a los obtenidos por Ayuso *et al.* (1993). En 1991 se reducen de nuevo las expectativas de realineamiento, mejorando así el grado de credibilidad. Sin embargo, en mayo de 1992 comienza una caída de la credibilidad que se agrava en agosto y a comienzos de septiembre.

Con las devaluaciones de la peseta en septiembre y noviembre de 1992, y con la salida del sistema de la lira y de la libra esterlina en septiembre, se detecta una mejora en el grado de credibilidad. Esta mejora es transitoria, como también se ha detectado en Gómez y Montalvo (1997), puesto que en 1993 se inicia un nuevo empeoramiento que se detiene, parcialmente, con la devaluación en febrero de la libra irlandesa y, sobre todo, tras la devaluación en mayo de la peseta y del escudo. El empeoramiento posterior sólo se termina con la ampliación de

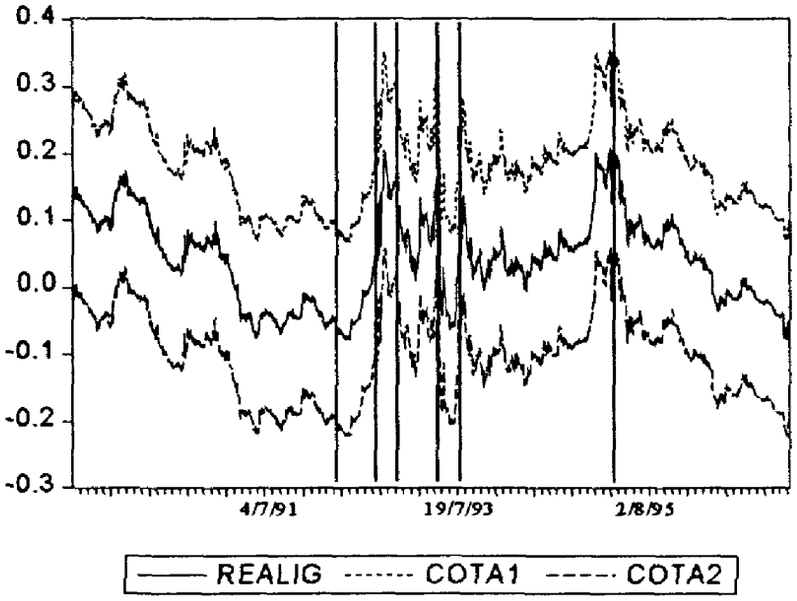
[10] Los signos de las estimaciones fueron los mismos que los obtenidos por Svensson (1993) y Rose y Svensson (1994).

las bandas en agosto de 1993. Sin embargo, gradualmente se vuelven a incrementar con posterioridad las expectativas de realineamiento, que únicamente desaparecen después de las devaluaciones de la peseta y del escudo en marzo de 1995. Nuevamente, este último resultado está en línea con el obtenido por Gómez y Montalvo (1997). También se observa en este gráfico el efecto de las elecciones generales de marzo de 1996, constatándose una mayor estabilidad a partir del verano de este año.

Por otra parte, los intervalos de confianza obtenidos con esta técnica son más pequeños que los del contraste sencillo de Svensson. Así, mientras que con este último no se podía rechazar la hipótesis de una tasa esperada de realineamiento nula, con el método del ajuste de la deriva es posible hacerlo en las fases más críticas de la evolución del SME.

GRAFICO 3

AJUSTE DE LA DERIVA. ESPECTATIVAS DE REALINEAMIENTO Y BANDAS DEL 90%



Notas:
REALIG = Tasa esperada de realineamiento en el tipo de cambio PTA/DM, basada en las estimaciones del Cuadro 1.
Cota 1 = Límite superior del intervalo de confianza al 90%.
Cota 2 = Límite inferior del intervalo de confianza al 90%.
Líneas verticales = Realineamientos y ampliación bandas.

4.3. Modelos de elección discreta

Los resultados de aplicar este método al tipo de cambio peseta/marco se presentan en el Cuadro 2. Por su parte, en el Cuadro 3 se ofrecen los estadísticos descriptivos de la probabilidad estimada.

CUADRO 2
ESTIMACION LOGIT DE LOS COEFICIENTES ω_1 y ω_2.
Período 19-6-1989/8-5-1997

	PTA/DM	D-bandsup	D-tcentral	diferencial
ω_1	6,9138	0,4759	1,9072	3,3761
	(13,16)	(2,99)	(17,93)	(16,68)
ω_2	–0,0717	0,1302	–0,1947	–0,3823
	(–10,75)	(6,33)	(–5,33)	(–13,6)

Nota: entre paréntesis aparece el estadístico *t* de significación individual.

CUADRO 3
ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LA PROBABILIDAD ESTIMADA.
Período 19-6-1989/8-5-1997

	PTA/DM	D-bandsup	D-tcentral	diferencial
Media	0,8081	0,8146	0,8133	0,8124
Mediana	0,8100	0,8022	0,8231	0,8533
Máximo	0,9259	0,9195	0,8707	0,9235
Mínimo	0,5689	0,6478	0,5318	0,4909
Desviación	0,1030	0,0598	0,0496	0,1003
Asimetría	–0,1449	0,0044	–2,3892	–1,0323
Curtosis	1,4148	2,4721	10,8876	3,2185

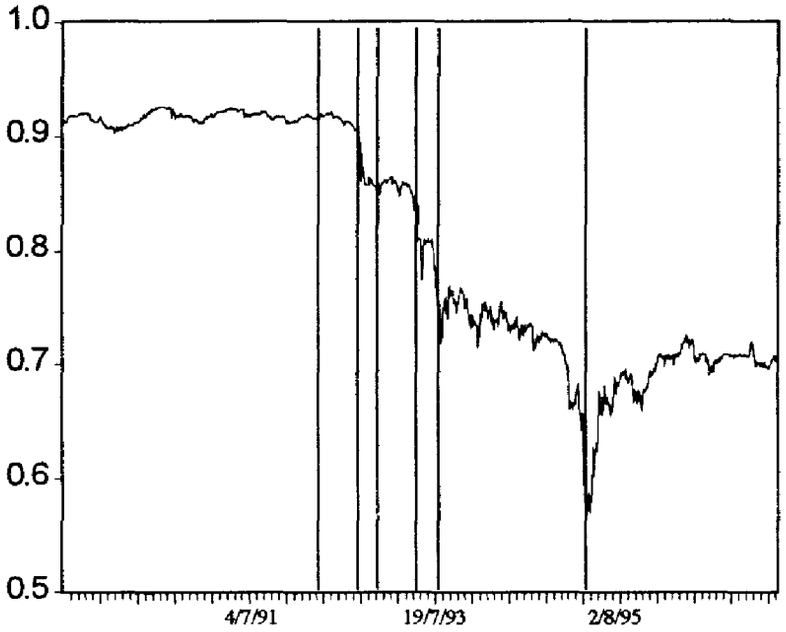
Los parámetros estimados son significativos y los niveles medios de las probabilidades (es decir, de la credibilidad) son relativamente altos, coincidiendo en este sentido con los valores relativamente bajos de la probabilidad de devaluación que se obtienen a través del método de Edin y Vredin.

En los Gráficos 4 a 7 se observan distintas evoluciones de la probabilidad de credibilidad. El Gráfico 4, construido a partir del tipo de cambio muestra que en un principio, tras su ingreso en el SME, aumenta aunque muy poco el grado de credibilidad de la peseta. A continuación, disminuye suavemente dicho grado hasta enero de 1990, coincidiendo con la entrada de la lira italiana en la banda estrecha. Con posterioridad, se recupera la credibilidad produciéndose la siguiente reducción (aunque ligera) antes y después de la entrada de la libra en el sistema. En 1991 no se registran cambios relevantes. Sin embargo, a partir de abril de 1992, tras la entrada del escudo y el realineamiento del 19 de abril, disminuye el grado de credibilidad. La caída a partir de entonces es continua, con paradas en la segunda

mitad del mes de septiembre del mismo año (coincidiendo con la salida de la libra esterlina y de la lira y con el realineamiento de la peseta) y con las devaluaciones de noviembre, deteniéndose sólo en agosto de 1993 con la ampliación de las bandas. Por ello, puede afirmarse que el realineamiento de mayo de 1993 fue claramente insuficiente. A continuación, se registra una ligera reducción hasta que a partir de finales de 1994 se marca una tendencia clara hacia la disminución en el grado de credibilidad. Éste toca fondo en marzo de 1995 con la devaluación de la peseta, registrándose a partir de entonces una mejora continuada en la credibilidad.

GRAFICO 4

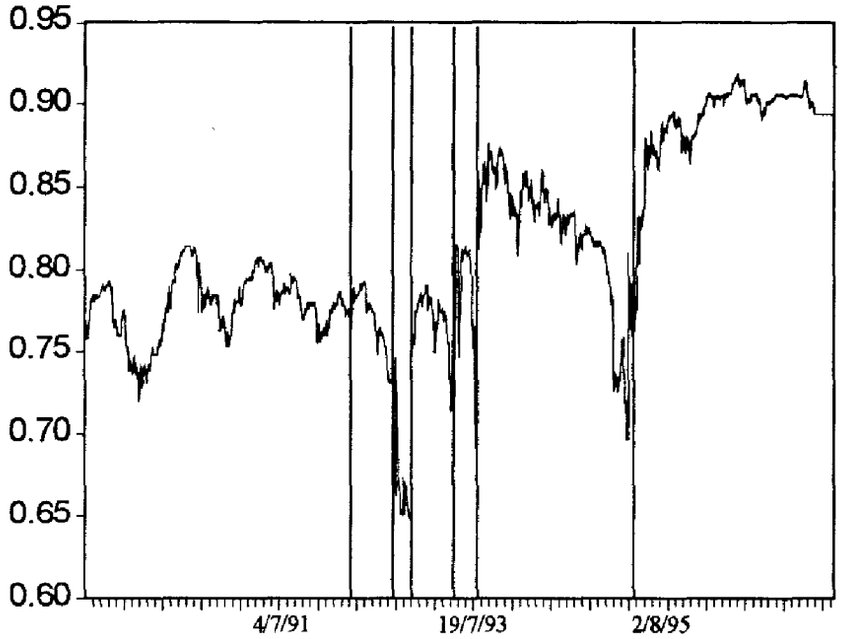
INDICADOR DE CREDIBILIDAD L1 BASADO EN EL TIPO CAMBIO PTA/DM



Notas:
Se trata de una medida inversa de la probabilidad de devaluación del tipo de cambio PTA/DM, a partir de los resultados del Cuadro 2, Columna 2.
Líneas verticales = Realineamientos y ampliación de bandas.

El Gráfico 5, en el que se utiliza la distancia a la banda superior como variable explicativa, muestra resultados cualitativamente similares. En cualquier caso, hay dos aspectos distintos que deben señalarse. En primer lugar, el que a lo largo del período muestral se observe una probabilidad media más o menos constante, produciéndose además al final de dicho período una cierta tendencia a la mejora de dicha credibilidad. En segundo lugar, el que la devaluación de noviembre de 1992 parece haber sido más efectiva cuando se utiliza esta medida de credibilidad.

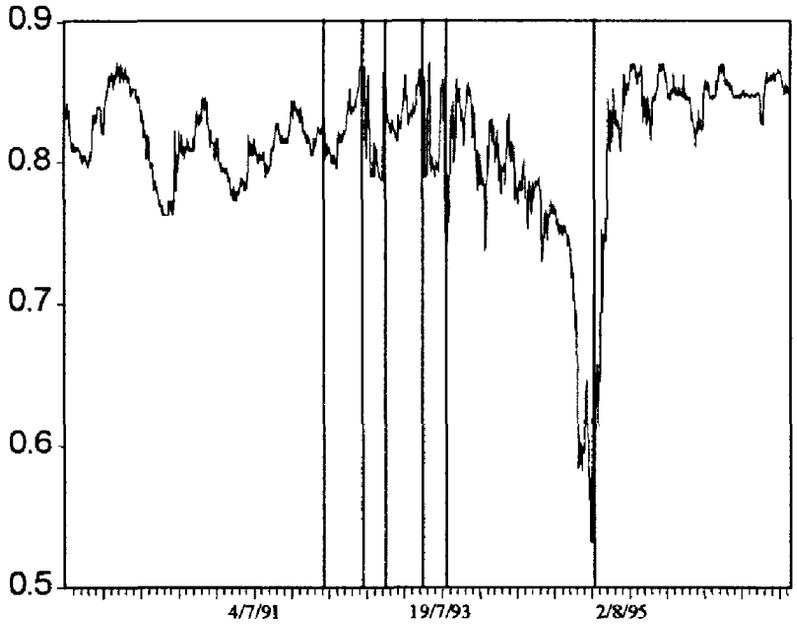
GRAFICO 5
INDICADOR DE CREDIBILIDAD L2 BASADO EN LA DISTANCIA A LA BANDA SUPERIOR



Notas:
Se trata de una medida inversa de la probabilidad de devaluación del tipo de cambio PTA/DM, a partir de los resultados del Cuadro 2, Columna 3.
Líneas verticales = Realineamientos y ampliación de bandas.

El Gráfico 6, construido a partir de la distancia a la paridad central, muestra resultados algo más sorprendentes. Así, las sucesivas devaluaciones de 1992 y 1993, e incluso la ampliación de las bandas, no parecen haber mejorado, ni siquiera transitoriamente, el grado de credibilidad registrado por esta medida. Únicamente la devaluación de marzo de 1995 fue efectiva, aumentando con ella la credibilidad.

GRAFICO 6
INDICADOR DE CREDIBILIDAD L3 BASADO EN LA DISTANCIA A LA PARIDAD CENTRAL

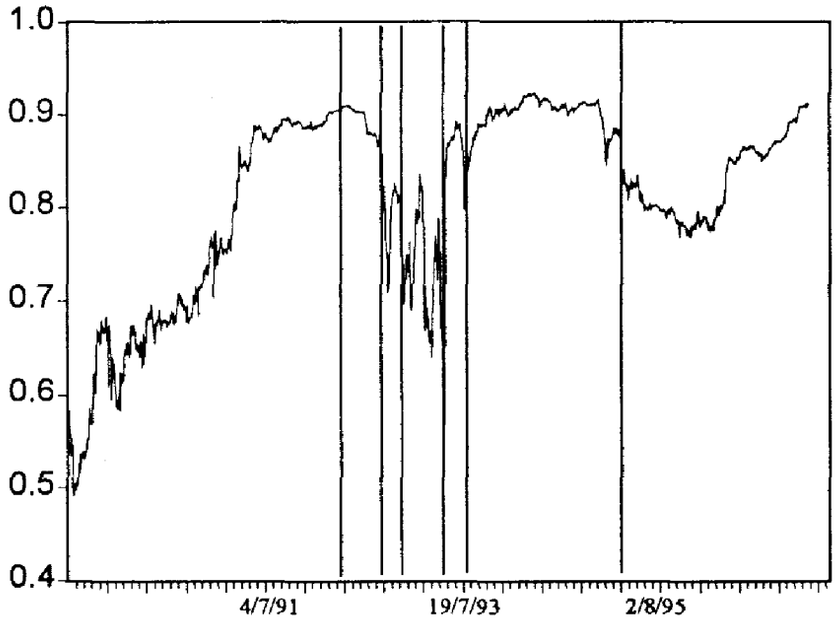


Notas:
Se trata de una medida inversa de la probabilidad de devaluación del tipo de cambio PTA/DM, a partir de los resultados del Cuadro 2, Columna 4.
Líneas verticales = Realineamientos y ampliación de bandas.

En el Gráfico 7, en el que se ha utilizado el diferencial de intereses como variable explicativa, se observa un incremento continuado en el nivel de credibilidad hasta después del realineamiento de abril de 1992. Desde este momento y hasta la ampliación de las bandas se observan oscilaciones bruscas de la credibilidad, a pesar de las devaluaciones de 1992. Tras un cierto período de credibilidad, en torno a la devaluación de marzo de 1995 se reduce el nivel de credibilidad hasta las elecciones generales celebradas un año después.

Estos dos últimos indicadores no parecen ser adecuados en la detección de los acontecimientos ocurridos en el período muestral. Así, la medida basada en la distancia a la paridad central no recoge la tormenta monetaria de septiembre de 1992 al registrar tan solo un aumento de la volatilidad de la misma. En el caso del diferencial de intereses ni siquiera se detecta la mejora que supuso la ampliación de las bandas en agosto de 1993.

GRAFICO 7
INDICADOR DE CREDIBILIDAD I4 BASADO EN EL DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES



Notas:
Se trata de una medida inversa de la probabilidad de devaluación del tipo de cambio PTA/DM, a partir de los resultados del Cuadro 2, Columna 5.
Líneas verticales = Realineamientos y ampliación de bandas.

5. LA CREDIBILIDAD MARGINAL

La medida de credibilidad marginal, propuesta por Weber (1991a), trata de captar la influencia de los anuncios de medidas de política económica sobre las expectativas de los agentes. Weber se basa en el modelo de Cuckierman y Meltzer (1986) para el diseño de dicha medida. En este modelo, construido para la variable tasa de crecimiento de la oferta monetaria nominal, los objetivos de las autoridades económicas se suponen cambiantes en el tiempo de modo que el público no puede inferir directamente las preferencias del banco emisor a partir de lo que éste hace actualmente. Así, las expectativas del público con la información disponible en el período actual (o valor actual de esa variable, dadas las expectativas racionales) se expresan como una combinación lineal del anuncio oficial y de las expectativas de los agentes con la información disponible en el período anterior. La ponderación que aplican los agentes al anuncio de las autoridades al formar sus expectativas juega un papel crucial y se le denomina credibilidad marginal. Esta medida tendrá un valor de 1, cuando las autoridades consigan que sus anuncios sean totalmente creíbles, esto es, cuando las des-

viaciones del tipo de cambio respecto a las expectativas sobre el mismo responden un 100% a las desviaciones de los anuncios respecto a estas expectativas. Por el contrario, tendrá un valor cero cuando los anuncios no sean, en absoluto, creíbles. La credibilidad marginal a viene definida a partir de la expresión:

$$s_t - E_{t-1}[s_t] = \gamma + \alpha[c_t - E_{t-1}(s_t)] + u_t \qquad (17)$$

siendo las variables con esperanzas las expectativas condicionadas a la información en t–1. Por su parte u_t es un término de perturbación aleatoria.

La estimación de α requiere la generación previa de una serie del tipo de cambio esperado, algo para lo que Weber utilizó un modelo de series temporales. En la estimación de a se puede emplear el filtro de Kalman, de modo que se obtiene un valor de a distinto para cada momento del período muestral. Ello permite a su vez la observación de su evolución en el tiempo.

En la presente investigación el tipo de cambio anunciado corresponde al valor de la paridad central, llevándose a cabo la estimación de la credibilidad marginal, α, a partir de la ecuación (17), en la que la perturbación aleatoria es normal con media nula y varianza constante.

Antes de proceder a la estimación de a se hace necesario generar la serie de las expectativas sobre el tipo de cambio, suponiendo que éstas siguen, o bien un paseo aleatorio con deriva (por tanto, con variaciones no predecibles), o bien un proceso autorregresivo.

Para la estimación de la credibilidad marginal se ha utilizado el filtro de Kalman[11]. En este sentido, el objetivo es el estudio de la evolución temporal de las estimaciones de α_t a lo largo del período considerado. El filtro de Kalman actualiza las estimaciones de los parámetros (y su varianza) utilizando la nueva información en las variables, de forma que puede considerarse como un método bayesiano. Sin embargo, no hay por qué ofrecer información *a priori* sobre el modelo, ya que éste se calcula automáticamente mediante regresiones que utilizan las observaciones iniciales de la muestra.

El filtro de Kalman es especialmente indicado para el estudio de la credibilidad en una zona objetivo, puesto que los parámetros del pro-

[11] Las primeras aplicaciones del filtro de Kalman al estudio de la credibilidad fueron realizadas por Weber (1991a, 1991b, 1992). Asimismo, Ayuso *et al.* (1993) utilizaron esta técnica para obtener la evolución del tipo de cambio dentro de la banda en el método del ajuste de la deriva.

ceso pueden cambiar debido a las intervenciones estabilizadoras de los bancos centrales, a la especulación de los propios agentes y, por supuesto, a los realineamientos. De hecho, esta posibilidad fue señalada, antes de que ocurriera la tormenta financiera de septiembre de 1992, por Weber (1991a, 1991b), y más recientemente por Darvas (1998).

El filtro de Kalman es un procedimiento que actualiza recursivamente las estimaciones de los parámetros del modelo. El modelo, también denominado de espacios de estado, puede escribirse en su forma general o multivariante como[12]:

$$y_t = w_t\beta_t + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \approx N(0,H_t),\ t = 1,\ldots, T \tag{18}$$

$$\beta_t = T_t\beta_{t-1} + \eta_t; \quad \eta_t \approx N(0,H_t),\ t = 1,\ldots, T \tag{19}$$

La expresión (18) se corresponde con la ecuación de medida, donde y_t es un vector $nx1$, siendo n el número de variables endógenas; w_t es una matriz de orden nxk, siendo k el número de parámetros; β_t es el vector de estados de orden $kx1$; ε_t es un vector $nx1$ de términos de perturbación que están serialmente incorrelacionados; y H_t es una matriz nxn de varianzas y covarianzas de dichos residuos. Por otra parte, la ecuación (19) corresponde con la ecuación de transición, donde T_t es una matriz kxk de coeficientes; η_t es un vector de residuos de orden $kx1$ y Q_t es una matriz kxk de varianzas y covarianzas en la ecuación de transición. Además, deben señalarse dos aspectos. En primer lugar, que las condiciones iniciales se caracterizan por $\beta_0 \sim N(\beta_0, P_0)$, siendo P_0 la matriz de varianzas y covarianzas inicial de los parámetros. En segundo lugar, que los términos de perturbación están incorrelacionados en todos los períodos temporales y con los valores iniciales.

De esta forma, el filtro de Kalman calcula el estimador óptimo del vector de estados en el período t, basándose en la información disponible en t-1, y para ello utiliza otros dos tipos de ecuaciones: las denominadas de predicción y las de actualización. Siguiendo a Harvey

[12] Podrían incorporarse al modelo más términos. Sin embargo, y por motivos de simplicidad en la explicación, se prefiere omitirlos. En cualquier caso, y para obtener una panorámica de estos modelos, véase Harvey (1990).

(1990), el estimador óptimo de β_t, que denominaremos $b_{t/t-1}$, puede actualizarse cuando llega la nueva información de y_t, de acuerdo a la siguiente ecuación de actualización:

$$b_t = b_{t/t-1} + P_{t/t-1} w_t' F_t^{-1} [y_t - w_t b_{t/t-1}] \qquad (20)$$

donde $P_t = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} w_t' F_t^{-1} w_t P_{t/t-1}$ es la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de estimación definidos sobre los parámetros, siendo $F_t = w_t P_{t/t-1} w_t' + H_t$, $t = 1,...,T$ una matriz nxn. Tanto $b_{t/t-1}$ como $P_{t/t-1}$ se obtienen a partir de las ecuaciones de predicción.

El método de estimación para cada período es el de Máxima Verosimilitud condicionada al conjunto de información hasta aquel período. En un modelo Gaussiano, el logaritmo de verosimilitud puede expresarse como:

$$lnL = -\frac{nT}{2} ln2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} ln|F_t| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} v_t' F_t^{-1} v_t \qquad (21)$$

donde v_t es un vector $nx1$ que puede interpretarse como un vector de errores de predicción [esto es, $y_t - E_{t-1}(y_t)$] que se distribuye $NID(0, F_t)$. Por otra parte, con la finalidad de obtener una mayor precisión en la estimación, se realiza una transformación de ortogonalización para vt. Así, se computa el logaritmo de la función de verosimilitud a partir de los residuos recursivos, que denominaremos e_t. Dichos residuos son equivalentes a la transformación de Choleski para la matriz F_t por v_t, tal que $e_t = CHOL(F_t^{-1})v_t$. De esta forma, se consigue que $E(e_t' e_t) = I$.

Finalmente, a partir de los resultados de la aplicación del filtro de Kalman se obtienen los valores alisados de los vectores de estado. Estos tienen en cuenta la información disponible después del período t, y su propósito es calcular el valor esperado del vector de estado β_t, condicionado a la información disponible en el período t. El estimador alisado será igual a $b_{t/T} = E[\beta_t/Y_T]$, siendo $Y_T = \{y_T, y_{T-1},...,y_1\}$, y utiliza la información de toda la muestra. Estas estimaciones son las mejores, en términos del error cuadrático medio, utilizando la muestra completa.

En la estimación de los parámetros de la forma de espacio de estados, utilizando el filtro de Kalman, se han considerado los siguientes supuestos. Por una parte, el modelo que estudiamos es univariante (esto es, n=1) y posee dos parámetros (es decir, k=2). En él, y_t es igual a las diferencias s_t-$E_{t-1}(s_t)$, w_t es un vector fila que contiene un uno y las

diferencias $c_t - E_{t-1}(s_t)$, siendo c_t la paridad central. Por otra parte, T_t es igual a la matriz identidad y Q_t es una matriz simétrica en la ecuación de transición de orden 2×2. Además, se considera que la ecuación de transición es igual a $\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$, es decir, que los parámetros evolucionan como si fueran un paseo aleatorio, siendo el vector $\beta_t = [\gamma_t, \alpha_t]$. En este sentido, se realiza una estimación recursiva de los parámetros similar a la de mínimos cuadrados recursivos, aunque suponiendo que existe un error η_t. La utilización de este proceso se justifica de la siguiente manera: si las modificaciones en los tipos de cambio fuesen la mayor fuente de variación de los parámetros y si los cambios de política en t+1 no pueden predecirse en t, entonces $E_t[\beta_{t+1}] = \beta_t$ tal y como predice el paseo aleatorio. Además, si las variables bajo consideración contuviesen raíces unitarias entonces la especificación del paseo aleatorio permitiría caracterizar la manera en que los *shocks* de β_t tendrían un efecto permanente sobre y_t (Thom, 1995). Por último, y en este caso univariante, la función del logaritmo de verosimilitud adoptará la forma:

$$lnL = -\frac{T}{2} ln 2\pi - \frac{1}{2} ln\, \sigma^2 - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} ln\, f_t - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T} v_t^2/f_t \qquad (22)$$

donde σ^2 es la varianza de la perturbación aleatoria en el modelo, y $f_t = w_t' P_{t/t-1} w_t + h_t$ es un escalar que se obtiene sabiendo que var(ε_t) = $\sigma^2 h_t$ y var(η_t) = $\sigma^2 Q_t$.

Los Cuadros 4 y 5 recogen los resultados de la estimación proporcionada por el filtro de Kalman. La parte superior de cada cuadro ofrece la estimación de α por mínimos cuadrados ordinarios como un elemento de comparación adicional. Por su parte, los Gráficos 8 y 9 ofrecen la evolución temporal de la credibilidad marginal para las dos hipótesis de comportamiento de los tipos de cambio esperados: un paseo aleatorio con deriva y un AR(1). A partir de los residuos recursivos se ha calculado la desviación estándar, obteniéndose un valor medio de 0,001875 para la primera medida de la credibilidad marginal (basada en el paseo aleatorio con deriva) y de 0,002751 para la segunda (basada en un proceso AR(1)). Así, al representar gráficamente la evolución del coeficiente a conjuntamente con el intervalo de confianza al 5% resulta prácticamente inapreciable dicho intervalo. Por ello se ha optado por no incluirlo en los gráficos correspondientes.

CUADRO 4
CREDIBILIDAD MARGINAL (α). ESTIMACION DEL FILTRO DE KALMAN. $E_t[s_t]$ A PARTIR DE UN PASEO ALEATORIO CON DERIVA.
Período 19-6-1989/8-5-1997

α	0,451908 (7,11)
Descriptivos de α_t	
Media	0,490748
Mediana	0,475400
Máximo	0,531370
Mínimo	0,451430
Desviación	0,034434
Asimetría	0,144270
Curtosis	1,18341

CUADRO 5
CREDIBILIDAD MARGINAL (α). ESTIMACION DEL FILTRO DE KALMAN. $E_t[s_t]$ A PARTIR DE AR(1).
Período 19-6-1989/8-5-1997

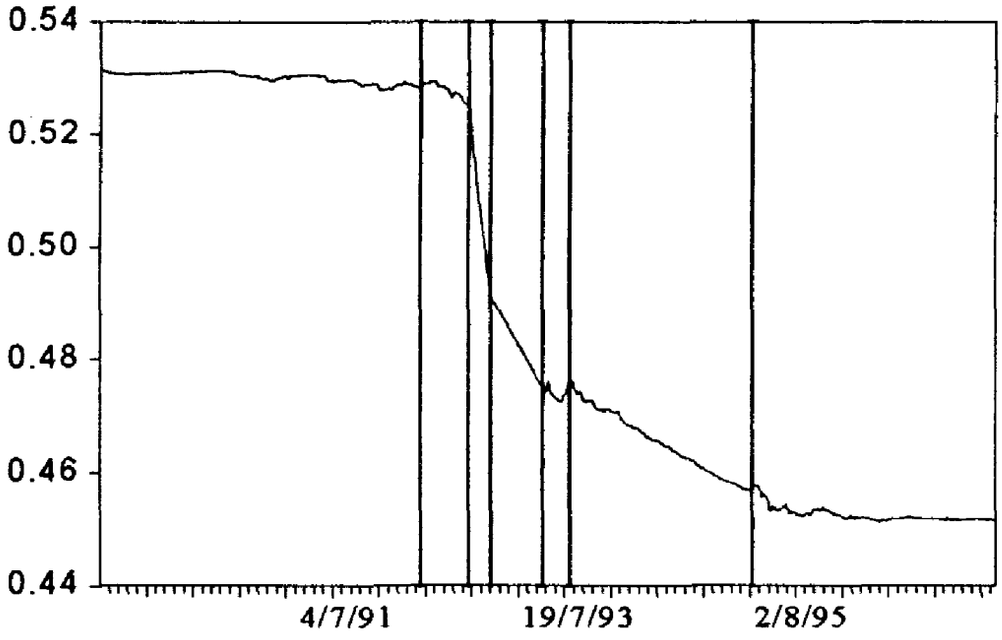
α	0.5219 (10.11)
Descriptivos de α_t	
Media	0,568170
Mediana	0,536950
Máximo	0,634750
Mínimo	0,498790
Desviación	0,053362
Asimetría	0,1614
Curtosis	1,1581

En el Gráfico 8, correspondiente a la hipótesis de paseo aleatorio con deriva para el tipo de cambio esperado, se observa una evolución estable de la credibilidad hasta mayo de 1992, cuando se produce la entrada del escudo y un realineamiento general en el sistema. En ese momento comienza una caída considerable en el grado de credibilidad que se agudiza en los 10 últimos días de septiembre de 1992. La pendiente descendente se suaviza, aunque muy poco, tras las devaluaciones de la peseta y del escudo a finales de noviembre. Posteriormente, en mayo de 1993 se produce un pequeño parón en la caída tras las devaluaciones de la peseta y del escudo a mediados del mes. A conti-

nuación, vuelve a caer, y tras la ampliación de las bandas mejora el grado de credibilidad. Sin embargo, esta mejoría es provisional y la tendencia a la baja continúa, aunque suavizándose en el tiempo. Con la devaluación de marzo de 1995 se estabiliza el nivel de credibilidad marginal.

GRAFICO 8

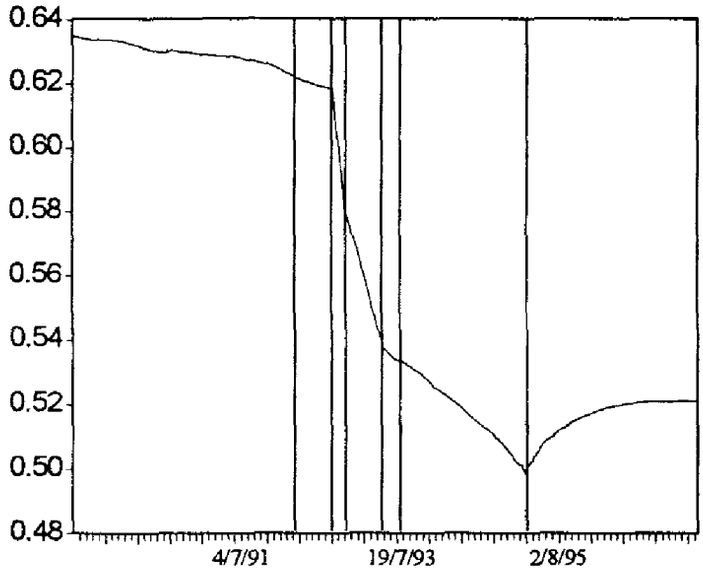
INDICADOR CREDIBILIDAD MARGINAL CM1. PASEO ALEATORIO CON DERIVA



Notas:
Credibilidad marginal basada en los resultados del Cuadro 4.
Líneas verticales = Realineamientos y ampliación de bandas.

Como puede observarse en el Gráfico 9, la utilización de un modelo AR(1) para las expectativas del tipo de cambio muestra resultados similares. Inicialmente se aprecia un ligero descenso de la credibilidad, que se acentúa a partir de septiembre de 1992 a pesar del realineamiento, suavizándose muy poco esta caída con la devaluación de noviembre. El descenso continúa tras la ampliación de las bandas, aunque a una tasa inferior; únicamente, con la devaluación de marzo de 1995 aumenta la credibilidad.

GRAFICO 9
INDICADOR CREDIBILIDAD MARGINAL CM2. PROCESO AR(1)



Notas:
Credibilidad marginal basada en los resultados del Cuadro 5.
Líneas verticales = Realineamientos y ampliación de bandas.

6. UNA COMPARACION DE LOS INDICADORES DE CREDIBILIDAD

Para ilustrar las diferencias entre los distintos indicadores de credibilidad utilizados, se ha optado por examinar para cada indicador los cambios en los momentos de primer y segundo orden, en torno a los acontecimientos más relevantes del período estudiado[13]. De esta forma, se han escogido los quince días anteriores a los tres acontecimientos correspondientes al 14 de septiembre de 1992, en el momento más grave de la tormenta monetaria, al 2 de agosto de 1993, cuando se fuerza a la ampliación de las bandas y, por último, al 6 de marzo de 1995, fecha en la que tiene lugar la última devaluación de la peseta (y cuya relevancia ha sido detectada por todos los indicadores)[14].

Una vez calculadas la media y la desviación típica del período completo y de los tres subperíodos, se midieron las diferencias porcentuales entre los valores de cada uno de estos últimos y los valores

[13] El detalle de los resultados de este ejercicio exploratorio está disponible para el lector interesado, previa petición a los autores.

[14] La elección de un subperíodo previo a cada uno de los tres acontecimientos escogidos trata de recoger la calidad predictiva de las diferentes medidas. Sin embargo, debe señalarse que no se está teniendo en cuenta el número de acontecimientos que registró cada medida, que podría haber constituido un criterio de comparación alternativo.

correspondientes al período completo. A continuación, se hizo una ordenación de los 7 indicadores, de mayor a menor grado de detección de los tres acontecimientos seleccionados: esto es, de mayor a menor diferencia porcentual entre los subperíodos y el período completo. De esta forma, se asignaron puntuaciones desde 1 hasta 7 en función del lugar ocupado por cada medida en dicha detección. Así, se obtuvieron 6 puntuaciones para cada indicador, que correspondían a la media y a la desviación típica de los tres subperíodos.

En el Cuadro 6 aparecen los resultados de agregar las seis puntuaciones de cada una de las siete medidas de credibilidad. Como puede observarse, el indicador con una menor puntuación (es decir, una mejor detección de los acontecimientos) es el de la credibilidad marginal que utiliza un proceso autorregresivo en la modelización del tipo de cambio esperado. Entre los modelos de elección discreta, destaca aquél que utiliza el tipo de cambio corriente como variable explicativa. Por el contrario, el método del ajuste de la deriva no parece predecir adecuadamente[15].

CUADRO 6
PUNTUACIONES TOTALES DE LOS INDICADORES DE CREDIBILIDAD (15 DIAS PREVIOS)

INDICADOR DE CREDIBILIDAD	PUNTUACION
Credibilidad Marginal. AR(1). (CM2)	14
Logit. Tipo de cambio. (L1)	18
Credibilidad Marginal. Paseo aleatorio. (CM1)	22
Logit. Distancia a la banda superior. (L2)	26
Logit. Diferencial de tipos de interés. (L4)	27
Método del ajuste de la deriva. (MAD)	28
Logit. Distancia a la paridad central. (L3)	33

Nota: Una puntuación menor significa una mayor sensibilidad del indicador de credibilidad.

El Gráfico 10 presenta la desagregación de las seis puntuaciones, para cada uno de los siete indicadores, en las tres que se derivan de la media y las tres asociadas a la desviación típica. La mayor proximidad al origen de la credibilidad marginal (calculada a partir del proceso

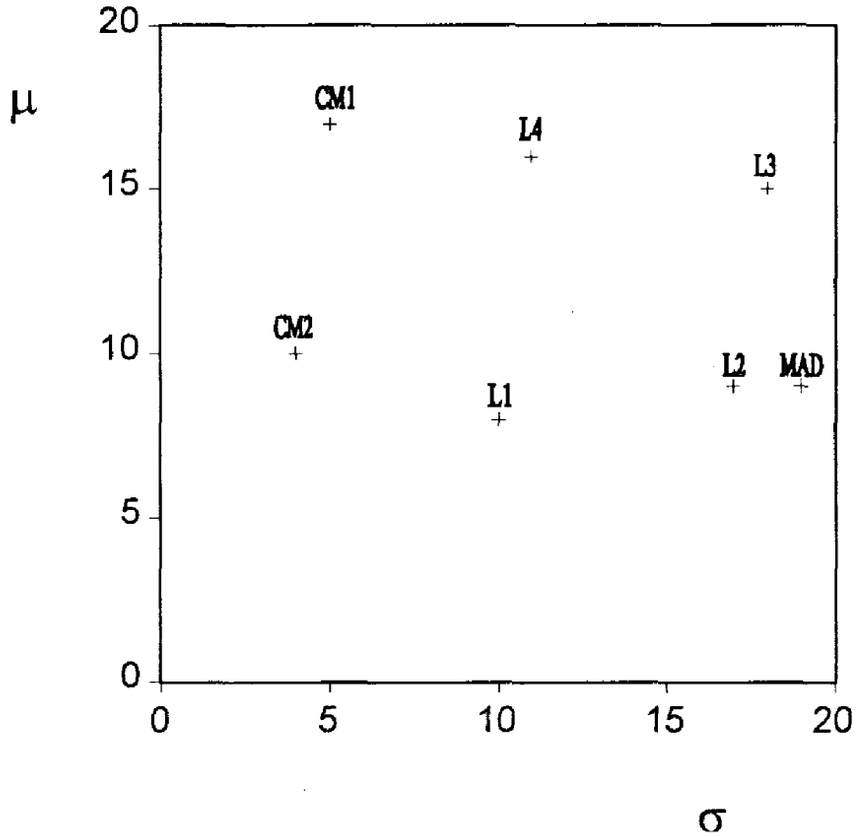
[15] Alternativamente, se ha realizado el mismo ejercicio utilizando un intervalo de quince días antes y quince días después de cada una de las fechas seleccionadas. El mejor indicador sigue siendo el de credibilidad marginal (calculado con un proceso autorregresivo), aunque sorprende que el método del ajuste de la deriva pase a ocupar la segunda posición. Esto último parece indicar que este método registra bien, en torno a los hechos, mientras que no exhibe una buena capacidad predictiva. De nuevo, el modelo logit que utiliza el tipo de cambio es el mejor entre los de elección discreta.

autorregresivo) confirma que esta medida parece ser la más adecuada en la predicción durante los 15 días antes de los tres acontecimientos seleccionados.

Ha de señalarse que, a pesar de la relativa similitud en la detección en media de los acontecimientos por parte de diversas medidas, la considerable diferencia entre la credibilidad marginal que se basa en el AR(1) y el resto de los indicadores se debe a su mayor capacidad de detección a través de la desviación típica. De nuevo, también destaca la mayor capacidad relativa de predicción del indicador basado en la estimación logit cuando se utiliza el tipo de cambio como variable explicativa.

GRAFICO 10

COMPARACION DE LOS INDICADORES EN μ (PUNTUACIONES EN LA MEDIA) Y EN σ (PUNTUACIONES EN LA DESVIACION ESTANDAR)



Notas:

CM1=Credibilidad marginal bajo el supuesto de paseo aleatorio con deriva

CM2=Credibilidad marginal bajo el supuesto de proceso AR(1)

L1=Credibilidad basada en el modelo logit con el tipo de cambio PTA/DM como variable explicativa

L2=Credibilidad basada en el modelo logit con distancia a la banda superior como variable explicativa

L3=Credibilidad basada en el modelo logit con distancia a paridad central como variable explicativa

L4=Credibilidad basada en el modelo logit con diferencial de intereses como variable explicativa

MAD=Credibilidad según el modelo de ajuste de la deriva

7. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha examinado la credibilidad del tipo de cambio de la peseta/marco alemán desde la entrada de la peseta en el SME. Para ello se han utilizado diversas medidas del grado de credibilidad que incluyen el contraste sencillo de Svensson, el método del ajuste de la deriva, un modelo de elección discreta, y la credibilidad marginal, este última no empleada anteriormente para el caso español. Además, al cubrir el período 1989 a 1997, se ha analizado una muestra mucho más extensa que la estudiada hasta ahora en la literatura empírica disponible para la peseta. En general, aunque no en todos los casos, las medidas muestran una cierta falta de confianza en el sistema una vez que la peseta se incorpora al SME.

Los resultados obtenidos, que han de tomarse con la necesaria cautela dadas las limitaciones que presentan los distintos indicadores de credibilidad examinados, sugieren que los períodos que exhiben una mayor caída en el grado de credibilidad son los siguientes: de septiembre a noviembre de 1992 (con las devaluaciones de la peseta y la salida del SME tanto de la libra esterlina como de la lira italiana), entre mayo y julio de 1993 (antes de la ampliación de las bandas de fluctuación) y en los primeros meses de 1995 (que conducen a la última devaluación de la peseta en marzo de dicho año).

Además de estas conclusiones generales, han de señalarse algunos resultados de carácter más particular. En primer lugar, el grado de sensibilidad de los indicadores ante los acontecimientos que provocan reducciones en el nivel de credibilidad varía según sea la medida que se considere. Así, por ejemplo, la credibilidad marginal no detecta los acontecimientos del año 1990, quizás debido al hecho de que las pocas observaciones disponibles no permiten que el filtro de Kalman, en su estimación recursiva, tenga suficiente información para recoger el proceso de aprendizaje que es probable sigan los agentes a la hora de formar sus expectativas sobre el tipo de cambio. En segundo lugar, la probabilidad de la credibilidad obtenida a partir de un modelo logit parece ser una buena medida únicamente cuando se toman como variables explicativas la distancia a la banda superior y, sobre todo, el tipo de cambio; por el contrario, no es tan satisfactoria cuando se utiliza la distancias a la paridad central o el diferencial de tipos de interés.

Una simple comparación de los indicadores, atendiendo al grado de detección (en media y en desviación típica) de los tres aconteci-

mientos principales del período estudiado, muestra que la medida de credibilidad marginal (que utiliza un proceso autorregresivo en la modelización del tipo de cambio esperado) parece ser el mejor indicador para capturar dichos acontecimientos.

REFERENCIAS

Ayuso, J., Pérez-Jurado, M. y F. Restoy (1993): «¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de las bandas?», Documento de Trabajo n.º 9.327 del Banco de España.

Ayuso, J. y F. Restoy (1992): «Eficiencia y primas de riesgo en el euromercado de depósitos», Documento de Trabajo n.º 9.225 del Banco de España.

Bertola, G. y R.J. Caballero (1992): «Target Zones and Realignments», *American Economic Review*, Vol. 82, págs. 520-536.

Bertola, G. y L.E.O. Svensson (1993): «Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models», *Review of Economic Studies*, Vol. 60, págs. 689-712.

Campa, J.M. y P.H.K. Chang (1996a): «Arbitrage-based Tests of Target Zone Credibility: Evidence from ERM Cross-rate Options», *American Economic Review*, Vol. 86, págs. 726-740.

Campa, J.M. y P.H.K. Chang (1996b): «Options-Based Evidence on the Credibility of the Peseta in the ERM», *Investigaciones Económicas*, Vol. XX, enero, págs. 3-22.

Cukierman, A. y A.H. Meltzer (1986): «The Credibility of Monetary Announcements», en M.J. Neumann (ed.), *Monetary Policy and Uncertainty*, Nomos Verlag, Baden-Baden.

Darvas, Z. (1998): «Spurious Correlation in Exchange Rate Target Zone Modelling: Testing the Drift-Adjustment Method on the US Dollar, Random Walk and Chaos», CEPR Discussion Paper No. 1890, Mayo.

De Arcangelis, G. (1994): «Exchange Rate Target Zone Modelling: Recent Theoretical and Empirical Contributions», *Economic Notes*, 1, págs. 74-115.

Edin, P-A y A. Vredin (1993): «Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries», *Economic Journal*, Vol. 103, enero, págs. 161-175.

Fernández-Rguez., F., Sosvilla-Rivero, S. y J. Martín-González. (1997): «Credibility in the EMS: New Evidence Using Nonlinear Forecastability Tests», Documento de Trabajo 97-14 de la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).

Froot, K. y M. Obstfeld (1991): «Exchange Rate Dynamics Under Stochastic Regime Shifts: A Unified Approach», *Journal of International Economics*, Vol. 31, págs. 203-229.

Gámez, C. y J.L. Torres (1996): «Zonas objetivo para el tipo de cambio: una panorámica teórica y empírica», *Información Comercial Española, Noviembre*, N.º 758, págs. 131-155.

Garber, P.M. y L.E.O. Svensson (1995): «The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes», en G. Grossman y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, North-Holland, págs. 1865-1911.

Giavazzi, F. y L. Spaventa (1989): «Italy: The Real Effects of Inflation and Disinflation», *Economic Policy*.

Gómez, M. y J.G. Montalvo (1997): «A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS», *European Economic Review*, Vol. 41, págs. 1511-1535.

Gutiérrez, E. (1996): «A Model of Realignments in the EMS», *Investigaciones Económicas*, Vol. XX, mayo, págs. 161-176.

Hamilton, J.D. (1989): «A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle», *Econometrica*, Vol. 57, N.º2.

Harvey, A.C. (1990): *Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter*. Cambridge University Press.

Krugman, P.R. (1991): «Target Zones and Exchange Rate Dynamics», *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, págs. 669-682.

Ledesma, F.J., Navarro, M. Pérez J. y S. Sosvilla (1998): «The Credibility of the European Monetary System», trabajo presentado en la *45th International Atlantic Economic Conference*, Roma.

Ledesma, F.J., Navarro, M, Pérez J. y S. Sosvilla (1999): «A Study of the Credibility of the Spanish Peseta», *Estudios de Economía Aplicada*, N.º 11, págs. 85-100.

Lindberg, H., Söderlind, P. Y L.E.O. Svensson (1993): «Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92», *Economic Journal*, Vol. 103, págs. 1170-1179.

Lindberg, H., Svensson, L.E.O. y P. Söderlind (1991): «Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1982-91. IIES Seminar Paper N.º 495 (NBER Working Paper No. 3918).

Malliaropulos, D. (1995): «Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS». *Applied Economics*, Vol. 27, págs 117-123.

Rodríguez-Mendizábal, H. (1992): «Contrastes de credibilidad para la banda de fluctuación de la peseta en el Sistema Monetario Europeo», *Moneda y Crédito*, N.º195, págs. 101-136.

Rose, A.K. y L.E.O. Svensson (1994): «European Exchange Rate Credibility Before the Fall», *European Economic Review*, Vol. 38, págs. 1185-1216.

Serrat, A. (1992): «Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME», Documento de Trabajo n.º 9224 del Banco de España.

Svensson, L.E.O. (1991): «The Simplest Test of Target Zone Credibility». *IMF Staff Papers*, Vol. 38, N°3, Septiembre, págs. 655-665.

Svensson, L.E.O. (1992): «The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk», *Journal of International Economics*, Vol. 33, págs. 21-40.

Svensson, L.E.O. (1993): «Assesing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the ERM, 1979-1992», *European Economic Review*, Vol. 37, págs. 763-802.

Thom, R. (1995): «The influence of Sterling on Irish interest rates». *The Economic and Social Review*, Vol. 26, págs. 403-416.

Weber, A. (1991a): «EMS Credibility», *Economic Policy*, Abril, págs. 58-102.

Weber, A. (1991b): «Stochastic Process Switching and Intervention in Exchange Rate Target Zones: Empirical Evidence from the EMS», CEPR Discussion Paper N.º 554. Julio.

Weber, A. (1992): «Time-Varying Devaluation Risk, Interest Rate Differentials and Exchange Rates in Target Zones: Evidence from the EMS», CEPR Discussion Paper N.º 611. Enero.

ABSTRACT

In this paper we study the degree of credibility of the Spanish peseta/Deustche mark exchange rate since the entry of the peseta in the European Monetary System. To that end, we use several credibility measures: Svensson's simple test, the drift adjustment method, a model of discrete choice, and an index of marginal credibility. The periods which exhibit the lowest levels of credibility are the crisis of September of 1992, before the widening of the bands in August of 1993, and just before the last devaluation of the peseta in March of 1995.

El crédito comercial en las empresas manufactureras españolas*

PABLO HERNÁNDEZ DE COS
Banco de España

IGNACIO HERNANDO
Banco de España

1. INTRODUCCION

Tanto el crédito que se conceden las empresas no financieras entre sí como el que conceden estas a las familias representan un canal de financiación básico al margen de los tradicionales circuitos intermediados. Su relevancia en el conjunto de los flujos financieros de la economía queda reflejada en que, con cifras de 1996, los volúmenes de crédito concedidos por las empresas no financieras a los sectores de empresas no financieras y de familias representaron en torno al 20% y al 14% del PIB, respectivamente. Para valorar la importancia relativa que esta vía de financiación tiene para las empresas no financieras, cabe señalar que el crédito recibido por estas procedente de otras empresas no financieras (crédito interempresarial) supuso, en 1996, el 28% del total de créditos recibidos por el sector de empresas no financieras. Dentro de este conjunto de flujos financieros internos en el sector de empresas no financieras y familias es especialmente relevante el crédito comercial, que es aquel que tiene su origen en aplazamientos de pago por transacciones de bienes o prestaciones de servicios que sean objeto de negocio típico de la empresa.

El análisis de los determinantes de la financiación directa que los agentes no financieros se conceden entre sí es relevante no solo por su

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de O. Bover, C. Chuliá, D. López-Salido, M. Ortega, J. Vallés y dos evaluadores anónimos, así como la inestimable colaboración de la Central de Balances en la obtención de los datos y la ayuda prestada por F. de Castro y J. M. Marqués.

peso en el conjunto de los flujos financieros de la economía sino también por su papel potencial en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Desde los trabajos pioneros de Meltzer (1960) y Brechling y Lipsey (1963) se ha argumentado con frecuencia que, ante la aplicación de una política monetaria restrictiva, la concesión de crédito comercial puede compensar la reducción en la oferta de crédito de los intermediarios financieros, debilitando el impacto de las medidas adoptadas. El mecanismo que subyace en esta argumentación consiste en que las empresas con mayores disponibilidades líquidas o con mayor acceso a los mercados de capitales pueden financiar a los agentes restringidos, bien aumentando el crédito suministrado a sus clientes (empresas o consumidores), o bien extendiendo los períodos de pago.

A pesar de la relevancia de su dimensión en relación con el total de pasivos empresariales y de sus posibles implicaciones sobre el mecanismo de transmisión monetaria, la atención prestada al crédito comercial en la literatura empírica ha sido moderada. La razón fundamental debe buscarse en el carácter limitado de la información disponible acerca de este tipo de financiación, ya que no se desarrolla en mercados organizados y, por tanto, la difusión de datos sobre sus condiciones y volúmenes es reducida. Como consecuencia de esta limitación la mayoría de los trabajos sobre el crédito comercial pueden englobarse en dos grupos: estudios sobre su evolución, elaborados a partir del análisis descriptivo de información agregada, y estudios sobre sus factores determinantes, realizados a partir de datos individuales de empresas. Sin embargo, es notoria la escasez de estudios empíricos que relacionen política monetaria y crédito comercial[1], debido fundamentalmente a que los datos sobre crédito comercial a nivel individual se disponen con periodicidad anual, mientras que para el análisis del impacto del grado de restricción de la política monetaria es conveniente una mayor frecuencia en la información.

Entre las referencias para el caso español, Chuliá (1991 y 1992) y García-Vaquero y Maza (1996) ofrecen análisis de la evolución reciente del crédito interempresarial en España y de sus efectos sobre el sistema económico, Martínez de Guereñu (1996) analiza los determinantes del crédito comercial a partir de los datos individuales de una muestra de empresas no financieras y, finalmente, Melle (1997) aborda el estudio de

[1] Excepciones recientes son los trabajos de Gertler y Gilchrist (1993), Nilsen (1994) y Oliner y Rudebusch (1995), que analizan la respuesta diferencial, en agregados de empresas pequeñas y grandes, del crédito comercial, entre otras variables, ante contracciones monetarias.

los factores explicativos y de las implicaciones de las actividades financieras para las grandes empresas del sector de distribución comercial.

Este trabajo, utilizando información individual procedente de una muestra de empresas manufactureras, se centra en el análisis del papel que el recurso al crédito comercial puede desempeñar como mecanismo para aliviar los problemas de información asimétrica que surgen entre los agentes demandantes de fondos y las entidades de crédito. Estas asimetrías de información, ligadas al distinto grado de incertidumbre sobre la rentabilidad y riesgo de los proyectos de inversión, justifican la existencia de un diferencial o prima entre el coste de los recursos externos e internos o, alternativamente, la generación de situaciones de racionamiento en el mercado de crédito. Este trabajo descansa sobre la idea básica de que las relaciones comerciales de una empresa con sus clientes (empresas o consumidores) conllevan un mejor conocimiento de estos que el que poseen los intermediarios financieros. De este modo, cabe pensar que las empresas puedan conceder financiación a los clientes que experimentan más dificultades de acceso a los mercados de crédito. En concreto, se trata de responder a las siguientes cuestiones: ¿son las empresas con mayor acceso a los mercados de capitales las que financian a sus clientes una mayor proporción de las ventas? y/o ¿son las empresas con menor acceso a los mercados de capitales las que recurren en mayor medida al crédito comercial como vía de financiación?, ¿aumentan las empresas sus períodos medios de cobro y pago en las fases recesivas? y ¿amortigua el crédito comercial el efecto sobre la actividad real de las contracciones en el crédito intermediado inducidas por medidas restrictivas de política monetaria?

El artículo se ha estructurado de la siguiente forma: en la sección segunda se exponen brevemente las diversas teorías propuestas por la literatura económica para explicar la utilización del crédito comercial. A continuación, se enfatiza el papel del crédito comercial como instrumento para atenuar los problemas de información entre oferentes y demandantes de fondos y se enuncian las hipótesis básicas del trabajo. En la sección cuarta se describen las principales características de las empresas proveedoras y receptoras de crédito comercial. En la sección quinta se formula el modelo empírico utilizado. En la sección sexta se presentan los resultados de los contrastes de las hipótesis enunciadas. Finalmente, en la sección séptima se resumen las principales conclusiones.

2. FACTORES DETERMINANTES DEL CREDITO COMERCIAL: UNA REVISION DE LA LITERATURA

La literatura económica ha propuesto diversas teorías que contribuyen a explicar la existencia y desarrollo del crédito comercial. Las distintas teorías se han fijado en las ventajas que este mecanismo de financiación tiene, tanto para los proveedores como para los clientes, sobre instrumentos alternativos. De acuerdo con esta literatura, las razones apuntadas para justificar la extensión de crédito comercial entre empresas no financieras pueden englobarse en los siguientes grupos[2]:

A) *Ventajas comparativas sobre los intermediarios financieros*

La existencia de ciertas ventajas comparativas sobre las entidades de crédito en la concesión de fondos a sus clientes constituye un factor decisivo que permite que determinadas empresas no financieras faciliten la obtención de fondos de financiación a algunos agentes (consumidores o empresas) con acceso limitado a los mercados de capitales [Schwartz (1974) y Emery (1984)]. Estas ventajas comparativas de que disponen los proveedores son de diversa índole:

1) Mejor conocimiento de la empresa prestataria, de modo que el vendedor puede tener una ventaja en relación con los intermediarios financieros[3] en la evaluación del riesgo crediticio derivada de la existencia de una relación comercial que lleve a contactos regulares y facilite la supervisión del comprador[4]. Esta ventaja sería aún más relevante en el caso de relaciones verticales entre empresas de un mismo grupo. Además, en los casos en los que el comprador deba ofrecer una promoción (publicidad) de los productos del vendedor, existirán más incentivos para esta supervisión. Por otro lado, cuando es difícil coor-

[2] Dietsch (1986), Mian y Smith (1992) y Petersen y Rajan (1996) ofrecen una panorámica más completa de las distintas teorías contempladas en la literatura para fundamentar la existencia del crédito comercial.

[3] Freixas (1993) presenta un modelo con información asimétrica, con la peculiaridad de que el nivel de información del intermediario financiero no es necesariamente inferior al del vendedor. El modelo presenta dos tipos de equilibrios estables: uno, con un reducido volumen de crédito comercial, concedido a empresas con alto riesgo y a un elevado coste (equiparable al caso de la economía americana), y otro, con un elevado volumen de crédito comercial, concedido a empresas con bajo riesgo y con un coste moderado (asimilable al caso europeo continental).

[4] Smith (1987) presenta un modelo en el cual el crédito comercial se contempla como un mecanismo para mitigar los problemas de información asimétrica. La recepción de crédito comercial serviría como señal (para el resto de proveedores de bienes o fondos) para detectar el grado de riesgo asociado al comprador.

dinar la entrega de la mercancía y el pago, y una de las dos partes es más vulnerable al fraude, la extensión del crédito comercial (por parte del agente menos vulnerable) facilita la transacción.

2) Mayor influencia sobre el prestatario. Este es especialmente el caso en el que la empresa compradora dependa casi exclusivamente de un único proveedor y tenga, por tanto, más incentivos para un comportamiento disciplinado.

3) Mayor facilidad de liquidación de los colaterales aportados, en el sentido de que el vendedor tiene una ventaja en la recuperación del crédito fallido si el colateral aportado es más aprovechable por él que por una tercera parte[5].

B) *Reducción de los costes de transacción*

La utilización de crédito comercial incrementa la fluidez de los intercambios comerciales al reducir el volumen de ciertos costes asociados al pago al contado [Ferris (1981) y Emery (1987)]. En primer lugar, la acumulación de facturas en pagos periódicos, al disminuir el número de liquidaciones se traduce en una reducción de los costes fijos. En segundo lugar, la utilización de crédito comercial permite reducir los costes de transacción que nacen como consecuencia de la incertidumbre en los intercambios. La incertidumbre afecta al volumen y periodicidad de los flujos tanto de dinero como de bienes. Para el comprador, el recurso al crédito comercial permite reducir el saldo medio mantenido en efectivo, con lo que se atenúa el coste de oportunidad derivado de la no utilización de instrumentos alternativos. Para el vendedor, la concesión de crédito comercial puede contribuir a facilitar una mejor gestión de las existencias, especialmente en el caso de productos que presenten una fuerte estacionalidad o de mercados donde la incertidumbre asociada a la demanda sea muy elevada. De este modo, una empresa, ante una contracción (expansión) temporal de su demanda, puede optar por responder con una relajación (endurecimiento) de sus condiciones de crédito en lugar de llevar a cabo un ajuste de su producción. Como señala Emery (1987), al facilitar el crédito en épocas bajas, el proveedor puede conseguir aumentar la demanda de los minoristas, reduciendo el coste de las existencias o el coste de variar la producción a lo largo del ciclo.

[5] Este argumento no es aplicable, en el caso español, para una situación de quiebra, pues nuestra legislación concursal ubica a los proveedores en uno de los últimos lugares entre los acreedores para el ejercicio de los derechos de cobro.

C) *Mecanismo de comercialización*

La extensión de crédito comercial constituye un elemento adicional, dentro de la estrategia de comercialización, que hace más atractivo el producto[6]. La oferta de una combinación formada por un determinado producto y el servicio de financiación constituye un instrumento equiparable a una rebaja del precio efectivo y puede facilitar la expansión del producto.

Por otro lado, la concesión de crédito comercial puede contemplarse como un mecanismo de discriminación de precios [Brennan *et al.* (1988) y Mian y Smith (1992)], ya que permite vender unidades a precios efectivos distintos (según se conceda o no aplazamiento de pago). En este sentido, estos autores señalan que la gestión conjunta de las condiciones del crédito y del precio de la mercancía permite eludir restricciones legales a la discriminación de precios.

3. INFORMACION ASIMETRICA Y CREDITO COMERCIAL

En la sección anterior se han avanzado distintas teorías que justifican que las empresas no financieras concedan y reciban crédito asociado a sus operaciones comerciales prescindiendo, en cierta medida, de los servicios de intermediación prestados tradicionalmente por las entidades financieras. Este trabajo se centra en una de estas teorías. En concreto, se enfatiza el papel que el recurso al crédito comercial puede desempeñar como mecanismo para mitigar los problemas de información asimétrica que surgen entre los agentes que necesitan financiar sus necesidades de consumo e inversión y las entidades de crédito.

El fundamento teórico de este mecanismo reside en que la relación comercial, sobre todo si es dilatada en el tiempo[7], de una empresa con sus clientes (empresas o consumidores) conlleva un mejor conocimiento de estos que el que poseen los intermediarios financieros y, por tanto, permite eludir los costes de supervisión, ligados a la concesión de crédito, en que estos últimos incurren. De este modo, es posible que

[6] Nadiri (1969) presenta un modelo en el que equipara la concesión de crédito comercial a un gasto de promoción (por ejemplo, en publicidad). De acuerdo con este modelo, la oferta de condiciones de pago alternativas contribuye a expandir la demanda.

[7] Incluso para una empresa de reciente creación, el proceso de acumulación de información, bajo ciertas condiciones, puede ser efectuado más rápidamente por el proveedor que por una institución financiera.

ciertos agentes puedan obtener una financiación de sus proveedores que no podrían conseguir de una institución financiera. Con esta perspectiva, a igualdad de otros factores que influyan en el nivel de financiación otorgada por las empresas a sus clientes, serán las compañías para las que los problemas de información asimétrica sean más acentuados —normalmente, empresas de pequeño tamaño o de reciente creación— y, por tanto, su acceso a la financiación externa esté más restringido, las que recurran en mayor medida al crédito comercial[8]. Por otro lado, serán las empresas con mayores disponibilidades líquidas y con menores dificultades para obtener financiación externa las que concedan más crédito comercial[9]. Es a esta idea del crédito comercial como canalización de fondos desde las empresas con mayor acceso a los mercados de capitales a la que hace referencia la primera hipótesis de este trabajo.

H1. *Las empresas con mayor acceso a los mercados de capitales son las que conceden en mayor medida crédito comercial y/o las empresas con menor acceso a los mercados de capitales son las que recurren en mayor medida a esta vía de financiación.*

En segundo lugar, los problemas de obtención de financiación ajena se agravan en las fases recesivas del ciclo económico por diversos motivos. Entre estos, cabe citar, por un lado, la menor generación interna de recursos y, en consecuencia, menor autofinanciación y, por otro, el mayor nivel de morosidad en los créditos de las instituciones financieras que puede desembocar en una contracción de su oferta crediticia. En estas circunstancias, es posible observar un alargamiento de los períodos medios de cobro y pago de las empresas que puede producirse —como señalan García-Vaquero y Maza (1996)— con carácter voluntario (para tratar de mantener el nivel de las ventas evitando elevaciones excesivas en los costes de almacenaje o de variación del ritmo de producción) o involuntario (debido al incumplimiento de los compromisos de pago por parte de los clientes). Cabe esperar que las ventajas de información derivadas de la existencia de relaciones comerciales duraderas haga que la extensión voluntaria de la financiación de los intercambios comerciales sea predominante. Esta idea puede reformularse como la segunda hipótesis del trabajo:

---

[8] Este argumento no debe llevar a concluir que las empresas tienen mayor vocación financiadora por tener mayor acceso a los mercados de capitales sino más bien a que, a igualdad de otros factores determinantes del crédito comercial, las empresas con mayor (menor) acceso a los mercados de capitales concederán (recibirán) mayor financiación comercial.

[9] Estas empresas podrían acudir, en último término, al descuento de los efectos comerciales ante los intermediarios financieros.

H2. *Las empresas aumentan sus períodos medios de cobro y pago en las fases recesivas.*

Por otro lado, la política monetaria no genera un impacto homogéneo sobre todos los agentes de la economía. En concreto, dada una determinada medida de política monetaria, es posible observar un impacto diferencial por empresas que variará en función de su tamaño, del tipo de industria, de la estructura del mercado en el que operan o de la cantidad de activos líquidos acumulados, entre otros factores. Este impacto diferencial puede verse atenuado en la medida en que los agentes más restringidos en los mercados de capitales puedan recurrir al aplazamiento de sus pagos a los proveedores. En este sentido, la literatura económica ha destacado, con frecuencia, el hecho de que la extensión del crédito comercial suaviza el impacto de los impulsos monetarios sobre las decisiones de gasto de los agentes[10].

En la última década, un amplio conjunto de trabajos se han ocupado de analizar la existencia de un canal crediticio diferenciado dentro del mecanismo de transmisión monetaria. El enfoque del canal crediticio, en sus dos versiones[11], descansa en los problemas de información asimétrica presentes en las relaciones de financiación entre los agentes de la economía y enfatiza las consecuencias distributivas de las medidas monetarias. Así, el *canal del crédito bancario* sugiere que, para determinados agentes, la única vía para salvar los problemas de información asimétrica es la de acudir a los intermediarios financieros, agentes especializados que disfrutan de economías de escala en las tareas de supervisión. De un modo similar, el *canal crediticio en sentido amplio* señala que los problemas de información asimétrica desembocan en la existencia de una prima de riesgo que depende del valor de la riqueza neta de los agentes.

En este contexto, el crédito comercial contribuye a aliviar los problemas de información asimétrica presentes en las relaciones de financiación entre los agentes de la economía y, por tanto, a debilitar la importancia del canal crediticio en la transmisión de la política mone-

---

[10] Meltzer (1960), Brechling y Lipsey (1963) y Laffer (1970) constituyen los trabajos pioneros en este campo.

[11] Bernanke (1993) y Gertler y Gilchrist (1993) presentan una descripción de las explicaciones teóricas que fundamentan la existencia del canal crediticio, distinguiendo entre las dos acepciones que tradicionalmente se contemplan bajo este concepto: 1) el canal del crédito bancario, según el cual la política monetaria tiene efectos no solo a través del impacto sobre los tipos de interés de las operaciones de mercado abierto, sino por un impacto independiente sobre la oferta de crédito bancario, y 2) el *canal crediticio en sentido amplio*, que enfatiza los efectos adicionales de la política monetaria sobre el coste de los fondos externos para los agentes, inducidos a través de los cambios en su riqueza neta.

taria. En efecto: en la medida en que las asimetrías de información entre una empresa y sus proveedores sean menos acusadas que las existentes entre esa empresa y los intermediarios financieros, el recurso al crédito comercial permitirá mitigar la dependencia de la financiación bancaria y obtener financiación a un coste que lleve implícito una menor prima de riesgo.

El impacto de las medidas de política monetaria sobre las pautas de financiación comercial puede materializarse de tres formas alternativas: efecto sobre el tipo nominal de descuento por pronto pago, efecto sobre los volúmenes financiados, y efecto sobre los períodos de aplazamiento (equivalentes a los tipos implícitos dado un tipo de descuento)[12].

García-Vaquero y Maza (1996) ofrecen alguna evidencia sobre la relación entre la extensión de crédito comercial y la efectividad de la política monetaria. Estos autores aprecian, en términos agregados para un amplio conjunto de empresas no financieras, un efecto compensador del volumen del crédito comercial con respecto a la evolución del crédito bancario y un movimiento independiente del tipo implícito del crédito comercial y de los tipos de los mercados monetarios. Por otro lado, Melle (1997) apunta que este papel compensador de los efectos de política monetaria tiene un importante peso relativo en las grandes empresas de distribución comercial, ya que estas desarrollan una elevada actividad financiera, consistente, en primer lugar, en la obtención de un elevado volumen de financiación vía el crédito concedido por sus proveedores (que representó en el año 1995 el 43,6% del pasivo total de estas grandes empresas frente al 21,5 que supuso en el total de las empresas de la CBBE), que sustituye al tradicional crédito intermediado y, en segundo lugar, en la concesión de crédito al consumo. En este sentido, Melle (1997) enfatiza la dimensión alcanzada por determinados medios de pago, en especial, las tarjetas emitidas por las empresas de distribución comercial. Estos instrumentos reducen la necesidad de efectivo y alteran la relación efectivo-depósitos bancarios.

Las consideraciones anteriores acerca de la incidencia del crédito comercial sobre los efectos de la política monetaria pueden concretarse en la siguiente hipótesis:

---

[12] Un ejemplo de una operación comercial es aquella en la que el proveedor concede un descuento del 2% si el cliente efectúa el pago en los primeros 10 días desde la realización de la transacción o percibe el precio completo transcurridos 30 días. En este último caso, la operación equivale a un préstamo del proveedor al cliente con un tipo implícito anualizado del 43,5%.

H3. *El crédito comercial amortigua las contracciones en el crédito intermediado inducidas por medidas restrictivas de política monetaria.*

4. ANALISIS DESCRIPTIVO

La fuente básica de información para este trabajo es una muestra de empresas privadas manufactureras que han colaborado con la Central de Balances del Banco de España (CBBE), durante al menos cinco años consecutivos, en el período 1983-1995[13].

Las empresas que proporcionan información a la Central de Balances (respondiendo voluntariamente a sus cuestionarios) configuran un conjunto peculiar, ya que no ha sido seleccionado aleatoriamente de la población de empresas no financieras en España. De hecho, tal y como se señala en numerosas publicaciones de la CBBE, entre las empresas que colaboran con ella se observa un predominio de empresas grandes, con capital público (aunque estas son eliminadas de la muestra para este trabajo) y con altos porcentajes de empleo fijo. En consecuencia, los resultados del análisis de nuestra muestra presentarán sesgos hacia este tipo de empresas. Aun con estas limitaciones, la CBBE constituye una de las fuentes más completas de información, a nivel empresarial, para el caso español, sobre todo, en el caso del sector manufacturero, donde la cobertura de la CBBE es especialmente elevada.

Tomando como base el conjunto de empresas seleccionadas, esta sección pretende señalar los rasgos básicos relativos a la evolución del crédito comercial concedido y recibido, así como de los períodos medios de cobro a clientes y de pago a proveedores, e identificar las principales características de las empresas proveedoras y receptoras de crédito comercial.

Merece destacarse, en primer lugar, la importancia relativa y el carácter permanente que posee esta vía de financiación en nuestro país (cuadro 1). El porcentaje que representa el crédito comercial concedido sobre el activo total de las empresas de la muestra supera el 29% en todos los años, situándose la mediana de todo el período por encima del 34%. Por su parte, el crédito comercial recibido mantiene siempre niveles superiores al 14%.

---

[13] Una descripción detallada de las características de la muestra utilizada puede encontrarse en el Apéndice.

CUADRO 1
INDUSTRIAS MANUFACTURERAS. CREDITO COMERCIAL (medianas)

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	Mediana (83-95)	Mediana (90-95)
CREDITO COMERCIAL CONCEDIDO(1)	29,8	35,5	38,0	38,9	37,0	36,2	35,2	35,4	33,5	31,3	31,9	32,8	31,7	34,8	33,0
CREDITO COMERCIAL RECIBIDO(1)	16,8	16,2	16,4	17,2	17,5	17,7	17,3	16,4	18,4	14,5	15,3	16,6	15,9	16,5	15,6
PERIODO MEDIO (DIAS)															
De cobro a clientes	93	108	112	113	106	101	98	100	99	93	100	99	93	102	97
De pago a proveedores	108	101	102	109	110	106	103	102	103	102	112	111	101	105	105
PRO MEMORIA															
Número de observaciones	854	1.112	1.360	1.657	1.895	1.831	1.748	1.642	1.486	1.329	1.218	1.115	1.025	18.272	7.815
Empleo (n.º de empleados)	109	92	84	88	62	64	66	67	69	68	65	64	65	70	66

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
(1) Porcentaje sobre el total del balance.

En los Cuadros 2 y 3 se ofrece una comparación de las características de las empresas en función del período medio de cobro y pago[14], respectivamente. Para ello, se ha agrupado el conjunto de empresas de la muestra en cuatro cuartiles, en función de la extensión de los períodos de cobro (Cuadro 2) y pago (Cuadro 3). Para cada cuartil se ha calculado una serie de *ratios* (en medianas), con el fin de caracterizarlo. Alternativamente, se han considerado los deciles extremos.

CUADRO 2
CARACTERISTICAS COMPARADAS DE LAS EMPRESAS EN FUNCION DEL PERIODO MEDIO DE COBRO
(medianas)

	Muestra completa	1.er cuartil	2.º cuartil	3.er cuartil	4.º cuartil	1.er decil	10.º decil
Período medio de cobro	102	42	86	116	162	24	205
Período medio de pago	105	76	99	114	129	65	138
Clientes/Activo	34,8	18,5	31,7	39,5	48	10,9	51,6
Proveedores/Activo	16,5	17,3	16,8	16,8	15,3	16,9	14
Crédito neto/Activo	17	1	13,5	21,1	30,1	–5,3	35,9
Recursos ajenos/Activo	54,2	52,4	50,6	53,8	59	52,8	62
Recursos ajenos con coste/Recursos ajenos	42,3	31,8	38,7	44,6	51,1	29,7	52,9
Endeudamiento bancario /Recursos ajenos	35,6	22,4	32,0	39,7	45,3	19,3	46,6
Coste de la deuda (1)	11,2	12,7	11,9	11,2	10,0	12,8	9,3
Margen bruto de explotación (2)	10,2	8,0	10,0	11,2	11,3	7,6	11,2
Rentabilidad financiera (3)	9,3	9,5	9,3	10,0	8,3	9,8	7
Rentabilidad económica (4)	12,3	13,9	12,7	12,5	10,9	14,7	9,9
Ratio de liquidez (5)	1,4	1,4	1,5	1,5	1,4	1,3	1,4
Ratio de liquidez (6)	1	0,8	1	1	1,1	0,7	1,1
Ratio de liquidez (7)	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Número de empleados	70	53	69	84	78	47	73

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
(1) Gastos financieros/(Recursos ajenos totales-Proveedores).
(2) Resultado económico bruto de la explotación/Valor de la producción.
(3) Resultado neto total/Recursos propios.
(4) (Resultado neto total + Gastos financieros)/Activo neto.
(5) Activo circulante/Deuda a corto.
(6) (Activo circulante-Existencias)/Deuda a corto.
(7) Tesorería/Deuda a corto.

[14] Definimos período medio de cobro como (Saldo de clientes / Volumen de ventas) x 365 y período medio de pago como (Saldo de proveedores / Compras totales) x 365.

El grupo de empresas que conceden períodos medios de cobro más altos en términos relativos (4.º cuartil y 10.º decil, Cuadro 2) presenta un conjunto de características distintivas que permiten una primera valoración de algunas de las teorías que sobre el crédito comercial se han mencionado en anteriores epígrafes. En particular, este grupo de empresas se caracteriza por:

• Un menor coste de la deuda, una mayor financiación vía recursos ajenos con coste y niveles de endeudamiento bancario más elevados. A tenor de estos resultados el crédito comercial podría estar permitiendo una redistribución de fondos desde las empresas con mejores condiciones de acceso a los canales clásicos de financiación hacia aquellas otras que más dificultades encuentran.

• Un mayor margen bruto de explotación que, sin embargo, contrasta con las menores tasas de rentabilidad económica y financiera. Por otro lado, no aparecen diferencias significativas en las *ratios* de liquidez calculadas. No parece encontrarse, por tanto, una primera evidencia que sostenga que las empresas más sólidas, en términos de rentabilidades y liquidez, sean también las que conceden plazos de pago más amplios a sus clientes.

El grupo de empresas que utiliza períodos medios de pago más largos en términos relativos (4.º cuartil y 10.º decil, Cuadro 3) presenta, por su parte, los siguientes rasgos:

• Una menor financiación vía recursos ajenos con coste y niveles de endeudamiento bancario más reducidos, sin que, sin embargo, el coste de la deuda presente un patrón muy definido (aunque sí parece observarse un mayor coste cuando se comparan los deciles extremos).

• Menores niveles de liquidez y rentabilidad (económica y financiera), lo que parece sugerir que son las empresas menos rentables y líquidas las que más uso hacen del crédito comercial como vía alternativa de financiación[15].

[15] La relación entre las *ratios* de liquidez y los períodos medios de cobro y pago puede deberse a que el saldo de clientes aparece en el numerador de las dos primeras definiciones de liquidez adoptadas y el saldo de proveedores en el denominador de todas ellas.

CUADRO 3
CARACTERISTICAS COMPARADAS DE LAS EMPRESAS EN FUNCION DEL PERIODO MEDIO DE PAGO
(medianas)

	Muestra completa	1.er cuartil	2.º cuartil	3.er cuartil	4.º cuartil	1.er decil	10.º decil
Período medio de cobro	102	72	100	110	119	58	124
Período medio de pago	105	42	88	124	187	20	251
Clientes/Activo	34,8	30,9	35,3	37,8	34,6	29,1	32,2
Proveedores/Activo	16,5	8,7	15,4	19,9	22,5	4,9	23,3
Crédito neto/Activo	17	20,4	19	16,8	11,2	21,4	7,8
Recursos ajenos/Activo	54,2	44,8	51,6	56,7	61,5	41,7	63,7
Recursos ajenos con coste/Recursos ajenos	42,3	48,6	42,2	42,3	39,7	50,2	38,1
Endeudamiento bancario /Recursos ajenos	35,6	36	35,9	36,9	33,7	37,5	32,2
Coste de la deuda (1)	11,2	10,5	11,1	11,9	11,3	10,1	11,1
Margen bruto de explotación (2)	10,2	8,9	10,6	10,6	10,6	7,4	10,7
Rentabilidad financiera (3)	9,3	9,8	10,4	9,4	7,3	8,8	6,1
Rentabilidad económica (4)	12,3	12,3	13	12,6	11,4	11,4	10,7
Ratio de liquidez (5)	1,4	1,7	1,5	1,4	1,3	1,8	1,2
Ratio de liquidez (6)	1	1,2	1,1	1	0,9	1,2	0,8
Ratio de liquidez (7)	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Número de empleados	70	56	76	83	66	45	53

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
(1) Gastos financieros/(Recursos ajenos totales-Proveedores).
(2) Resultado económico bruto de la explotación/Valor de la producción.
(3) Resultado neto total/Recursos propios.
(4) (Resultado neto total + Gastos financieros)/Activo neto.
(5) Activo circulante/Deuda a corto.
(6) (Activo circulante-Existencias)/Deuda a corto.
(7) Tesorería/Deuda a corto.

En la sección 3 se enunció la hipótesis de que son las empresas con mayor facilidad de acceso a la financiación intermediada y a los mercados de capitales las que conceden en mayor medida crédito comercial y/o que son las empresas con menor acceso a aquellos mercados y vías de financiación las que más recurren al crédito concedido por sus proveedores. En el Cuadro 4 se presentan los períodos medios de cobro y pago (medias y medianas) para submuestras de empresas, definidas en función de algunas variables que pueden servir como indicadores del grado de acceso a determinadas fuentes de financiación, o en función del reparto de dividendos como indicador del grado de holgura financiera con que cuenta la empresa.

CUADRO 4
PERIODOS MEDIOS POR SUBMUESTRAS

	Período medio de cobro		Período medio de pago	
	Media	Mediana	Media	Mediana
Muestra completa (n= 18.272)	107	102	119	105
EMP ≤ 50 (n= 7.296)	102	95	119	102
50 < EMP ≤ 250 (n= 7.796)	111	106	120	108
250 < EMP ≤ 500 (n= 1.946)	114	109	117	108
EMP > 500 (n= 1.234)	100	95	110	103
INSTFIN = 1 (n= 648)	118	114	121	105
INSTFIN = 0 (n= 17.624)	107	101	119	105
EXTRAND = 1 (n= 3.799)	117	110	118	107
EXTRAND = 0 (n= 14.473)	104	99	119	105
COSTE ≤ 0,1 (n= 10.219)	112	103	118	101
0,1 < COSTE ≤ 0,2 (n= 6.583)	108	106	120	110
COSTE > 0,2 (n= 1.470)	70	63	121	112
COTIZA = 1 (n= 752)	127	107	114	108
COTIZA = 0 (n= 17.520)	106	101	119	105
DIVIDEN > 0 (n= 6.667)	109	103	110	98
DIVIDEN = 0 (n= 11.605)	106	101	124	110
PAGARÉ = 1 (n= 97)	113	103	103	101
PAGARÉ = 0 (n= 18.175)	107	102	119	105

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Nota: Ver apéndice para la definición de las variables.
n = n.º de observaciones.

En cuanto a los períodos medios de cobro sí parece apreciarse que estos son mayores en los casos de: empresas con participación de instituciones financieras en su capital, empresas con participación de accionistas extranjeros en su capital, empresas con menor coste de su financiación ajena, empresas que cotizan en bolsa y, en menor medida, empresas que han emitido pagarés y empresas que han repartido dividendos. Con respecto al tamaño (medido por el empleo) no se observa una relación monótona. La relación es creciente para las empresas con menos de 500 empleados.

Con relación a los períodos medios de pago, las diferencias son menos nítidas, pero sí puede observarse que las empresas que consiguen mayores aplazamientos de pago son: las que tienen un mayor coste de la financiación ajena, las que no reparten dividendos y las que no emiten pagarés de empresa. Las diferencias en cuanto a los otros criterios son escasamente significativas.

5. EL MODELO EMPIRICO

Para contrastar las hipótesis enunciadas en la sección 3 utilizamos la siguiente especificación:

$$Y_{it} = \alpha X_{it} + \beta\, CICLO_t + \gamma\, R_t + \varepsilon_{it} \qquad [1]$$

donde $\varepsilon_{it} = \eta_i + u_{it}$ y $E(\eta_i X_{it}) \neq 0$

Con esta formulación, la variable dependiente (Y) —que, alternativamente, trata de aproximar la proporción de las ventas financiadas directamente por la empresa a los clientes (CLIVEN) o la proporción de las compras financiadas por los proveedores (PROCOM)— depende de un conjunto de variables que tratan de medir la capacidad de acceso de la empresa a fuentes de financiación (X), de medidas de la posición cíclica de la economía (CICLO) y de algún indicador del tono de la política monetaria (R).

Para evitar los sesgos derivados de la correlación de los efectos individuales con los regresores, se estima el modelo en desviaciones ortogonales y, dada la previsible simultaneidad de los indicadores de acceso a fuentes alternativas y la variable dependiente, las estimaciones se llevan a cabo por el método generalizado de momentos [Are-

llano y Bond (1991)] utilizando como instrumentos los regresores desfasados. Además, con objeto de controlar por perturbaciones de carácter sectorial y agregado, se incluyen variables ficticias sectoriales y temporales en la especificación en desviaciones ortogonales.

Las hipótesis enunciadas en la sección 3 pueden expresarse, en términos de la especificación (1), del siguiente modo:

H1: $\alpha > 0$ Si la variable X (de la que α es su coeficiente) es creciente con el grado de acceso a una determinada fuente de financiación, siendo la variable dependiente CLIVEN.

$\alpha < 0$ Si la variable X (de la que α es su coeficiente) es creciente con el grado de acceso a una determinada fuente de financiación, siendo la variable dependiente PROCOM.

H2: $\beta < 0$.

H3: $\gamma > 0$ Si la variable R (de la que γ es su coeficiente) es creciente con el grado de restricción de la política monetaria.

6. RESULTADOS

6.1. Acceso a los mercados de capitales y crédito comercial (H1)

En esta sección se aborda el análisis de los determinantes de la concesión y recepción de crédito comercial, prestando especial atención a aquellas variables que aproximan la capacidad de acceso de las empresas a los mercados de capitales y, por tanto, su papel potencial como oferentes/demandantes de financiación en sus relaciones comerciales.

Para aproximar la capacidad de acceso de la empresa a fuentes de financiación recurrimos a un conjunto de indicadores que se fijan en aspectos diversos: el coste de la financiación ajena, el tamaño de la empresa, la presencia de determinados agentes (instituciones de crédito o accionistas extranjeros) en el capital de la empresa, el acceso a determinados mercados (emisión de pagarés de empresa o cotización en bolsa) y la generación de recursos propios. Adicionalmente, puede

considerarse la distribución de dividendos como un indicador del grado de holgura financiera con que cuenta la empresa.

A la vista del Cuadro 4, sí parece apreciarse que las empresas con mayor facilidad de acceso a fuentes de financiación —empresas con participación de instituciones financieras o de accionistas extranjeros en su capital, empresas con menor coste de su financiación ajena, empresas que cotizan en bolsa, empresas que han emitido pagarés de empresa o empresas que reparten beneficios— conceden períodos medios de cobro más prolongados. No parece tan claro el signo de la relación entre facilidad de acceso a otras fuentes de financiación y los períodos medios de pago.

Comenzando por la primera de estas afirmaciones, en el Cuadro 5A se presentan los resultados del análisis de regresión donde la variable dependiente es el stock de clientes dividido por el volumen de ventas y donde los regresores son los indicadores de capacidad de acceso al crédito antes citados. Dado que el modelo se estima en desviaciones ortogonales, aquellos indicadores que sean variables ficticias solo aportarán información aprovechable cuando presenten variación temporal, lo que sucede en muy pocas observaciones[16].

En la especificación inicial se han incluido como regresores el coste de los recursos ajenos (COSTE) y el tamaño de la empresa medido por el valor de su activo en relación con el total del sector (ACTIVO)[17,18]. Se obtienen los resultados esperados: en primer lugar, cuanto más barata es la financiación externa mayor es la concesión de financiación a los clientes y, en segundo lugar, cuanto mayor es el tamaño de la empresa mayor es la proporción de las ventas que se financian a los clientes. A continuación se han incluido, individual y conjuntamente, el resto de los indicadores de capacidad de acceso, que son variables ficticias que indican: si la empresa cotiza en bolsa (COTIZA), si tiene participación de entidades de crédito en el capital (INSTFIN), si tiene participación de accionistas extranjeros en el capital (EXTRAND) y si emite pagarés de empresa (PAGARÉ). Los coefi-

[16] En concreto, la variable que indica si la empresa cotiza en bolsa (COTIZA) presenta variación temporal en 144 observaciones; la variable que indica presencia de instituciones financieras en el capital (INSTFIN), en 123; la variable que indica presencia de accionistas extranjeros en el capital (EXTRAND), en 353, y la variable que señala si la empresa emite pagarés (PAGARE), en 101.

[17] Las definiciones precisas de todas las variables utilizadas en el trabajo se recogen en el apéndice.

[18] Como alternativas a la variable ACTIVO se han utilizado el número de trabajadores en relación con el empleo total del sector y el volumen de ventas sobre el total de ventas del sector. Los resultados no cambian sustancialmente.

cientes obtenidos para estas variables no son los previsibles, pues en la mayor parte de los casos no resultan significativos. No obstante, este resultado viene condicionado en gran medida por tratarse de variables con poca variación temporal y realizarse la estimación en desviaciones ortogonales. Además, para la variable PAGARÉ, que debería aparecer con signo positivo, por indicar el acceso a una fuente de financiación, se estima un coeficiente negativo y significativo. Este resultado se explica en la medida que la emisión de pagarés puede estar poniendo de manifiesto necesidades especiales de recursos y, por tanto, menores fondos disponibles para financiar a clientes. Por último, la variable REGEN, que mide la capacidad de generación interna de recursos, no resulta significativa.

CUADRO 5A
ACCESO A LOS MERCADOS DE CREDITO Y CREDITO COMERCIAL CONCEDIDO
(Variable dependiente: CLIVEN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
COSTE	–0,082	–0,085	–0,082	–0,081	–0,083	–0,096	–0,096
	(3,78)	(3,75)	(3,78)	(3,75)	(3,79)	(3,98)	(3,92)
ACTIVO	1,200	1,716	1,197	1,241	1,340	2,106	2,954
	(2,01)	(2,72)	(1,93)	(1,98)	(2,25)	(2,64)	(3,28)
COTIZA	—	0,026	—	—	—	—	0,058
		(0,37)					(0,75)
INSTFIN	—	—	–0,035	—	—	—	0,026
			(1,20)				(0,50)
EXTRAND	—	—	—	0,022	—	—	0,003
				(1,04)			(0,06)
PAGARE	—	—	—	—	–0,048	—	–0,031
					(2,14)		(1,00)
REGEN	—	—	—	—	—	–0,006	–0,005
						(1,15)	(1,10)
Contrastes del modelo:							
TS	0,999	0,000	1,000	1,000	1,000	0,978	0,000
m_1	0,285	0,286	0,285	0,285	0,285	0,286	0,286
m_2	0,366	0,366	0,366	0,367	0,366	0,366	0,368

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Notas: La definición de las varibles se recoge en el apéndice.
Las estimaciones se han realizado en desviaciones ortogonales. Método de estimación: método generalizado de momentos. Como instrumentos se han incluido los regresores desfasados uno y dos periodos.
En todas las regresiones se han incluido variables ficticias temporales y sectoriales entre los regresores y los instrumentos.
El período de estimación abarca desde 1986 hasta 1995.
Entre paréntesis se indican los estadísticos-t
TS recoge el valor-p correspondiente al test de Sargan. y m_1 y m_2 los valores-p correspondientes a los test de correlación residual de primer y segundo orden.

En el Cuadro 5B se realiza el mismo análisis de regresión anterior para el estudio del crédito comercial recibido. Se trata de contrastar si son las empresas con menor acceso a los mercados de capitales las que mayor uso realizan de este instrumento de financiación alternativo. Para ello, se sustituye la variable dependiente anterior por el cociente entre el *stock* de proveedores y el importe de las compras realizadas por la empresa (PROCOM). El conjunto de regresores utilizados (indicadores de capacidad de acceso) no se modifica. Los resultados muestran que los coeficientes de estas variables no resultan significativos, salvo para el caso del coste de los recursos ajenos (COSTE); el signo positivo de este último indica que cuanto más cara es la financiación externa mayor es la utilización del crédito comercial como vía de financiación, lo que estaría de acuerdo con la hipótesis planteada.

CUADRO 5B
ACCESO A LOS MERCADOS DE CREDITO Y CREDITO COMERCIAL RECIBIDO
(Variable dependiente: PROCOM)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
COSTE	0,043	0,043	0,043	0.045	0,043	0,050	0,052
	(1,83)	(1,85)	(1,84)	(1,87)	(1,82)	(2,12)	(2,17)
ACTIVO	0,746	1,19	1,359	0,77	0,82	0,205	0,512
	(1,01)	(1,58)	(1,38)	(1,03)	(1,17)	(0,17)	(0,37)
COTIZA	—	–0,013	—	—	—	—	–0,02
		(0,47)					(0,45)
INSTFIN	—	—	–0,017	—	—	—	0,027
			(0,63)				(0,26)
EXTRAND	—	—	—	0,015	—	—	0,024
				(0,49)			(0,65)
PAGARE	—	—	—	—	0,019	—	0,024
					(1,04)		(1,18)
REGEN	—	—	—	—	—	0,006	0,006
						(1,02)	(0,96)
Contrastes del modelo:							
TS	0,620	0,946	0,000	0,926	0,988	0,000	0,000
m_1	0,016	0,016	0,015	0,016	0,016	0,016	0,015
m_2	0,028	0,029	0,030	0,028	0,029	0,027	0,028

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Notas: La definición de las variables se recoge en el apéndice.
Las estimaciones se han realizado en desviaciones ortogonales. Método de estimación: método generalizado de momentos. Como instrumentos se han incluido los regresores desfasados uno y dos períodos.
En todas las regresiones se han incluido variables ficticias temporales y sectoriales entre los regresores y los instrumentos.
El período de estimación abarca desde 1986 hasta 1995.
Entre paréntesis se indican los estadísticos-t
TS recoge el valor-p correspondiente al test de Sargan, y m_1 y m_2 los valores-p correspondientes a los test de correlación residual de primer y segundo orden.

Por otro lado, cabe destacar que, cuando consideramos el crédito comercial neto (financiación otorgada a clientes menos financiación recibida de proveedores) como variable dependiente, el patrón de los resultados es bastante similar al obtenido en las ecuaciones de crédito comercial concedido. Las estimaciones de las ecuaciones de crédito comercial neto se presentan en el Cuadro 5C.

CUADRO 5C
CREDITO COMERCIAL NETO
(Variable dependiente: CREDNET)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
COSTE	–0,107	–0,119	–0,134	–0,129	–0,123
	(3,23)	(3,40)	(2,70)	(2,68)	(2,82)
ACTIVO	2,096	0,113	1,935	1,786	2,009
	(2,06)	(0,05)	(2,38)	(2,31)	(2,54)
COTIZA	—	–0,020	—	—	—
		(0,67)			
INSTFIN	—	–0,168	—	—	—
		(0,95)			
EXTRAND	—	0,106	—	—	—
		(1,47)			
PAGARÉ	—	–0,097	—	—	—
		(2,12)			
REGEN	—	–0,011			
		(0,87)			
GPIBR	—	—	0,107	—	—
			(0,32)		
OUTGAP	—	—	—	–0,207	—
				(1,09)	
RINT	—	—	—	—	–0,255
					(1,46)
RINT1	—	—	—	—	0,185
					(1,24)
Contrastes del modelo:					
TS	1,000	0,000	1,000	1,000	1,000
m_1	0,314	0,314	0,314	0,314	0,314
m_2	0,316	0,316	0,317	0,317	0,317

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Nota: Ver notas Cuadro 5A. En las regresiones (3) a (5) no se han incluido variables ficticias temporales.

A continuación, con el fin de valorar la robustez de los resultados anteriores, el análisis se completa introduciendo en la especificación inicial de los Cuadros 5A y 5B un conjunto de regresores que tratan de aproximar otros potenciales determinantes del crédito comercial. En

general, el signo y significatividad de las variables COSTE y ACTIVO de las estimaciones presentadas en los Cuadros 5A y 5B no se modifican cuando se controla por estos posibles factores determinantes (Cuadros 6A y 6B). Además, estos resultados sirven como contraste de algunas de las teorías del crédito comercial revisadas con anterioridad. A efectos de análisis, reunimos en tres grupos las variables añadidas:

En primer lugar, incluimos un conjunto de *ratios* que pretenden aproximar las necesidades financieras y la solvencia de la empresa. De acuerdo con los argumentos teóricos señalados con anterioridad, las empresas más solventes y con mayores disponibilidades financieras son también las que mayores períodos de cobro conceden a sus clientes. Alternativamente, se puede afirmar que son las empresas con mayores dificultades financieras las que utilizan períodos de pago más amplios. Entre estas variables se encuentran, por un lado, una medida de liquidez (LIQ A) y, por otro, un indicador del rendimiento financiero (RFIN); se incluye, además, una medida del período de rotación de las materias primas (ROTMP): un incremento de esta variable implicaría unas mayores necesidades de fondos con el fin de financiar el mayor período de almacenamiento de las existencias.

Cuando lo que se analiza es el crédito comercial concedido (variable dependiente CLIVEN, Cuadro 6A), los coeficientes de las dos primeras ratios (LIQ A y RFIN) ofrecen un signo contrario al esperado, indicando que son las empresas en peores condiciones en términos de liquidez o con menor rentabilidad las que mayores períodos de cobro conceden[19]. El signo negativo de estas variables puede responder a un argumento de concesión de crédito comercial de carácter involuntario. Las empresas se ven forzadas a aplazar sus cobros, deteriorándose sus medidas de liquidez y rentabilidad. Por otro lado, el signo del coeficiente de la variable ROTMP es el adecuado pero no aparece como significativo.

[19] Se han probado otras medidas de liquidez (LIQ B, LIQ C) y de resultados (RECO y RBE) sin encontrarse diferencias apreciables con los resultados obtenidos con LIQ A y RFIN.

CUADRO 6A
OTROS DETERMINANTES DEL CREDITO COMERCIAL CONCEDIDO
(Variable dependiente: CLIVEN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
COSTE	–0,070	–0,084	–0,066	–0,084	–0,082	–0,085	–0,054
	(3,91)	(3,78)	(2,57)	(3,80)	(3,76)	(3,83)	(2,72)
ACTIVO	1,331	1,183	1,190	1,441	–0,164	1,531	–0,158
	(2,16)	(1,97)	(1,94)	(2,17)	(0,16)	(2,49)	(0,17)
VENACT	–0,067	—	—	—	—	—	–0,052
	(2,17)						(3,14)
ROTMP	—	0,000	—	—	—	—	–0,001
		(0,53)					(0,96)
LIQ A	—	—	–0,025	—	—	—	–0,020
			(2,72)				(2,38)
RFIN	—	—	—	–0,006	—	—	–0,005
				(1,80)			(1,82)
CMC	—	—	—	—	0,075	—	0,104
					(0,74)		(1,10)
PROCOM	—	—	—	—	—	0,028	0,022
						(1,82)	(1,67)
Contrastes del modelo:							
TS	0,923	1,000	0,998	1,000	0,998	0,850	1,000
m_1	0,287	0,285	0,286	0,285	0,285	0,286	0,288
m_2	0,369	0,366	0,353	0,367	0,366	0,366	0,318

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Notas: Ver notas Cuadro 5A.

En el análisis del crédito comercial recibido (variable dependiente PROCOM, Cuadro 6B), la variable LIQ A presenta un coeficiente negativo y significativo que muestra que las empresas hacen un mayor uso del crédito comercial como vía de financiación cuanto peor es su situación de liquidez. Por otro lado, el coeficiente de la variable RFIN no resulta significativo. Por último, la variable ROTMP no se incluye entre los regresores, al no aceptarse entre el conjunto de instrumentos.

En segundo lugar, se incluye entre los regresores el volumen de ventas sobre el total de activo (VENACT), con el objetivo de medir la importancia que la potencial reducción de los costes de transacción tiene como incentivo para la utilización del crédito comercial (véase apartado 2.B de este documento). Esta variable intenta aproximar el volumen de transacciones realizadas por la empresa. Tanto cuando se considera CLIVEN como variable dependiente como cuando se incluye PROCOM se obtiene un signo negativo para el coeficiente de esta variable. Así, este resultado sugiere que, ante una contracción de las ventas,

las empresas alargan sus períodos de cobro para evitar cambios en los planes de producción o aumentos en los costes de almacén.

CUADRO 6B
OTROS DETERMINANTES DEL CREDITO COMERCIAL RECIBIDO
(Variable dependiente: PROCOM)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
COSTE	0,007	0,063	0,043	0,044	0,076
	(1,55)	(2,77)	(1,84)	(1,86)	(3,36)
ACTIVO	0,063	0,707	0,613	–0,247	–0,28
	(2,58)	(0,99)	(0,84)	(0,34)	(0,42)
VENACT	–0,072	—	—	—	–0,072
	(4,82)				(4,69)
LIQ A	—	–0,022	—	—	–0,019
		(3,11)			(2,84)
RFIN	—	—	–0,006	—	–0,005
			(1,42)		(1,38)
CMC	—	—	—	0,055	0,076
				(0,60)	(0,93)
Contrastes del modelo:					
TS	0,457	0,586	0,810	0,964	0,980
m_1	0,018	0,016	0,016	0,016	0,018
m_2	0,030	0,024	0,028	0,026	0,024

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Nota: Ver notas cuadro 5B.

En tercer lugar, se incluye una medida del poder de mercado de la empresa (CMC). Las empresas con un poder de mercado elevado podrían utilizarlo como un medio de alargar los períodos medios de pago o acortar los períodos medios de cobro. En nuestro caso, el coeficiente de esta variable no aparece como significativo.

Por último, se ha incluido como variable explicativa del crédito comercial concedido (Cuadro 6A) el *stock* de proveedores dividido por el importe de las compras (PROCOM), con el objeto de analizar si existe una relación entre los períodos medios de cobro y pago utilizados por la empresa. El signo del coeficiente de esta variable así lo muestra. No se ha incluido la variable CLIVEN como regresor cuando se analizan los determinantes del crédito comercial recibido (Cuadro 6B), al no aceptarse entre el conjunto de instrumentos.

En resumen, los resultados obtenidos en esta sección son favorables a la hipótesis planteada; en especial, los relativos a la variable COSTE, que mantiene la significatividad y el signo esperados en todas las especificaciones contempladas.

6.2. *Ciclo económico y concesión de crédito comercial (H2)*

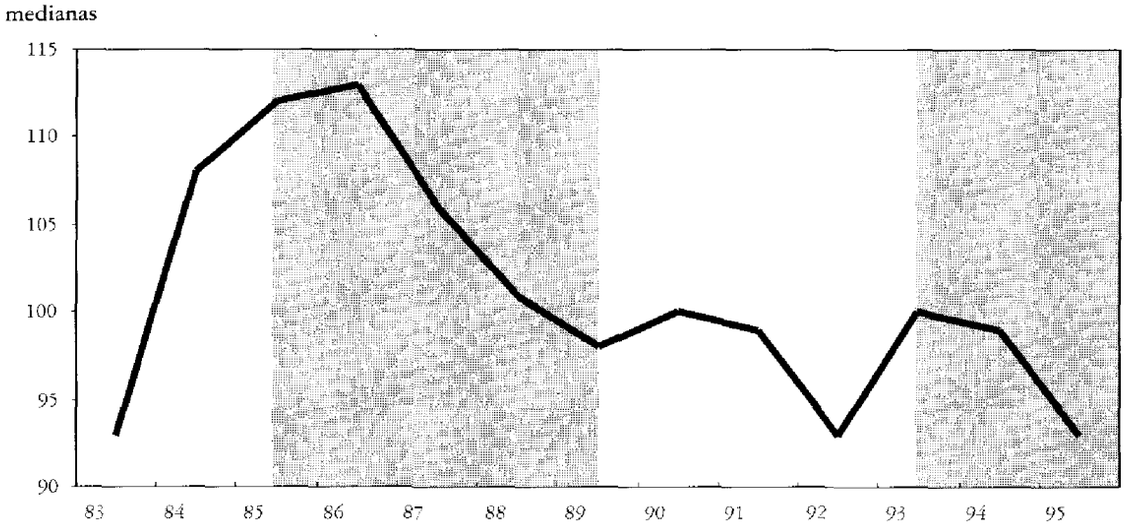
En el Gráfico 1A se ha representado la evolución temporal del período medio de cobro para la muestra de empresas utilizada junto con los períodos de expansión y contracción cíclica[20]. Se observa un perfil marcadamente contracíclico, lo que sugiere que las empresas tienden a financiar una proporción mayor de sus ventas en las fases de ralentización de la actividad gracias a la mayor flexibilidad, en el sentido de menor exigencia de garantías, de este tipo de financiación con respecto a vías alternativas.

Para contrastar la hipótesis de comportamiento contracíclico del crédito comercial concedido se ha incluido en la especificación anterior más representativa (columna 1 del Cuadro 5A) la tasa de crecimiento del PIB real. Los resultados de la estimación se recogen en la primera columna del Cuadro 7A. El coeficiente negativo y significativo de la variable de actividad señala el perfil contracíclico de la concesión de crédito comercial. Alternativamente, se ha utilizado como medida del ciclo el *output gap* (OUTGAP), obteniéndose un resultado aún más favorable a esta hipótesis (columna 2 del Cuadro 7A). No obstante, la significatividad de los coeficientes de las variables que aproximan el ciclo disminuye cuando se considera una especificación más general, que incluye las variables que aparecen como significativas en el Cuadro 6A. La razón se encuentra en que se está incluyendo en la regresión la variable VENACT, que presenta una elevada correlación con las medidas de ciclo empleadas.

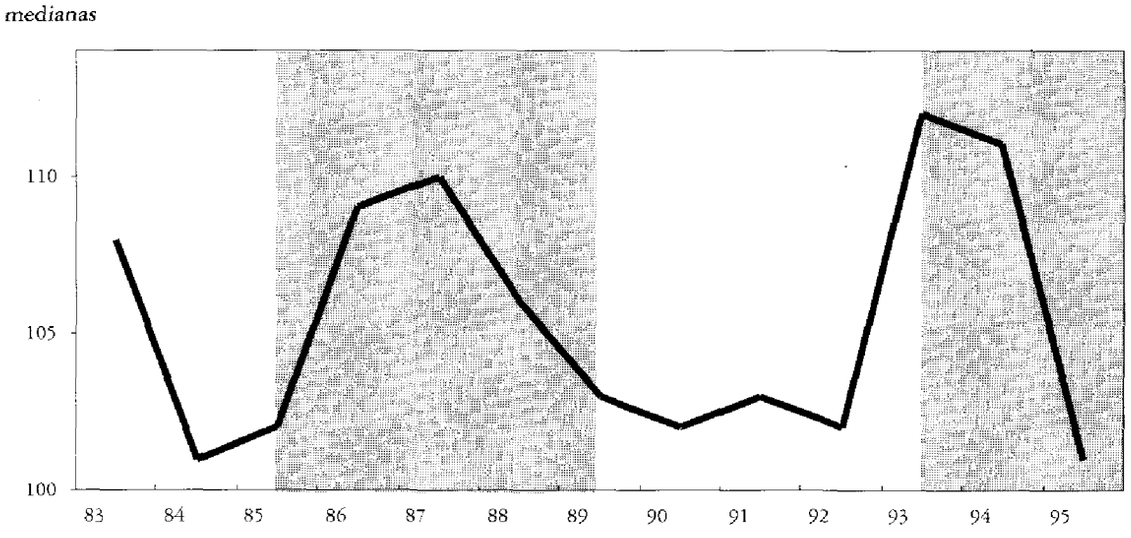
[20] La delimitación de los períodos de expansión y recesión sigue el procedimiento descrito en Alvarez y Sebastián (1995).

GRAFICO 1
CREDITO COMERCIAL Y CICLO

1A. PERIODO MEDIO DE COBRO



1B. PERIODO MEDIO DE PAGO



Nota: Las zonas sombreadas indican expansiones.

CUADRO 7A
CREDITO COMERCIAL CONCEDIDO Y CICLO ECONOMICO
(Variable dependiente: CLIVEN)

	(1)	(2)	(3)	(4)
COSTE	–0,083	–0,080	–0,056	–0,054
	(3,94)	(3,84)	(2,70)	(2,63)
ACTIVO	1,611	1,403	2,040	1,816
	(2,51)	(2,25)	(2,70)	(2,63)
GPIBR	–0,268	—	–0,129	—
	(1,79)		(0,72)	
OUTGAP	—	–0,474	—	–0,334
		(3,91)		(2,19)
Contrastes del modelo:				
TS	0,994	0,999	0,968	0,984
m_1	0,286	0,286	0,288	0,288
m_2	0,364	0,365	0,356	0,356

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Nota: Ver notas Cuadro 5A. No se incluyen variables ficticias temporales.
Aunque no se presentan sus coeficientes, en las columnas (3) y (4) se incluyen como regresores e instrumentos las variables que aparecen como significativas en el Cuadro 6A.

Este mismo análisis se ha realizado para el caso del crédito comercial recibido (Gráfico 1B y Cuadro 7B), encontrándose resultados igualmente consistentes con la hipótesis de comportamiento contracíclico de los períodos medios de pago a proveedores.

CUADRO 7B
CREDITO COMERCIAL RECIBIDO Y CICLO ECONOMICO
(Variable dependiente: PROCOM)

	(1)	(2)	(3)	(4)
COSTE	0,042	0,049	0,059	0,066
	(1,82)	(2,03)	(2,63)	(2,94)
ACTIVO	–0,13	–0,202	–0,019	–0,116
	(0,17)	(0,27)	(0,02)	(0,15)
GPIBR	–0,81	—	–0,788	—
	(4,06)		(3,59)	
OUTGAP	—	–1,000	—	–0,980
		(5,01)		(4,56)
Contrastes del modelo:				
TS	0,953	0,983	0,997	0,999
m_1	0,016	0,016	0,017	0,017
m_2	0,025	0,032	0,022	0,027

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Nota: Ver notas Cuadro 5B. No se incluyen variables ficticias temporales.
Aunque no se presentan sus coeficientes, en las columnas (3) y (4) se incluyen como regresores e instrumentos las variables que aparecen como significativas en el Cuadro 6B.

No obstante, estos resultados no permiten discernir el carácter voluntario o involuntario de la mayor financiación a clientes en las fases recesivas.

Por último, cuando se considera el crédito comercial neto se obtienen coeficientes no significativos para las medidas del ciclo (columnas 3 y 4 del Cuadro 5C).

6.3. Crédito comercial concedido y política monetaria (H3)

Como se indicó en la introducción, existen pocos trabajos empíricos que evalúen el impacto de las medidas de política monetaria sobre la utilización de crédito comercial por parte de las empresas no financieras. La razón fundamental estriba en la escasez de información sobre crédito comercial, con frecuencia superior a la anual. Aun con esta importante limitación, en esta sección se ha pretendido analizar cuál es el signo de la respuesta del crédito comercial, concedido y recibido, ante variaciones en el grado de restricción de la política monetaria. Como indicador del tono de esta política, se han considerado el tipo de intervención del Banco de España y distintas definiciones del índice de condiciones monetarias.

Los Cuadros 8A y 8B incluyen los resultados de las regresiones que incorporan estos indicadores de política monetaria entre las variables explicativas del crédito comercial concedido y recibido, respectivamente. Con el fin de considerar los posibles desfases en los efectos de la política monetaria sobre la política de financiación de la empresa se incluyen en las regresiones los distintos indicadores contemporáneos y desfasados un período. Alternativamente, para comprobar que el tono de la política monetaria no está siendo captado por la variable COSTE, se ha optado, en primer lugar, por eliminar dicha variable de la regresión y, en segundo lugar, por reemplazarla por la variable COSTER que se obtiene deduciendo el tipo de intervención del coste de los recursos ajenos para cada empresa.

Cuando utilizamos el tipo de intervención, el efecto contemporáneo es negativo (y próximo a la significatividad en el caso del crédito comercial concedido). El primer desfase no es significativo salvo en la ecuación del crédito comercial recibido que no incluye las variables COSTE y COSTER[21]. Cuando utilizamos el índice de condiciones mone-

[21] Alternativamente, se ha incluido en las regresiones el tipo de intervención real, definido como el tipo de intervención menos la tasa de inflación observada, resultando negativo y significativo en las ecua-

CUADRO 8A
CREDITO COMERCIAL CONCEDIDO Y POLITICA MONETARIA
(Variable dependiente: CLIVEN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
COSTE	–0,047	–0,048	—	—	—	—
	(2,39)	(2,52)				
COSTER	—	—	—	—	–0,048	–0,042
					(2,44)	(2,21)
ACTIVO	0,279	0,410	0,166	0,283	0,307	0,429
	(0,31)	(0,46)	(0,18)	(0,31)	(0,33)	(0,48)
RINT	–0,160	—	–0,180	—	–0,207	—
	(1,59)		(1,81)		(2,15)	
RINT1	–0,065	—	–0,077	—	–0,064	—
	(1,10)		(1,32)		(1,08)	
ICM	—	–0,046	—	–0,045	—	–0,057
		(0,40)		(0,39)		(0,49)
ICM1	—	–0,032	—	–0,029	—	–0,023
		(0,39)		(0,35)		(0,28)
Contrastes del modelo:						
TS	0,998	0,999	0,998	0,999	0,998	0,998
m_1	0,288	0,288	0,288	0,288	0,288	0,288
m_2	0,356	0,359	0,355	0,357	0,356	0,359

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Notas: Ver notas Cuadro 5A. No se incluyen variables ficticias temporales. Aunque no se presentan sus coeficientes, se incluyen como regresores e instrumentos el resto de las variables consideradas en el Cuadro 6A.

CUADRO 8B
CREDITO COMERCIAL RECIBIDO Y POLITICA MONETARIA
(Variable dependiente: PROCOM)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
COSTE	0,073	0,069	—	—	—	—
	(3,28)	(3,26)				
COSTER	—	—	—	—	0,075	0,070
					(3,33)	(3,35)
ACTIVO	–0,488	–0,491	–0,438	–0,367	–0,513	–0,426
	(0,68)	(0,70)	(0,63)	(0,55)	(0,70)	(0,63)
RINT	–0,228	—	–0,203	—	–0,155	—
	(1,69)		(1,51)		(1,09)	
RINT1	0,149	—	0,173	—	0,147	—
	(1,58)		(1,86)		(1,57)	
ICM	—	–0,279	—	–0,281	—	–0,258
		(2,93)		(2,98)		(2,70)
ICM1	—	0,307	—	0,308	—	0,291
		(3,79)		(3,86)		(3,60)
Contrastes del modelo:						
TS	0,998	1,000	0,997	1,000	0,996	1,000
m_1	0,017	0,017	0,017	0,017	0,017	0,017
m_2	0,024	0,024	0,027	0,027	0,023	0,024

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.
Notas: Ver notas Cuadro 5B. No se incluyen variables ficticias temporales. Aunque no se presentan sus coeficientes, se incluyen como regresores e instrumentos el resto de las variables consideradas en el Cuadro 6B.

tarias, no se encuentra ningún efecto significativo en el caso del crédito concedido. Sin embargo, en las ecuaciones del crédito recibido se obtiene un efecto contemporáneo negativo y significativo, y un efecto para el primer desfase positivo y significativo, siendo ambos efectos de una magnitud similar.

Estos resultados parecen indicar que las medidas de política monetaria restrictiva (aproximadas por incrementos en el tipo de intervención o en el índice de condiciones monetarias) no tienen un efecto claro sobre la proporción de las ventas financiadas a los clientes o sobre la proporción de las compras financiadas por los proveedores[22]. Aun con las cautelas derivadas de la frecuencia de la información utilizada, la evidencia anterior sí parece sugerir que los períodos medios de cobro y pago (tipos implícitos del crédito comercial) muestran un elevado grado de autonomía con respecto a la evolución de los tipos oficiales, a diferencia de otras fuentes de financiación para las empresas cuyo coste sí que responde de manera directa a las variaciones en el grado de restricción de la política monetaria.

7. CONCLUSIONES

El estudio del crédito comercial se justifica tanto por la importancia que esta vía de financiación tiene para las empresas no financieras como por su potencial papel en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. En este sentido, ante la aplicación de una política monetaria restrictiva, la concesión de crédito comercial puede compensar la reducción en la oferta de crédito de los intermediarios financieros, debilitando el impacto de las medidas adoptadas sobre las decisiones finales de los agentes.

Entre los factores que justifican la utilización del crédito comercial, la existencia de asimetrías informativas entre las empresas demandantes de fondos y las entidades de crédito parece de especial relevancia. En la medida en que las relaciones comerciales permiten un mejor

---

ciones del crédito concedido, pero no significativo, en las del recibido, lo que indicaría que ante una política monetaria contractiva las empresas manufactureras reaccionarían contrayendo el crédito comercial concedido pero conseguirían mantener los niveles de financiación otorgada por los proveedores. No obstante, el carácter *ex-post* de la medida de tipo de intervención real utilizada obliga a considerar con cautela este resultado.

[22] Este resultado se reproduce cuando consideramos el crédito comercial neto como variable dependiente (columna 5 del Cuadro 5C).

conocimiento entre empresas y, por tanto, una reducción de los costes de supervisión asociados a la concesión de crédito, es posible que aquellas empresas que se encuentran racionadas en los mercados tradicionales de capital encuentren en sus proveedores una vía de financiación alternativa. Esta es la teoría que se pretende contrastar en este trabajo.

De estos argumentos teóricos se deduce, en primer lugar, que, a igualdad de otros factores determinantes del crédito comercial, serán las empresas con mayor (menor) acceso a la financiación intermediada las que concedan (reciban) en mayor medida crédito comercial. Los resultados empíricos obtenidos parecen aceptar esta conclusión al realizarse un análisis de regresión en el que se incluye la proporción de las ventas financiadas a los clientes como variable dependiente y un conjunto de indicadores de capacidad de acceso al crédito como regresores. En particular, se encuentran los resultados deseados para dos variables: el coste de los recursos ajenos y el tamaño de la empresa, de tal forma que, cuanto más barata es la financiación externa y cuanto mayor es el tamaño de la empresa mayor es la concesión de financiación a los clientes. Por otro lado, cuando se analiza la proporción de las compras financiadas por los proveedores se obtiene que cuanto mayor sea el coste de la financiación externa mayor es el recurso al crédito comercial. Los resultados de la relación entre crédito comercial —concedido y recibido— y coste de la financiación externa se mantienen cuando condicionamos por otros factores determinantes del crédito comercial.

Sin embargo, en relación con la hipótesis anterior se encuentran también algunos resultados contrarios. En primer lugar, los coeficientes de un conjunto de indicadores de capacidad de acceso al mercado de crédito que se han incluido en el análisis de regresión no aparecen como significativos, aunque este hecho puede venir explicado por tratarse de variables con escasa variación temporal y realizarse la estimación en desviaciones ortogonales. Además, cuando se incluye una medida de la liquidez o de la rentabilidad de la empresa como variable independiente en la ecuación de crédito comercial concedido, aparece con signo negativo y significativo, lo que indicaría que son las empresas con mayores dificultades en términos de disponibilidades líquidas las que mayores períodos de cobro conceden. Este resultado podría venir explicado por el carácter involuntario que, para algunas empresas, reviste la concesión de crédito comercial.

En segundo lugar, la teoría del crédito comercial que se trata de contrastar justificaría la observación de un comportamiento contracíclico de los períodos medios de cobro y pago concedidos por las empresas. En la medida en que las fases cíclicas recesivas vayan asociadas a una mayor dificultad de acceso a fondos internos y externos, el crédito comercial aparece como una vía alternativa de financiación que surge, entre otras razones, como consecuencia de las ventajas de información derivadas de la existencia de relaciones comerciales duraderas. Los resultados obtenidos confirman esta hipótesis, al incluirse medidas de la posición cíclica de la economía como variables explicativas en las especificaciones anteriores, mostrando un coeficiente negativo y significativo.

Por último, no se encuentra evidencia clara de una respuesta de la proporción de las ventas financiadas a los clientes, ni de las compras financiadas por los proveedores, ante un endurecimiento del tono de la política monetaria. Los resultados parecen sugerir un comportamiento autónomo de los períodos medios de cobro y pago como respuesta a cambios en los tipos oficiales, lo que indicaría las limitaciones de la política monetaria para incidir sobre este tipo de crédito. No obstante, resulta evidente la debilidad de este resultado tanto por el carácter anual de la información utilizada como por las limitaciones de los indicadores utilizados para aproximar el grado de restricción monetaria.

APENDICE : SELECCION DE LA MUESTRA Y DEFINICION DE VARIABLES

A.1. Selección de la muestra

La fuente estadística básica para la realización de este trabajo ha sido la información individual de las empresas no financieras que han colaborado con la Central de Balances del Banco de España (CBBE), durante el período 1983-1995. Dado que el estudio se ha centrado en empresas privadas manufactureras, se eliminaron de la muestra las empresas públicas y aquellas cuya actividad principal se encuadra en las ramas de energía, agricultura, construcción y servicios. Además, también se eliminaron las empresas que no contestaron al cuestionario de la Central de Balances durante, al menos, cinco períodos consecutivos.

Por último, se eliminaron aquellas empresas que, en algún año, presentaban alguna de las características que se detallan a continuación:

a) Empleo nulo.
b) Inmovilizado material neto igual a cero.
c) Valor añadido bruto negativo o cero.
d) Gastos de personal nulos.
e) Recursos propios negativos o nulos.
f) Inmovilizado financiero negativo.
g) Activo circulante negativo o nulo.
h) Inversión mayor que tres veces el valor del inmovilizado material neto del período anterior.
i) Vinculación con algún proceso de fusión o escisión.
j) Importe neto de la cifra de negocios negativo o nulo.
k) Valor de la producción negativo o nulo.
l) Valor de las compras negativo o nulo.
m) Recursos ajenos totales-proveedores negativos o nulos.

La muestra resultante del proceso de filtrado es un panel incompleto que se compone de 1.977 empresas y un total de 18.272 observaciones. La distribución de las empresas en función del número de observaciones consecutivas aparece detallada en el Cuadro A.1.

CUADRO A.1
PANEL INCOMPLETO DE EMPRESAS 1983-1995

N.º de períodos	N.º de empresas	N.º de observaciones
5	250	1.250
6	227	1.362
7	154	1.078
8	144	1.152
9	253	2.277
10	237	2.370
11	164	1.804
12	145	1.740
13	403	5.239
Total	1.977	18.272

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.

La clasificación de las empresas por sectores coincide con la agrupación de actividades denominada «Grandes sectores de la Central de Balances» (CB-26). En el Cuadro A.2 se detallan los sectores utilizados, así como su correspondencia con los códigos de la CNAE/93 y el número de observaciones que quedaron encuadradas en cada sector.

CUADRO A.2
CLASIFICACION SECTORIAL

	Sectores	Correspondencia con CNAE/93	N.º de observaciones
1	Industrias de la alimentación, bebidas y tabaco	15-16	3.383
2.	Refino de petróleo y tratamiento de combustibles naturales	23	32
3	Industria química	24	2.137
4	Industrias de otros productos minerales no metálicos	26	1.366
5	Metalurgia y fabricación de productos metálicos	27-28	1.779
6	Industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico	29	1.566
7	Industria de material y equipo eléctrico, electrónico y óptico	30-33	1.049
8	Fabricación de material de transporte	34-35	985
9	Industria textil y de la confección	17-18	1.943
10	Industria del cuero y del calzado	19	577
11	Industria de la madera y del corcho	20	550
12	Industrias del papel, edición, artes gráficas y reproducción de soportes gráficos	21-22	1.233
13	Industria de la transformación del caucho y materias plásticas	25	835
14	Industrias manufactureras diversas	36-37	837
TOTAL INDUSTRIAS MANUFACTURERAS			18.272

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CBBE.

A.2. Definición de variables

a) Variables individuales

CLIVEN: Saldo de clientes / Volumen de ventas.
PROCOM: Saldo de proveedores / Importe de las compras.
CREDNET: (Saldo de clientes — Saldo de proveedores) / Volumen de ventas.
COSTE: Intereses por financiación recibida / (Recursos ajenos totales — Proveedores).

COSTER: COSTE — Tipo de intervención del Banco de España.
ACTIVO: Activo total del Balance / Activo total del sector.
COTIZA: Variable ficticia que toma valor 1 si la empresa cotiza en bolsa.
INSTFIN: Variable ficticia que toma valor 1 si la empresa tiene participación de instituciones financieras en su capital.
EXTRAND: Variable ficticia que toma valor 1 si la empresa tiene participación de accionistas extranjeros en su capital.
PAGARÉ: Variable ficticia que toma valor 1 si la empresa emite pagarés de empresa.
DIVIDEN: Volumen de dividendos distribuidos.
EMP: Empleo total definido como la suma del empleo fijo más el empleo temporal, que se obtiene ponderando el número de trabajadores temporales con el número medio de semanas trabajadas en la empresa.
VENACT: Volumen de ventas / Activo total de la empresa.
LIQ-A: Activo circulante / Deuda a corto.
LIQ-B: (Activo circulante — Existencias) / Deuda a corto.
LIQ-C: Tesorería / Deuda a corto.
RFIN: Resultado neto total / Recursos propios.
RECO: (Resultado neto total + Gastos financieros) / Activo neto.
MBE: Resultado económico bruto de la explotación / Valor de la producción.
ROTMP: [Existencias medias (tomando saldos de principio y final de año) de mercaderías, materias primas y otros productos en curso / compras netas] * 365.
CMC: Cuota de mercado: porcentaje que las ventas de la empresa representan sobre el total de las ventas del sector, corregido por la representatividad del sector en la CBBE, en términos de VAB.
REGEN: Recursos generados / Activo neto.

b) Variables agregadas

GPIBR: Tasa de crecimiento del producto interior bruto, en términos reales.
OUTGAP: Diferencia entre el PIB real observado y el PIB real potencial [Procedimiento latente descrito en Alvarez y Sebastián (1995)].
RINT: Tipo de intervención del Banco de España. Hasta 1990 es el tipo marginal de las subastas de préstamos de regulación

monetaria y, a partir de entonces, es el tipo marginal de las subastas de certificados del Banco de España.

ICM: Índice de condiciones monetarias, calculado utilizando como ponderaciones: 0,6 para el tipo de interés y 0,4 para el tipo de cambio.

REFERENCIAS

Alvarez, L. J. y M. Sebastián (1995): «La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica», Documento de Trabajo n.º 9521, Banco de España.

Arellano, M. y S. Bond (1991): «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Bernanke, B. (1993): «Credit in the macroeconomy», *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 50-70.

Brechling, F. y R. Lipsey (1963): «Trade credit and monetary policy», *Economic Journal*, 73, 618-641.

Brennan, M., V. Maksimovic y J. Zechner (1988): «Vendor financing», *Journal of Finance*, 43 (5), 1127-1141.

Chuliá, C. (1991): «El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera», Documento de Trabajo n.º 9112, Banco de España.

— (1992): «Desarrollo reciente del crédito interempresarial en España», *Boletín económico*, Banco de España, septiembre.

Dietsch, M. (1986): «Le crédit interenterprises», INSEE.

Emery, G. (1984): «A pure financial explanation for trade credit», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19 (3), 271-285.

— (1987): «An optimal financial response to variable demand», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 209-225.

Ferris, S. (1981): «A transactions theory of trade credit use», *Quarterly Journal of Economics*, 94, 243-270.

Freixas, X. (1993): «Short term credit versus account receivable financing», Universitat Pompeu Fabra, Economic Working Paper 27.

García-Vaquero, V. y L. A. Maza (1996): «Crédito interempresarial: evolución reciente y efectos sobre el sistema financiero», *Boletín económico*, Banco de España, marzo.

Gertler, M. y S. Gilchrist (1993): «The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: arguments and evidence», *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 43-64.

Laffer, A. (1970): «Trade credit and the money market», *Journal of Political Economy*, 78 (2), 239-267.

Martínez de Guereñu, A. (1996): «Determinantes del crédito comercial», Centro de Estudios Monetarios y Financieros, mimeo.

Melle Hernández, M. (1997): «La actividad financiera de las grandes superficies. Caracterización de sus modelos de comportamiento», *Perspectivas del Sistema Financiero*, 57, 11-39.

Meltzer, A. (1960): «Mercantile credit, monetary policy, and size of firms», *Review of Economics and Statistics*, 42 (4), 429-437.

Mian, S. y C. Smith (1992): «Accounts receivable management policy: theory and evidence», *Journal of Finance*, 47 (1), 575-592.

Nadiri, M. (1969): «The determinants of trade credit in the U. S. total manufacturing sector», *Econometrica*, 37 (3), 408-423.

Nilsen, J. (1994): «Trade credit and the bank lending channel of monetary policy transmission», Princeton University, mimeo.

Oliner, S. y G. Rudebusch (1995): «Is there a bank lending channel for monetary policy?», *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 3-20.

Petersen, M. y R. Rajan (1996): «Trade credit: theories and evidence», NBER Working Paper n. 5602.

Schwartz, R. (1974): «An economic model of trade credit», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, 643-657.

Smith, J. K. (1987): «Trade credit and informational asymmetry», *Journal of Finance*, 42 (4), 863-872.

ABSTRACT

The analysis of trade credit is justified both by its importance as a source of financing for non-financial firms and by its potential role in the transmission mechanism of monetary policy. This paper, using firm-level data from a CBBE (Banco de España Central Balance Sheet Office) sample of private manufacturing firms, focuses on the role played by trade credit as a mechanism to alleviate the problems of asymmetric information among non-financial companies and financial institutions. The main findings indicate that: 1) ceteris paribus, the higher (lower) the cost of external financing is for a firm, the higher the volume of trade credit taken (given); 2) the average collection/payment periods show a countercyclical behaviour; and 3) these average periods seem to behave autonomously with respect to the stance of monetary policy.

NORMAS PARA LOS AUTORES

1. Los originales deben remitirse por triplicado a: *Moneda y Crédito,* Fundación Santander Central Hispano, Avda. de América, 32, 6.ª planta, 28028 Madrid. Deberán contener material original no publicado ni presentado para su publicación en otro medio de difusión. Los artículos podrán estar escritos en inglés, pero se publicarán en castellano. Si los autores así lo prefieren, la tradución correrá a cargo de la revista.

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 (*).

9. La publicación de artículos en *Moneda y Crédito* está sujeta a la condición de poner a la disposición de los investigadores interesados los datos utilizados en los trabajos, así como la clara descripción del tratamiento de los mismos, incluyendo los suficientes detalles sobre el método de cálculo con el fin único de permitir su réplica. Toda esta información deberá estar disponible durante los tres años posteriores a la fecha de publicación. En cualquier caso, se entiende que los autores pondrán a disposición de los evaluadores los datos utilizados en sus trabajos para su posible réplica destinada a mejorar la calidad del proceso de evaluación. Excepciones a esta regla podrán ser consideradas individualmente en aquellos casos en que los datos estén sujetos a restricciones de transferibilidad.

MyC

209

Esta publicación se edita con el patrocinio de: