

ACTIVOS DE CAJA Y ENDOGENEIDAD DE LA OFERTA MONETARIA EN ESPAÑA*

MARIAM CAMARERO

Universitat Jaume I, Castellón

VICENTE ESTEVE

Universitat de València

CECILIO R. TAMARIT

Universitat de València

Utilizando un modelo simple de multiplicador monetario y con datos mensuales para el período 1977-1990, se comprueba que existe una relación de largo plazo entre las reservas libres y los depósitos del sistema bancario español. Asimismo, se confirma empíricamente la existencia de causalidad, tanto a largo como a corto plazo, en sentido inverso al que señala la teoría clásica del multiplicador monetario. Esto permite suponer que el Banco de España no ha seguido una política de control estricto de la cantidad de dinero, sino que también ha intentado estabilizar la variabilidad de los tipos de interés durante la última parte de los años ochenta. A partir de dichas relaciones se discute la capacidad explicativa del modelo de los multiplicadores frente a un modelo estructural de la oferta monetaria.

Palabras clave: política monetaria española, sistema bancario, cointegración, causalidad.

El sistema bancario español ha experimentado profundas transformaciones desde mediados de la década de los años setenta. Dichos cambios tuvieron como objetivo alcanzar una mayor liberalización en las prácticas de las entidades que operan en el mismo y, por tanto, potenciar el protagonismo del mercado en la asignación de los recursos financieros. Este proceso se ha acelerado al aproximarnos a la integración monetaria y financiera europea. Así, en los últimos años se han producido modificaciones frecuentes en las regulaciones del entorno financiero (coeficientes de caja e inversión, liberalización de la apertura de oficinas o de los tipos de interés) que junto a los cambios producidos en la economía española y en el sistema financiero internacional, han contribuido a un aumento de la competencia entre entidades y a un proceso de innovación financiera impulsado por los avances tecnológicos.

* El presente trabajo se enmarca en los Proyectos SEC92-0980-CO2-01 y 02 de la CICYT. Una versión anterior fue financiada por la Fundación FIES. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de M.K. Lewis y tres evaluadores anónimos.

La consecuencia de estos cambios en el marco institucional, ha sido una modificación drástica de la competencia y del riesgo de funcionamiento de los mercados. En suma, la liberalización ha contribuido a elevar la capacidad de decisión de los bancos y cajas a la hora de configurar sus estrategias y sus posiciones de balance, facilitando la transición a un nuevo modelo de generación de la oferta monetaria.

El modelo de los multiplicadores ha sido la aproximación tradicional para explicar el mecanismo de articulación de la política monetaria. El mismo se basa en unas relaciones fijas entre las variables, lo cual es más verosímil cuando el sistema bancario actúa en un contexto fuertemente regulado, en el cual los tipos de interés se encuentran determinados exógenamente por la autoridad monetaria, como ha sucedido de hecho en la economía española.

Sin embargo, conforme el sistema bancario se liberaliza, los modelos estructurales parecen más realistas. En ellos, la cantidad de dinero y los tipos de interés quedan determinados simultáneamente como consecuencia de la interacción entre las demandas de activos por parte del público, las demandas de activos por parte de los bancos, la oferta de ahorro, y las actuaciones del banco central (Pérez y Quesada, 1991).

El objetivo del presente trabajo es analizar la validez del modelo del multiplicador monetario para el caso español, tomando como referencia los trabajos de Mauleón, Pérez y Sanz (1986) o el más reciente de Escrivá y Santos (1991). Sin embargo, en el mismo, no se estima una función de oferta de dinero, sino que la metodología es la seguida por Corradi *et al.* (1990) basada en contrastar las relaciones entre las reservas y los depósitos del sistema bancario. Utilizando un modelo simple de multiplicador monetario y con datos mensuales para el período 1977-1990 se pretende verificar la existencia de una relación de largo plazo entre las reservas libres y los depósitos del sistema bancario español. Bajo un régimen "monetarista" en sentido estricto, donde el banco central fija los objetivos monetarios de manera incondicional y el control se alcanza regulando el crecimiento de una variable de liquidez básica del sistema, los activos de caja del sistema bancario deben causar a la cantidad de dinero y a sus componentes. Sin embargo, el análisis empírico muestra que existe causalidad, tanto a largo como a corto, en sentido inverso al señalado por la teoría. Esto permite suponer que el Banco de España no ha seguido una política de control estricto de la cantidad de dinero, sino que también ha intentado estabilizar la variabilidad de los tipos de interés durante la última parte de la década de los ochenta. A partir de dichas relaciones se discute la capacidad explicativa del modelo de los multiplicadores para explicar el mecanismo de articulación de la política monetaria en España.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 1, se presenta el modelo simple del multiplicador monetario frente a un modelo estructural de la oferta monetaria, más general, concretándose las hipótesis objeto de contrastación. En la sección 2 se comprueba empíricamente si el modelo del multiplicador monetario es consistente con los datos de la economía española para el período 1977-1990, utilizando las técnicas econométricas de la cointegración y de la causalidad. Por último, en la sección 3 se recogen las conclusiones más relevantes del trabajo.

1. ASPECTOS TEÓRICOS E INSTITUCIONALES

1.1. Modelos de los multiplicadores frente a modelos estructurales

El modelo del multiplicador monetario, desarrollado originalmente por Brunner y Meltzer (1964), se ha convertido en un paradigma de la macroeconomía y aparece en todos los manuales de teoría monetaria y bancaria para explicar el mecanismo de aplicación de la política monetaria. Este modelo también ha sido usado con frecuencia para el análisis empírico del control sobre la cantidad de dinero y para la evaluación de la efectividad de las medidas de política monetaria sobre otras variables económicas.

En efecto, este modelo establece una relación de carácter determinista entre el dinero que es pasivo del banco central o base monetaria (BM) y el conjunto de activos utilizados como medios de pago u oferta monetaria (M)¹.

$$M = \mu \text{ BM} \quad (2.1)$$

donde μ es el multiplicador de la base monetaria o multiplicador monetario, el cual se define de la forma siguiente:

$$\mu = \frac{e + 1}{e + f} \geq 1 \quad (2.2)$$

siendo $e = E/D$ la relación entre el efectivo en manos del público respecto al dinero bancario y $f = R/D$ la demanda de reservas líquidas mantenida por los bancos en relación a sus depósitos.

La expresión (2.2) permite descomponer variaciones en la oferta de dinero en dos magnitudes: una de ellas controlable por el banco central (base monetaria) y otra condicionada por los cambios en la tecnología, los gustos y preferencias de las instituciones de depósito y del público (multiplicador monetario). En esta descomposición se supone que el multiplicador es independiente de las acciones de política monetaria llevadas a cabo por el banco central.

En estas condiciones, una variación de BM (o de uno de sus componentes) se transmite amplificada ($\mu \geq 1$) automáticamente a M mediante el proceso de creación de dinero bancario. A partir del depósito primario en un banco, sólo una parte del mismo se mantiene en forma de reservas, y el resto se presta, dando lugar a depósitos inducidos. Así, la concesión de créditos y la creación de medios de pago quedan conectados, compartiendo de esta forma los bancos, la responsabilidad de su creación con el banco central en función de las necesidades de la economía².

En conclusión, el modelo de los multiplicadores presenta una relación sencilla entre la cantidad de dinero y una variable controlada por el banco central, la

(1) Para realizar una exposición de los modelos de multiplicadores y estructurales nos basaremos en Pérez y Quesada (1991), Modigliani y Papademos (1990) y Garfinkel y Thornton (1991).

(2) Sobre este modelo simple es posible considerar la existencia de un coeficiente legal de reservas (K). En este caso, la decisión sobre la relación reservas/depósitos dependerá de cómo evolucione el coeficiente de caja y del coste de iliquidez entre otros factores. Nótese que este análisis puede complicarse igualmente si se consideran diferentes definiciones del agregado depósitos y los determinantes de trasvases de demanda de unos pasivos monetarios a otros incluidos dentro del mismo.

base monetaria. Sin embargo, este resultado se obtiene a partir de considerar que las demandas de activos por parte del público y los bancos permanecen *invariables* o tienen un comportamiento estable en el tiempo ante cambios en los valores de variables financieras o reales, como la renta o los tipos de interés. En este caso, sólo los cambios institucionales, las decisiones de los reguladores o los cambios técnicos son destacados como factores capaces de alterar la relación definida entre las dos variables consideradas.

No obstante, un *tratamiento más realista* debería tener en cuenta la influencia de ciertas variables económicas muy relevantes así como la incertidumbre. Si se aplica un análisis de las *decisiones de cartera* considerando las actuaciones de los distintos agentes a la hora de seleccionar sus activos financieros, el enfoque se complica considerablemente.

Así, la elección de activos (efectivo, depósitos o títulos) por parte del público dependerá de los tipos de interés de los depósitos (i_D), del tipo de interés de los títulos (i), de la renta real (Y), y de la riqueza real (W).

$$A_p = A_p(i_D, i, Y, W) \quad (2.3)$$

Por su parte, la elección de activos por los bancos (títulos, créditos o reservas líquidas), dependerá de los tipos de interés de los créditos (i_{CR}), del tipo de interés de los títulos (i), de la remuneración de las reservas (i_R) y del coste de pedir reservas prestadas (i_{BR}).

$$A_B = A(i_{CR}, i, i_R, i_{BR}) \quad (2.4)$$

Dado este nuevo contexto, los coeficientes (e, f) que en el modelo simple se consideraban fijos, pasan a ser ahora función de las variables que influyen en la selección de cartera de los diferentes agentes.

En este caso la expresión (2.1) puede reescribirse de la forma siguiente:

$$M = \mu (i, i_D, i_R, i_{BR}, Y, K_D) BM \quad (2.5)$$

(+)(+) - - (+) -

siendo BM una base monetaria restringida.

Los signos más claramente definidos sobre el multiplicador se refieren a aquellos elementos sobre los que el banco central puede ejercer una influencia más directa, es decir, los coeficientes de caja y los tipos de interés del interbancario. Sin embargo, esta relación será inestable si se producen variaciones en las otras variables, cuyo signo, no está bien definido.

Los modelos de los multiplicadores monetarios como el expuesto en la sección anterior pueden ser considerados como formas semi-reducidas de modelos estructurales más completos en los que se destaca el papel de las preferencias del público y de los bancos a través de sus reestructuraciones de cartera en el proceso de creación de dinero. Cuando estas decisiones se ven influidas por las variaciones en la rentabilidad de los distintos activos, la oferta monetaria se determina simultáneamente (endógenamente) con los tipos de interés. Queda, por tanto, ver cuál de los dos modelos presentados explica mejor el proceso de creación de dinero durante la última década.

La teoría de la endogeneidad estructural de la oferta monetaria (Minski, 1986) o (Rousseas, 1986) sostiene que, incluso si el banco central ejerce una fuerte limitación sobre la disponibilidad de reservas, el sistema bancario puede

generarlas introduciendo innovaciones financieras en sus estrategias de gestión de pasivos.

1.2. Evolución reciente de la política monetaria en España

El esquema de control monetario en dos niveles iniciado por el Banco de España en 1973 parece haber entrado en crisis. En un primer nivel se perseguían unos objetivos finales a través del control de un objetivo intermedio definido en términos de un agregado monetario (M_3 inicialmente y a partir de 1984, los ALP). Posteriormente, en una segunda fase, el crecimiento de dicho agregado se alcanzaba mediante el control de una variable instrumental indicadora de la liquidez básica del sistema: los activos de caja del sistema bancario (AC).

Sin embargo, la evidencia empírica encontrada en el presente trabajo coincide con la opinión de diversos autores sobre la crisis del sistema tradicional de transmisión de los impulsos monetarios en España. En efecto, como indica Mauleón (1990), posiblemente la manifestación límite de este nuevo panorama tuvo lugar en España en la primera mitad de 1987. El desbordamiento de unos objetivos erróneamente programados generó una respuesta restrictiva por parte de las autoridades con el subsiguiente incremento de los tipos de interés a corto plazo. Estos impulsaron la aparición de títulos a corto plazo y la atracción de capital exterior que presionaba el tipo de cambio al alza generándose incertidumbre en la situación financiera.

A finales de 1988, el resurgimiento de la inflación y el creciente desequilibrio comercial provocaron un giro en la política monetaria hacia un fuerte intervencionismo que se manifestó a lo largo de 1989 en sucesivos paquetes de medidas monetarias cada vez más restrictivas.

La política monetaria perseguía controlar el nivel de inflación a través de la oferta monetaria y el nivel de actividad real mediante el control de los tipos de interés y, en última instancia, del control del crédito. Sin embargo, ambas políticas se basan en concepciones radicalmente opuestas sobre la transmisión de los impulsos monetarios. Esta situación terminó de complicarse con la entrada en el S.M.E. (Sistema Monetario Europeo) al introducir un nuevo objetivo monetario: el tipo de cambio nominal. Ante la pérdida de efectividad de la política monetaria y la ampliación de objetivos, se produjo una proliferación de medidas intervencionistas, entre las cuales cabe citar la ampliación de los ALP a otros activos de liquidez discutible (cesión de activos), el establecimiento de restricciones a los movimientos exteriores de capital, la ampliación de coeficientes, y la introducción de límites a la expansión del crédito.

A este panorama se sumó la fijación de un objetivo monetario para 1990 del 8% que, según Mauleón (1990), rompía todas las correlaciones históricas entre precios, renta y cantidad de dinero. Para este autor, el origen de esta nueva orientación, marcadamente intervencionista, de la política monetaria debe residir en un intento de obtener aparentes éxitos a corto plazo. Así, si se consigue controlar los ALP, será a costa de romper la escasa relación que este agregado mantenía con la actividad real, al interferir en los mecanismos de mercado.

Según esta interpretación, la política monetaria estaría confundiendo objetivos e instrumentos, al presentar como un éxito el control del instrumento, ALP, cuando éste ha perdido todo significado y relación con los objetivos últimos (precios o renta). De la misma forma, se está intentando combatir el déficit exterior y la inflación presionando a la baja la demanda, en lugar de favorecer la

expansión de la capacidad productiva de la economía que sería, en último extremo, la causa final de los anteriores desequilibrios.

El propio Banco de España es consciente de dichos problemas y en la letra de sus informes³ señala que se debe intentar conciliar la exigencia de mantener un alto nivel de disciplina monetaria con la utilización de formas más flexibles de intervención en los mercados interbancarios y de deuda pública. Para ello, se arguyen dos motivos: en primer lugar, los profundos cambios del entorno económico-financiero que hacen que cada vez sean menos adecuados los esquemas rígidos de control a corto plazo, basados en objetivos muy estrictos sobre la cantidad de dinero. En segundo, por el papel preponderante que ha desempeñado la regulación de la liquidez para moderar la expansión del gasto.

En definitiva, podemos decir que el esquema tradicional de seguimiento de objetivos cuantitativos en dos niveles (ALP y AC) ha ido perdiendo operatividad.

Los fenómenos que, según el propio Banco de España, pueden resultar explicativos de esta situación son los siguientes:

i) *La pérdida del contenido informativo del agregado monetario* para emitir señales fiables sobre el curso de la demanda de gasto en períodos cortos de tiempo. Los ALP presentan una doble naturaleza como medio de pago y como instrumento de crédito; esto hace que se demanden no sólo por motivo de transacción sino también por razones especulativas. Así, el aumento del porcentaje de activos líquidos en los ALP ha hecho que se incremente su sensibilidad al tipo de interés propio. Aumenta la sustituibilidad y la sensibilidad de la cantidad de dinero a perturbaciones de naturaleza financiera, lo que distorsiona los movimientos de las magnitudes monetarias asociados a cambios en los ritmos de actividad. En menor medida, también se han registrado procesos de sustitución entre instrumentos incluidos en los ALP y otros situados fuera de esta magnitud (Sanz, 1988).

ii) *La reducción de la capacidad de predicción de los términos del multiplicador* que relaciona ALP con la variable instrumental. Los factores explicativos vienen tanto por el comportamiento del público como de los intermediarios financieros. En primer lugar, el público ha tendido en los últimos tiempos a alterar con más frecuencia sus decisiones de cartera, en respuesta a variaciones en la rentabilidad y fiscalidad de los distintos activos financieros o como consecuencia de revisiones en sus expectativas sobre el curso futuro de la economía. Por otra parte, las transformaciones de las características de los servicios de medios de pago ligados al dinero bancario se han modificado sustancialmente (cajeros automáticos, sistemas electrónicos de pago, tarjetas magnéticas...) dando lugar a una mayor demanda del dinero bancario. Si esto es así, se estaría produciendo una disminución en la proporción entre las demandas de efectivo y depósitos deseadas por el público, lo que aumenta el valor del multiplicador, modificándose la relación entre la base y la oferta monetaria.

A su vez, en segundo término, los intermediarios financieros han desarrollado una creciente versatilidad en las formas de captación de su pasivo, con una adaptación rápida en las condiciones de oferta y demanda de los distintos mercados, lo que da lugar al trasvase desde pasivos computables a pasivos no sujetos a coeficiente de caja. En efecto, las nuevas tecnologías permiten a los bancos plantearse las decisiones de optimización a las que se refieren los *modelos estructurales de oferta monetaria* como ejercicios de cálculo viables.

(3) Véase Banco de España (1989).

Como resultado de ambos fenómenos, se ha observado, por una parte, transformaciones bruscas en la estructura de los balances bancarios, y se han intensificado, por otra, los trasvases en las carteras del público.

iii) *Las interferencias entre la vertiente interior y exterior de la política monetaria.* Con mercados financieros progresivamente integrados y tipo de cambio sometido a la disciplina del SME, un país que aplique una política monetaria restrictiva provocará aumentos en los tipos de interés y en su diferencial descubierto respecto al exterior. Por lo tanto, como el tipo de cambio no variará, se producirá un aumento de la rentabilidad de los activos nominados en moneda nacional, aumentando, en consecuencia, las entradas netas de capital exterior, con el consiguiente incremento de reservas exteriores del banco central y de la liquidez en el sistema económico al adquirir estas divisas con dinero de circulación interna.

Esta limitación exterior de la política monetaria puede verse agravada por la existencia de empresas transnacionales y por la falta de coordinación entre las políticas económicas de los diferentes países.

iv) *Las contradicciones con la política de financiación del sector público.* En efecto, el saldo vivo de la deuda pública es muy elevado y está caracterizado por una alta rotación como resultado de su colocación a muy corto plazo. Ante esta situación, el Tesoro es remiso a aceptar un aumento del coste de emisión y, por tanto, se genera un conflicto entre el mismo y el Banco de España.

v) *Las variaciones en la velocidad de circulación del dinero,* como consecuencia de la gran cantidad de activos financieros muy líquidos que se están emitiendo en los últimos años, tanto por el Sistema Bancario como por el Sector Público y otros intermediarios financieros no bancarios (pagarés de empresa, títulos hipotecarios...). Como consecuencia de este proceso de innovación financiera, la política monetaria pierde parcialmente su efectividad, pues constituyen un aumento no controlado de la cantidad de dinero y conducen, a su vez, a un incremento en su velocidad media de circulación para un mismo tipo de interés.

Estas variaciones de la velocidad son difícilmente previsibles a corto plazo por las autoridades monetarias, aumentando la incertidumbre en la aplicación de la política monetaria.

Todos estos fenómenos han ido introduciendo una endogeneidad creciente en los activos de caja, dificultando la formulación del proceso de creación de liquidez en términos de ecuaciones del multiplicador monetario.

1.3. *Implicaciones contrastables*

En el apartado 1.1, se mantiene que según la literatura monetarista tradicional, cada impulso monetario se transmite desde la base monetaria (o desde las reservas bancarias) a los depósitos y al crédito. En equilibrio, el stock efectivo de reservas debe ser igual al stock deseado. Así, un aumento en la oferta de las reservas inducirá a un exceso de oferta de crédito, dando lugar a una reducción en los tipos de interés y, por tanto, a un aumento en la demanda de los depósitos. Esto comporta un aumento de la demanda de reservas, tanto libres como legales, y el proceso continúa hasta que se alcanza una nueva posición de equilibrio.

Este mecanismo de equilibrio simultáneo se resume en el concepto del *multiplicador monetario*. La existencia del mismo implica que las propiedades estocásticas de las reservas bancarias, de los depósitos y de las inversiones crediticias estén correlacionadas.

En cualquier caso, la naturaleza de esta relación dependerá, en primer lugar, de la función de reacción del banco central, pues éste puede seguir una política

de estabilización de los activos de caja en el corto plazo, estabilizar los activos de caja en el largo plazo y los tipos de interés en el corto, abandonar el objetivo de control de activos de caja y adoptar objetivos operativos en términos de tipos de interés o ejercer un control directo sobre el crédito. En segundo lugar, del régimen de cumplimiento del coeficiente de reservas obligatorias y, por último, del comportamiento del sistema bancario.

En el caso español se supone que la autoridad ha seguido un control de los agregados monetarios, el régimen de cumplimiento ha sido decenal y la banca ha poseído un importante poder de mercado.

Como se ha señalado en la sección 1.1 un modelo de multiplicador supone una relación entre los activos de caja y la cantidad de dinero. Este concepto del multiplicador monetario implica una forma reducida de un equilibrio multimercado en el cual el banco central es uno de los participantes. Desde una perspectiva monetarista, la variable operativa vendría dada exógenamente, dando lugar a un objetivo intermedio determinado endógenamente (Corradi *et al.*, 1990).

Este enfoque está basado en dos supuestos sobre el comportamiento del banco central: en primer lugar, que los objetivos monetarios se fijan de forma incondicional y, en segundo, que los mismos se alcanzan a través del control estricto de la liquidez básica del sistema (activos de caja) en el corto plazo. Bajo otra forma de instrumentar la política monetaria, los activos de caja serían endógenos en el corto plazo, y responderían acomodándose a los cambios en los componentes de la cantidad de dinero.

De acuerdo con la sección 1.2, dada la evolución de la política monetaria durante la década de los años ochenta, el nexo causal debería discurrir desde los depósitos hacia las reservas bancarias.

Por tanto, las proposiciones a contrastar son las siguientes:

1. La existencia de una relación de cointegración entre los activos de caja (AC) y los depósitos bancarios (DB).

2. Si existe cointegración, tiene que existir causalidad en, al menos, un sentido.

En definitiva, se intenta verificar si la causación va desde los activos de caja hacia los depósitos, como predeciría el modelo tradicional de los multiplicadores, o en sentido contrario, de forma consistente con los modelos estructurales.

Si el sentido de la causalidad fuese desde DB hacia AC, permitiría suponer que el banco central no ha seguido una política de control estricto de la cantidad de dinero, sino que también ha intentado estabilizar los tipos de interés en la última parte de la década. Por otra parte, los cambios sufridos por el sistema bancario pueden haber dificultado la capacidad explicativa del modelo del multiplicador al aplicarlo a la realidad española a favor de modelos estructurales de la oferta monetaria⁴.

(4) Existe evidencia empírica en este sentido para Italia (Corradi *et al.*, 1990 y Marselli, 1991, 1993), Estados Unidos (Pollin, 1991) o el Reino Unido (Goodhart, 1989).

2. EVIDENCIA EMPÍRICA PARA EL CASO ESPAÑOL

2.1. Variables utilizadas: algunas cuestiones metodológicas

Los datos se han extraído del Boletín Estadístico del Banco de España y se han desestacionalizado⁵.

En el caso de los depósitos, conviene señalar que los mismos se han calculado como diferencia entre los ALP y el efectivo en manos del público (ALP-E). Es evidente que esta variable no recoge estrictamente los depósitos bancarios debido a la importancia que van adquiriendo en los ALP los componentes no computables distintos al efectivo, siendo precisamente ésta la diferencia entre los modelos de oferta monetaria de multiplicador y los estructurales. De este modo, lo que se intenta contrastar es si los cambios que se dan a lo largo de la década provocan o no una endogeneización de los activos de caja en España.

Dado que en el caso español, el banco central intenta utilizar aquella parte de la base monetaria que no está constituida por el efectivo en manos del público como variable operativa, puede estar justificado el definir la variable objetivo intermedio (para el contraste de causalidad) como aquella parte de los ALP no constituida por el efectivo en manos del público.

Una cuestión más a considerar es la definición de la variable activos de caja. Como es sabido, su obtención a partir de los estados contables y las declaraciones del coeficiente de caja de las entidades de crédito no resulta completamente adecuada (Mauleón *et al.*, 1986). Estos autores señalan que se necesitan ajustes que recojan los efectos de las modificaciones de los coeficientes legales de caja, dando lugar a una serie de activos de caja corregidos.

Sin embargo, la no disponibilidad de dicha serie para el período muestral de estudio (su publicación se realizó en el capítulo I de los Indicadores Económicos del Banco de España desde 1977 a 1987) explica el que se haya optado por utilizar otro sistema que pueda eliminar parcialmente estos problemas. Por otra parte, al limitarse nuestro trabajo a verificar la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo entre la variable operativa y un componente del objetivo intermedio de la política monetaria (y no una ecuación de oferta de dinero) el problema antes planteado puede tener menor importancia.

Como indican Mauleón *et al.* (1986) puede argumentarse que, introduciendo directamente los activos de caja sin corregir junto con el coeficiente de retención, se obtendría el mismo ajuste. En el presente trabajo se ha optado por dicha posibilidad. Además, con ello se incorpora una variable que mide el hecho de que conforme el nivel del coeficiente de caja aumenta, las entidades de depósito se encuentran más incentivadas para reducir el volumen de sus pasivos computables (Escrivá y Santos, 1991).

Por último, tal y como Mauleón *et al.* (1986) reconocen, el hecho de utilizar los activos de caja corregidos no evita que el multiplicador (corregido) siga reflejando la influencia de actuaciones de las autoridades sobre el comportamiento de las entidades bancarias y del público.

El análisis efectuado se inicia en 1977, pues hasta dicha fecha, el multiplicador monetario de M_3 mostró una cierta inestabilidad, explicada por la evolución errática del cociente de excedentes de las entidades bancarias y por la exigencia de distinto nivel del coeficiente de caja según las diferentes entidades. No obs-

(5) Véase Apéndice.

tante, una vez que, desde 1977, los instrumentos y las técnicas de control monetario fueron perfeccionándose, el mercado interbancario fue ganando amplitud y se unificó el nivel del coeficiente de caja, el multiplicador de M_3 se tornó estable, suministrando un margen suficiente para la regulación de la oferta de esta definición de liquidez de la economía mediante el manejo adecuado de la variable instrumental (Sanz, 1988).

El deseo de analizar toda la década de los años ochenta ha conducido a considerar dentro del periodo muestral hasta el año 1990.

Otro problema a considerar es la agregación temporal de los datos: con el fin de obtener un número suficiente de observaciones para efectuar la estimación, se han utilizado datos mensuales desestacionalizados. Con ello se ha intentado evitar problemas de simultaneidad y colinealidad, pues con datos anuales suele ser muy difícil determinar qué variables deben ser incluidas como explicativas, y cuáles no (Mauleón, 1989). Esto es especialmente relevante en este análisis por cuanto se intenta contrastar el sentido de la causalidad entre variables.

2.2. Orden de integrabilidad de las series

Para contrastar la presencia de raíces unitarias en la parte autorregresiva se utilizan los contrastes no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988) dada la existencia de heterocedasticidad en las variables objeto de estudio⁶. En el caso de no poder distinguirse claramente el orden de integrabilidad de la serie a través de tales contrastes, debido a la existencia de tendencias segmentadas o cambios en la media de la variable, se utiliza, de forma complementaria, los contrastes de raíces unitarias de Perron (1989, 1990).

Por lo que respecta a la serie representativa de AC, su evolución muestra en niveles el comportamiento de una variable no estacionaria. Por otra parte, la primera diferencia de la serie la convierte claramente en estacionaria.

En el cuadro 1 se recogen los principales resultados para esta serie. En primer lugar, para el caso 1, los resultados conducen a rechazar la hipótesis nula de que los activos de caja del sistema bancario es integrable de orden dos, $I(2)$, frente a la alternativa de que es $I(1)$ con constante y con tendencia. Por otra parte, los valores del contraste de Phillips y Perron no permiten rechazar que la variable es $I(1)$ con constante pero sin tendencia.

Por lo que respecta a la variable "depósitos ampliados del Sistema Bancario" (DB), su evolución muestra en niveles el comportamiento de una variable no estacionaria. Por otra parte, la primera diferencia de la serie la convierte en estacionaria en media aunque no en varianza. En este caso, hay que tener en cuenta la posibilidad de que la variable presente cambios en la media, puesto que se puede apreciar la existencia de dos períodos en la evolución de la serie: un primero que iría desde 1977:01 a 1983:12 y un segundo período que cubriría desde 1984:01 a 1990:12. El punto de ruptura de la serie, en 1984:01, coincide con cambios bruscos en el valor del coeficiente legal de caja e indicaría la posibilidad de que la serie tenga dos tendencias segmentadas.

(6) En Phillips y Perron (1988) se realiza una generalización de la especificación del proceso generador de datos, abandonándose el supuesto simplificador de considerar a las perturbaciones como idéntica e independientemente distribuidas, tal y como se hacía en los contrastes de Dickey y Fuller (1979, 1981). Para la determinación del orden de integrabilidad de la serie se sigue la secuencia propuesta en Perron (1988), con las modificaciones presentadas en Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990).

Nota
(a) S
(b) I
tabla
Full

par:
var:
que
de
el f
con
das

pla:
Dic
cua
can
de
res:

(7)
la r

Cuadro 1. TEST DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	ΔAC	ΔDB
$Z(\phi_3)$	35,77 ^a	59,83 ^a
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-8,54 ^a	-13,44 ^a
	AC	DB
$Z(\phi_3)$	0,87	11,88 ^a
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-0,67	-3,74
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	-0,31	4,50
$Z(\phi_2)$	0,58	12,83 ^a
$Z(t_{\alpha^*})$	-1,38	1,66 ^a
$Z(t_{\mu^*})$	1,20	-1,17
Valores críticos, 5 %, T=100 (b):		
$Z(\phi_3)$: 6,49	$Z(\phi_2)$: 4,88	
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$: -3,45	$Z(t_{\alpha^*})$: -2,89	
$Z(t_{\mu^*})$: 2,54	$Z(t_{\tilde{\beta}})$: 2,79	

Notas:

(a) Significatividad al 5%.

(b) Los valores críticos de $Z(t_{\mu^*})$, $Z(t_{\tilde{\beta}})$ y $Z(\phi_1)$ ($i=2,3$) han sido tomados de Dickey y Fuller (1981, tablas I, III, V y VI respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_{\tilde{\alpha}})$ y $Z(t_{\alpha^*})$ han sido tomados de Fuller (1976, tabla 8.5.2).

En el cuadro 1 se presentan los resultados de los contrastes de raíces unitarias para la variable DB. Dichos contrastes permiten rechazar con holgura que la variable sea I(2). Al mismo tiempo, también ofrecen la posibilidad de rechazar que la serie sea I(1) con constante pero sin tendencia. En este caso, sobre la base de estos contrastes, se debería concluir que la variable DB es I(0). No obstante, el hecho de la ruptura antes mencionada en la tendencia de la serie, hace que se contraste de nuevo su orden de integrabilidad considerando tendencias segmentadas.

Una vía alternativa para confirmar el orden de integrabilidad de DB ha sido planteada por Perron (1989), el cual tabula los contrastes de raíces unitarias de Dickey y Fuller para diferentes supuestos de variables con cambios en la media, cuando las mismas tienen componentes tendenciales y presentan diversos tipos de cambios estructurales en el instante T_B . Los contrastes de Perron son la aplicación de los contrastes de Dickey y Fuller en su versión normal y aumentada a los residuos estimados de las series desprovistas de tendencia⁷.

(7) Perron (1989) ha tabulado los valores críticos dependiendo de la observación donde se produce la ruptura en la tendencia de la serie.

La evolución temporal de la variable DB se adapta perfectamente a uno de los casos particulares estudiados por Perron (caso B), en el que se recoge un cambio exógeno en la tasa de crecimiento de la serie. En este caso, bajo la hipótesis nula, el modelo presenta a la serie como una raíz unitaria donde la deriva (μ) cambia de μ_1 a μ_2 en el momento T_B frente a la alternativa, en la cual se trata de una serie $I(0)$ con un cambio de pendiente en la tendencia en el instante T_B . Así, bajo la hipótesis nula:

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + e_t \quad (3.1)$$

$$\text{donde } DU_t = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq T_B \\ 1, & \text{si } t > T_B \end{cases}$$

Mientras que bajo la hipótesis alternativa el modelo recoge un cambio en la pendiente de la tendencia, sin que se produzca ninguna variación brusca en el nivel de la serie:

$$y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t^* + e_t \quad (3.2)$$

$$\text{donde } DT_t^* = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq T_B \\ t - T_B, & \text{si } t > T_B \end{cases}$$

Para el caso de la variable objeto de estudio, DB, si consideramos que el punto de ruptura se sitúa en 1984:01, mes en el que el coeficiente legal de caja aumenta bruscamente, en el cuadro 2 se presenta los resultados del test de Perron. Así, el valor estimado del estadístico D-F-A (-3.7) aplicando la metodología de Perron es menor al valor crítico al 5% (-3.94), por lo que no se puede rechazar que los depósitos bancarios tengan una raíz unitaria.

2.3. Contrastes de cointegración

Una vez hallado el orden de integrabilidad de las series, se pasa a determinar las posibles relaciones de cointegración, mediante la aplicación del método de Engle y Granger (1987).

Como se acaba de exponer, las variables consideradas anteriormente cumplen la exigencia de presentar un orden de integrabilidad similar, puesto que se ha concluido que dichas variables son $I(1)$ en varianza. En el presente ejercicio, diremos que dos variables x_t e y_t están cointegradas en varianza si los residuos de la regresión:

$$x_t = b + ay_t + u_t \quad (3.3)$$

son $I(0)$.

A continuación se analizan las posibles relaciones de largo plazo entre las variables activos de caja y los depósitos del sistema bancario. Al comprobar la relación más sencilla de largo plazo entre ambas variables se aprecia que una regresión lineal no es aceptable (véase cuadro 3) y la hipótesis nula no puede rechazarse.

Cuadro 2. TEST DE RAICES UNITARIAS DE PERRON
CUANDO EXISTEN CAMBIOS ESTRUCTURALES

Variable	T _B	Parametro de ruptura (λ)	D-F-A	K (a)	Valor crítico 5%
DB	1984:01	0,5	-3,7	1	-3,94 (b)

Nota: (a) Número de retardos aplicados.
(b) Fuente: Perron (1989), tabla V.B.

Cuadro 3. CONTRASTES DE COINTEGRACION DE ENGLE-GRANGER ENTRE LOS ACTIVOS DE CAJA (AC) Y LOS DEPOSITOS (DB) DEL SISTEMA BANCARIO, 1977:01-1990:12

	Variable Dependiente AC	
	(1)	(2)
Constante	-29020,11 (7,77)	-3420,06 (9,11)
DB	0,25 (12,50)	0,02 (8,70)
CCAJA	-	1485,01 (144,8)
R ²	0,48	0,99
CRDW	0,05	0,22
CRDF	0,30	-0,35
CRDFA	-0,76 (K=8)	-4,29* (K=12)

Valores críticos al 5% para n=100 de Engle y Yoo (1987):

2 variables CRDF = -3,37 CRDFA = -3,17

3 variables CRDF = -3,93 CRDFA = -3,62

4 variables CRDF = -4,22 CRDFA = -4,02

Valores críticos al 5% para n=100 de Dolado (1989):

2 variables CRDW = 0,39

3 variables CRDW = 0,45

4 variables CRDW = 0,55

(*) Valores significativos al 5%.

Una segunda relación es la que se obtiene al considerar la inclusión del coeficiente de caja como una variable explicativa más. Ello se debe a que la teoría suele centrarse en el concepto de reservas libres a la hora de establecer la relación entre ambas variables, pues de otra forma dicho nexo estaría mediatizado por el coeficiente de liquidez. La relación de cointegración se ha realizado incluyendo una constante en la regresión. En este caso se produce una mejora en los resultados de los contrastes; sin embargo, al 5% el único test que permite rechazar la hipótesis de no existencia de cointegración es el CRDFA.

Posteriormente (y debido a que la muestra tan sólo abarca 14 años de datos mensuales), se aplicaron las correcciones no paramétricas de Phillips y Ouliaris (1990), de manera que se eviten los problemas derivados de la estimación por MCO. Los resultados de dichas correcciones aparecen en el cuadro 4. Teniendo en cuenta que la relación de cointegración se ha realizado incluyendo una constante en la regresión, tanto el estadístico Z_α como el Z_t superan ampliamente los valores críticos al 5%, que también aparecen en el mismo cuadro. Por tanto, una vez efectuadas estas correcciones, podemos rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

2.3. Relaciones de causalidad

En el presente epígrafe se investigan los nexos causales entre los activos de caja (AC) y los depósitos (DB).

Siguiendo a Granger (1988), si X_t e Y_t son ambas variables $I(1)$ pero están cointegradas, entonces admiten representación por un modelo de "corrección de error" (Z_t).

Cuadro 4. CONTRASTES DE COINTEGRACION DE PHILLIPS-OULIARIS DE LA RELACION ENTRE ACTIVOS DE CAJA Y DEPOSITOS. PERIODO 1977:01-1990:12 [AC, DB, CCAJA]

Vector CI (x, y)	CRDFA ^a	\hat{Z}_t^b	\hat{Z}_α^c
[AC, DB, CCAJA] ^e	-4,29*	-3,60*	-23,87**
Valores críticos ^d :			
5% n=2	-3,76	-3,76	-26,09
Con constante			
10% n = 2	-3,44	-3,44	-22,20

(a) Estadístico de Dickey-Fuller ampliado aplicado a los residuos de la regresión de cointegración. Véase Phillips y Ouliaris (1990).

(b) Corrección no paramétrica del estadístico τ propuesta por Phillips (1987), según Phillips y Ouliaris (1990).

(c) Corrección no paramétrica del estadístico $T(\beta-1)$ propuesta por Phillips (1987), según Phillips y Ouliaris (1990).

(d) Valores críticos (con o sin constante en la regresión) obtenidos de Phillips y Ouliaris (1990). n = número de variables explicativas en la regresión de cointegración.

(e) Incluyendo constante en el vector de cointegración.

(*) (**) Valores significativos al 5% y 10%, respectivamente.

Como consecuencia del modelo de corrección de error bien el ΔX_t o el ΔY_t (o ambos) deben estar causados por Z_{t-1} que es en sí mismo una función de X_{t-1} e Y_{t-1} . Por tanto, si existe cointegración, para que las dos series alcancen el equilibrio, *debe existir alguna causación entre ellas* que las provea de la dinámica suficiente, es decir, debe existir causación en al menos un sentido. Si no se utiliza Z_t , el modelo estará mal especificado y, en ocasiones, la causalidad no será detectada. Este problema sólo aparece cuando las series I(1) están cointegradas y es por ello que en el presente ejercicio se considera la existencia de cointegración entre las series a analizar (Corradi *et al.*, 1990).

Si las series I(1) están cointegradas la regresión relevante es la siguiente:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \gamma_1(X_{t-1} - \alpha Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta Y_{t-i} + \epsilon_{1t} \quad (3.4)$$

Una representación similar sería válida para Y_t . Las dos hipótesis nulas a contrastar son las siguientes:

$H_0: \gamma_1 = 0$ (ausencia de causalidad a largo plazo)⁸.

$H_0: \alpha_{2i} = 0$ (ausencia de causalidad a corto plazo), $\forall i / i = 2 \dots n$.

Por tanto, si las series son integrables y están cointegradas, los contrastes estandar de la F pueden llevarse a cabo para comprobar las hipótesis nulas de causalidad en el corto o en el largo plazo.

Los resultados de los contrastes de causalidad aparecen en el cuadro 5, distinguiendo las relaciones a corto y a largo plazo. Se ha comprobado en el epígrafe anterior la existencia de un equilibrio a largo plazo entre ambas variables, luego debe existir una relación de causalidad en, al menos, un sentido. Los contrastes de causalidad muestran la existencia de una causación en el largo y corto plazo en sentido inverso al que se esperaría en el caso de cumplirse la teoría del multiplicador, es decir, desde los depósitos hacia los activos de caja.

3. CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos permiten cuestionar la vigencia del esquema del multiplicador monetario para controlar la oferta de dinero.

Aplicando una metodología similar a la usada por Corradi *et al.* (1990) al caso de España, se comprueba la existencia de una relación de cointegración entre los activos de caja del sistema bancario y los depósitos bancarios durante la década de los años ochenta. La relación de causalidad tanto a corto como a largo plazo, discurre desde los depósitos hacia los activos de caja del sistema bancario. Esto, junto a la inestabilidad de los componentes del multiplicador en torno a 1984-1985, puesta de manifiesto por otros autores (Escrivá y Santos, 1991), hace suponer, por una parte, una pérdida en la capacidad explicativa de los modelos de los multiplicadores frente a modelos estructurales, que recojan pautas de los

(8) Para Sims, Stock y Watson (1990), este test se interpreta como el concepto de neutralidad a largo plazo. Sin embargo, siguiendo a Corradi *et al.* (1990) lo consideramos como causalidad.

Cuadro 5. RELACIONES DE CAUSALIDAD ENTRE AC Y DB

Causalidad a corto plazo (Sims <i>et al.</i> , 1990)	
Dirección de la causalidad	Activos de caja \Rightarrow Depósitos
Test F	F (11,130) = 1,053
Nivel de Significatividad	0,403
Dirección de la causalidad	Depósitos \Rightarrow Activos de caja
Test F	F (11,130) = 2,335
Nivel de Significatividad	0,011
Causalidad a largo plazo (Sims <i>et al.</i> , 1990)	
Dirección de la causalidad	Activos de caja \Rightarrow Depósitos
Test F	F (1,130) = 1,462
Nivel de Significatividad	0,228
Dirección de la causalidad	Depósitos \Rightarrow Activos de caja
Test F	F (1,130) = 6,236
Nivel de Significatividad	0,013

Nota: " \Rightarrow " denota causalidad en el sentido de Granger.

intermediarios financieros y de los agentes privados en el proceso de creación de liquidez. En segundo lugar, permite establecer la hipótesis de un cambio en la instrumentación de la política monetaria del Banco de España desde un objetivo medido en términos de cantidades hacia un control de los tipos de interés en el corto plazo. Parece que durante la segunda parte de la década se hayan combinado ambos objetivos, pues, como indica Poole (1970) una política óptima implica un control en el corto plazo de los tipos de interés. Por último, a este cambio no puede haber sido ajena la entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del SME en junio de 1989, habiéndose encontrado por Escrivá y Santos (1991) evidencia empírica en este sentido a través de la estimación de funciones de reacción del Banco de España.

Los resultados de este trabajo son consistentes con la evidencia aportada para otros países como el Reino Unido (Goodhart, 1989), Estados Unidos (Pollin, 1991) e Italia (Corradi *et al.*, [1990] y Marselli [1991, 1993]). Las relaciones de causalidad entre los depósitos y los activos de caja ponen en duda la capacidad de control sobre la oferta monetaria a partir de los activos líquidos del sistema bancario, así como la exogeneidad de estos últimos (tal y como postulan los modelos de los multiplicadores tradicionales).

¿Debe preocuparnos esto último? No excesivamente, pues en muchos países las reservas ya no se utilizan como instrumento para controlar la cantidad de dinero de forma directa sino que en un contexto más amplio (modelos estructurales), se utilizan para facilitar el control sobre los tipos de interés a corto plazo.

Mientras que el mecanismo tradicional de control ("reserves operating procedure") es más eficiente ante variaciones en el gasto, el control sobre los tipos de interés ("interest rate operating procedure") es superior ante desajustes en las carteras de los agentes y ante "shocks" en la oferta de dinero, siempre que se cumplan dos condiciones: en primer lugar, que el banco central controle estrechamente la oferta de dinero en el mercado interbancario, al menos semanalmente y, en segundo término, que la demanda de fondos en el mercado interbancario sea fácilmente predecible por la autoridad monetaria.

Por lo tanto, en el caso de España, el proceso de desregulación de la actividad financiera (reducción de coeficientes, en especial el de caja) que favorece una mayor variabilidad en la composición de las carteras de los agentes, junto al objetivo de tipo de cambio (en especial desde la entrada en el SME), que en algunos casos ha comprometido el objetivo de control monetario, han ido produciendo una endogeneización progresiva de la base monetaria. En consecuencia, el Banco de España se verá cada vez más obligado a conjugar objetivos de cantidad de dinero en el largo plazo, con un control estricto de los tipos de interés a corto plazo de forma coordinada con los demás bancos centrales europeos.



APÉNDICE. FUENTES Y DATOS UTILIZADOS

Los datos mensuales de la economía española utilizados proceden del Boletín Estadístico del Banco de España de marzo de 1992 en cinta magnética, según el formato antiguo de esta publicación. El rango de los datos cubre desde 1977:01 hasta 1990:12. Todas las variables (excepto el coeficiente de caja mantenido) están expresadas en términos nominales y han sido desestacionalizadas según el método X-11 ARIMA.

- ALP_t: Activos líquidos en manos del público. Fuente: Banco de España (1992), cuadro IX-21-1.
- E_t: Efectivo en manos del público. Fuente: Banco de España (1992), cuadro IX-21-3.
- AC_t: Activos de caja del sistema bancario. Medias legales. Fuente: Banco de España (1992), cuadro IX-22-2.
- CCAJA_t: Coeficiente de caja mantenido. Banca privada y Cajas de ahorro. Fuente: Banco de España (1992), cuadro IX-26-2.
- DB_t: Depósitos ampliados del sistema bancario (ALP_t-E_t).

Todos los cálculos han sido realizados con RATS, versión 3.11, EZ-X11 ARIMA, versión 2.00 y Routine, versión 1.21. Los datos, procedimientos y resultados mencionados en el texto pero no recogidos en el artículo, están disponibles solicitándolos a los autores.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banco de España (1989): *Informe Anual 1988*.
- Banco de España (1992): *Boletín Estadístico, marzo, series históricas en banda magnética*.
- Brunner, K. y A.H. Meltzer (1964): "Some Further Investigations of Demand and Supply Functions for Money", *Journal of Finance*, Vol. 19, págs. 240-283.
- Corradi, V., M. Galeotti y R. Rovelli (1990): "A Cointegration Analysis of the Relationship between Bank Reserves, Deposits and Loans. The Case of Italy, 1965-1987", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, págs. 199-214.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981): "The Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, págs. 1057-1072.
- Dolado, J.T. Jenkinson y S. Sosvilla-Rivero (1990): "Cointegration and Unit Roots: A Survey", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 4, págs. 249-273.
- Eitrheim, O. (1990): "Testing long run relationships between economic time series using likelihood-based inference of cointegration", *Arbeids Notat 1990/5*, Norges Bank.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol. 55, págs. 251-276. Existe versión española en Cuadernos ICE núm. 44, 1990, págs. 53-82.
- Escrivá, J.L. y R. Santos (1991): "Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España", *Documento de Trabajo núm. 9111*, Banco de España.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*, Wiley, New York.
- Garfinkel, M.R. y D.L. Thornton (1991): "The Multiplier Approach to the Money Supply Process: A Precautionary Note". *Economic Review*. Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Granger, C.W.J. (1988): "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics*, Vol. 39, págs. 199-211.
- Goodhart, C.A.E. (1989): "Has Moore become too horizontal?", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 12, págs. 29-34.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, págs. 231-254.
- y K. Juselius (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, págs. 169-210.
- Marselli, R. (1991): "Bank reserves and credit-money endogeneity. The Italian experience". *Studi Economici*, 44, págs. 41-80.
- (1993): "Treasury financing and bank lending-reserves causality. The case of Italy, 1975-1990", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 15, págs. 571-589.
- Mauleón, I. (1989): *Oferta y demanda de dinero: Teoría y evidencia empírica*, Alianza Editorial, Madrid.
- (1990): "Problemas y contradicciones de la política monetaria", *EL PAIS*, 17 de abril.
- Mauleón, I., J. Pérez y B. Sanz (1986): "Los activos de caja y la oferta de dinero", *Estudios Económicos*, núm. 40, Banco de España.
- Minsky, H.P. (1986): *Stabilizing an unstable economy*, New Haven, CT: Yale University Press.
- Modigliani, F., y L. Papademos (1990): "The Supply of Money and the Control of Nominal Income" en *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1, B. J. Friedman y F. H. Hahn (eds.), Elsevier Science Publishers B.V.
- Pollin, R. (1991): "Two theories of Money Supply endogeneity: some empirical evidence", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 13, págs. 366-396.
- Pérez, F. y J. Quesada (1992): *Dinero y Sistema Bancario*, Ed. Espasa-Calpe.
- Perron, P. (1988): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time-Series: Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, págs. 297-332.
- Perron, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, Vol. 57, págs. 1361-1401.

- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, págs. 335-346.
- Phillips, P.C.B. y S. Ouliaris (1990): "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration". *Econometrica*, Vol. 58, págs. 165-193.
- Poole, W. (1970): "Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macromodel", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, mayo.
- Rousseas, S (1986): *Post-Keynesian Monetary Economics*, Armonk, Sharpe.
- Sanz, B. (1988): "Los agregados monetarios en España y su calidad como objetivos intermedios", *Boletín Económico*, diciembre, Banco de España.
- Sims, C., H. Stock and M.W. Watson (1990): "Inference in linear time series models with some unit root", *Econometrica*, Vol. 58, págs. 113-145.

Fecha de recepción del original: Octubre, 1992

Versión final: Noviembre, 1993

ABSTRACT

In this paper we investigate the relationship between bank reserves and deposits using a time series approach. The empirical results show that free reserves cointegrate with deposits and the causal nexus runs from deposits both in the short and the long run to free reserves which is contrary to the traditional "multiplier" view. This reflects the fact that the Bank of Spain has not followed a policy of unconditional money stock targeting with strict monetary base control all over the period studied. Moreover, the results cast serious doubts on those empirical studies where reserve aggregates or the stock of money are treated as exogenous variables.

Keywords: Spanish monetary policy, banking system, cointegration, causality.