

LA ENDOGENEIDAD DE LA OFERTA MONETARIA: TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA (*)

Carlos J. Rodríguez Fuentes

David Padrón Marrero

Universidad de La Laguna

Antonio J. Olivera Herrera

Instituto Universitario Ortega y Gasset

En el presente trabajo se analiza la relación de causalidad entre diversos agregados monetarios en España con el propósito de contrastar el carácter exógeno o endógeno de la oferta monetaria. Con este fin, y utilizando para ello distintas técnicas proporcionadas por el análisis de series temporales, se estudiará la causalidad estadística entre, por un lado, los activos de caja y, por otro, los agregados monetarios. El periodo objeto de estudio se extiende entre 1978 y 1998. Una vez estudiada la mencionada relación de causalidad, tanto desde el punto de vista estadístico-econométrico como teórico, en el trabajo se analizan algunas de las implicaciones que se podrían desprender de los resultados obtenidos.

Palabras clave: oferta monetaria endógena, política monetaria España, multiplicador monetario y causalidad, test de raíces unitarias.

1. INTRODUCCIÓN

En la mayoría de los textos de macroeconomía, y al considerar que las autoridades monetarias pueden ejercer un control estricto sobre la cantidad de dinero en circulación, se suele representar la oferta moneta-

(*) Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el V Encuentro de Economía Aplicada, Oviedo, 6-8 de junio de 2002.

ria como una función perfectamente inelástica (recta vertical) con respecto al tipo de interés. De igual modo, las intervenciones de política monetaria por parte del banco central suelen representarse, gráficamente, como desplazamientos horizontales de la mencionada función. Como resultado de todo ello suele decirse que la oferta monetaria es exógena, en la medida en que nos viene dada por las intervenciones discretionales, exógenas y unilaterales del banco central en los mercados primarios de dinero. Éste es a *grosso modo* el razonamiento que durante años se ha empleado para explicar los movimientos de la curva LM en el contexto del modelo IS-LM, en el cual se sintetizan y generalizan, para muchos autores, las aportaciones originales realizadas por Keynes en su *Teoría General* (Keynes, 1973a). No obstante, son muchos los autores que no comparten esta opinión.

Es sabido que en la construcción de su *Teoría General*, Keynes asumió la existencia de tres variables independientes en su análisis, siendo una de ellas el tipo de interés (Keynes, 1973a, p. 245). Este hecho ha sido interpretado por algunos como que Keynes asumió la existencia de una oferta monetaria exógena. Otros autores, por el contrario, sostienen una postura diferente y defienden que Keynes optó por considerar (en los desarrollos de su *Teoría General*) que tales variables eran conocidas de antemano (véase, por ejemplo, Dow 1997), pero no exógenas al sistema económico, y que para el análisis de su pensamiento monetario resulta necesario recurrir a una obra suya anterior: el *Treatise on Money* (Keynes, 1971). En esa obra Keynes reconocía el importante papel que desempeñaba el sistema bancario en la determinación de la oferta monetaria, al tiempo que reconocía la influencia ejercida por el banco central.

Se han barajado diversas explicaciones sobre este proceder de Keynes. Algunos autores han sugerido que esto es debido a que su interés se centraba en ofrecer una teoría general sobre la determinación del nivel de output y empleo, y que ello le obligó a dejar de lado los aspectos más técnicos de tipo monetario (véase, por ejemplo, Dimand, 1986 y Dow, 1997). Otros autores han interpretado este modo de proceder como un comportamiento estratégico por parte de Keynes, pues al considerar a la oferta monetaria como exógena se estaba asegurando cierta audiencia entre la ortodoxia económica para el análisis desarrollado en la *Teoría General* (véase Foster, 1986, p. 956, en donde se atribuye esta explicación a Joan Robinson).

El propósito de este trabajo no es el de profundizar en esta controvertida cuestión, por interesante que sea, sino más bien analizar el significado de la existencia de una oferta monetaria endógena. Esta cuestión ha adquirido cierta importancia en las últimas décadas, como consecuencia de las crecientes dificultades a las que se vienen enfrentando los bancos centrales de los países más desarrollados para ejercer un control estricto sobre la cantidad de dinero en circulación. Numerosos autores apuntan a la creciente liberalización y globalización de los mercados financieros como los principales factores responsables de la progresiva pérdida sufrida por los bancos centrales en su capacidad para controlar la cantidad de dinero en circulación, que aparecería ahora como una variable endógena, lo que explicaría por qué ahora la conducción de la política monetaria se ejerce a través de la manipulación de los tipos de interés oficiales de inter-

vección. Sin embargo, para otros autores el concepto de dinero endógeno tiene un significado bien diferente al atribuido en la explicación anterior. El propósito de este trabajo es el de identificar tales diferencias. Con esta finalidad hemos estructurado el resto del trabajo en tres apartados. En el primero de ellos se analiza el concepto de endogeneidad de la oferta monetaria, así como algunos de sus factores determinantes. A continuación, en el tercer apartado, se estudia la causalidad estadística entre diversos agregados monetarios en España con el propósito de contrastar el carácter exógeno (endógeno) de la oferta monetaria, basándonos para ello en el modelo del multiplicador monetario. Por último, el trabajo finaliza con un apartado de conclusiones.

2. EXOGENEIDAD, ENDOGENEIDAD Y OFERTA MONETARIA

El concepto de dinero endógeno difiere de una escuela de pensamiento económico a otra, complicando sustancialmente el debate en torno a la naturaleza exógena o endógena de la oferta monetaria. No obstante, el objeto del presente apartado no es el de realizar una exposición pormenorizada del concepto de endogeneidad utilizado por cada corriente de pensamiento, sino localizar y clarificar los elementos esenciales que subyacen en el debate y las implicaciones que del mismo se pudieran derivar de cara a la implementación de la política monetaria.

Antes de presentar las diferentes posturas respecto al carácter exógeno (endógeno) de la oferta monetaria, debe aclararse que, en este trabajo, cuando se afirma que la oferta de dinero es una variable exógena, se está aludiendo a la supuesta capacidad que tiene la autoridad monetaria para controlar dicha variable. Estamos hablando, por lo tanto, de exogeneidad en un sentido de capacidad de control político (Wray, 1992 y Goodhart, 2002), de tal forma que afirmaremos que una variable es exógena si la autoridad económica competente tiene capacidad para marcar sus pautas de comportamiento.

Teniendo en cuenta este punto, en el debate sobre política monetaria cabe distinguir, fundamentalmente, dos visiones contrapuestas con respecto al carácter endógeno o exógeno de dos variables clave, como son los tipos de interés y los agregados monetarios. Desde la perspectiva del monetarismo, el proceso de toma de decisiones en materia de política monetaria seguiría el siguiente razonamiento. En primer lugar, la autoridad monetaria determina el volumen de un agregado monetario estrecho (base monetaria, fundamentalmente) mediante las operaciones de mercado abierto. A continuación, el sector privado determina el volumen de la oferta monetaria, mediante la actuación del multiplicador monetario. Finalmente, el tipo de interés queda fijado por la nueva situación de equilibrio existente en el mercado monetario, tras los cambios acaecidos en su oferta (Goodhart, 2002). Ésta es la visión que predomina en los libros de texto y que subyace al conocido modelo IS-LM.

Sin embargo, esta visión del proceso de control monetario ha estado sujeta a una creciente crítica en la que confluyen tanto los trabajos de eco-

nomistas postkeynesianos (Lavoie, 1984; Wray, 1990; Pollin, 1991; Arestis, 1992 y Chick, 1992) como nekeynesianos (Taylor, 1993; Clarida y otros, 1999 y Woodford, 2003). Desde esta perspectiva, la autoridad monetaria determina directamente el tipo de interés de corto plazo¹. A dicho tipo de interés, el sector privado toma sus decisiones de endeudamiento. Los bancos, dependiendo de la situación del mercado, establecerán las condiciones (tipos de interés) y composición de su balance. Sus decisiones acaban determinando la oferta monetaria del sistema, y mediante un proceso similar al del multiplicador monetario, pero en sentido inverso, se establece el volumen de reservas que los bancos deben mantener. En función del volumen de reservas, los bancos pedirán prestado a la autoridad monetaria o a otros bancos en la cuantía necesaria para cumplir dichos requisitos.

Estas posturas críticas con la visión más convencional suscitan varias cuestiones que pueden tener importantes implicaciones para la ejecución de la política monetaria. De hecho, la mayoría de los bancos centrales en los países desarrollados reconocen abiertamente que toman sus decisiones en referencia a un tipo de interés de intervención (Banco de Inglaterra, 1999). Asimismo, en múltiples estudios² se estiman funciones de reacción, obteniéndose resultados que indican que los bancos centrales determinan los tipos de interés en función de la trayectoria (pasada y prevista) de terminadas variables macroeconómicas, como la inflación o la brecha del producto.

Ahora bien, a pesar del consenso que existe a este respecto, aún prevalecen notables diferencias en cuanto a los factores que explican estos hechos. Así, por ejemplo, para un gran número de autores la creciente liberalización y globalización de los mercados financieros son los factores responsables de que los bancos centrales sean cada vez menos capaces de controlar la cantidad de dinero en circulación, o, lo que es lo mismo, de que la oferta monetaria haya perdido su carácter exógeno. La naturaleza endógena de la oferta monetaria explicaría por qué ahora la conducción de la política monetaria se ejerce a través de la manipulación de los tipos de interés.

Sin embargo, este razonamiento, en principio, no coincide con resultados empíricos como los obtenidos por Orphanides (2003), que sugieren que las actuaciones de política monetaria en los Estados Unidos, desde los años 20 hasta la actualidad, pueden ser interpretadas bajo una función de reacción del tipo de Taylor, en la que la variable de control de la autoridad monetaria es el tipo de interés a corto plazo.

(1) La autoridad monetaria parece determinar los tipos de interés mediante una función de reacción que incorpora variables como la tasa de inflación o el output gap (Taylor, 1993). En este sentido, el tipo de interés no puede considerarse exógeno en todos los sentidos pues reacciona a otras variables del sistema. De ahí la importancia de aclarar previamente el significado de exogenidad que se emplea en este estudio.

(2) Véase, entre otros, Clarida y otros (1998 y 2000), Angeloni y otros (1999) y Díaz-Roldán y Montero (2001).

En este sentido, resulta interesante reseñar que en los trabajos de Sayers (1976), Chick (1992) y Goodhart (2002) se sugiere que los tipos de interés de corto plazo pueden haber sido la variable operativa del Banco de Inglaterra desde finales del siglo XIX y de la Reserva Federal Estadounidense desde su fundación en 1920. En otros países desarrollados esto mismo parece observarse desde mediados del siglo XX. Por lo tanto, no parece que la elección del tipo de interés por parte de los bancos centrales pueda justificarse exclusivamente por los cambios acaecidos a partir de los años ochenta en los países desarrollados (mayor apertura, globalización e innovación financiera). Una posible explicación para este hecho ha sido proporcionada por Chick (1992), al señalar que el modelo del multiplicador sólo resulta apropiado en economías con sistemas bancarios que han alcanzado un escaso nivel de desarrollo. Sin embargo, una vez se alcanza un mayor nivel de desarrollo, la relación de causalidad implícita en el modelo del multiplicador monetario se invierte, convirtiéndose la oferta monetaria en una variable endógena al sistema, al contrario que en las etapas anteriores, y pasando los bancos centrales a actuar a través del tipo de interés, y no a través del control de algún agregado monetario estrecho. Por lo tanto, según esta postura, la endogeneidad de la oferta monetaria no se deriva de la decisión de controlar los tipos de interés, sino que es inherente a las condiciones de desarrollo del sistema bancario. La instrumentación de la política monetaria mediante la manipulación de los tipos de interés es una alternativa, ante la incapacidad de controlar los activos de caja o la base monetaria.

Entendemos que el caso de España resulta interesante, porque su sistema bancario ha experimentado importantes cambios en las últimas décadas. Esta circunstancia puede servirnos para tratar de evidenciar empíricamente cambios en el método de gestión de la política monetaria, a medida que el sistema bancario se va desarrollando.

Otro aspecto relevante que se desprende del análisis desarrollado anteriormente es que permite la formulación de hipótesis contrastables empíricamente. De este modo, y como señala Goodhart (2002), la visión monetarista del proceso de control monetario puede representarse mediante una cadena de relaciones causales que se inicia en los agregados monetarios estrechos, sigue por la oferta monetaria y finaliza en los tipos de interés. Al contrario, la visión alternativa comienza con la determinación de los tipos de interés, que inciden sobre el nivel de crédito, el cual a su vez influye sobre la oferta monetaria, para finalizar actuando sobre los agregados monetarios estrechos. Las interrelaciones existentes en cada uno de estos pasos pueden ser complicadas. En este sentido, son múltiples los factores que pueden esconderse detrás de la relación existente entre los tipos de interés y la oferta monetaria o el nivel de crédito. Sin embargo, la conexión entre oferta monetaria y agregados monetarios estrechos puede quedar caracterizada de manera más robusta mediante el modelo del multiplicador monetario.

Dicha relación nos permitirá realizar un contraste que discrimine entre las diferentes posturas establecidas a nivel teórico en este apartado, pues las relaciones de causalidad observadas en el modelo del multiplicador monetario desde ambas visiones son precisamente las contrarias. En

caso de obtenerse una relación de causalidad desde los agregados monetarios estrechos hacia la oferta monetaria, podría concluirse que el control monetario cumple las condiciones supuestas bajo la visión monetarista y viceversa. Esta cuestión se analiza en el próximo apartado para la economía española durante el periodo que abarca desde 1978 hasta 1998.

3. RELACIONES DE CAUSALIDAD ENTRE AGREGADOS MONETARIOS. EVIDENCIA PARA EL CASO ESPAÑOL, 1978-1998

Una vez hemos analizado el significado y alcance de la exogeneidad de la oferta monetaria, en esta sección se procede al estudio, desde el punto de vista estadístico, de las relaciones de causalidad implícitas en el modelo del multiplicador monetario, que en el apartado anterior se propuso como un test adecuado para discriminar entre las dos visiones señaladas. Para ello se emplearán diferentes muestras temporales y técnicas econométricas recientes, las cuales se detallan algo más en el siguiente apartado.

3.1. Una breve nota sobre las fuentes estadísticas y técnicas econométricas empleadas

Fuentes estadísticas empleadas

Los datos utilizados han sido extraídos del *Boletín Estadístico del Banco de España*, procediéndose a su transformación en logaritmos neperianos y a su posterior desestacionalización³. Los datos son mensuales y abarcan el periodo que se extiende desde noviembre de 1978 hasta octubre de 1998.

En el modelo del multiplicador monetario se establece una relación entre algún agregado monetario estrecho que actúa como variable operativa (los activos de caja del sistema bancario o la base monetaria) y otro agregado monetario amplio (disponibilidades líquidas, activos líquidos en manos del público, etc.) que ejerce las funciones de objetivo intermedio de la política monetaria. En nuestro trabajo, se usa como variable operativa los Activos de Caja del Sistema Bancario (AC), ya que ésta ha sido efectivamente la variable que ha utilizado el Banco de España en su control monetario. Sin embargo, como ha destacado Mauleón (1989, págs. 203-221), la obtención de esta variable a partir de los estados contables y las declaraciones de coeficiente de caja de las entidades de crédito no resulta completamente adecuada para contrastar empíricamente la estabilidad del multiplicador. Y ello es así porque las oscilaciones de esta variable se encuentran influidas no sólo por medidas de política monetaria del banco central (operaciones de mercado abierto y subastas de dinero), sino también por las variaciones registradas en el coeficiente legal de caja (CC). Para solucionar

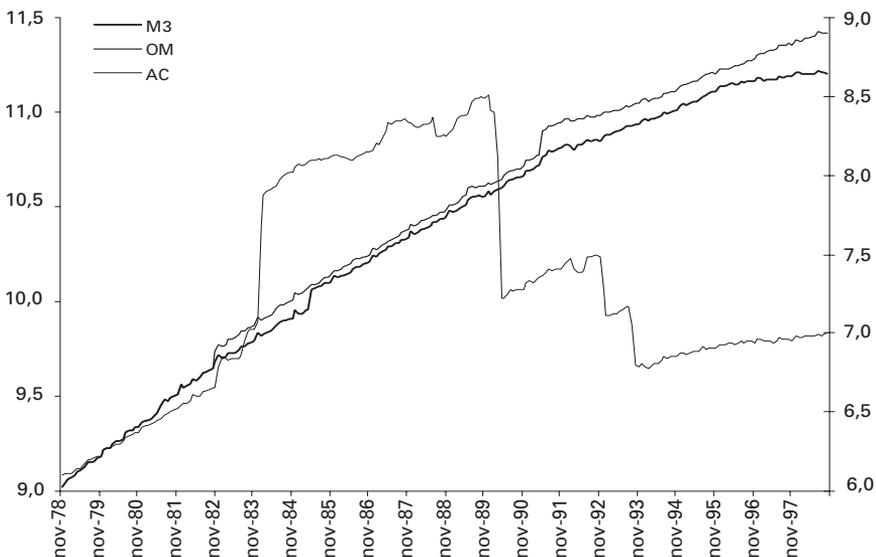
(3) Véase el Anexo para una descripción más detallada.

esta limitación, y de este modo neutralizar el efecto que las variaciones del coeficiente legal de caja tienen sobre la serie de AC se puede actuar de dos formas. Una de ellas sería mediante la construcción de una serie de activos de caja corregidos, la cual no nos consta que se encuentre disponible en las publicaciones oficiales del Banco de España. La segunda opción consiste en introducir el coeficiente legal de caja como una variable adicional en el análisis de las relaciones de causalidad entre los activos de caja y los agregados monetarios. En este trabajo, se emplea la segunda posibilidad.

Como agregado monetario amplio hemos empleado dos variables: las Disponibilidades Líquidas (M3) y un agregado monetario que hemos denominado Oferta Monetaria (OM), el cual se ha ido ampliando progresivamente con el paso del tiempo para ir dando cabida a los nuevos activos financieros que son considerados como cuasidinero. Las ventajas del agregado M3 residen en que éste no sufre cambios importantes (en su definición) a lo largo del periodo estudiado, mientras que el agregado monetario amplio (OM) tiene la ventaja de que representa mejor el concepto de oferta monetaria.

La inspección gráfica de las series (gráfico 1) muestra algunas características interesantes en los datos. En primer lugar, se observan cambios de nivel en todas las variables, aunque esta característica es especialmente destacada en los activos de caja. Esta serie presenta un cambio estructural importante entre 1984:01 y 1990:03, lo que coincide con un incremento y una reducción muy acentuada del coeficiente legal de caja en España.

Gráfico 1
EVOLUCIÓN DE LOS ACTIVOS DE CAJA Y ALGUNOS
AGREGADOS MONETARIOS AMPLIOS EN ESPAÑA, 1978-1998



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Banco de España.

Por último, debe señalarse que el periodo total se ha dividido en dos subperiodos coincidiendo con cambios importantes en el sistema bancario español y, como resultado, en la implementación de la política monetaria en España. El primer periodo abarca desde 1978:11 hasta 1986:12 y el segundo desde 1987:01 hasta 1998:10, y distinguen diferentes etapas en la evolución de la política monetaria en España (Ayuso y Escrivá, 1997)⁴.

Técnicas econométricas empleadas

El estudio de las relaciones de causalidad entre dos variables económicas ha sido llevado a cabo habitualmente con la ayuda de dos instrumentos diferentes: la prueba de causalidad de Granger y los modelos de corrección del error dentro del campo de la cointegración⁵. La primera de estas técnicas requiere el uso de variables estacionarias (véase Granger, 1969), mientras que la segunda requiere que las variables implicadas en el análisis sean variables integradas del mismo orden y que mantengan una relación de cointegración⁶. Por ello, un paso preliminar para proceder al estudio de las relaciones de causalidad consiste en el análisis de las propiedades estacionarias de las series implicadas. Teniendo en cuenta las habituales dificultades con las que se enfrenta el análisis empírico de las series económicas temporales, tales como la falta de potencia de las pruebas de raíces unitarias y las dudas sobre el orden de integrabilidad, resultaría muy útil disponer de un método que permitiera el análisis de causalidad indiferentemente de si los regresores implicados estuvieran integrados de orden 0 [I(0)], de orden 1 [I(1)] o mutuamente cointegrados.

En el presente trabajo se utiliza un método econométrico que permite tener en cuenta esta circunstancia y que consiste en tres pasos⁷. En primer lugar, se estima un *modelo de corrección del error condicional no restringido*, propuesto por Pesaran *et al.* (2001), que permite determinar la existencia de relaciones de largo plazo entre variables en niveles:

$$\Delta \gamma_t = c_0 + c_1 t + \pi_1 \gamma_{t-1} + \pi_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta \gamma_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta x_{t-i} + \omega \Delta x_t + u_t \quad (1)$$

donde γ es un escalar y x es un vector de orden k . Para contrastar la existencia de una relación de largo plazo, en Pesaran *et al.* (2001) se proponen

(4) Nótese que en Ayuso y Escrivá (1997) se delimita el primer subperiodo hasta 1983:12. En este trabajo se ha seleccionado un periodo ligeramente más amplio porque los cambios más intensos en la estrategia de control se producen a partir de 1987.

(5) El uso de estas técnicas econométricas en el contraste de la endogeneidad monetaria ha sido una práctica bastante extendida. Como ejemplos de trabajos que utilizan los test de causalidad de Granger destacan Pollin (1996) y Palacio-Vera (2001); mientras que como ejemplos de trabajos que utilizan test de causalidad basados en técnicas de cointegración destacan Camarero *et al.* (1993) y Howells y Hussein (1998).

(6) Véase Anchuero (1993) para una introducción al concepto de series cointegradas.

(7) Para una aplicación de este mismo método al estudio de la hipótesis de Balassa-Samuelson, véase Faria y León-Ledesma (2001).

dos test alternativos. Un estadístico F que contrasta la significación conjunta del primer retardo de las variables en niveles empleadas en el análisis⁸. Un estadístico T que contrasta la significación individual de la variable dependiente en niveles retardada (y_{t-1}).

Pesaran *et al.* (2001) proporcionan un conjunto de valores críticos asumiendo, primero, que ambos regresores son I(1) y, segundo, que ambos regresores son I(0). Estos autores proponen un procedimiento de contraste con bandas (*bounds testing*), de tal modo que si el estadístico F o el estadístico T se encuentran fuera de la banda de valores críticos, se puede extraer una conclusión sin necesidad de conocer a priori el orden de integración de las series. Sin embargo, si los mencionados estadísticos se encuentran entre las bandas de valores críticos establecidos, no se puede extraer ninguna conclusión sin antes analizar el orden de integración.

Si no se puede rechazar la hipótesis propuesta bajo el estadístico F, entonces no se puede rechazar la hipótesis nula de que la variable x no es una *variable causante de largo plazo* (*long run forcing variable*) de y . Intercambiando y por x en (1) se puede determinar si y es o no es una *variable causante de largo plazo* de x . Esta constituye una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de causalidad en el sentido de Granger.

Una vez determinado si existe una relación de largo plazo entre las variables y la dirección de causación, un segundo paso consiste en la estimación de las relaciones de largo plazo entre las variables implicadas⁹. Esto nos permitirá, en un tercer paso, construir un *modelo de corrección del error condicional restringido* con el error calculado en la relación de largo plazo:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi v_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta x_{t-i} + w_t \quad (2)$$

Una vez calculado el modelo de corrección del error restringido procederemos a analizar la significación estadística del término de corrección del error retardado un periodo (v_{t-1}), así como la significación estadística de las variables independientes retardadas en diferencias ($\sum_{i=1}^q \Delta x_{t-i}$) mediante el uso de un estadístico F. De este modo, la causalidad en sentido de Granger puede ser rechazada si tanto los coeficientes del término de corrección del error retardado como de las variables independientes en diferencias retardadas no son estadísticamente significativos.

(8) Expresado en otros términos, consiste en el contraste de la siguiente hipótesis nula: $H_0: \pi_1 = 0 \cap \pi_2 = 0$, siendo la hipótesis alternativa: $H_1: \pi_1 \neq 0 \cup \pi_2 \neq 0$.

(9) El método empleado para la estimación de las relaciones de largo plazo ha sido el modelo ARDL propuesto por Pesaran y Shin (1999), que tiene la ventaja de que permite estimar relaciones de largo plazo entre variables independientemente de que éstas sean series I(0), I(1) o mutuamente cointegradas, por lo que se complementa adecuadamente con el método de análisis de relaciones de largo plazo en niveles propuesto en Pesaran *et al.* (2001).

3.2. Comentario de resultados

Aunque el método econométrico que vamos a emplear hace innecesario conocer el orden de integración de las series utilizadas en nuestro estudio, hemos aplicado los test de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y de Phillips-Perron (PP) a las series activos de caja, disponibilidades líquidas y agregado monetario amplio. Los resultados, contenidos en el cuadro 1, parecen apuntar hacia la existencia de una raíz unitaria en la parte autorregresiva de las tres series. Por otra parte, puede rechazarse la hipótesis de que el orden de integración de las series sea mayor a la unidad.

Aunque estos resultados parecen ser concluyentes, ya habíamos apuntado la existencia de importantes cambios estructurales en las tres series estudiadas. Como han señalado Perron (1989) y Campbell y Perron (1991), la existencia de tales cambios pueden conducir a la aceptación de la existencia de una raíz unitaria cuando realmente la serie es estacionaria con un sólo cambio estructural. Concretamente, en las series estudiadas parece observarse un perfil similar a uno de los casos estudiados por Perron (1989) (caso A), en el que la serie sigue una tendencia estable pero con un cambio de nivel. Para evitar los sesgos que puede introducir en la detección de una raíz unitaria la existencia de un cambio estructural, aplicamos los test de raíces unitarias de Perron¹⁰.

Cuadro 1
TEST DE RAÍCES UNITARIAS

	DFA		
	K	τ	PP
AC	1	-1,560	-1,466
Δ AC	0	-11,747*	-11,718*
M3	1	0,773	0,870
Δ M3	0	-18,449*	-18,416*
OM	1	-0,689	-0,695
Δ OM	0	-17,807*	-17,655*

Notas: todos los test de raíces unitarias fueron realizados con la inclusión de una tendencia debido a las características de las series. * representa que se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a un 95% de confianza. Todos los cálculos estadísticos del trabajo han sido realizados con el paquete estadístico EvIEWS 3.0.

Los resultados contenidos en el cuadro 2 apuntan a que, si bien no se producen cambios importantes en las conclusiones obtenidas en el estudio de los agregados monetarios, sí que se observa un cambio importan-

(10) Para poner en práctica los test de raíces unitarias de Perron se establecieron los siguientes cambios de nivel en las series: activos de caja, 1984:01-1990:03; M3, 1985:04-1998:10; y agregado monetario amplio, 1982:10-1998:10 y 1991:04-1998:10.

te en el orden de integración de la serie de activos de caja. En particular, al 95% de confianza no se puede rechazar que los activos de caja sean una serie $I(0)$ con tendencia constante y un cambio de nivel. Estos resultados generan incertidumbres sobre el verdadero orden de integración de las series estudiadas, por lo que el uso de las tradicionales técnicas de cointegración para el análisis de relaciones de largo plazo entre variables en niveles puede conducir a conclusiones erróneas.

Cuadro 2
TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PERRON CON CAMBIO ESTRUCTURAL

	λ	τ	K	Valor crítico
AC	0,350	-5,005*	1	-3,76
M3	0,325	0,137	1	-3,76
OM	0,200	-0,736	1	-3,77
	0,625	-2,143	0	-3,76

Notas: * representa que se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a un 95% de confianza. Los valores críticos han sido tomados de Perron (1989), tabla IV.B.

Como discutimos en la sección anterior, el test propuesto por Pesaran *et al.* (2001) permite el análisis de relaciones de largo plazo entre variables en niveles independientemente de que las series sean $I(0)$, $I(1)$ o mutuamente cointegradas, lo que nos permite evitar las incertidumbres provocadas por el análisis del orden de integración de las series.

En el cuadro 3 se presentan los estadísticos F y T que permiten contrastar la existencia de una relación en niveles de largo plazo entre los agregados monetarios (AM)¹¹ y los activos de caja del sistema bancario (AC) para el periodo (1978:11-1998:10). Los resultados, aunque no son concluyentes, parecen apuntar hacia la existencia de una relación de largo plazo y una causalidad contraria a la establecida bajo el modelo del multiplicador monetario tradicional (ecuación 1), especialmente cuando se emplea como indicador el agregado monetario amplio (OM). No obstante, no es una relación clara y precisa, tal y como parecen señalar los estadísticos F en la ecuación 2.

Los resultados obtenidos pueden obedecer a la circunstancia de que se ha considerado la totalidad de la muestra temporal, durante la cual se han producido grandes cambios en el sistema bancario español. Por ello, atendiendo a lo sugerido en Ayuso y Escrivá (1997), la muestra se ha dividido en dos periodos. Un primer subperiodo, que abarca desde 1978:11 a 1986:12 y un segundo que abarca desde 1987:01 a 1998:10.

En el cuadro 4 se presentan los estadísticos F y T que permiten el contraste de la existencia de relaciones en niveles de largo plazo entre las

(11) Es decir, las disponibilidades líquidas (M3) y el agregado monetario amplio (OM).

Cuadro 3
TEST PSS PARA EL CONTRASTE DE RELACIONES EN NIVELES EN
EL LARGO PLAZO (1978:11-1998:10)

$$\text{Ecuación 1: } AC_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 AM_t + \alpha_4 CC_t + u_t$$

AM	Número de Retardos (ρ)	Estadístico F	Estadístico T
M3	12	6,24 ^c	-3,030 ^b
OM	15	6,01 ^c	-4,197 ^c

$$\text{Ecuación 2: } AM_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 AC_t + \beta_3 CC_t + v_t$$

AM	Número de Retardos (ρ)	Estadístico F	Estadístico T
M3	7	6,57 ^c	-1,937 ^a
OM	13	5,76 ^c	-1,824 ^a

Notas: el número de retardos (ρ) del Modelo de Corrección del Error Condicional fue elegido utilizando los estadísticos Schwarz Bayesian Information Criteria (SBIC) y Akaike Information Criteria (AIC). Los estadísticos F son comparados con los límites críticos (critical bounds) propuestos en Pesaran *et al.* (2001), Tablas C1.iii y C1.iv. Los estadísticos t son comparados con los límites críticos propuestos en Pesaran *et al.* (2001), Tablas C2.iii y C2.v. ^a representa que el estadístico se encuentra por debajo del límite inferior al 95% de confianza, ^b que se encuentra entre el límite inferior y superior al 95% de confianza y ^c que se encuentra por encima del límite superior al 95% de confianza.

Cuadro 4
TEST PSS PARA EL CONTRASTE DE RELACIONES
EN NIVELES EN EL LARGO PLAZO (1978:11-1986:12)

$$\text{Ecuación 1: } AC_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 AM_t + \alpha_4 CC_t + u_t$$

AM	Número de Retardos (ρ)	Estadístico F	Estadístico T
M3	16	3,29 ^a	-1,285 ^a
OM	12	3,16 ^a	-1,100 ^a

$$\text{Ecuación 2: } AM_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 AC_t + \beta_3 CC_t + v_t$$

AM	Número de Retardos (ρ)	Estadístico F	Estadístico T
M3	6	6,30 ^c	-4,125 ^c
OM	18	75,94 ^c	-7,140 ^c

Notas: el número de retardos (ρ) del Modelo de Corrección del Error Condicional fue elegido utilizando los estadísticos Schwarz Bayesian Information Criteria (SBIC) y Akaike Information Criteria (AIC). Los estadísticos F son comparados con los límites críticos (critical bounds) propuestos en Pesaran *et al.* (2001), Tablas C1.iii y C1.iv. Los estadísticos t son comparados con los límites críticos propuestos en Pesaran *et al.* (2001), Tablas C2.iii y C2.v. ^a representa que el estadístico se encuentra por debajo del límite inferior al 95% de confianza, ^b que se encuentra entre el límite inferior y superior al 95% de confianza y ^c que se encuentra por encima del límite superior al 95% de confianza.

variables analizadas para el primer subperiodo (1978:11-1986:12). La evidencia empírica parece apuntar claramente hacia una relación en niveles de largo plazo entre los activos de caja y los agregados monetarios, siendo los primeros una variable causante de largo plazo de los segundos. La relación en sentido opuesto parece ser rechazada por los datos.

En el cuadro 5 se presentan los mismos estadísticos para el segundo subperiodo considerado (1987:01-1998:10). Los resultados parecen indicar la existencia de una relación en niveles de largo plazo entre los agregados monetarios y los activos de caja, no pudiéndose rechazar a un nivel de significatividad de un 5% que los primeros sean una variable causante de largo plazo de los segundos. La relación en sentido opuesto parece ser rechazada en las estimaciones realizadas, aunque nótese que el estadístico F, en el caso en que se utiliza el agregado monetario amplio (OM), resulta ser estadísticamente significativo, introduciendo alguna duda al respecto.

Cuadro 5
TEST PSS PARA EL CONTRASTE DE RELACIONES
EN NIVELES EN EL LARGO PLAZO (1987:01-1998:10)

<i>Ecuación 1: $AC_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 AM_t + \alpha_4 CC_t + u_t$</i>			
<i>AM</i>	<i>Número de Retardos (p)</i>	<i>Estadístico F</i>	<i>Estadístico T</i>
M3	12	4,80 ^c	-3,620 ^b
OM	12	11,84 ^c	-5,532 ^c
<i>Ecuación 2: $AM_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 AC_t + \beta_3 CC_t + v_t$</i>			
<i>AM</i>	<i>Número de Retardos (p)</i>	<i>Estadístico F</i>	<i>Estadístico T</i>
M3	10	3,89 ^a	-0,811 ^a
OM	13	4,23 ^b	-0,861 ^a

Notas: el número de retardos (p) del Modelo de Corrección del Error Condicional fue elegido utilizando los estadísticos Schwarz Bayesian Information Criteria (SBIC) y Akaike Information Criteria (AIC). Los estadísticos F son comparados con los límites críticos (critical bounds) propuestos en Pesaran *et al.* (2001), Tablas C1.iii y C1.iv. Los estadísticos t son comparados con los límites críticos propuestos en Pesaran *et al.* (2001), Tablas C2.iii y C2.v. ^a representa que el estadístico se encuentra por debajo del límite inferior al 95% de confianza, ^b que se encuentra entre el límite inferior y superior al 95% de confianza y ^c que se encuentra por encima del límite superior al 95% de confianza.

Como destacamos en la sección anterior, que una variable sea causante de largo plazo (*long-run forcing*) de otra es una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de causalidad en el sentido de Granger. Por ello a continuación procedemos a la implementación del test de Granger para las relaciones estudiadas. Los test de Granger se aplicaron calculando un modelo de corrección del error condicional res-

tringido¹², utilizando como agregado monetario el denominado agregado monetario amplio porque, en la etapa anterior de estimación, mostraba mejores propiedades que las disponibilidades líquidas (M3).

En el cuadro 6 se presentan los resultados de los test de Granger para los casos en los que tanto los activos de caja como el agregado monetario amplio sean variables exógenas. Los test se aplican para cada uno de los dos subperiodos, de tal forma que nos ayudarán a determinar si se cumplen las condiciones de suficiencia para el establecimiento de relaciones de causalidad entre las variables implicadas en el presente estudio. Como principales conclusiones se pueden extraer: a) durante el periodo que abarca desde 1978:11 hasta 1986:12 se observa una relación de largo plazo entre los activos de caja y los agregados monetarios, con la dirección de causalidad desde los primeros hacia los segundos, confirmándose, de este modo, los resultados esperados bajo el modelo del multiplicador monetario y la existencia de exogeneidad en la determinación de la

Cuadro 6
TEST DE CAUSALIDAD ENTRE LOS ACTIVOS DE CAJA (AC)
Y EL AGREGADO MONETARIO AMPLIO (OM)

<i>Periodo (1978:11-1986:12)¹</i>		
	Estadístico F para los retardos en diferencias	Estadístico T para el término de Corrección del error (v_{t-1})
AC \Rightarrow OM	2,479*	-3,047*
AC \Leftarrow OM	4,815*	-1,108
<i>Periodo (1987:01-1998:10)²</i>		
	Estadístico F para los retardos en diferencias	Estadístico T para el término de Corrección del error (ω_{t-1})
AC \Rightarrow OM	1,010	0,225
AC \Leftarrow OM	4,654*	-5,551*

Notas:

(1): Estimación del modelo ARDL(17,13,13) $OM_t = 7,045 + 0,009T + 0,2098AC_t - 0,1289CC_t + v_t$
d.e. (0,080) (0,001) (0,072) (0,069)

(2): Estimación del modelo ARDL(13,14,12) $AC_t = -4,310 - 0,005T + 1,043OM_t + 0,8540CC_t + \omega_t$
d.e. (0,131)(0,001) (0,172) (0,026)

Para seleccionar el número de retardos en las pruebas de causalidad se utilizaron los estadísticos Schwarz Bayesian Information Criteria (SBIC) y Akaike Information Criteria (AIC). * representa que se rechaza la hipótesis nula a un 95% de confianza.

(12) Para el cálculo del término de corrección del error se estimó un modelo ARDL, tal y como el sugerido por Pesaran y Shin (1999), que constituye un método de estimación eficiente de las elasticidades de largo plazo. Los resultados de la estimación se recogen en el cuadro 6.

oferta monetaria en España; y b) durante el periodo que abarca entre 1987:01 y 1998:10 se observa una relación de largo plazo entre los activos de caja y los agregados monetarios, con la dirección de causalidad desde los segundos hacia los primeros; es decir, causalidad en sentido inverso al que se esperaría en el caso de cumplirse la teoría del multiplicador, poniendo en duda el carácter exógeno de la oferta monetaria en España a partir de los ochenta.

En términos generales, los resultados obtenidos en este estudio confirman las conclusiones obtenidas en trabajos anteriores referidos al caso español (Camarero *et al.*, 1993 y Palacio-Vera, 2001). Es decir, se detecta la existencia de una relación de causalidad contraria a la que se esperaría obtener bajo el modelo del multiplicador monetario. A pesar de coincidir en las conclusiones generales, este trabajo se distingue en múltiples aspectos de los artículos antes mencionados. En primer lugar, el análisis se ha dividido en dos subperiodos, lo que nos ha permitido aislar con mayor precisión los periodos de exogeneidad y endogeneidad de la oferta monetaria en España. En este sentido, se observa que entre finales de los 70 y principios de los 80 la oferta monetaria parecía estar bajo el control del Banco de España. Sin embargo, los diferentes cambios que se suceden a mediados de los 80 generan un cambio en la relación de causalidad, de tal modo que la evidencia empírica apunta hacia la endogeneidad de la oferta monetaria en la economía española a partir de entonces.

En segundo lugar, se han empleado técnicas econométricas que permiten contrastar la existencia de relaciones en niveles de largo plazo y causalidad en el sentido de Granger sin necesidad de conocer el orden de integración de las series utilizadas. Creemos que el uso de estas técnicas subsana dos obstáculos a los que se enfrentan los trabajos mencionados. En lo que se refiere al trabajo de Palacio-Vera (2001), la existencia de series $I(0)$ junto con series $I(1)$ obliga al autor a convertir a ambas series en estacionarias para poder aplicar el test de causalidad de Granger. De este modo, extrae la tendencia a las series $I(0)$ y toma diferencias en las series $I(1)$. Este último paso supone establecer relaciones entre variables que están expresadas en niveles y variables que están expresadas en diferencias, lo que podría cuestionar la relevancia de los resultados obtenidos. Por otra parte, los resultados de Camarero *et al.* (1993) se basan en la existencia de una relación de cointegración entre los activos de caja, el coeficiente legal de caja y los depósitos bancarios (que en dicho trabajo se usa como variable representativa de los agregados monetarios). Sin embargo, el análisis de los datos utilizados en nuestro trabajo refleja la existencia de un importante cambio de nivel en la serie de activos de caja entre 1984 y 1990, lo que podría ser el factor causante de la detección de una raíz unitaria en la parte autorregresiva de dicha serie, mientras que los activos de caja parecen ser realmente una serie $I(0)$. Este último resultado cuestionaría la relevancia de las conclusiones obtenidas en Camarero *et al.* (1993) en la medida en que no puede existir una relación de cointegración, tal y como ellos la plantean, entre una variable $I(0)$ (los activos de caja del sistema bancario) y una variable $I(1)$ (los depósitos bancarios).

4. CONCLUSIONES

En los últimos años, y como consecuencia de las dificultades a las que se vienen enfrentando los bancos centrales de los países más desarrollados para ejercer un control estricto sobre la cantidad de dinero en circulación, han ido apareciendo diversos trabajos, tanto empíricos como teóricos, en los que se considera explícitamente que la oferta monetaria es una variable endógena. De hecho, aunque la mayoría de bancos centrales manifiestan que sus actuaciones de política monetaria persiguen alcanzar un determinado nivel de crecimiento de algún agregado monetario en el largo plazo, lo cierto es que en el corto plazo su variable de intervención son los tipos de interés.

En el presente trabajo se han discutido las implicaciones que se derivan del carácter exógeno o endógeno de la oferta monetaria para el control de la política monetaria. Se ha señalado que el grado de desarrollo del sistema bancario es un elemento fundamental en este aspecto, superando en poder explicativo a otros factores propuestos en la literatura, como el proceso de creciente liberalización y globalización de los mercados financieros.

El estudio del caso español resulta especialmente interesante porque en esta economía se han producido, en años recientes, cambios muy importantes en su sistema bancario que pueden haber generado, a su vez, cambios importantes en el proceso de control de la política monetaria. Los resultados empíricos sugieren que este cambio parece observarse en España, distinguiéndose dos periodos. Entre 1978 y 1986, el sistema bancario español se caracterizaba por su escaso desarrollo en comparación con los de otros países desarrollados. Durante dicho periodo, la relación de causalidad observada en el modelo del multiplicador monetario sugería el control de los activos de caja por el Banco de España y su poder de control sobre la oferta monetaria. Sin embargo, durante los 80 se produjeron importantes avances en el desarrollo del sistema financiero español, lo que provoca que, entre 1987 y 1998, la relación anterior se invierta, no pudiéndose rechazar la endogeneidad de la oferta monetaria durante ese periodo.

Las implicaciones de estos resultados resultan interesantes por, al menos, dos motivos. En primer lugar, en la economía española resulta complicado distinguir si el cambio en el carácter exógeno (endógeno) de la oferta monetaria se deriva de las diferentes etapas por las que ha atravesado su sistema bancario, o si es el resultado de otro tipo de factores como la internacionalización de los mercados financieros, en la medida en que ambos fenómenos se han solapado en el tiempo. Sin embargo, la lectura que se extrae de la experiencia de otros países desarrollados como el Reino Unido o Estados Unidos, parece favorecer la primera de las explicaciones. Si esta interpretación fuese correcta, los recientes avances experimentados por el sistema bancario español, complicaron la gestión de la política monetaria del Banco de España, lo que acabó desembocando en cambios importantes en la misma.

En segundo lugar, sorprende que, a pesar del elevado grado de consenso alcanzado en la actualidad sobre el hecho de que las autoridades

monetarias determinan la evolución de los tipos de interés, continúe, como paradigma en la enseñanza de la economía, el modelo monetarista del multiplicador monetario, encuadrado dentro del análisis IS-LM. En este sentido, diversos autores entre los que destacan Clarida y otros (1999) y Romer (2000) presentan alternativas al modelo IS-LM en las que se reconocen características más realistas en el proceso de control de la política monetaria.

La endogeneidad de la oferta monetaria, que duda cabe, sigue siendo un tema de candente actualidad y se ha convertido en un punto de consenso entre diferentes escuelas de pensamiento económico.

ANEXO: FUENTES Y DATOS EMPLEADOS

Los datos mensuales empleados en el estudio del multiplicador monetario en España proceden del Boletín Estadístico del Banco de España (varios años). El periodo temporal abarca desde 1978:11 hasta 1998:10, y se ha procedido a la transformación en logaritmos neperianos y a la desestacionalización de los mismos mediante el procedimiento X-11 ARIMA.

AC: Activos de caja del sistema bancario.

CC: Coeficiente legal de caja mantenido por los bancos, cajas y crédito oficial.

M3: Disponibilidades líquidas.

OM: Agregado monetario amplio, construido a partir de: M3 (1978:11-1982:10), ALP (1982:11-1991:04), ALP2 (1991:05-1996:02) y ALPF (1996:03-1998:10).

Los datos descritos están disponibles solicitándolos a los autores.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anchuelo, A. (1993): "Series integradas y cointegradas: una introducción", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, n° 1, pp. 151-164.
- Angeloni, I. y Dedola, L. (1999): "From the ERM to the euro: new evidence on economic and policy convergence among EU countries", *ECB Working Paper n° 4*, Banco Central Europeo, Mayo.
- Arestis, P. y Howells, P. (1996): "Theoretical Reflections on Endogenous Money: The Problem With *Convenience Lending*", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 20, pp. 539-551.
- Arestis, P. y Howells, P. (1999): "The Supply of Credit Money and the Demand for Deposits: a Reply", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 23, pp. 115-119.

- Ayuso, J. y Escrivá, J.L. (1997): "La evolución de la estrategia de control monetario en España", en Servicio de Estudios del Banco de España, *La política monetaria y la inflación en España*, Alianza Editorial, Madrid, pp. 89-119.
- Banco de Inglaterra (1999): *The Transmission Mechanism of Monetary Policy*, Banco de Inglaterra, Londres.
- Camarero, M.; Esteve, V. y Tamarit, C.R. (1993): "Activos de caja y endogeneidad de la oferta monetaria", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, nº 3, pp. 119-137.
- Campbell, J.Y. y Perron, P. (1991): "Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 6, pp. 141-202.
- Chick, V. (1992): "The Evolution of the Banking System and the Theory of Saving, Investment and Interest", en Arestis, P. y Dow, S. (eds.), *On Money, Method and Keynes: Selected essays Victoria Chick*, St. Martins Press, Nueva York, pp. 193-205.
- Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (1998): "Monetary policy rules in practice: some international evidence", *European Economic Review*, vol. 42, pp. 1033-1067.
- Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (1999): "The science of monetary policy: a new Keynesian perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 1661-1707.
- Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (2000): "Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, pp. 147-180.
- Díaz-Roldán, C. y Montero, A. (2001): "Las reglas de política monetaria en la actuación del Banco de España: 1978-1998", *Estudios sobre la Economía Española nº 97*, FEDEA, Abril.
- Dimand, R.W. (1986): "The Macroeconomics of the *Treatise on Money*", *Eastern Economic Journal*, vol. 12, nº 4, pp. 431-442.
- Dow, S. C. (1997): "Endogenous Money", en Harcourt, G.C. y Riach, P. A. (eds.), *A "Second Edition" of The General Theory*, Routledge, Londres y Nueva York, pp. 61-78.
- Faria, J. R. y León-Ledesma, M. (2001): "Testing the Balassa-Samuelsón effect: Implications for growth and the PPP", *mimeo*, Department of Economics, University of Kent.
- Foster, G.P. (1986): "The Endogeneity of Money and Keynes' General Theory", *Journal of Economic Issues*, vol. 20, nº 4, pp. 953-967.
- Goodhart, C. (2002): "The endogeneity of money", en Arestis, P.; Desai, M. y Dow, S. (eds.), *Money, macroeconomics and Keynes. Essays in honour of Victoria Chick. Volume One*, Routledge, Londres.

- Granger, C. W. J. (1969): "Investigating casual relationships by econometric models and cross spectral methods", *Econometrica*, vol. 37, pp. 425-435.
- Howells, P. y Hussein, K. (1998): "The endogeneity of money: evidence from the G7", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 45, n° 3, pp. 329-340.
- Keynes, J.M. (1930): *A Treatise on Money*, Macmillan, Londres.
- Keynes, J.M. (1936): *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, Londres.
- Lavoie, M. (1984): "The endogenous flow of credit and the Post Keynesian Theory of Money", *Journal of Economic Issues*, vol. 18, pp. 771-797.
- Mauleón, I. (1989): *La oferta y demanda de dinero: teoría y evidencia empírica*, Alianza Editorial, Madrid.
- Palacio-Vera, A. (2001): "The Endogenous Money Hypothesis: Some Evidence from Spain (1987-1998)", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 23, n° 3, pp. 509-526.
- Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, vol. 57, n° 6, pp. 1361-1401.
- Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1999): "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis", en Strom, S. (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H.; Shin, Y. y Smith, R. J. (2001): "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, pp. 289-326.
- Pollin, R. (1991): "Two Theories of Money Supply Endogeneity: Some Empirical Evidence", *Journal of Postkeynesian Economics*, vol. 13, n° 3, pp. 366-396.
- Romer, D. (2000): "Keynesian Macroeconomics without the LM Curve", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 1, pp. 149-169.
- Sayers, R.S. (1976): *The Bank of England, 1891-1944*, Cambridge University Press.
- Taylor, J. (1993): "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, vol. 39, pp. 195-214.
- Woodford, M. (2003): *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- Wray, L. R. (1990): *Money and Credit in Capitalist Economies. The Endogenous Money Approach*, Edward Elgar.
- Wray, L. R. (1992): "Alternative Approaches to Money and Interest Rates", *Journal of Economic Issues*, vol. 26, n° 4, pp. 1145-1178.

ABSTRACT

This paper studies the causality relationship between different monetary aggregates in Spain in order to determine whether the money supply is endogenous. Once the notion of endogenous money is delimited from a theoretical point of view, the paper focuses on studying the statistical causality between the money base and other broader monetary aggregates. The paper ends by pointing out some implications for the conducting of monetary policy.

Key words: endogenous money, monetary policy, monetary causality, cointegration.