

NUEVAS TECNOLOGÍAS DE TRANSACCIÓN Y DEMANDA DE DINERO*

JOAQUÍN MAUDOS
Universidad de Valencia

El objetivo de este trabajo es analizar el efecto de las nuevas tecnologías de transacción en la demanda de dinero en España mediante la construcción de agregados ponderados Divisia corregidos por el efecto de dichas tecnologías. Concretamente, se corrigen las ponderaciones utilizadas en la construcción de los agregados monetarios Divisia mediante la elaboración de un indicador de progreso tecnológico construido con arreglo a la evolución del número de cajeros automáticos y tarjetas de plástico de las cajas de ahorros españolas en el periodo 1983 (3er trim.)-1984 (2º trim.). Se estiman ecuaciones de demanda de dinero para los agregados M2 y ALP, así como para sus correspondientes agregados Divisia, tanto corregidos por el efecto de las nuevas tecnologías como sin corregir.

Palabras clave: tecnologías de transacción, índices Divisia, demanda de dinero.

Una condición esencial para que la demanda de dinero pueda desempeñar el papel que se le atribuye en el diseño de la política monetaria es la de su estabilidad [(Judd y Scadding (1982)]. Los bancos centrales se han preocupado del estudio de la estabilidad de la demanda de dinero en sus economías principalmente debido a que la estabilidad de la relación de la demanda de dinero con sus determinantes es una condición necesaria para influir sobre el gasto nominal a través del control de la oferta monetaria.

En el caso español, tradicionalmente se consideraba que la demanda de dinero era estable, pero en los últimos años han surgido dudas sobre dicha estabilidad [Mauleón (1987), Dolado (1985, 1988), Cabrero *et al.* (1992)]. A ello ha contribuido, en parte, la evolución experimentada en el sistema de pagos español en los últimos años como consecuencia de la innovación tecnológica y financiera.

(*) Agradezco a Francisco Pérez, Javier Quesada y Ezequiel Uriel los comentarios recibidos durante la elaboración de este trabajo, así como los de dos evaluadores anónimos. Asimismo, quisiera agradecer a José Antonio Cuenca la disponibilidad de las series de tipos de interés utilizadas, a la CECA la información facilitada, y a la Fundación Caja de Madrid su ayuda financiera. Una versión más amplia de este trabajo ha sido difundida como Documento de Trabajo de la serie EC (WP-EC 94-15) del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE).

Durante la década de los 80 y principios de los 90 se ha producido, gracias a la informática y a las telecomunicaciones¹, una reducción en los costes de transacción, provocando sustituciones entre activos y, por tanto, cambios no esperados en los agregados monetarios. Dichos cambios no esperados en los agregados monetarios (no explicados por cambios en los determinantes identificados de la función de demanda de dinero) provocan inestabilidades en la misma, haciendo difícil su uso para el diseño de la política monetaria. Las recientes innovaciones, tanto de proceso como de producto, del sistema financiero español han provocado dificultades en la conducción de la política monetaria. Así, el conocimiento por parte de la autoridad monetaria de estos procesos de innovación financiera es importante, ya que puede permitirle interpretar las desviaciones no anticipadas en la tasa de crecimiento de los agregados monetarios.

El objetivo de este trabajo es analizar las consecuencias que las nuevas tecnologías de transacción han tenido en la demanda de dinero en España, utilizando para ello datos relativos a cajeros automáticos y tarjetas de plástico. Para ello, se estiman ecuaciones de demanda de distintos agregados monetarios teniendo en cuenta el efecto que las nuevas tecnologías de transacción han tenido en el grado de liquidez de los activos que forman los agregados monetarios. En concreto, se construyen agregados ponderados Divisia corregidos por el efecto de dichas innovaciones.

El esquema del trabajo es el siguiente. En la sección 1 se describen los efectos de las innovaciones financieras en la demanda de dinero haciendo hincapié en las tecnologías de transacción. La sección 2 se ocupa del análisis microeconómico de los índices Divisia, así como de los efectos del progreso tecnológico en la construcción de dichos índices. En la sección 3 se construyen índices correctores de los agregados monetarios Divisia, con objeto de paliar las consecuencias que el progreso tecnológico no neutral tiene en la construcción de los agregados Divisia para, en la sección 4, construir dichos agregados ponderados. En la sección 5 se estiman ecuaciones de demanda de dinero para los agregados monetarios Divisia sin corregir y corregidos por el efecto de las tecnologías de transacción, así como para los agregados no ponderados. Por último, en la sección 6 se presentan las conclusiones del trabajo.

1. EL EFECTO DE LAS INNOVACIONES FINANCIERAS EN LA DEMANDA DE DINERO

El diseño de la política monetaria en España, al igual que en otros países, se ha realizado siguiendo un esquema en dos niveles. Se define un agregado monetario como objetivo intermedio, seleccionado en función de su relación con los objetivos últimos de la política monetaria, y una variable o instrumento de control del agregado.

Todos los agregados monetarios que han cumplido el papel de objetivo intermedio de la política monetaria (M3, ALP y ALP2) se caracterizan por ser la suma simple de los activos financieros que lo integran. El supuesto implícito en esta agregación es que los activos financieros integrantes del agregado son sustitutivos perfectos o, en otras palabras, que el grado de liquidez es el mismo para todos los activos.

Debido a las limitaciones de los agregados monetarios no ponderados (ya que no tienen en cuenta el distinto grado de liquidez de los activos financieros), recientemente ha crecido el volumen de trabajos, tanto teóricos como empíricos, que se preocupan

(1) Véase Maudos (1992 y 1994).

de construir agregados monetarios ponderados. Lo que éstos hacen es agregar los activos financieros ponderados por su grado de liquidez, dando una mayor ponderación a los activos más líquidos en comparación con los menos líquidos.

Sin embargo, como ponen de manifiesto Ayuso y Vega (1994) en un trabajo en el que se construyen agregados monetarios ponderados para la economía española, existe un *trade-off* entre superioridad teórica y evidencia empírica en torno a los agregados ponderados. Así, mientras que es indiscutible la superioridad teórica de los agregados ponderados para medir la liquidez de la economía (ya que tienen en cuenta la imperfecta sustituibilidad de los activos y su distinto grado de liquidez) en relación a los activos no ponderados, los estudios empíricos disponibles no muestran resultados concluyentes. Por ejemplo, los trabajos de Mills (1983), Barnett, Offenderbecher y Spindt (1984), y Ford, Peng y Mullineux (1992) muestran cómo los agregados ponderados Divisia dominan a los no ponderados, mientras que los trabajos de Bailey, Driscoll, Ford y Mullineux (1982) y Yue y Fluri (1991) concluyen lo contrario.

Las innovaciones financieras que reducen los costes de transacción o de conversión en efectivo de los activos financieros afectan al grado de liquidez de los mismos. Así, las nuevas tecnologías de transacciones, como es el caso del cajero automático y las tarjetas de plástico, en la medida en la que han supuesto una reducción en los costes de transacción, han incrementado la liquidez de los activos financieros a los que están vinculados (depósitos a la vista y de ahorro).

En la medida en que estas innovaciones financieras inciden en la liquidez de los activos monetarios afectan, por tanto, a los agregados monetarios ponderados. En este trabajo se aborda la construcción de agregados ponderados Divisia teniendo en cuenta el efecto de dichas innovaciones, en línea con el trabajo de Ford, Peng y Mullineux (1992). Además, dados los problemas que las innovaciones financieras han tenido en la estimación de funciones estables de demanda monetaria, los defensores de los agregados Divisia sugieren modificaciones en estos índices con objeto de captar el efecto de las innovaciones y recuperar la estabilidad de las funciones de demanda de dinero.

2. ÍNDICES DIVISIA PARA AGREGADOS MONETARIOS

Los agregados monetarios no ponderados pueden ser definidos como la suma ponderada de diversos activos monetarios con ponderaciones iguales a la unidad. Este agregado M se construye como,

$$M = \sum_{i=1}^n m_i \quad [1]$$

donde m_i es el componente i -ésimo del agregado M . Esta forma de agregación implica que todos los componentes de M son sustitutivos perfectos y, en consecuencia, son igualmente ponderados.

El principal problema en la elaboración de estos agregados construidos como simples sumas es que no responden a agregaciones consistentes. Sólo cuando los componentes del agregado son sustitutivos perfectos, la suma simple es la función de agregación apropiada [Barnett, Fisher y Serletis (1992)].

Por el contrario, los agregados ponderados atribuyen pesos o ponderaciones a los activos en función de su liquidez. Como se ha puesto de manifiesto anteriormente, recientemente ha crecido el interés en la construcción de agregados monetarios ponderados dada su superioridad teórica sobre los no ponderados. Casi todos los trabajos realizados aplican los índices Divisia, aplicados por primera vez a los agregados monetarios por William Barnett en 1980.

Concretamente, los agregados Divisia (D_t) se definen como:

$$\Delta \log D_t = \sum_1^n \mu_{it} \Delta \log m_{it} \quad [2]$$

donde,

$$\mu_{it} = \frac{1}{2} (S_{it} + S_{i(t-1)}), \quad S_i = \frac{c_i m_i}{\sum_1^n c_i m_i}, \quad c_i = \frac{R - r_i}{1 + R} \quad [3]$$

Así, los agregados monetarios Divisia se definen como la suma ponderada de las tasas de crecimiento de sus componentes (m_i), donde las ponderaciones (s_i) representan el gasto en cada uno de los componentes en relación al gasto total en el agregado.

En consecuencia, los agregados Divisia ponderan los activos financieros en función de su liquidez ya que las ponderaciones dependen de los costes de uso de los activos monetarios (c_i). Dichas ponderaciones dependen del diferencial entre el tipo de interés de un activo (r_i) y el tipo de interés del activo alternativo (R) que no proporciona ningún servicio de liquidez (*benchmark*). Así, las ponderaciones reflejan diferencias en los servicios de transacción provistos por los diferentes activos y, por tanto, el agregado ponderado debería mantener una relación más estrecha con el gasto nominal de una economía en relación a los agregados no ponderados.

2.1. Coste de uso (c_i)

Los índices Divisia de agregados monetarios tienen en cuenta la liquidez o los servicios de transacción de los distintos activos, utilizando para ello los tipos de interés o coste de uso de los mismos. En la economía de la agregación, el precio apropiado de un bien es su coste de uso [Barnett (1978)].

Según la definición dada del coste de uso de un activo monetario, se supone que los tipos de interés contienen toda la información disponible en relación a cómo el mercado valora los servicios suministrados por los activos. Así, cuanto mayor sea la rentabilidad de un activo se presupone que menores son los servicios de liquidez que proporciona. El motivo es que, dados dos activos con igual riesgo y vencimiento, sus rendimientos diferirán como consecuencia de su grado de liquidez. Por tanto, variaciones en sus rentabilidades relativas reflejarán variaciones en la liquidez.

Sin embargo, el argumento anterior exige para su cumplimiento que las carteras de los agentes se ajusten de forma continua ante variaciones en los precios relativos

de los activos. Si este argumento no se cumple, se producirán variaciones en los agregados Divisia sin que varíen los determinantes de su demanda.

Este argumento justifica el uso en algunos trabajos de filtros que tiendan a suavizar la variabilidad de los tipos de interés. Así, por ejemplo, Rotemberg, Driscoll y Poterba (1991) y Fisher, Hudson y Pradhan (1993) utilizan medias móviles centradas de los costes de uso de los activos monetarios argumentando que, cuando los individuos no ajustan continuamente sus carteras, sus decisiones estarán basadas en valores presentes y pasados de esta variable².

La construcción de los costes de uso de los activos monetarios está relacionada con la elección del activo que no reporta servicios de liquidez (*benchmark*). En palabras de Barnett *et al.* (1992), el activo *benchmark* se define "como aquel que no provee liquidez u otros servicios monetarios y que se mantiene únicamente para transferir riqueza intertemporalmente".

La elección del activo *benchmark* es de suma importancia en la construcción de los índices Divisia de agregados monetarios. En la literatura sobre agregados Divisia se han utilizado multitud de activos como *benchmark*: rendimiento del capital humano [Barnett y Spindt (1982)], rendimiento de bonos públicos o privados a largo plazo [Yue y Fluri (1991)], índices bursátiles [Poterba y Rotemberg (1987)], etc. No obstante, en la práctica se suele seleccionar aquel activo que reporta la mayor rentabilidad como forma de evitar que aparezcan costes de uso negativos para algún activo monetario. Obviamente, la sensibilidad de los resultados a la elección del activo *benchmark* es un tema controvertido que no tiene una fácil solución.

2.2. Innovaciones financieras: efectos sobre los índices Divisia

Barnett (1986) demostró que si las innovaciones tecnológicas son neutrales en el grado de liquidez de los activos, los índices Divisia miden adecuadamente la liquidez. Sin embargo, las innovaciones tecnológicas afectan a la liquidez relativa de los activos financieros no siendo, por tanto, neutrales. En ese caso, Ford, Peng y Mullineux (1992) muestran cómo los agregados Divisia pueden ser corregidos con objeto de captar el efecto de dichas innovaciones.

En concreto, Ford, Peng y Mullineux (1992) proponen modificar los costes de uso (precios) de los activos monetarios, construyendo un índice (e) calculado a partir de la suma del número de cajeros automáticos y tarjetas de crédito. Dicho índice es aplicado como factor corrector al coste de uso de aquellos activos monetarios cuya liquidez puede haberse visto afectada, según la siguiente expresión:

$$c_i^m = (1+e)c_i = (1+e)[(R-r_i)/(1+R)] \quad [4]$$

donde c_i^m son los coste de uso corregidos por el efecto del progreso tecnológico.

Sin embargo, el inconveniente que presenta la transformación anterior es que, en función de la evolución del indicador de progreso tecnológico (e), los tipos de interés implícitos de los activos monetarios afectados por el progreso tecnológico pueden ser negativos y de elevada magnitud.

(2) Véase Ayuso y Vega (1994) para una aplicación al caso español.

Debido a esta limitación, la transformación que se va a utilizar en este trabajo es la siguiente:

$$c_i^m = \frac{R - \frac{r_i}{e}}{1+R} = [R - (r_i/e)]/(1+R) \quad [5]$$

De acuerdo con la transformación anterior, si no existiera progreso tecnológico, el valor del índice e sería 1 y, por tanto, las ponderaciones utilizadas en la construcción de los agregados Divisia no variarían ($c_i^m = c_i$). Por el contrario, conforme se incrementa el grado de progreso tecnológico, el índice e tiende a infinito, el tipo de interés implícito modificado (r_i/e) tiende a cero y, en consecuencia, las ponderaciones corregidas tenderán a la ponderación del efectivo³.

3. AGREGADOS MONETARIOS DIVISIA "CORREGIDOS" POR LAS TECNOLOGÍAS DE TRANSACCIÓN

Como hemos visto en la sección 2, los agregados ponderados Divisia, si bien teóricamente son preferibles a los agregados calculados como simple suma, presentan limitaciones en un contexto de cambio tecnológico no neutral. Así, el objetivo de esta sección es construir un indicador de progreso tecnológico con objeto de corregir los agregados monetarios Divisia.

Al igual que en otras áreas del análisis económico, el principal problema en el estudio de los efectos del progreso tecnológico proviene de la carencia de información estadística. En el caso del estudio de la demanda de dinero en España, si bien casi todos los trabajos realizados coinciden en señalar la importancia del progreso tecnológico, en ninguno se introduce, por falta de información, una variable que recoja el efecto de las nuevas tecnologías.

En el presente trabajo sólo se ha podido disponer de información en relación a dos de las principales tecnologías de transacción (cajeros automáticos y tarjetas de plástico) para el caso concreto de las cajas de ahorros y a partir del tercer trimestre de 1983. No obstante, si bien dicha información obviamente no abarca la totalidad del sector bancario, la red de cajeros así como la tarjeta 6000 de la CECA representan aproximadamente las dos terceras partes del total del sector bancario, siendo este porcentaje relativamente estable en el periodo de tiempo considerado⁴.

3.1. Índice corrector de progreso tecnológico

El índice tecnológico e que se utiliza para corregir los costes de uso de los activos monetarios se construirá en base únicamente a la información disponible de las cajas de ahorros confederadas. Tal y como se ha mencionado anteriormente, la información necesaria disponible para calcular este índice tecnológico parte del tercer trimestre de 1983, condicionando, por tanto, el periodo de tiempo considerado en la

(3) Si bien en la expresión [4] la normalización de e entre 0 y $r_i/R - r_i$ satisface estas mismas propiedades, el índice e no sería un indicador adecuado de progreso técnico ya que, dado que depende de los tipos de interés, no reflejará exclusivamente la evolución del progreso técnico.

(4) Véase Maudos (1994).

construcción de los agregados Divisia y, en consecuencia, en la estimación de las ecuaciones de demanda de los distintos agregados.

El gráfico 1 muestra el perfil de la serie de progreso tecnológico e construida a partir de dos índices elaborados utilizando sólo información del número de cajeros automáticos y de tarjetas, respectivamente. En la construcción de e se normalizan previamente las dos series temporales de cajeros y tarjetas, tomando valor 1 en el período base de referencia (1983.3) para, posteriormente, sumar ambas series y normalizar la serie resultante⁵. Las tres series muestran un perfil similar hasta el tercer trimestre de 1988, divergiendo a partir de entonces como consecuencia del mayor crecimiento del número de cajeros en comparación con el número de tarjetas.

3.2. Agregados modelizados

Para tener en cuenta que la demanda de dinero responde a un motivo transacción y a un motivo especulativo (decisión de cartera), los agregados modelizados van a ser M2 y los activos líquidos en manos del público (ALP).

Siguiendo el esquema propuesto por Manzanedo y Sebastián (1990), asociaremos al agregado M2 el motivo "transacciones", aunque parte de este agregado puede formar parte del componente "riqueza". Así, por ejemplo, la liberalización de los tipos de interés de los depósitos a la vista y la posterior guerra de las supercuentas ha permitido el acceso a un activo de gran liquidez en el que resulta difícil separar el motivo transactivo del motivo riqueza.

Estos mismos autores especifican una segunda función de demanda de dinero como forma de mantener la riqueza, recayendo dicha función en el agregado que resulta de eliminar del agregado ALP los activos incluidos en M2 (ALM en su terminología). Sin embargo, la creciente innovación financiera experimentada en el sistema financiero español ha contribuido a difuminar la línea divisoria entre los activos financieros demandados por ambas causas. Así, el agregado ALM lo integran activos financieros mantenidos tanto por el motivo transacción como por el motivo riqueza señalados anteriormente. Por esta causa, se modelizará la demanda de los ALP en su totalidad. Además, hay que tener en cuenta que éstos han sido el objetivo intermedio de la política monetaria durante el período objeto de estudio.

3.3. Costes de uso

Una vez adoptada la decisión de los agregados monetarios Divisia a construir, el siguiente paso es asignar rendimientos a los activos monetarios que los integran. En este trabajo, al igual que en los trabajos de Dolado y Escrivá (1991 y 1992), Ayuso y Vega (1994) y Cabrero *et al.* (1992), se utilizan las series históricas de tipos de interés netos de impuestos calculadas y revisadas en Cuenca (1993) para los componentes de los ALP así como para agregados monetarios (tipos de interés sintéticos propios y alternativos).

3.4. Activo de referencia

Como se ha definido anteriormente, el activo de referencia se define como aquel que permite transferir riqueza de un período a otro sin proporcionar servicios de liquidez. Han sido numerosos los activos utilizados como referencia en la literatura sobre

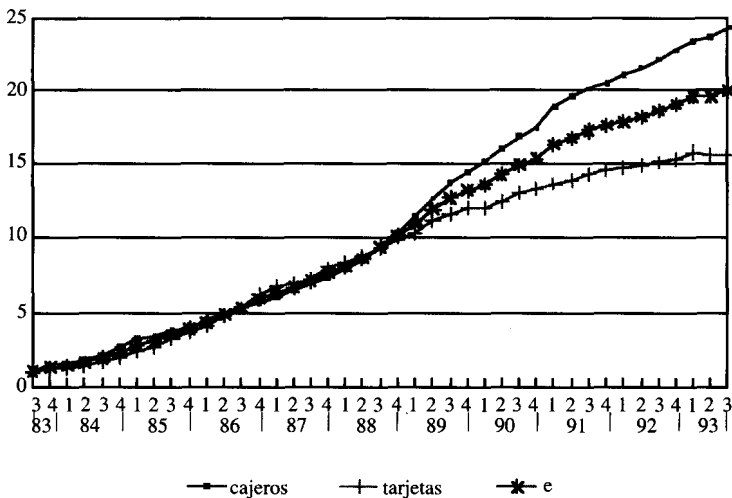
(5) Un construcción similar puede encontrarse en Ford, Peng y Mullineux (1992).

agregados Divisia. En este trabajo, al igual que en otros⁶, se ha elegido como activo *benchmark* aquel que cumple la siguiente condición:

$$r_i^b = \max [r_i^d, r_i^i] \tag{6}$$

siendo r_i^d el rendimiento interno de la deuda pública a más de dos años (tipo de interés alternativo de los ALP) y r_i^i el tipo de interés de los diferentes activos monetarios.

Gráfico 1: INDICADORES DE PROGRESO TECNOLÓGICO



El criterio anterior tiene la ventaja de evitar la existencia de posibles costes de uso (c_i) negativos y, por tanto, ponderaciones negativas (s_{it}). Así, en caso de que la rentabilidad de un activo coincida en un periodo de tiempo con la rentabilidad del activo *benchmark*, su coste de uso y, por tanto, su ponderación será cero.

4. CONSTRUCCIÓN DE AGREGADOS DIVISIA

4.1. Agregados Divisia no corregidos

Como se ha mencionado anteriormente, los agregados modelizados son dos: M2 y ALP. El gráfico 2 muestra la media muestral de las ponderaciones utilizadas en la construcción de los agregados Divisia (s_{it}) de los componentes de los ALP ordenados de mayor a menor. En dicho gráfico destacan las elevadas ponderaciones de los activos más líquidos integrantes de los ALP: depósitos de ahorro (A3), depósitos vista (A2), efectivo en manos del público (A1), depósitos a plazo (A4) y cesión temporal de

(6) Véase para el caso español Ayuso y Vega (1994).

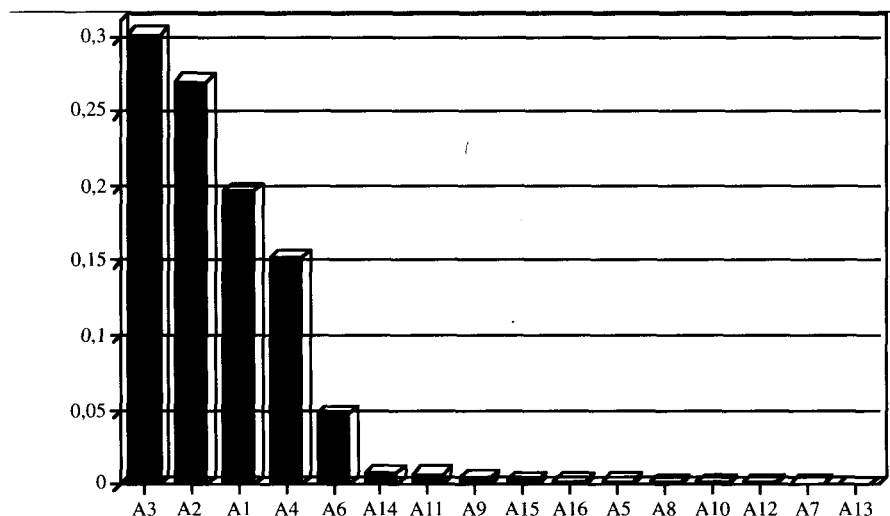
activos (A6). Seguidamente, aparece un conjunto de activos con ponderaciones comprendidas entre un 1% y 0,1%. Por último, las participaciones de activo (A7) y las letras endosadas y los avales a pagarés de empresa (A13) presentan ponderaciones inferiores al 0,01%.

El gráfico 3 muestra el peso medio (media de datos trimestrales) que cada activo representa en el total de los ALP (ponderaciones unitarias). Se observa cómo los activos con mayor peso [efectivo en manos del público (A1), depósitos vista (A2), depósitos ahorro (A3), depósitos a plazo (A4) y la cesión temporal de activos (A6)] son también los que tienen mayores ponderaciones (s_{it}) en el cómputo del agregado Divisia.

Sin embargo, existen cuantiosas diferencias entre los pesos que los activos representan en los ALP y sus ponderaciones en el agregado Divisia. En concreto, para el caso de los activos más líquidos de los ALP [efectivo en manos del público (A1), depósitos vista (A2) y depósitos de ahorro (A3)], las ponderaciones s_{it} son mayores que los pesos dentro de los ALP, mientras que en el caso de los depósitos a plazo (A4) y la cesión temporal de activos (A6) los s_{it} son claramente inferiores a sus pesos en los ALP. El gráfico 4 ilustra las importantes diferencias existentes entre los agregados contruidos como simples sumas y los agregados ponderados Divisia.

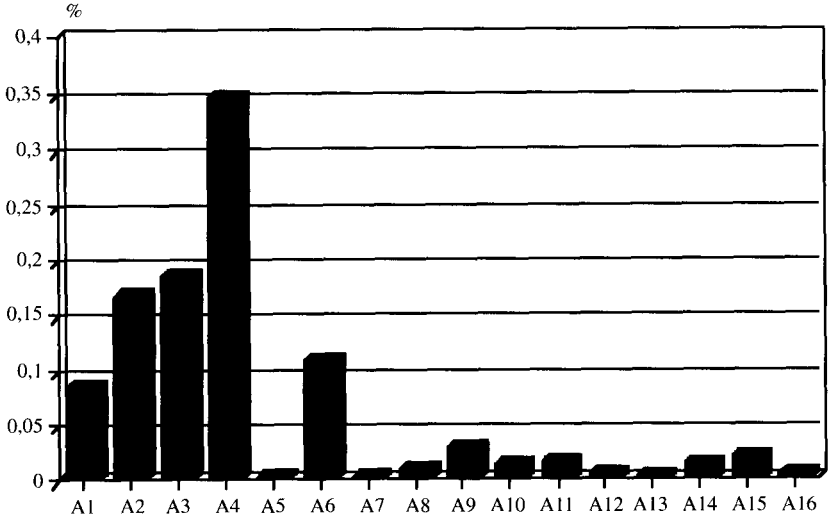
En el caso del agregado M2, el gráfico 5 muestra las diferencias entre los pesos que los activos representan en M2 y las ponderaciones de su correspondiente agregado Divisia. A diferencia de los ALP, las diferencias entre ambas ponderaciones son menores, por lo que es de esperar menores diferencias en las ecuaciones de demanda de ambos agregados.

Gráfico 2: PONDERACIONES COMPONENTES ALP (S_{it} medios)



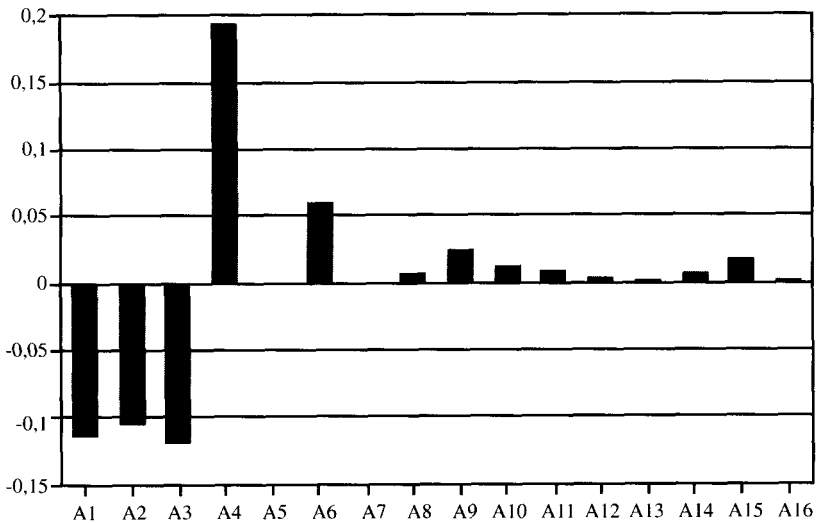
Fuente: Banco de España

Gráfico 3: PONDERACIONES COMPONENTES ALP (peso relativo medio)



Fuente: Banco de España

Gráfico 4: PONDERACIONES COMPONENTES ALP (pesos en ALP - S_{it})



Fuente: Banco de España y Cuenca (1993)

Gráfico 5: PONDERACIONES COMPONENTES M2



Fuente: Banco de España y Cuenca (1993)

4.2. Agregados Divisia corregidos

Es necesario considerar ahora el efecto que las nuevas tecnologías de transacción han tenido sobre la liquidez de los activos monetarios. A este respecto, el gráfico 6 muestra las diferencias entre las ponderaciones que en la construcción de los agregados Divisia de ALP corresponden a cada activo monetario y las ponderaciones corregidas por el efecto del progreso tecnológico (s_{it} "corregido"). Se aprecia cómo se produce un sustancial crecimiento en las ponderaciones correspondientes a los depósitos vista (A2) y a los depósitos de ahorro (A3), ya que son estos activos los que han visto incrementada su liquidez como consecuencia de la introducción de las nuevas tecnologías de transacción. Para el resto de activos, se produce una caída en las ponderaciones (s_{it}) como consecuencia de la caída relativa del numerador de la expresión [3].

En el caso de M2, el gráfico 7 muestra cómo las ponderaciones corregidas de los depósitos vista (A2) y ahorro (A3) reciben un mayor peso en el cálculo del agregado Divisia corregido, ya que son estos activos monetarios los afectados por las nuevas tecnologías de transacción.

5. RESULTADOS DE LAS ECUACIONES DE DEMANDA

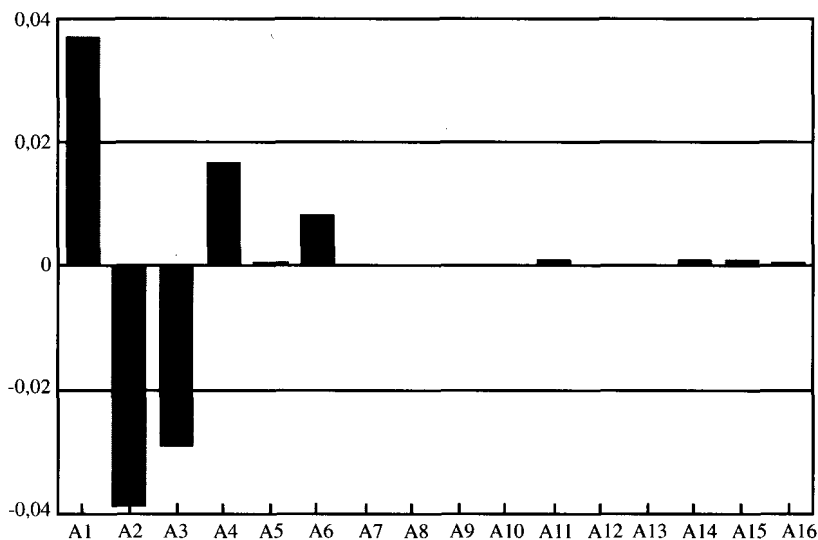
5.1. Especificación econométrica

Como ponen de manifiesto Friedman y Schwartz (1991) en la famosa discusión con Hendry y Ericsson (1991), la finalidad (explicar movimientos a largo plazo o mo-

vimientos cíclicos) de una investigación es la que determina la metodología a utilizar. En este sentido, la utilización de un mecanismo de corrección de error (ECM) tiene la ventaja de captar tanto la posible relación de equilibrio de largo plazo, como las desviaciones transitorias del mismo⁷.

La mayoría de los estudios más recientes, tanto referidos al caso español como a otras economías, especifican funciones de demanda de dinero en forma de ECM [(Dolado 1982, 1985, 1988), Dolado y Escrivá (1991 y 1992), Cabrero *et al.* (1992) y Ayuso y Vega (1994)]. Ello es debido, en parte, a que recientemente se ha desarrollado la opinión de que gran parte de los signos de inestabilidad detectados en la estimación de funciones de demanda de dinero eran el resultado de una incorrecta especificación estadística, así como de los métodos de estimación utilizados. De esta forma, gracias al desarrollo de la teoría de la cointegración y a la representación de variables cointegradas en forma de ECM, es posible armonizar la existencia de una relación de demanda de dinero a largo plazo con la presencia de desviaciones transitorias respecto a dicha relación. En concreto, Dolado (1988) y Dolado y Escrivá (1991) sostienen la hipótesis de que tanto el fenómeno de liberalización del sistema financiero español, como el fenómeno de la innovación financiera no han afectado a la existencia de una relación estable a largo plazo entre la demanda de dinero y sus determinantes, si bien han inducido inestabilidades en la dinámica a corto plazo. Para ello, consideran estos nuevos procedimientos econométricos (técnicas de cointegración y análisis de variables integradas) con la finalidad de identificar las relaciones a largo plazo existentes en la función de demanda monetaria y el grado de estabilidad de dichas relaciones.

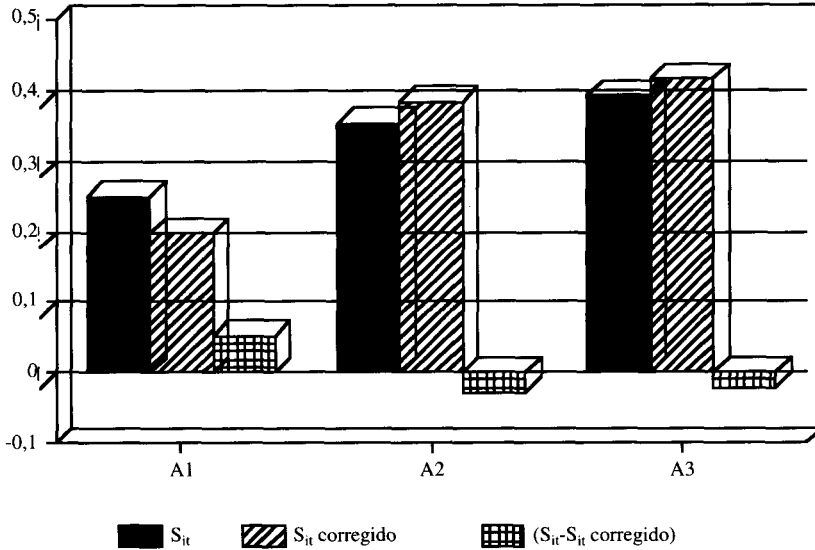
Gráfico 6: PONDERACIONES CORREGIDAS DE ALP (S_{it})-(S_{it} "corregido")



Fuente: Cuenca (1993) y Red 6000

(7) Una exposición de los argumentos y contraargumentos en favor de una u otra especificación dinámica de la demanda de dinero y, en concreto, del ECM, puede encontrarse en Mauleón (1989).

Gráfico 7: PONDERACIONES CORREGIDAS DE M2



Fuente: Cuenca (1993) y Banco de España^o

Sin embargo, es importante tener en cuenta que, a pesar de lo dicho en el párrafo anterior, es posible que parte de las inestabilidades detectadas en la estimación de las funciones de demanda de dinero pueda deberse a un problema de variable relevante omitida, como las nuevas tecnologías de transacción. Este es, por tanto, el objetivo principal de los siguientes apartados: analizar el efecto que estas tecnologías de transacción han tenido en la demanda de dinero en España.

5.2. Datos utilizados

Los datos de los agregados monetarios considerados (M2 y ALP) en la estimación de las ecuaciones de demanda son medias trimestrales de datos fin de mes obtenidos a partir del Boletín Estadístico del Banco de España.

La variable de escala utilizada es el Producto Interior Bruto (Y_t) a precios de mercado en pesetas constantes de 1986. La fuente es el Instituto Nacional de Estadística (INE).

El índice de precios utilizado es el Índice General de Precios al Consumo (P_t) obtenido del INE. Como medida de inflación (π) se ha usado la tasa de crecimiento inter-trimestral del IPC aproximada a partir de diferencias logarítmicas.

Las series de tipos de interés netos de impuestos de los activos financieros que integran las distintas definiciones de dinero, así como los tipos de interés sintéticos propios (r^p) y alternativos (r^a) de los agregados monetarios proceden de Cuenca (1993).

Por último, el indicador de progreso tecnológico se ha construido a partir de información del número de cajeros y de tarjetas de las cajas de ahorros obtenidos directamente de la CECA.

5.3. Análisis del orden de integración de las series

El análisis del orden de integración de las variables que intervienen en la ecuaciones de demanda monetarias (agregados monetarios, renta, precios, inflación⁸ y tipos de interés) se ha realizado en base a los contrastes de Dickey y Fuller (1979)(DF y ADF). Los valores críticos de dichos estadísticos se encuentran en McKinnon (1991), variando dichos valores en función de la presencia o ausencia de un término constante así como de una tendencia.

Los resultados del análisis del orden de integración de las variables tienen, en algún caso, un carácter ambiguo en función del número de desfases que se introducen en la estimación y de la introducción del término constante y tendencial.

Los resultados obtenidos se resumen en⁹:

- a) Todos los agregados monetarios nominales considerados (no ponderados, ponderados y ponderados y corregidos por progreso técnico) son variables I(2), siendo I(1) en términos reales. Esto implica que los precios son I(2) y están cointegrados con los agregados monetarios nominales [vector de cointegración (1,-1)].
- b) Si bien los resultados obtenidos, al igual que los obtenidos en Cabrero *et al.* (1992), permiten caracterizar a la tasa de inflación como una variable I(0) alrededor de una tendencia determinista, se considera que dicha variable es I(1) con objeto de que tenga sentido su incorporación en las ecuaciones de cointegración (10) y (11)¹⁰.
- c) Los tipos de interés netos de impuestos propios y alternativos de M2 y ALP son variables I(1). Por contra, el coste de oportunidad de los agregados Divisia son variables I(0).
- d) El PIB real puede caracterizarse como una variable I(2) alrededor de una tendencia determinística.

Dados los problemas que los contrastes de raíces unitarias presentan en pequeñas muestras y el carácter ambiguo, en algún caso, de los resultados obtenidos, vamos a

(8) En la literatura económica sobre la demanda de dinero no existe consenso respecto a la introducción de la tasa esperada de inflación como determinante de la demanda de dinero. En opinión de Mauleón (1989) "...la justificación teórica para la presencia de esta variable es dudosa fuera de situaciones de hiperinflación... La tasa esperada de inflación no tiene por qué ser un determinante de la demanda de dinero, y si lo es, su signo, posiblemente, es positivo".

Sin embargo, Cabrero *et al.* (1992) ponen de manifiesto que "la justificación teórica de un efecto negativo de la tasa de inflación sobre la demanda de saldos reales resulta bastante sólida, especialmente cuando los niveles alcanzados por esta variable han sido muy elevados. Además, la inflación esperada constituye una variable explicativa importante en un gran número de estudios empíricos sobre demanda de dinero [Dolado (1985 y 1988), Manzanedo y Sebastián (1990), Cabrero *et al.* (1992), Ayuso y Vega (1994) y Vega (1994)].

(9) Debido a la extensión del trabajo, no se presentan los resultados del análisis del orden de integración de las series. No obstante, están a disposición del lector interesado.

(10) Este resultado puede deberse a que el coeficiente de la tendencia no sea estable, de modo que sea preferible considerar la tasa de inflación como I(1).

suponer la existencia de una relación de cointegración entre los agregados monetarios modelizados y sus determinantes.

5.4. Relación de cointegración

La existencia de cointegración entre la demanda de los distintos agregados monetarios (M_t) y sus determinantes (X_{it}) se aborda a través de la estimación del ECM según la siguiente expresión:

$$\Delta M_t = \alpha_0 + \alpha_i \sum_i^n \Delta X_{it} + \beta [M_{t-1} - c_i \sum_i^n X_{it-1}] + k_i \Delta M_{t-i} \quad [7]$$

Concretamente, el procedimiento utilizado ha sido la estimación lineal del ECM basada en la linealización de la expresión anterior:

$$\Delta M_t = \alpha_0 + \alpha_i \sum_i^n \Delta X_{it} + \beta M_{t-1} + \gamma_i \sum_i^n X_{it-1} + k_i \Delta M_{t-i} \quad [8]$$

donde $\gamma_i = -\beta c_i$. Así, los parámetros γ_i estimados son el producto del coeficiente del mecanismo de corrección de error (β) y las elasticidades de largo plazo (c_i).

Una dificultad que presenta la estimación del ECM tal y como ha sido expuesta es que, implícitamente, supone que la relación de cointegración es única. Sin embargo, bajo la existencia de varios vectores de cointegración, el modelo a largo plazo consistiría en un sistema de ecuaciones de cointegración. La elección arbitraria de una de estas ecuaciones conduciría en la práctica a estimar parámetros que resultarían ser una combinación de los parámetros del sistema completo. Para evitar este problema, Johansen (1988, 1991) propone estimar simultáneamente el espacio de vectores de cointegración a través de un procedimiento de máxima verosimilitud.

Sin embargo, en el contexto de la estimación de función de demanda de dinero, sería difícilmente interpretable la existencia de más de un vector de cointegración. De hecho, en un trabajo sobre la demanda de dinero en España en el que se utiliza el procedimiento de Johansen [Dolado y Escrivá (1991)] se muestra que, con alguna excepción, parece existir un único vector de cointegración para un conjunto de agregados monetarios. En el caso de existir un segundo vector de cointegración, el primero puede interpretarse, de acuerdo con sus signos, como una función de demanda de dinero, lo que permitiría pasar a determinar la dinámica a corto plazo en un marco uniecuacional como es el ECM. Por este motivo, se va a considerar la existencia de un único vector de cointegración.

En los cuadros que se presentan a continuación se recogen los resultados correspondientes a la estimación lineal del ECM así como las elasticidades implícitas de largo plazo.

Debido a que durante el periodo 1989.3-1990.4 tuvo lugar el establecimiento de controles al crecimiento del crédito bancario¹¹, se ha introducido en las estimaciones

(11) Además del establecimiento de controles al crecimiento del crédito bancario, en dicho periodo de tiempo tuvieron lugar otros acontecimientos: reducción del coeficiente de caja, inicio de la guerra de las supercuentas, cambios en la regulación que afecta a las operaciones de seguro, etc.

una variable ficticia que toma el valor 1 en dicho periodo y 0 en el resto. La alternativa de utilizar la muestra hasta el segundo trimestre del año 1989 suponía una pérdida de casi el 50 % de los datos, por lo que las estimaciones realizadas abarcan la totalidad del periodo 1983.3-1993.2. No obstante, hay que tener en cuenta que en el trabajo de Cabrero *et al.* (1992), se presenta evidencia de que las funciones de demanda monetarias han vuelto a sus sendas de equilibrio tras el levantamiento del control del crédito a finales de 1990, por lo que el periodo 1989.3-1990.4 se caracteriza como una fase de inestabilidad transitoria. De hecho, en ninguna de las estimaciones realizadas ha resultado significativa la introducción de dicha variable ficticia.

La contrastación de la existencia de relaciones de cointegración se ha realizado a través del contraste propuesto por Barnerjee, Dolado, Hendry y Smith (1986), que se basa en el estadístico *t* del parámetro β de la ecuación [8]. Sin embargo, y siguiendo la propuesta adoptada por Cabrero *et al.* (1992), dado que no se dispone de valores tabulados del contraste bajo la hipótesis alternativa de no cointegración, se ha seguido un criterio de prudencia, según el cual, para rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración se requiere que el estadístico esté por encima, aproximadamente, en valor absoluto, de 3.

En las estimaciones de las ecuaciones de demanda monetarias se ha impuesto la homogeneidad a largo plazo en precios, dado que los contrastes efectuados permiten aceptar dicha hipótesis. Concretamente, el contraste utilizado es el propuesto por Cabrero *et al.* (1992). Dicha contrastación se realiza mediante la *t-ratio* del parámetro ψ que acompaña a la variable P_{t-1} en la siguiente ecuación:

$$\Delta(M-P)_t = \alpha_0 + \alpha_i \sum_1^n \Delta X_{it} + \beta(M-P)_{t-1} + \gamma_i \sum_1^n X_{it-1} + \psi P_{t-1} + k_i \Delta(M-P)_{t-i} \quad [9]$$

Cuadro 2: CONTRASTE DE LA ELASTICIDAD UNITARIA A LARGO PLAZO EN PRECIOS VALORES Y *T-RATIO* (ENTRE PARÉNTESIS) DE ψ

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
ALP	-0,0440 (-0,9069)	-0,0386 (-0,7196)	-0,0093 (-0,2168)	-0,0023 (-0,0490)
D(ALP)	-0,1138 (-1,3129)	-0,0793 (-1,6377)	-0,0293 (-0,5905)	-0,0090 (-0,1643)
DC(ALP)	-0,1609 (-1,393)	-0,0851 (-1,2005)	-0,0398 (-0,4794)	-0,0904 (-1,0447)
M2	-0,0589 (-1,1366)	-0,0265 (-0,4264)	-0,0211 (-0,2444)	-0,0820 (-0,9423)
D(M2)	-0,0348 (-0,6282)	0,0377 (0,5709)	0,0505 (0,5788)	-0,0990 (-1,1574)
DC(M2)	-0,1593 (-1,5785)	-0,0645 (-0,9107)	0,0126 (0,1342)	-0,1311 (-1,3632)

Si ψ no es significativamente distinto de cero, no se puede rechazar la hipótesis de elasticidad unitaria a largo plazo respecto al nivel de precios.

En el cuadro 2 aparecen los valores de las estimaciones del parámetro ψ así como su *t-ratio* (entre paréntesis). Como puede apreciarse, en todos los casos analizados el parámetro ψ no es estadísticamente distinto de cero, por lo que se acepta la hipótesis de homogeneidad en precios a largo plazo¹².

Así, los agregados monetarios modelizados están expresados en términos reales. Por tanto, las relaciones de cointegración propuestas adoptan la forma general:

$$M_t - P_t = c_0 + c_1 Y_t + c_2 r_t^p + c_3 r_t^a + c_4 \Delta P_t + \varepsilon_t \quad [10]$$

donde M_t es el agregado monetario modelizado, P_t es el índice de precios al consumo, Y_t es la variable de escala utilizada (PIB) en pesetas constantes, r_t^p es el tipo de interés neto de impuestos medio ponderado de los activos que forman parte del agregado monetario y r_t^a es el tipo de interés neto de impuestos de los activos alternativos no incluidos en la definición del agregado monetario modelizado. Todas las variables, a excepción de los tipos de interés, están expresadas en logaritmos, por lo que los parámetros estimados han de interpretarse como elasticidades (semielasticidades en el caso de los tipos de interés).

No obstante, en el caso de los agregados ponderados Divisia, corregidos y sin corregir, la especificación utilizada es la siguiente:

$$M_t - P_t = c_0 + c_1 Y_t + c_3 COD_t + c_4 \Delta P_t + \varepsilon_t \quad [11]$$

donde COD_t es el coste de oportunidad del agregado Divisia.

Así, en la modelización de los agregados Divisia no aparece un tipo de interés propio al ser los agregados ponderados medidas de liquidez en sentido estricto. Por tanto, COD_t se interpreta como una suma ponderada de los diferentes costes de oportunidad asociados a los servicios de liquidez que prestan los distintos activos, representando los costes de uso el tipo de interés perdido por mantener el activo M_t .

En los cuadros 3 a 8, se presentan los resultados de la estimación de la ecuación [8] para los agregados monetarios considerados así como las elasticidades (semielasticidades en el caso de los tipos de interés) implícitas de largo plazo. Asimismo, se presentan los resultados de la estimación referidos a cuatro periodos muestrales diferentes con objeto de analizar la estabilidad de las ecuaciones de demanda.

Los estadísticos que se presentan en la parte inferior de cada cuadro son los que se señalan a continuación:

- R2: coeficiente de determinación.
- EE: error estándar de la regresión.
- Q(4): estadístico Box-Pierce de correlación de orden cuatro de los residuos.
- ARCH(4): contraste de heteroscedasticidad autorregresiva de orden cuatro.

(12) Dado el carácter no estacionario de la variable P_{t-1} , no se dispone de valores críticos para este *test*, por lo que esta forma de contrastación es sólo aproximada. Sin embargo, los valores críticos del *test* serán superiores a los de las distribuciones estándar y, por tanto, en caso de obtener *t-ratios* con valores absolutos inferiores aproximadamente a dos (al 5% de significación), es posible aceptar $H_0: \psi = 0$.

Cuadro 3: ECUACIÓN DE DEMANDA DE ALP. MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR

$$\Delta(ALP-P)_t = \alpha_0 + \beta(ALP-P)_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 P_{t-1} + \gamma_3 r_{t-1}^a + \gamma_4 \Delta P_t +$$

$$h_i \sum_{i=1}^n \Delta(ALP-P)_{t-i} + s_1 Q1_t + s_2 Q2_t + s_3 Q3_t + \varepsilon_t$$

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
α_0	-3,1568 (-2,5959)	-4,3070 (-2,9274)	-2,3481 (-1,9400)	-2,3821 (-1,7647)
β	-0,2891 (-3,3012)	-0,3733 (-3,4278)	-0,1977 (-2,1185)	-0,1958 (-1,8161)
γ_1	0,4280 (2,9535)	0,5665 (3,1866)	0,3052 (2,0462)	0,3058 (1,8077)
γ_2				
γ_3				
γ_4	-0,9635 (-4,4711)	-0,8890 (-3,9263)	-0,9296 (-7,1000)	-0,8986 (-6,4496)
h1	0,2770 (2,6024)	0,2466 (2,2551)		
s1	-0,0023 (-0,5763)	-0,0031 (-0,7543)	0,0032 (0,8946)	0,0012 (0,4463)
s2	0,0000 (0,0274)	-0,0001 (-0,0321)	0,0021 (0,8397)	0,0014 (0,4730)
s3	-0,0031 (-0,7046)	-0,0016 (-0,3487)	0,0025 (0,8757)	-0,0014 (-0,4730)
R2	0,7673	0,7813	0,8314	0,8416
EE	0,0064	0,0063	0,0047	0,0048
Q(4)	6,22	2,78	3,89	4,32
ARCH(4)	0,7599	2,5677	3,1330	1,7000

RELACIONES DE LARGO PLAZO PARA ALP

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
c0	1	1	1	1
c1	1,4804	1,5175	1,5437	1,5618
c2				
c3				
c4	-3,3327	-2,3814	-4,7020	-4,5893

Entre paréntesis, el estadístico t

En el cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación [8] para el agregado no ponderado ALP. Para la totalidad del periodo objeto de estudio (primera columna), se acepta la existencia de cointegración entre la demanda de los ALP y sus determinantes.

El valor de la elasticidad renta de la demanda de saldos reales, para el periodo completo, es 1,4804, lo que es un indicio de la existencia de efectos riqueza que, al no haberse incluido ninguna variable representativa de la misma en la estimación, se recogen en la renta real. Este resultado está en concordancia con los trabajos más recientes sobre la demanda monetaria tanto para el caso de España [Cabrero *et al.* (1992)] como para otros países [Boughton y Taviais (1991)]. Además, el valor de dicha elasticidad permanece estable a lo largo del tiempo.

Como se ha comentado anteriormente, la elasticidad de los ALP con respecto a los precios es unitaria a largo plazo, por lo que se acepta la ausencia de ilusión monetaria. Sin embargo, a corto plazo la respuesta de los saldos nominales a variaciones en los precios es pequeña, ya que si reparametrizamos la variable dependiente en términos de tasas nominales, ΔM , el coeficiente de P está comprendido entre 0,1 y 0,04 (según periodos), por lo que en un trimestre un aumento de los precios en un punto porcentual disminuye los saldos reales entre 0,9 y 0,96 puntos porcentuales¹³. Esta lentitud de la respuesta de los precios no hace sino poner de manifiesto los problemas de estabilidad de la demanda de dinero.

No ha sido posible que aparezcan los tipos de interés sintéticos, tanto propios como alternativos, como variables explicativas de la demanda de ALP. En el caso del tipo de interés propio, la no significatividad aquí obtenida contrasta con los resultados obtenidos en trabajos recientes [Cabrero *et al.* (1992), Ayuso y Vega (1994) y Vega (1994)], pudiendo deberse a los distintos periodos muestrales analizados.

La tasa de inflación aparece como variable relevante de la demanda del agregado no ponderado ALP. Dado que en estos agregados el tipo de interés alternativo no ha resultado relevante en la estimación de las ecuaciones de demanda, la inflación ha venido a representar el principal coste de oportunidad para la tenencia de estos activos^{14, 15}.

(13) En Dolado (1988) se obtiene un resultado similar para este agregado en el periodo 1975.2-1987.2.

(14) Cabrero *et al.* (1992) obtienen el mismo resultado para el periodo 1978.3 - 1989.2 y lo justifican por la "estrechez y escaso desarrollo en nuestro país de mercados a medio y largo plazo que puedan desempeñar el papel de mercados alternativos al mantenimiento de activos líquidos". Sin embargo, postulan que "es probable que a medida que se avance en un mayor desarrollo y eficiencia de los mercados financieros, la tasa de inflación deje de ser una variable relevante para explicar la demanda de dinero; al menos en agregados amplios en los que las decisiones de cartera parecen tener un peso importante". Por tanto, y a la luz de los resultados obtenidos en este trabajo, no puede afirmarse que se haya llegado a un grado avanzado de desarrollo y eficiencia en los mercados financieros.

(15) Mauleón (1989) postula que si empíricamente se obtiene un efecto significativo de la tasa esperada de inflación es debido a una especificación incorrecta (por medio de un ECM). Sin embargo, la mayoría de los estudios más recientes, tanto referidos al caso español como a otras economías, especifican ecuaciones de demanda de dinero en forma de ECM por lo que, nuevamente, no existe un consenso en este punto.

Cuadro 4: ECUACIÓN DE DEMANDA DE D(ALP). MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR

$$\Delta(D(ALP)-P)_t = \alpha_0 + \beta(D(ALP)-P)_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_3 COD(ALP)_{t-1} + \gamma_4 \Delta P_t +$$

$$h_t \sum_{i=1}^n \Delta(D(ALP)-P)_{t-i} + s_1 Q1_t + s_2 Q2_t + s_3 Q3_t + \varepsilon_t$$

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
α_0	-2,3891 (-1,7795)	-2,5357 (-2,0771)	-2,1016 (-1,5229)	-5,9447 (-4,2933)
β	-0,2162 (-2,3696)	-0,2037 (-2,4574)	-0,1360 (-1,2878)	-0,4492 (-3,6194)
γ_1	0,2994 (2,0484)	0,3003 (2,2622)	0,2267 (1,4331)	0,6822 (3,9908)
γ_3				
γ_4	-0,7561 (-2,3104)	-0,7447 (-2,4566)	-0,7375 (-2,9102)	
h_1	0,4845 (3,7481)	0,3011 (2,1867)		
s_1	-0,0190 (-1,9786)	-0,01334 (-2,5591)	-0,0117 (-2,7272)	-0,0198 (-4,4757)
s_2	0,0142 (2,7929)	0,0096 (1,8909)	0,0064 (1,5960)	0,0049 (0,9920)
s_3	0,0039 (0,6513)	0,0049 (0,8586)	0,0094 (1,8821)	0,0005 (0,1081)
R2	0,7853	0,8155	0,8174	0,8035
EE	0,0087	0,0078	0,0075	0,0087
Q(4)	7,54	3,73	3,41	6,20
ARCH(4)	1,4184	3,7111	2,0868	0,2388

RELACIONES DE LARGO PLAZO PARA D(ALP)

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
c_0	1	1	1	1
c_1	1,3848	1,4737	1,6672	1,5187
c_2				
c_3				
c_4	-3,4968	-3,6546	-5,4228	

Entre paréntesis, el estadístico t

Cuadro 5: ECUACIÓN DE DEMANDA DE DC(ALP). MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR

$$\Delta(DC(ALP)-P)_t = \alpha_0 + \beta(DC(ALP)-P)_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_3 COD(ALP)_{t-1} + \gamma_4 \Delta P_t +$$

$$h_i \sum_{i=1}^n \Delta(DC(ALP)-P)_{t-i} + s_1 Q1_t + s_2 Q2_t + s_3 Q3_t + \varepsilon_t$$

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
α_0	-1,7988 (-1,3172)	-4,0529 (-2,8815)	-4,0745 (-2,5880)	-4,7609 (-2,5327)
β	-0,1837 (-1,9260)	-0,3396 (-3,2326)	-0,3261 (-2,5667)	-0,3777 (-2,3750)
γ_1	0,2399 (1,5964)	0,4893 (3,0652)	0,4816 (2,6012)	0,5601 (2,4775)
γ_4	-0,8246 (-2,3100)	-0,9412 (-2,8524)	-1,0129 (-3,1873)	-0,9836 (-2,4354)
h_1	0,5708 (4,4845)	0,4650 (3,0157)	0,3912 (2,3674)	0,6561 (3,1421)
s_1	-0,0092 (-1,5052)	-0,0105 (-1,9024)	-0,0075 (-1,4069)	-0,0073 (-1,1374)
s_2	0,0182 (3,2924)	0,0115 (2,2120)	0,0124 (2,4254)	0,0183 (2,8553)
s_3	0,0050 (0,7594)	0,0068 (1,1494)	0,0096 (1,6082)	0,0098 (1,4471)
R2	0,7670	0,8292	0,8426	0,8780
EE	0,0096	0,0080	0,0075	0,0072
Q(4)	6,65	2,09	1,77	3,01
ARCH(4)	0,3968	2,3363	2,3001	0,4328

RELACIONES DE LARGO PLAZO PARA DC(ALP)

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
c_0	1	1	1	1
c_1	1,3059	1,4408	1,4768	1,4829
c_2				
c_3				
c_4	-4,4888	-2,7714	-3,1061	-2,6041

Entre paréntesis, el estadístico t

Como se aprecia a la luz del estadístico t del parámetro β , se rechaza la hipótesis de cointegración tanto en el caso del agregado Divisia no corregido (cuadro 4) como corregido (cuadro 5) para el periodo completo 1983.3-1993.2¹⁶.

En el caso de los agregados Divisia, tanto corregidos por el efecto de las tecnológicas de transacción DC(ALP), como sin corregir D(ALP), se obtienen elasticidades de 1,3059 y 1,3848, respectivamente, lo que nuevamente constituye un indicio a favor de la existencia de efectos riqueza. Dichas elasticidades son más estables en el caso de DC(ALP) que D(ALP). Además, las elasticidades renta obtenidas en el caso de DC(ALP) son relativamente las más reducidas en los cuatro subperiodos considerados, ya que dicho agregado refleja más adecuadamente la liquidez de la economía.

Nuevamente, en ningún caso ha resultado significativo el efecto del coste de oportunidad de estos agregados, si bien sí resulta significativo el efecto de la tasa de inflación.

En un trabajo reciente [Vega (1994)] se presenta evidencia favorable a la existencia de un cambio estructural en la demanda de ALP en torno al primer trimestre de 1989 en relación con la aparición de una nueva variable en la ecuación: los tipos de interés exteriores. Ello es debido, principalmente, a que la progresiva desaparición de los obstáculos administrativos a la libre circulación de capitales implica un aumento de la gama de activos sustitutos de los incluidos en los ALP.

Con objeto de captar este efecto, se han utilizado cuatro indicadores alternativos del tipo de interés externo: a) la media simple de los tipos de interés a tres meses del marco y del dólar en el euromercado; b) la media simple de los tipos de interés a tres meses del marco y del dólar en el euromercado, incluyendo sólo valores de dicha variable a partir del primer trimestre de 1989; c) el tipo medio ponderado del euromercado a tres meses; y d) esta última variable, pero incluyendo sólo valores a partir del primer trimestre de 1989¹⁷.

Sin embargo, las estimaciones realizadas incluyendo dichas variables, tanto para el agregado no ponderado de ALP, como para los agregados Divisia corregidos y no corregidos de ALP, no han dado resultados satisfactorios en el sentido de que ni las variables *proxy* de los tipos de interés externos son estadísticamente significativas ni mejora la relación de cointegración.

En el caso de los agregados M2, se acepta la existencia de cointegración entre los agregados modelizados y sus determinantes en el caso del agregado no ponderado (cuadro 6) y ponderado (cuadro 7), no pudiendo aceptarse dicha relación en el caso del agregado Divisia corregido (cuadro 8). No obstante, en este último caso sí se acepta la hipótesis de cointegración hasta 1992.2, siendo, por tanto, inestable dicha relación.

Los valores de la elasticidad renta son muy superiores a la unidad, siendo el valor más elevado el correspondiente al agregado Divisia corregido (1,5041) y el más reducido el correspondiente al agregado no ponderado (1,3646). Estos valores tan elevados, no explicados por el motivo transactivo de la demanda de dinero, pueden estar

(16) Ayuso y Vega (1994) tampoco obtienen una relación de cointegración entre el agregado Divisa de ALP y sus determinantes en el periodo 1978.1 - 1989.2.

(17) Las dos primeras variables son las utilizadas en Vega (1994).

Cuadro 6: ECUACIÓN DE DEMANDA DE M2. MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR

$$\Delta(M2-P)_t = \alpha_0 + \beta(M2-P)_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 r_{t-1}^p + \gamma_3 r_{t-1}^a + \gamma_4 \Delta P_t +$$

$$h_i \sum_{i=1}^n \Delta(M2-P)_{t-i} + s_1 Q1_t + s_2 Q2_t + s_3 Q3_t + \varepsilon_t$$

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
α_0	-4,3842 (-3,3948)	-4,4808 (-3,6582)	-5,9578 (-4,3857)	-4,8553 (-3,1299)
β	-0,4344 (-4,4019)	-0,3917 (-4,1067)	-0,5057 (-3,9339)	-0,4716 (-3,7363)
γ_1	0,5928 (3,9448)	0,5684 (3,9666)	0,7441 (4,2412)	0,6466 (3,5121)
γ_2	0,0265 (3,1334)	0,0208 (2,5552)	0,0245 (2,5050)	0,0499 (1,904)
γ_4	-0,6790 (-1,8458)	-0,6289 (-1,8190)		
h1	0,4021 (3,3699)	0,2630 (2,0263)	0,2557 (1,7034)	0,5262 (2,6071)
s1	-0,0143 (-2,1518)	-0,0188 (-2,9592)	-0,0246 (-4,2833)	-0,0241 (-4,1409)
s2	0,0148 (2,0567)	0,0103 (1,3935)	0,0107 (1,2544)	0,0212 (2,0083)
s3	0,0150 (1,4562)	0,0100 (1,4417)	0,0016 (0,2761)	0,0046 (0,8013)
R2	0,8486	0,8698	0,8459	0,8913
EE	0,0102	0,0093	0,0103	0,0094
Q(4)	1,38	2,21	2,31	0,1535
ARCH(4)	0,6076	2,5184	2,9505	4,6000

Relaciones de largo plazo para M2

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
c0	1	1	1	1
c1	1,3646	1,4511	1,4742	1,3710
c2	0,0601	0,0531	0,0484	0,1047
c3				
c4	-1,5630	-1,6055		

Entre paréntesis, el estadístico t

Cuadro 7: ECUACIÓN DE DEMANDA DE D(M2). MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR

$$\Delta(D(M2)-P)_t = \alpha_0 + \beta(D(M2)-P)_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_3 COD(M2)_{t-1} + \gamma_4 \Delta P_t +$$

$$h_i \sum_{i=1}^n \Delta(D(M2)-P)_{t-i} + s_1 Q1_t + s_2 Q2_t + s_3 Q3_t + \epsilon_t$$

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
α_0	-4,5309 (-2,6790)	-3,6093 (-1,8177)	-5,6761 (-2,0495)	-11,9241 (-4,3307)
β	-0,3431 (-4,8485)	-0,3166 (-4,4298)	-0,3930 (-3,9264)	-0,6856 (-5,6165)
γ_1	0,4940 (3,2291)	0,4105 (2,3445)	0,6084 (2,3955)	1,2408 (4,6445)
γ_3				
γ_4				
h_1	0,5898 (7,0385)	0,5885 (6,0232)	0,5709 (5,6389)	0,4291 (4,2934)
s_1	-0,0135 (-2,2946)	-0,0162 (-2,6595)	-0,0152 (-2,3048)	-0,0210 (-3,8205)
s_2	0,0267 (3,6372)	0,0280 (3,5592)	0,0286 (3,3418)	0,0146 (1,6560)
s_3	0,0122 (2,0128)	0,0121 (1,8993)	0,0122 (1,7125)	0,0085 (1,3240)
R2	0,9956	0,9947	0,9930	0,9951
EE	0,0125	0,0224	0,0126	0,0095
Q(4)	2,56	4,33	3,14	8,09
ARCH(4)	1,6544	2,5002	3,5001	0,3117

RELACIONES DE LARGO PLAZO PARA D(M2)

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
c0	1	1	1	1
c1	1,4398	1,2965	1,5480	1,9098
c3				
c4				

Entre paréntesis, el estadístico t

relacionados con el desarrollo de la economía sumergida¹⁸, especialmente en los últimos años, ya que las transacciones efectuadas con los activos incluidos en M2 (especialmente el efectivo) son fiscalmente más opacas, en comparación con otros activos incluidos en los ALP¹⁹. De hecho, Jareño y Delrieu (1993) ponen de manifiesto como “en general, los resultados obtenidos en las estimaciones de funciones de demanda de efectivo no son excesivamente satisfactorios, y tampoco lo son para el caso español, ya que las estimaciones realizadas suponen elasticidades-renta muy superiores a la unidad, valores que no tienen reflejo en la teoría económica y que no se corresponden con la evolución de una economía donde se ha ido produciendo una extensión de la cultura financiera y una fuerte transformación del sistema de pagos. Este problema de sobre-reacción de la demanda de efectivo a los incrementos de la renta puede indicar la presencia de algún factor explicativo aparte de los tradicionalmente considerados”. Concretamente, el trabajo de Jareño y Delrieu (1993) muestra cómo, cuando se introduce en la estimación de la demanda de efectivo una variable *proxy* del efecto conjunto de la economía sumergida y de los fenómenos fiscales, se obtiene una elasticidad-renta de 0,9, valor inferior a la unidad y muy inferior a la elasticidad estimada si no se introduce esta variable²⁰.

El mayor valor de la elasticidad-renta de D(M2) en comparación a M2 puede deberse a la mayor ponderación que el efectivo tiene en la construcción del agregado ponderado y al efecto positivo que el desarrollo de la economía sumergida tienen en la demanda de efectivo.

En la ecuación de demanda de M2, únicamente, el tipo de interés propio se muestran significativo y con el signo esperado. Sin embargo, no ha resultado significativo el efecto de la inflación, en concordancia con los resultados obtenidos para M2 por Cabrero *et al.* (1992) para el periodo 1978.3-1990.4.

En el caso de los agregados Divisia de M2, en ningún caso ha resultado significativo el efecto del coste de oportunidad, si bien para el caso del agregado corregido se muestra significativo el efecto de la inflación. Las ecuaciones de ALP, D(ALP) y DC(ALP) son las que no presentan inestabilidades persistentes, aunque sí muestran ciertas inestabilidades puntuales. En el caso de M2, D(M2) y DC(M2) se detectan un mayor número de inestabilidades puntuales. Además, las elasticidades recursivas de los parámetros muestran una mayor estabilidad en el caso de los agregados no ponderados en comparación con los agregados Divisia, tanto corregidos como sin corregir. Dado lo insatisfactorio de los resultados de la estimación de los agregados ponderados corregidos por el efecto de las tecnologías de transacción, se ha procedido a estimar las ecuaciones de demanda de los agregados no ponderados de ALP y M2 introduciendo como variable explicativa adicional el indicador de progreso tecnológico utilizado como factor corrector de las ponderaciones de los agregados Divisia. Sin embargo, en ningún caso resultó significativa dicha variable.

(18) Otra posible causa del elevado valor de la elasticidad-renta de M2 puede deberse a que la variable de escala utilizada (PIB) como *proxy* del valor de las transacciones no tiene en cuenta, para evitar problemas de doble contabilización, las transacciones intermedias que sí generan demanda de M2.

(19) En el Boletín Económico del Banco de España de noviembre de 1991 se reporta una elasticidad-renta de la demanda de M2 de 1,42 para el periodo 1978.3-1991.2.

(20) Para el periodo 1974.2-1985.4, Mauleón (1989) obtiene una elasticidad-renta de 1,56, y justifica dicho valor por el desarrollo de la economía sumergida.

Cuadro 8: ECUACIÓN DE DEMANDA DE DC(M2). MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR

$$\Delta(DC(M2)-P)_t = \alpha_0 + \beta(DC(M2)-P)_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_3 COD(M2)_{t-1} + \gamma_4 \Delta P_t +$$

$$h_i \sum_{i=1}^n \Delta(DC(M2)-P)_{t-i} + s_1 Q1_t + s_2 Q2_t + s_3 Q3_t + \epsilon_t$$

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
α_0	-3,0366 (-2,1221)	-5,2963 (-3,7651)	-5,6013 (-3,5137)	-5,9077 (-3,4121)
β	-0,2295 (-2,7367)	-0,3699 (-4,0592)	-0,3978 (-3,5127)	-0,4226 (-3,2643)
γ_1	0,3452 (2,3808)	0,5824 (3,9261)	0,6206 (3,5525)	0,6563 (3,3798)
γ_3				
γ_4	-0,7988 (-1,9338)	-1,0920 (-2,9273)	-1,3347 (-3,4790)	-1,2851 (-3,4827)
h_1	0,5167 (4,0131)	0,4540 (3,2443)	0,4942 (3,3598)	0,7450 (4,0889)
s_1	-0,0124 (-1,6655)	-0,0125 (-1,8648)	-0,0081 (-1,1782)	-0,0057 (-0,7256)
s_2	0,0236 (3,1055)	0,0160 (2,2420)	0,0198 (2,6863)	0,0310 (3,2504)
s_3	0,0141 (1,7491)	0,0169 (2,4371)	0,0212 (2,9165)	0,0252 (3,0181)
R2	0,7999	0,8703	0,8873	0,9288
EE	0,0116	0,0093	0,0091	0,0079
Q(4)	1,36	3,14	2,66	3,40
ARCH(4)	0,9778	4,1159	3,6572	0,3669

RELACIONES DE LARGO PLAZO PARA DC(M2)

	1983.3 1993.2	1983.3 1992.2	1983.3 1991.2	1983.3 1990.2
c0	1	1	1	1
c1	1,5041	1,5744	1,5600	1,5530
c3				
c4	-3,4806	-2,9521	-3,3552	-3,0409

Entre paréntesis, el estadístico t

En resumen, de los agregados ponderados construidos sólo se ha encontrado una relación empírica estable a largo plazo entre el agregado Divisia no corregido de M2 y sus determinantes. Por tanto, podemos concluir que son los agregados no ponderados los que presentan una relación estable con sus determinantes y, en consecuencia, son los agregados adecuados para desempeñar el objetivo intermedio de la política monetaria. Además, y en concordancia con los resultados obtenidos en otros trabajos, la relación que presenta una mayor estabilidad es la correspondiente a los ALP²¹.

Así, el resultado fundamental del trabajo es que las inestabilidades de la demanda de dinero en España detectadas aquí y en otros trabajos persisten incluso después de haber tenido en cuenta el efecto de la innovación tecnológica. No obstante, este resultado está condicionado por la forma en la que, con la escasa información disponible, se ha podido captar la influencia del progreso técnico.

En el caso de los agregados ponderados, varias pueden ser las razones que pueden justificar la inestabilidad de la relación entre los agregados Divisia y sus determinantes:

1. El supuesto teórico de partida en la construcción de los agregados ponderados Divisia es que los diferenciales de tipos de interés entre los activos integrantes de un agregado monetario y el activo *benchmark* se deben exclusivamente a la distinta liquidez suministrada. Sin embargo, existen diversas teorías explicativas de la estructura temporal de los tipos de interés, distintas de la teoría de la liquidez, que permiten explicar de otro modo diferencias entre éstos. Así, pueden existir diferencias de tipos de interés no explicadas por diferencias de liquidez como consecuencia del riesgo asociado a los distintos activos.

2. Si los agentes no ajustan sus carteras de forma continua ante variaciones en los precios relativos de los activos, será posible encontrar cambios en los agregados ponderados que no respondan a cambios en la demanda de liquidez por parte de los agentes²².

3. El tratamiento fiscal diferencial de los activos monetarios puede justificar diferencias de tipos de interés no relacionadas con diferencias de liquidez. Así, la opacidad fiscal de determinados activos financieros (primas únicas, pagarés del tesoro, pagarés forales, etc.) permite ofertar menores tipos de interés sin que ello implique una mayor liquidez.

4. Los agregados ponderados corregidos por el efecto de las tecnologías de transacción han sido construidos a partir de un índice tecnológico elaborado a partir de la evolución del número de cajeros automáticos y tarjetas de plástico de las cajas de ahorros confederadas. Si bien se ha justificado la importancia cuantitativa que la CECA representa en el total del sector bancario, no hay que olvidar que están excluidos los cajeros y tarjetas de la banca y de otras grandes empresas (grandes almacenes), de modo que no es posible conocer si manejando un conjunto de información más completo se obtendrían resultados diferentes. Además, el índice utilizado puede no recoger adecuadamente el grado de utilización de las nuevas tecnologías de transacción.

(21) Ayuso y Vega (1994) obtienen el mismo resultado.

(22) En el caso español, Ayuso y Vega (1994) utilizan diferentes media móviles como filtros "amortiguadores" de la variabilidad de los tipos de interés, no obteniendo, en ningún caso, resultados satisfactorios en términos de obtención de ecuaciones de demanda estables. Los resultados que obtienen evidencian "que los ajustes en la composición de las carteras son razonablemente rápidos".

6. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido considerar explícitamente el papel jugado por las nuevas tecnologías de transacción (cajeros automáticos, tarjetas de plástico, etc.) en la demanda de dinero en base a la construcción de agregados ponderados Divisia corregidos por el efecto de dichas tecnologías.

Concretamente, se han corregido las ponderaciones utilizadas en la construcción de los agregados Divisia en base a la elaboración de un indicador de progreso tecnológico construido a partir de la evolución del número de cajeros y tarjetas de las cajas de ahorros confederadas.

Se han estimado ecuaciones de demanda de dinero para los agregados ALP y M2, así como para sus correspondientes agregados Divisia, tanto corregidos por el efecto de las nuevas tecnologías de transacción como sin corregir.

La evidencia empírica suministrada en este trabajo, al igual que la obtenida recientemente por Ayuso y Vega (1994), resulta contraria a la utilización de los agregados ponderados como objetivo intermedio de la política monetaria a pesar de su superioridad teórica. Las ecuaciones de demanda de los agregados Divisia de M2 y de los ALP, tanto corregidos por el efecto de las tecnologías de transacción como no corregidos, presentan una mayor inestabilidad en comparación con los agregados no ponderados. Únicamente se ha obtenido una relación estable en términos de cointegración para el agregado Divisia no corregido de M2 y sus determinantes, si bien dicha relación es menos estable que la correspondiente al agregado no ponderado de M2.

En el trabajo de Ayuso y Vega (1994) en que se construyen agregados ponderados para la economía española, se apuntaba, entre otras cosas, a "los efectos del progreso en las tecnologías de transacciones" como factor explicativo de la inestabilidad en la relación entre dichos agregados y sus determinantes. Sin embargo, con los agregados ponderados corregidos por el efecto de estas tecnologías construidos en este trabajo tampoco se han obtenido relaciones de cointegración interpretables como una función de demanda de dinero.

Las razones apuntadas en este trabajo para explicar dichos resultados son, fundamentalmente, que las diferencias en los tipos de interés entre activos no responden, exclusivamente, a diferencias de liquidez, sino que responden además a factores tales como la fiscalidad y el riesgo. Además, el indicador de progreso tecnológico utilizado como factor corrector de las ponderaciones de los agregados Divisia se ha construido, por problemas de información, utilizando el número de cajeros y de tarjetas de plástico de las cajas de ahorros, por lo que puede que su evolución no refleje adecuadamente la verdadera evolución del progreso tecnológico.

En resumen, el resultado fundamental del trabajo es que persisten inestabilidades importantes en la demanda de dinero incluso después de considerar explícitamente el papel desempeñado por el progreso técnico. No obstante, este resultado debe ser tomado con cautela, dada la forma en la que, con la información disponible, se ha captado la influencia de las nuevas tecnologías de transacción.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ayuso, J. y J.L. Vega (1994): "Agregados monetarios ponderados: el caso español", *Revista Española de Economía*, vol. II, nº 1, págs. 163-189.
- Bailey, R.W., Driscoll, M.J., Ford, J.L. y A.W. Mullineux (1982): "The Information Content of Monetary Aggregates in UK", *Economics Letters*, vol. 9, págs. 61-67.
- Barnerjee, A., Dolado, J.J., Hendry, D.F. y G.W. Smith (1986): "Exploring Equilibrium Relationship in Econometrics through Static Models: Some Monte-Carlo Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nº 48, págs. 253-277.
- Barnett, W. (1978): "The User Cost of Money", *Economic Letter*, nº 1, págs. 145-149.
- Barnett, W. (1980): "Economic Monetary Aggregates. An Application of Index Number and Aggregation Theory", *Journal of Econometrics*, nº 14, págs. 11-48.
- Barnett, W. y P.A. Spindt (1982): "Divisia Monetary Aggregates: Compilation, Data and Historical Behavior", Staff Studies Boards of Governors of the Federal Reserve System.
- Barnett, W. (1986): "The Microeconomic Theory of Monetary Aggregation", *New Approaches to Monetary Economics*, capítulo 6, Cambridge University Press, Cambridge.
- Barnett, W., Offenbacher, E.K., y P.A. Spindt (1984): "The New Divisia Monetary Aggregates", *Journal of Political Economy*, vol. 92, nº 61, págs. 1049-1085.
- Barnett, W., Fischer, D. y A. Serletis (1992): "Consumer Theory and the Demand for Money", *Journal of Economic Literature*, vol. XXX (Dec.), págs. 2086-2119.
- Boughton, J.M. y G.S. Tavlas (1991): "What Have We Learned About Estimating the Demand For Money? A Multicountry Evaluation of Some New Approches", Fondo Monetario Internacional, *Working Paper*, nº 16.
- Cabrero, A., Escrivá, J.L. y M.T. Sastre (1992): "Ecuaciones de demanda para los nuevos agregados monetarios", *Estudios Económicos*, Servicio de Estudios, Banco de España, nº 52.
- Cuenca, J.A. (1993): "La construcción de variables financieras para el estudio del sector monetario de la economía española", Mimeo.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, nº 74, págs. 427-431.
- Dolado, J.J. (1982): "Procedimientos de búsqueda de especificación dinámica: el caso de la demanda de M3 en España", *Estudios Económicos*, nº 24, Banco de España.
- Dolado, J.J. (1985): "La estabilidad de la demanda de dinero en España (1974-1984)", *Boletín Económico del Banco de España*, septiembre, págs. 13-21.
- Dolado, J.J. (1988): "Innovación financiera, inflación y estabilidad de la demanda de ALP en España", *Boletín Económico del Banco de España*, abril, págs. 19-35.
- Dolado, J.J. y J.L. Escrivá (1991): "La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez", *Documento de trabajo* nº 9107, Banco de España.
- Dolado, J.J. y J.L. Escrivá (1992): "Demanda de dinero en España", *Moneda y Crédito*, nº 195, págs. 69-99.
- Fisher, P., Hudson, S. y M. Pradhan (1993): "Divisia Indices for Money: An Appraisal of Theory and Practice", *Working Paper Series*, nº 9, Bank of England.
- Ford, J.J., Peng, W.S. y W. Mullineux (1992): "Financial Innovation and Divisia Monetary Aggregates". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nº 54-1, págs. 87-102.
- Friedman, M. y A. Schwartz (1991): "Alternative Approaches to Analyzing Economic Data", *American Economic Review*, vol. 81, nº 1, págs. 39-50.

- Hendry, D. y N. Ericsson (1991): "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwartz", *American Economic Review*, vol. 81, nº 1, págs. 8-38.
- Jareño, J. y J.C. Delrieu (1993): "Opacidad fiscal, renta y dinero: Una aproximación a la demanda de efectivo en España", *Moneda y Crédito*, nº 197, págs. 63-90.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, nº 12, págs. 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, nº 59, págs. 1551-1580.
- Judd, J. y T. Scadding (1982): "The Search for a Stable Money Demand Function", *Journal of Economic Literature*, vol. 20 (sep.), págs. 993-1023.
- Manzanedo, L. y M. Sebastián (1990): "La demanda de dinero en España: motivo transacción y motivo riqueza", *Moneda y Crédito*, nº 191, págs. 133-172.
- Maudos, J. (1992): "El Impacto del Cambio Tecnológico en el Sistema Bancario: el Cajero Automático", *Papeles de Economía Española, Cuadernos de Información Económica*, nº 60, págs. 111-121.
- Maudos, J. (1994): "Las Tecnologías para la Información: la Convulsión de la Década. La Banca" en *V Informe Sociológico Sobre La Situación Social en España*, vol. 2, cap. 13. págs. 2206-2214. Fundación FOESSA (Fomento de Estudios Sociales y de Sociología Aplicada), Madrid.
- Mauleón, I. (1987): "La demanda de ALP: una estimación provisional", *Boletín Económico del Banco de España*, octubre, págs. 42-52.
- Mauleón, I. (1989): "Oferta y demanda de dinero: teoría y evidencia empírica", Alianza Editorial, Madrid.
- McKinnon, J. (1991): "Critical Values for Cointegration Tests", en Engle y Granger (ed.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.
- Mills, T.C. (1983): "Composite Monetary Aggregates for the UK", *Bank of England Technical Paper*, nº 3.
- Poterba, J. y J. Rotemberg (1987): "Money in the Utility Function: An Empirical Implementation", en Barnett y Singleton (eds.), *New Approaches to Monetary Economics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Rotemberg, J., Driscoll, J. y J. Poterba (1991): "Money, Output and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate", *Working Paper 3326-91-EFA*.
- Vega, J.L. (1994): "¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP?", *Documento de Trabajo* nº 9422, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Yue, P. y R. Fluri (1991): "Divisia Monetary Services Indexes for Switzerland: Are They Useful for Monetary Targeting?", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, sep/oct., págs. 19-23.

Fecha recepción del original: Febrero, 1995

Versión final: Mayo, 1995

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the effect of new transaction technologies on the demand for money in Spain, by way of weighted Divisia aggregates corrected by the effect of these technologies. Specifically, the weights used in the construction of monetary Divisia aggregates are corrected starting from the elaboration of a technological progress indicator bearing in mind the evolution of the number of automatic teller machines and plastic credit cards of the Spanish savings banks over the period 1983.3.-1993.2. Demand for money equations are estimated for the M2 and ALP aggregates as well as for the corresponding Divisia aggregates (corrected and not corrected by the effect of these new technologies).

Keywords: transaction technologies, Divisia indices, demand for money.