

La demanda de dinero en España: Definiciones amplias de liquidez *

JUAN JOSÉ DOLADO Y JOSÉ LUIS ESCRIVÁ

Servicio de Estudios del Banco de España

1. INTRODUCCION

Los agregados monetarios contemplados dentro del conjunto de indicadores sobre la evolución de la cantidad de dinero que elabora sistemáticamente el Banco de España, han experimentado una reforma de gran alcance a comienzos de 1992. Dicha reforma, al tiempo que introduce nuevos criterios de sectorización de los agentes tenedores y emisores de activos líquidos, incorpora cambios sustanciales en los activos incluidos en las denominadas «Disponibilidades Líquidas» (M3). Este agregado monetario ve ampliada sensiblemente su definición y se configura junto con los «Activos Líquidos en manos del Público» (ALP) como un agregado amplio de liquidez muy relevante por su contenido informativo sobre la evolución del gasto nominal, de manera que sobre el mismo de nuevo figuran objetivos de crecimiento, al igual que para ALP.

En el contexto de esta reforma de los agregados se ha hecho necesaria la realización de un conjunto de trabajos, tanto de naturaleza institucional como econométrica, que sirvieran de apoyo a la decisión última de las autoridades monetarias sobre la redefinición de los agregados. Es en la segunda categoría donde puede encuadrarse el presente estudio, cuya realización tuvo lugar en el primer semestre de 1991. En concreto, en este trabajo se tomó como punto de partida la definición de los activos líquidos en manos del público vigente hasta 1991, con

* Estamos muy agradecidos a J. A. Cuenca por su ayuda en la elaboración de las series, a I. Lobato por prestarnos sus programas de estimación, a F. Gutiérrez, J. L. Malo de Molina, J. Peñalosa, J. Pérez, T. Pérez Amaral, B. Sanz, T. Sastre, M. Sebastián, J. L. Vega y a un evaluador anónimo por sus comentarios. Los posibles errores son de nuestra exclusiva responsabilidad.

el fin de discutir qué componentes de dicho agregado podrían quedar excluidos de una definición de liquidez agregada, de forma que las funciones de demanda de los nuevos agregados monetarios, en línea con una definición ampliada de M3, mantuvieran propiedades satisfactorias en términos de estabilidad y predicción¹.

La búsqueda de un agregado monetario de dimensión más reducida que la de ALP ha venido marcada sustancialmente por dos razones. En primer lugar, por las exigencias de armonización de los indicadores de política monetaria dentro de la Comunidad Económica Europea (CEE) en el proceso hacia la Unión Monetaria Europea. Un elemento importante en esta coordinación de las políticas monetarias deberá ser la eventual fijación de objetivos de cantidad de dinero para los agregados monetarios de los países que, por su mayor dimensión, desempeñan un papel dominante en el crecimiento de la liquidez en el conjunto del área y que, además, ya en la actualidad hacen descansar una parte importante del diseño de su política monetaria sobre los objetivos cuantitativos. Dado que la comparación de ALP con las definiciones de liquidez vigentes en los otros países comunitarios ha puesto de manifiesto su elevada dimensión, adquiere especial interés en el caso español el análisis de las propiedades de agregados monetarios más reducidos.

Adicionalmente a los objetivos de armonización y coordinación, ha existido en un nuestro caso un segundo factor, de carácter interno, que empuja a recorrer el camino hacia agregados monetarios más pequeños. Dicho factor está constituido por las dificultades crecientes para determinar los límites de la definición de ALP en su margen, dada la generalización de procesos de desintermediación financiera, la emisión de instrumentos financieros a corto plazo por parte de diferentes Administraciones Públicas y la generación de pasivos de alta liquidez por parte de compañías de seguro y de distintas entidades financieras de ámbito limitado. Dichos fenómenos han originado reajustes intensos en las carteras de los agentes privados que han perturbado el comportamiento de ALP, dificultado su interpretación y, en general, han supuesto una pérdida de contenido informativo del agregado, al menos a corto

¹ Al igual que en otros países, existe en España una amplia tradición de estimaciones de demanda de dinero (véase, *inter alia*, Rojo y Pérez (1977), Doiado (1982, 1988), Mauleón (1987, 1989) y Manzanedo y Sebastián (1990)). Tras completar el presente trabajo han aparecido ecuaciones de demanda para nuevos agregados monetarios en Cabrero, Escrivá y Sastre (1992).

plazo⁴. En principio, este problema no puede abordarse ampliando la definición de ALP, ya que, a diferencia de lo ocurrido en el pasado con el desarrollo de nuevos activos líquidos bancarios, los nuevos instrumentos financieros aparecidos recientemente no reúnen, en general, los requerimientos mínimos de información estadística exigibles para poder tomar en consideración su incorporación a una definición amplia de liquidez que resulte operativa para el control monetario.

Cuando se considera la selección de un conjunto de agregados monetarios en términos del ajuste y estabilidad de sus funciones de demanda, resulta conveniente apuntar una serie de consideraciones metodológicas. El análisis del comportamiento de la función de demanda de dinero presupone la existencia de una relación de equilibrio subyacente entre el nivel de los saldos monetarios reales demandados y un conjunto de variables explicativas. En el caso de que dicha relación no exista, carece de validez la estimación de funciones de demanda tradicionales en niveles con el fin de investigar las propiedades de la solución a largo plazo de dicha ecuación de comportamiento. En este sentido el propósito principal del trabajo consiste investigar esta hipótesis, determinando si, de hecho, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre ciertas combinaciones lineales de saldos monetarios reales, renta real, tipos de interés, tasa de inflación, etc. para el conjunto de agregados examinados. Para explorar esta cuestión se utiliza el procedimiento de análisis de cointegración desarrollado recientemente por Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990), de forma que la existencia de una función de demanda a largo plazo constituya una condición esencial en el proceso de selección de los agregados monetarios. Bajo la hipótesis de cointegración, las desviaciones de la senda a largo plazo vienen generadas por procesos estacionarios, cuya introducción en modelos de mecanismo de corrección del error permite analizar, en una segunda etapa, los posibles desplazamientos transitorios experimentados por las especificaciones elegidas con el propósito de seleccionar aquellos agregados cuya demanda sea más estable.

El trabajo está estructurado en la forma siguiente. La sección 2 presenta una descripción de los datos, haciendo especial hincapié, dada su novedad, en la construcción de agregados alternativos a ALP de ca-

⁴ Como resultado de la mayor incertidumbre y complejidad en el contexto financiero las autoridades han adoptado mayores dosis de flexibilidad y discrecionalidad en la conducción de la política monetaria, de manera que el análisis del comportamiento de un conjunto amplio de indicadores monetarios y no monetarios, tales como tipos de interés a corto plazo, tipos de cambio y movimientos en las curvas de rendimientos ha cobrado cada vez más relevancia (véase Escrivá (1990) y Malo de Molina y Pérez (1990)).

rácter más reducido. Además se ofrece una breve discusión de las propiedades estocásticas de las series utilizadas que resultan tener el carácter de variables integradas. Con el fin de abordar la modelización multivariante de un conjunto de series integradas, la sección 3 ofrece una breve descripción del procedimiento Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990) para contrastar la existencia de vectores de cointegración entre las variables elegidas. La sección 4 comienza ofreciendo la evidencia empírica sobre la existencia de relaciones de equilibrio entre los saldos monetarios de los diferentes agregados y sus factores explicativos (gasto nominal y tipos de interés). Posteriormente se construyen modelos de mecanismo de corrección del error para aquellos agregados en que existe evidencia favorable a la cointegración y a la exogeneidad de sus determinantes y se discuten sus propiedades de estabilidad intramuestral y postmuestral. Por último, la sección 5 ofrece las conclusiones del trabajo.

Una versión más detallada de este trabajo aparece en Dolado y Escrivá (1991), que incluye un análisis exhaustivo de la metodología empleada y de la construcción de las series.

2. LOS DATOS Y SUS PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS

Como es bien sabido la demanda deseada de los saldos nominales de un agregado monetario puede explicarse por tres motivos: transacción, precaución y especulación. Ello sugiere que entre los determinantes de dicha demanda aparezcan variables tales como el nivel general de precios, alguna medida del nivel de renta/transacciones de la economía y, finalmente, aquellas variables que determinan el coste de oportunidad de mantener dinero (tipos de interés propios, alternativos y tasas de variación de los componentes de la renta nominal). En esta sección se describen las variables seleccionadas en el estudio, con especial énfasis en la construcción de los diversos agregados monetarios analizados, así como sus propiedades estocásticas, a fin de ilustrar la no estacionariedad de las mismas y, por consiguiente, la necesidad de adoptar el enfoque de cointegración descrito en la Sección 3.

La muestra analizada comprende datos trimestrales para el período 1974(1) - 1990(2), que era el período disponible cuando este trabajo fue completado.

2.1. Descripción de los Datos

Como es bien sabido, ALP es la variable que durante la última parte del período muestral analizado ha servido como objetivo intermedio de la política monetaria en España. Se trata de una definición amplia de liquidez que incorpora en su seno un conjunto numeroso de instrumentos financieros. Una descripción detallada de las diferentes características de estos activos y de los procesos de sustitución que han tenido lugar entre los mismos a lo largo de las últimas dos décadas puede encontrarse en Sanz (1988). Al volver la vista a lo que ha sido el comportamiento de ALP durante los últimos años se observa que no han faltado episodios en los cuales perturbaciones financieras de distinta naturaleza han deteriorado el contenido informativo del agregado, pese a constituir una definición muy amplia de liquidez.

A pesar de que han sido frecuentes los desplazamientos en las carteras privadas de activos financieros que han quedado interiorizadas dentro de ALP, los desplazamientos en el margen han ido adquiriendo progresivamente tanta importancia como las sustituciones dentro del agregado.

El efecto distorsionador sobre ALP de la aparición de nuevos instrumentos financieros, altamente sustitutivos de los activos incluidos en el agregado, ha podido ser subsanada, en algunos casos, recabando información sobre dichos instrumentos, e incorporando su saldo en la definición de cantidad de dinero sometida a control. Esta ha sido la solución adoptada en el caso de las cesiones temporales de deuda pública a medio y largo plazo o de las transferencias de activos privados. En otros casos, en cambio, no ha resultado posible disponer de datos de suficiente calidad de aquellos instrumentos financieros que han resultado altamente intercambiables en las carteras del público con activos incluidos en ALP. En estas circunstancias lo máximo que se ha podido llegar a realizar es una estimación aproximada respecto a la magnitud de la perturbación financiera experimentada por el agregado.

Tal como se comentaba en la Introducción, a la vista de que la tendencia al desarrollo de mercados desintermediados impone limitaciones a la estrategia de extensiones sucesivas de una definición amplia de liquidez desde un punto de vista de la disponibilidad de información, junto a la necesidad de homologación a nivel de la CEE, parece conveniente examinar la construcción de agregados monetarios que, manteniéndose dentro del espectro de las definiciones amplias de li-

quidez, incorporen un menor número de activos financieros que los que componen el ALP actual³.

Así pues, tomando como punto de partida la definición de ALP vigente hasta 1991, se ha procedido a la construcción de agregados más reducidos combinando tres criterios diferentes: el grado de opacidad fiscal que rinda el activo financiero, el plazo al que está emitido y el tipo de emisor. Hay que advertir que, debido a problemas de disponibilidad de las series adecuadas, ha quedado excluido de este trabajo el posible tratamiento de los depósitos a plazo, cuyo saldo se ha incorporado en su integridad a todos los agregados construidos. Por otro lado, si bien algunos componentes de ALP, de importancia cuantitativa residual (e.g. cesiones temporales de activos privados, letras endosadas o avales a pagarés de empresa), podrían ser excluidos de la definición de algunos de estos agregados, criterios de simplicidad han aconsejado no tomarlos en consideración en el análisis realizado. Teniendo en cuenta la escasa magnitud de su saldo, los resultados de las estimaciones de las distintas funciones de demanda son muy poco sensibles a la exclusión, o no, de estos activos de las definiciones de liquidez propuestas.

El primer conjunto de activos financieros que se han tomado en consideración a la hora de reducir la dimensión de ALP han sido las tenencias en firme de títulos del Estado (letras y pagarés del Tesoro) por parte del público. Para un conjunto amplio de agentes privados, sobre todo familias, estos activos se mantienen en sus carteras hasta la fecha de vencimiento y son adquiridos normalmente en el mercado primario o en el mercado secundario en los días posteriores a la fecha de emisión. Por tanto, el período medio de permanencia de estos activos en las carteras de los agentes es prolongado y suele coincidir con el plazo de emisión: un año en el caso de las letras del Tesoro y un año y medio en el de los pagarés del Tesoro. En la medida en que este sea el comportamiento más generalizado entre los tenedores de estos títulos públicos, es razonable suponer que son decisiones de ahorro las que se materializan en estos instrumentos y, por tanto, no es probable que sirvan para sostener decisiones de gasto.

Junto a las tenencias en firme, también se ha planteado la posibilidad de excluir de ALP las cesiones temporales de títulos públicos realizadas por los intermediarios financieros con los agentes privados. Un

³ Dado que el proceso de armonización de las magnitudes monetarias a nivel comunitario se ha circunscrito, en una primera etapa, a un agregado amplio, no se ha tratado la modelización de agregados tradicionales más reducidos, como M1 ó M2.

porcentaje elevado de estas cesiones se realizan a un plazo muy próximo al de la emisión a vencimiento del título. Ello pone de manifiesto una estrategia de las entidades financieras consistente en satisfacer con cesiones temporales, que les resultan mucho más lucrativas que la simple labor de comisionista, un tramo de la demanda de valores del Estado que perfectamente podría reconducirse hacia el mercado primario. En este sentido, la sustitución en las carteras del público entre letras del Tesoro adquiridas en firme y cesiones temporales de títulos públicos a plazos más largos podría ser muy elevada. A efectos de la exclusión del agregado este tipo de operaciones, se han dividido las cesiones temporales de títulos públicos dependiendo de que el plazo a que se realicen sea mayor o menor de los seis meses.

Igualmente, se ha efectuado otra subdivisión de las cesiones, atendiendo a que el plazo de la operación sea mayor o menor que tres meses. Con esta segunda partición se pretende tener en cuenta el hecho de que durante parte del período analizado un porcentaje elevado de las cesiones temporales instrumentada con bonos y obligaciones del Estado que devengan un cupón semestral se realizan a un plazo inferior en sólo unos días a los seis meses. De esta forma, los agentes evitan la retención fiscal del rendimiento del bono. Dada esta práctica de los inversores, la partición de las cesiones temporales en los seis meses puede quedar desvirtuada, por lo que de acuerdo con la información estadística disponible de la estructura por plazo de estas operaciones, se ha ensayado también el umbral de tres meses para deslindar las cesiones temporales más relacionadas con las transacciones y las decisiones de gasto de aquellas que estén más asociadas a decisiones de inversión financiera.

Finalmente, otra vía que se ha seguido en la estrategia de «descargar» ALP de algunos de sus componentes ha sido atender a las consideraciones de opacidad fiscal que han presidido la inversión en algunos activos financieros incluidos en el agregado (pagarés del Tesoro, operaciones de seguros y transferencias de activos privados). Desde el momento en que la colocación de fondos en estos instrumentos ha buscado eludir el control fiscal de la Hacienda Pública, se ve reducida la posibilidad de que sean utilizados de forma ágil para sustentar decisiones de gasto, del mismo modo que su grado de sustituibilidad en las carteras privadas con los activos financieros que no ofrecen opacidad fiscal, la gran mayoría, se ve sensiblemente limitada. La construcción de una serie de «títulos opacos» ha resultado problemática debido a la ruptura brusca que se produjo en 1985 en el tratamiento fiscal diferen-

ciado de los distintos instrumentos financieros. Las soluciones adoptadas y los detalles de la construcción de esta serie pueden encontrarse en Cuenca (1991)⁴.

A continuación se proporciona la definición concreta de los siete agregados monetarios para los que finalmente se han estimado funciones de demanda, partiendo de ALP y eliminando sucesivamente una serie de componentes:

ALP

ALPC = ALP menos Títulos Públicos adquiridos en firme.

ALPC6 = ALPC menos «repos» Títulos Públicos a más de 6 meses.

ALPC3 = ALPC6 menos «repos» Títulos Públicos entre 3 y 6 meses.

ALPOC = ALPC menos «Títulos opacos».

ALPOC6 = ALPOC menos «repos» Títulos Públicos a más de 6 meses.

ALPOC3 = ALPOC6 menos «repos» Títulos Públicos entre 3 y 6 meses.

Se han construido series para estos agregados en media trimestral de saldos fin de mes para el período muestral analizado. Los porcentajes que representan cada uno de los agregados sobre ALP oscilan entre un 96% (ALPC) y un 83% (ALPOC3) en 1990.

Para cada uno de estos agregados, se han elaborado series de tipo de interés propio (r^p) y de tipo de interés alternativo (r^a). El primero se ha definido como el tipo ponderado después de impuestos de los componentes incluidos en el agregado correspondiente; el segundo se ha definido como el tipo de interés ponderado después de impuestos de la deuda pública a más de dos años y de los componentes excluidos de ALP.

Como variables de escala se han utilizado el índice de precios al consumo (P_t) y producto interior bruto en términos reales (Y_t) con base 100 = 1980, trimestralizado mediante el procedimiento Denton con indicador (véase Denton (1971)). Tanto estas series como las monetarias no están corregidas de estacionalidad⁵.

En la notación posterior se han utilizado letras minúsculas para denotar la transformación logarítmica de las variables, por ejemplo, $m = \log M$, $p = \log P$, etc. A diferencia del resto de las variables, los tipos de interés aparecen sin transformar logarítmicamente, por lo que sus

⁴ En las ecuaciones en las que el agregado monetario se corrige por «títulos opacos» se ha utilizado una variable artificial correctora que toma los valores 1,2,3,4 en 1985(3) - 1986(2) y cero en el resto de la muestra.

⁵ La serie trimestralizada del PIB no debería presentar síntomas de estacionalidad, ya que los indicadores utilizados en su construcción están ajustados estacionalmente. Sin embargo, tanto en su correlograma como en su espectro se observan ciertos picos en la frecuencia estacional.

coeficientes en las ecuaciones han de interpretarse como semielasticidades.

2.2. *Propiedades Estocásticas de los Datos*

En los gráficos 1 y 2 se recoge la evolución del logaritmo de la velocidad de circulación para los diversos agregados. Puede observarse que, en el caso de ALP, entre 1976 y 1978, la velocidad de circulación crece continuamente, indicando que la tasa de crecimiento de la renta nominal fue superior, *ceteris paribus*, a la tasa de crecimiento de ALP. Desde 1978 hasta el final de la muestra, la velocidad de circulación ha disminuido continuamente. Dicha tendencia decreciente no existe para agregados monetarios más pequeños, tal como ALPC3, ALPC6, ALPOC, ALPOC3 y ALPOC6 si bien, obviamente, lo ocurrido entre 1974 y 1978 es compartido por todas las series, ya que las correcciones introducidas comienzan a operar a partir del proceso de liberalización financiera iniciado en 1982.

GRÁFICO 1
VELOCIDAD DE DISTINTOS AGREGADOS MONETARIOS

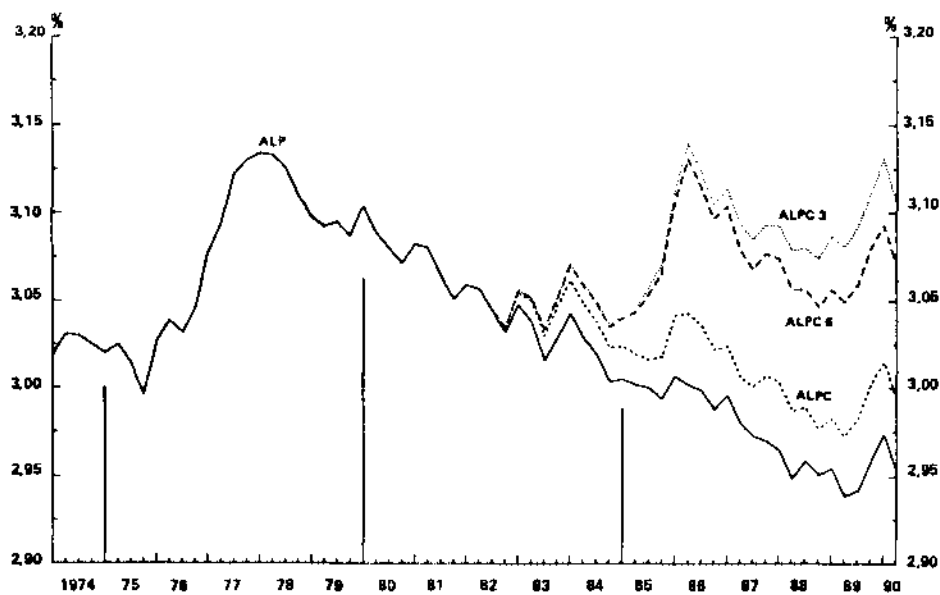
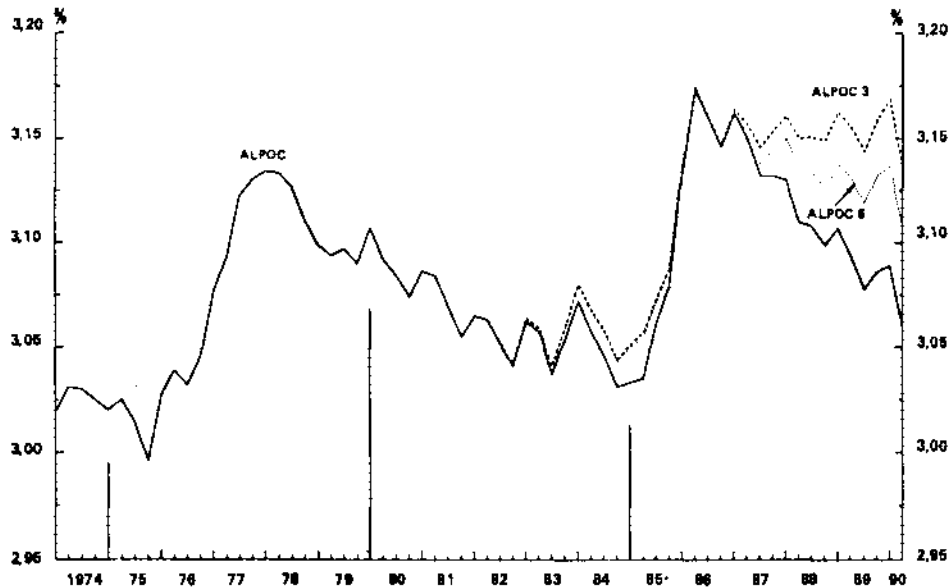


GRÁFICO 2
VELOCIDAD DE DISTINTOS AGREGADOS MONETARIOS (a)



(a). Los Pagos del Tesoro, en firme y cesiones, están corregidos.

A partir de los gráficos de la velocidad de circulación y de sus determinantes, donde renta y precios se representan en tasas de variación (gráficos 3-8), puede observarse que la mayoría de estas variables presentan síntomas de no estacionariedad, pudiendo estar generadas por procesos con tendencia determinística y/o estocástica.

Antes de proceder a analizar si estas variables están cointegradas, resulta interesante hacer algún juicio inicial sobre las propiedades estocásticas de las mismas. En concreto, se trata de contrastar si los componentes estocásticos que gobiernan a estas variables resultan ser procesos integrados.

Existen multitud de contrastes que se han propuestos recientemente en la literatura econométrica para contrastar si una serie temporal es integrada o no (véase, p. ej. Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990)). Sin embargo, muchos de estos contrastes presentan poca potencia frente a hipótesis alternativas cuando el proceso generador de los datos se desvía de los supuestos establecidos como base del contraste. En este trabajo se ha aplicado un amplio rango de dichos contrastes, que no se

GRAFICO 3
PIB
CRECIMIENTO

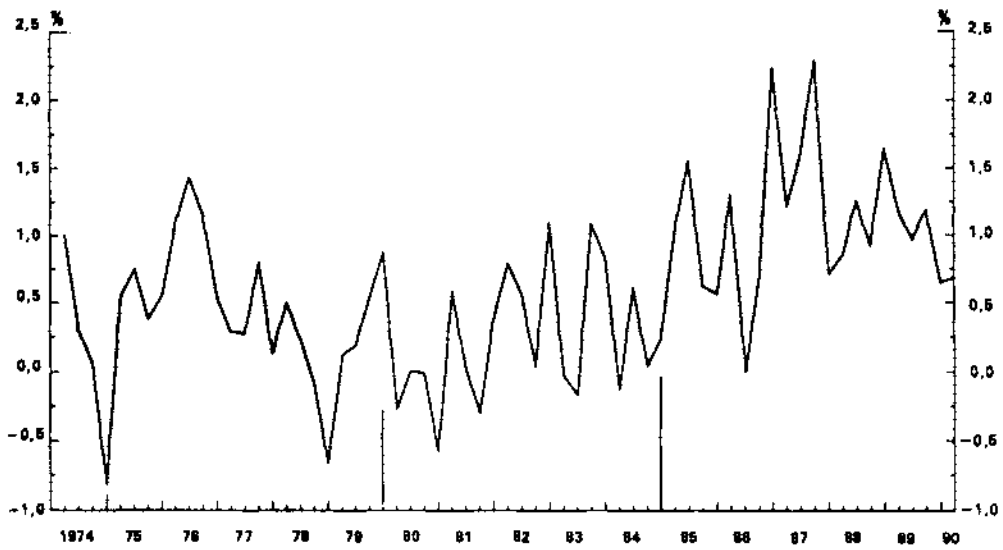


GRAFICO 4
IPC
CRECIMIENTO

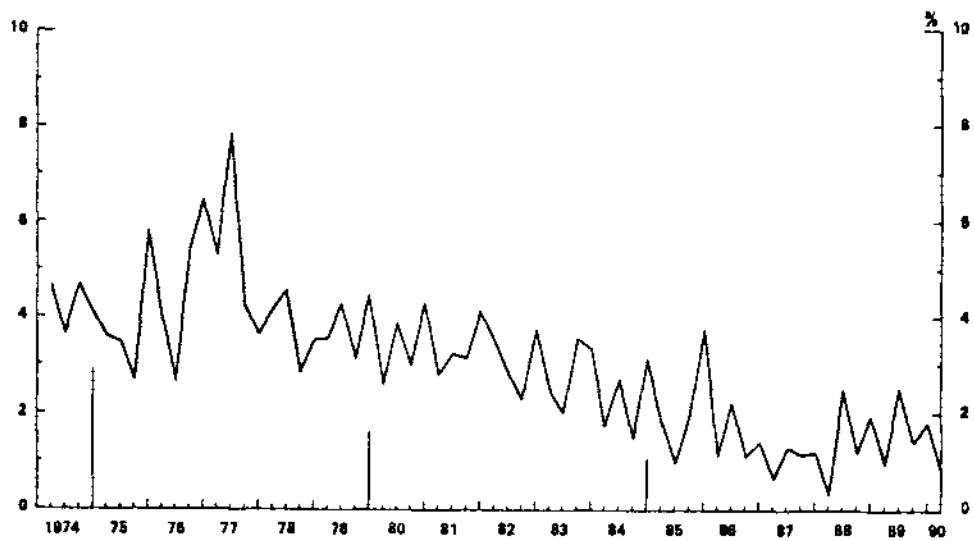


GRAFICO 5
DISTINTOS AGREGADOS MONETARIOS
TIPOS DE INTERES PROPIOS

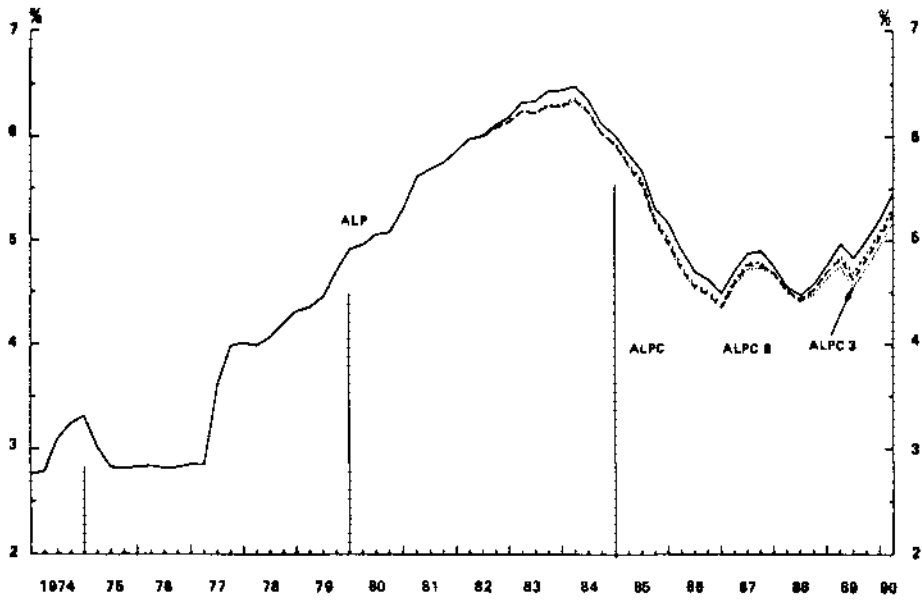
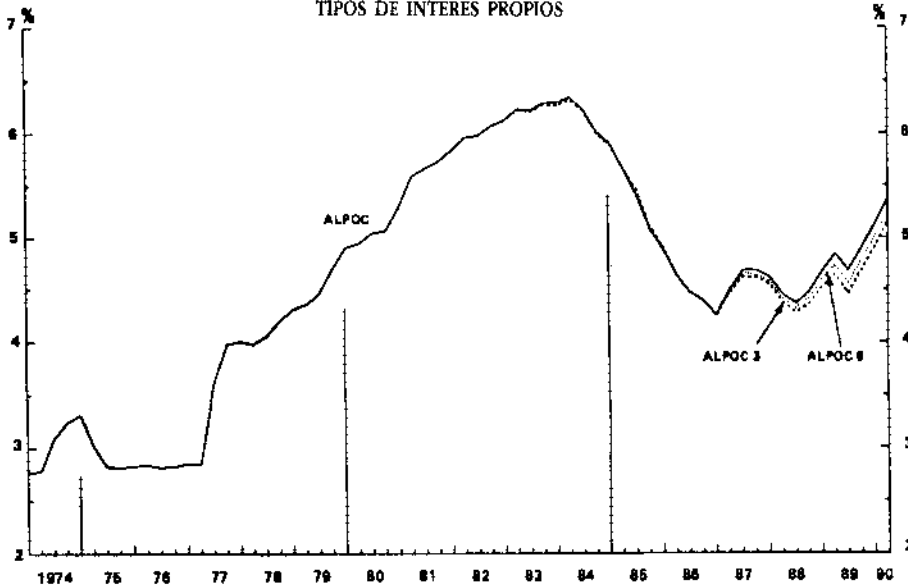


GRAFICO 6
DISTINTOS AGREGADOS MONETARIOS (a)
TIPOS DE INTERES PROPIOS



(a). Los pagarés del Tesoro, en firme y cesiones, están corregidos.

GRAFICO 7
DISTINTOS AGREGADOS MONETARIOS
TIPOS DE INTERES ALTERNATIVOS

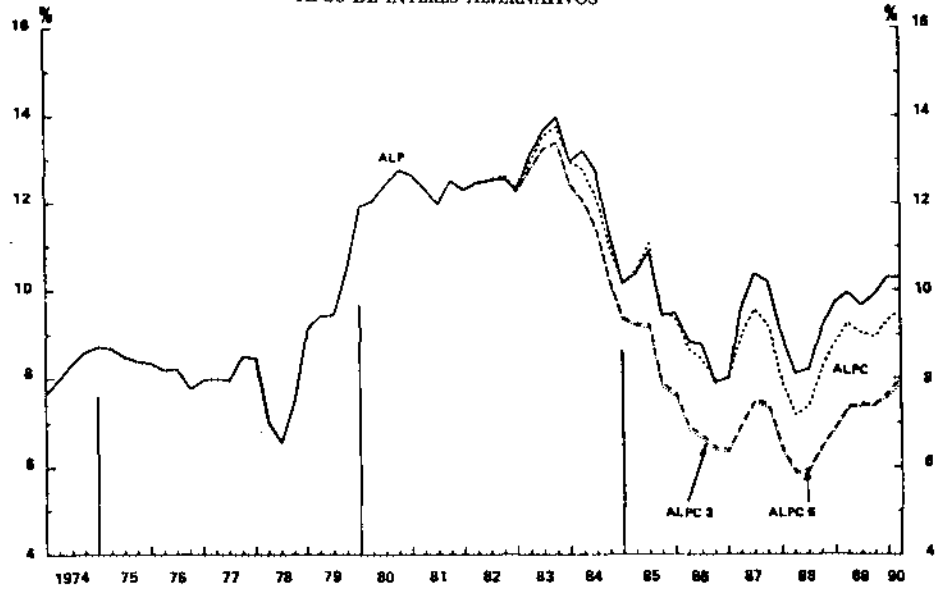
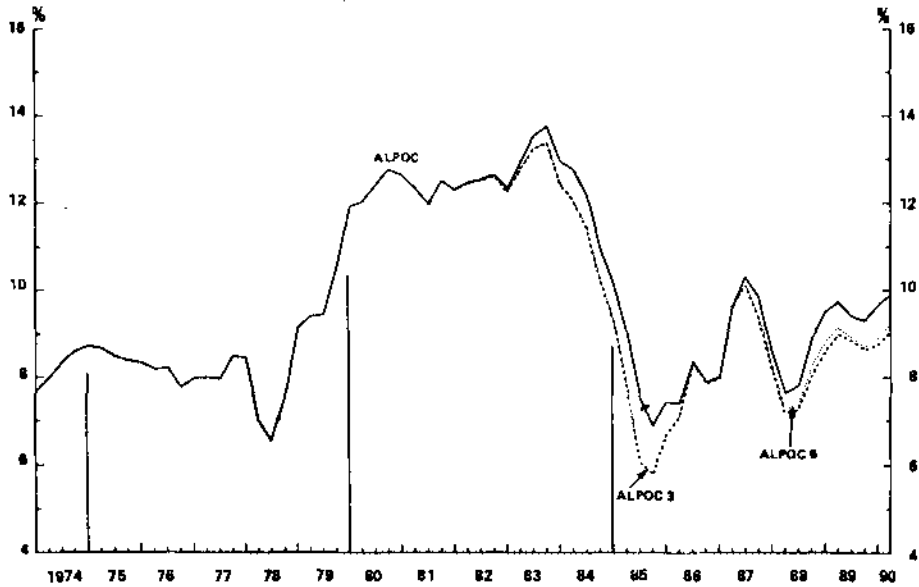


GRAFICO 8
DISTINTOS AGREGADOS MONETARIOS (a)
TIPOS DE INTERES ALTERNATIVOS



(a). Los Pagares del Tesoro, en firme y casiones, están corregidos.

recogen por motivos de espacio⁶. Dado el elevado número de series analizadas, no todos apuntan en la misma dirección. Sin embargo, como resumen de los resultados obtenidos, puede afirmarse que la evidencia obtenida no es incoherente con que m , p e y sean $I(2)$ y que r^a y r^p sean $I(1)$ ⁷, de lo que se deduce que Δp y Δy son $I(1)$ (en el caso de la renta resulta menos claro) por lo que dichas variables deberán aparecer entre los posibles componentes del vector de cointegración, reflejando la presencia de costes de ajuste entre los saldos monetarios actuales y deseados. En cuanto a la velocidad de circulación parece ser $I(1)$, si bien tal como se comentará posteriormente, en el análisis conjunto de las series se hace preciso controlar su comportamiento diferenciado en el período 1974-1978.

Con referencia al tratamiento de la estacionalidad, los resultados no fueron concluyentes en cuanto a la existencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales, por lo que ha sido tratada de forma determinística con variables artificiales estacionales y su intersección con una tendencia lineal, a fin de captar la posible evolutividad de dicha estacionalidad. A pesar de las imperfecciones evidentes de este procedimiento, se ha mostrado como un método bastante robusto sin que apenas apareciese correlación serial en las frecuencias estacionales.

3. COINTEGRACION: EL METODO DE JOHANSEN

Tal como se ha visto anteriormente, las variables objeto de estudio parecen tener el carácter de integradas. El problema de estimar relaciones a largo plazo entre variables integradas ha sido discutido recientemente en numerosos artículos bajo el título de modelos de mecanismo de corrección del error o cointegración. El concepto de cointegración ha despertado un gran interés entre los economistas aplicados ya que provee un marco adecuado para contrastar relaciones a largo plazo entre series temporales no estacionarias, en particular series que son $I(1)$.

Considérese una combinación lineal de n series no estacionarias x_{it} ($i = 1, \dots, n$) dada por $z_t = \sum_{i=1}^n \beta_i x_{it}$. Cada serie individual se

⁶ Existe un Apéndice que recoge los diferentes contrastes de raíces unitarias tanto en las frecuencias regulares (tests ADF) como estacionales (tests HEGY), que se encuentra disponible a requerimiento.

⁷ Una serie temporal x_t es $I(d)$ si $(1-L)^d x_t$ tiene una representación de Wold en términos de una media móvil invertible.

supone que sigue un proceso no estacionario I(1). Dichas series temporales están cointegradas, CI(1,1) si z_t es un proceso estacionario I(0)⁸.

El teorema de representación en Engle y Granger (1987) establece el vínculo entre los conceptos de cointegración y de modelos de mecanismo de corrección del error, demostrando que las variables cointegradas siempre pueden representarse en términos de dichos modelos y viceversa.

Una posible dificultad con los contrastes habituales de cointegración, tales como el procedimiento propuesto por Engle y Granger (1987), es que no distinguen entre la existencia de uno o más vectores de cointegración. En efecto, cuando el número de variables en el vector de cointegración excede de 2, ha de considerarse la posible existencia de cointegración múltiple, ya que en general pueden existir $(n-1)$ relaciones de cointegración entre n variables. El procedimiento de Engle y Granger se basa en un resultado de super-convergencia (Stock (1987)), aplicando mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para obtener los estimadores de los parámetros del vector de cointegración. Sin embargo, dichos estimadores dependen de la normalización arbitraria implícita en la selección del regresando en la regresión, de manera que diversas normalizaciones pueden afectar los resultados del contraste. Recientemente, Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990) han propuesto una solución a este problema, al estimar simultáneamente el espacio de vectores de cointegración en un contexto multivariante mediante un procedimiento de máxima verosimilitud. También han propuesto métodos para realizar inferencia sobre el número de vectores de cointegración y sobre hipótesis relativas a sus elementos, tales como el tamaño y signo de las elasticidades estimadas.

Siguiendo a Johansen (1988), haciendo abstracción por el momento de los componentes determinísticos, considérese el siguiente vector autorregresivo de orden n con desfase máximo k , VAR (k)

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \epsilon_t \quad (1)$$

donde x_t es una sucesión de vectores de variables aleatorias con componentes $(x_{1t} \dots x_{nt})$. Las innovaciones de este proceso, $\epsilon_1 \dots \epsilon_T$ siguen un proceso Gaussiano con matriz de varianzas-covarianzas Ω y las condiciones iniciales x_{-k+1}, \dots, x_0 se consideran fijas. Dado que la mayoría de las variables económicas son no estacionarias en niveles, los mo-

⁸ En general, un conjunto de n series temporales, cada una I(d), estará cointegrado CI(d,b) si existe al menos una combinación de las mismas de orden $d - b$, donde $0 < b \leq d$.

delos VAR del tipo (1) se estiman generalmente en primeras diferencias. Aunque dicho procedimiento satisface el requisito de estacionariedad, implica una pérdida de información relativa a la relación en el largo plazo existente entre dichas series, con la consiguiente mala especificación, si las variables están cointegradas.

Siendo Δ el operador de primeras diferencias, (1) puede reescribirse en la forma equivalente

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} x_{t-k+1} - \Pi x_{t-k} + \epsilon_t \quad (2)$$

donde

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (i = 1, \dots, k-1) \text{ y } \Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$$

La única diferencia existente entre la representación VAR en primeras diferencias y el sistema (2) radica en la presencia del término Πx_{t-k} . Es precisamente la matriz Π la que ofrece información sobre las relaciones existentes en el largo plazo entre las variables de x_t , de manera que el grado de cointegración existente puede ser detectado examinando el rango de dicha matriz. Si la matriz Π de dimensión $(n \times n)$ tiene rango nulo entonces todos los elementos de x_t tienen raíces unitarias y la representación VAR en primeras diferencias es la adecuada, mientras que si tiene rango completo n , entonces todos los elementos de x_t son estacionarios en niveles. El caso más interesante resulta cuando $0 < \text{rango}(\Pi) = r < n$. En este caso, diremos que existen r relaciones de cointegración entre los elementos de x_t y $(n-r)$ tendencias estocásticas comunes⁹.

Si Π tiene rango $r < n$, ello implica que $\Pi = \alpha\beta'$, donde α y β son matrices $(n \times r)$ con rango completo. La matriz β se interpreta como la matriz de vectores de cointegración y α es la matriz de «ponderaciones», que recoge los coeficientes de corrección del error o de ajuste. Bajo estas condiciones, el proceso que gobierna la evolución de x_t puede descomponerse en r componentes estacionarios y $(n-r)$ componentes no estacionarios. Para observar este hecho, multiplíquese el sistema (2) por la matriz B , donde $B' = (\beta, \alpha_1)$ siendo $\alpha_1 (n \times (n-r))$ una matriz ortogonal a α ($\alpha_1' \alpha = 0$), obteniéndose

⁹ Nótese que la contrastación del orden de integración de las series individuales se halla implícita en el procedimiento de Johansen. Así, si $r = n$, todas las series serán $I(0)$, mientras que si $r = 0$, todas serán $I(1)$. En el caso en que $0 < r < n$, pueda ocurrir que una variable sea $I(1)$ y el resto $I(0)$. En dicho caso dicha variable tendrá un coeficiente igual a cero en el vector de cointegración.

$$\begin{pmatrix} \beta' \\ \alpha_1' \end{pmatrix} \Delta x_t = \begin{pmatrix} \beta' \\ \alpha_1' \end{pmatrix} [\Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta_{t-k-1} + \epsilon_t] - \begin{pmatrix} \beta' & \alpha & \beta' & x_{t-k} \\ & & 0 & \end{pmatrix} \quad (3)$$

Por tanto, Bx_t es un vector columna de r procesos estacionarios que corresponden a las relaciones de cointegración y $(n-r)$ tendencias estocásticas comunes que corresponden a procesos $I(1)$.

Johansen (1988) demuestra que la matriz de vectores de cointegración β puede estimarse como el conjunto de autovectores, ξ_i , asociados a los r autovalores mayores, estadísticamente significativos, obtenidos a partir de la ecuación

$$|\xi S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}| = 0 \quad (4)$$

donde S_{oo} representa la matriz de momentos obtenidos a partir de los residuos de la regresión mínimocuadrática de Δx_t sobre $\Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-k+1}$; S_{kk} es una matriz similar obtenida a partir de la regresión de x_{t-k} sobre los mismos regresores; y S_{ok} es la matriz de momentos cruzados. Utilizando dichos autovalores, puede contrastarse la hipótesis nula de que existen al menos r vectores de cointegración, i.e. $r = r < n$ frente a la hipótesis alternativa general $r = n$, mediante el contraste del *ratio* de máxima verosimilitud que se conoce como «contraste de la traza»

$$\xi_{TR} = -2 \ln Q = -T \sum_{\bar{r}+1}^n \ln (1 - \xi_i) \quad (5)$$

donde $\xi_{\bar{r}+1}, \dots, \xi_n$ son los $(n-\bar{r})$ menores autovalores estimados.

La distribución seguida por este contraste no es estándar y depende de la dimensión $n-\bar{r}$ y de los posibles componentes determinísticos incluidos en el modelo (2), cuya discusión se aborda posteriormente. Existen valores críticos en para una amplia gama de modelos en Osterwald-Lenum (1992) (denotados al tamaño del 5% como $\xi(0,95)$ en el Cuadro 1).

Adicionalmente a la determinación del número de vectores de cointegración, el procedimiento de Johansen y Juselius (1990) provee un marco en el que pueden contrastarse diferentes hipótesis sobre los elementos de α y β , tales como si la elasticidad renta es unitaria o si el vector de cointegración aparece en más de una ecuación del sistema. Para contrastar dichas hipótesis se comparan los autovalores de los mo-

delos irrestringido y restringido, mediante el contraste del ratio de máxima verosimilitud

$$\xi_{RS} = -2 \ln Q = T \sum_1^{\bar{r}} \ln [(1 - \hat{\xi}_R) / (1 - \hat{\xi}_U)] \quad (6)$$

donde $\hat{\xi}_R$ y $\hat{\xi}_U$ son los \bar{r} mayores autovalores obtenidos a partir de (4) bajo las restricciones y sin restringir. El contraste se distribuye como χ^2 con $\bar{r}(n-s)$ grados de libertad siendo s el número de restricciones.

Finalmente, en el Apéndice se recoge la representación en medias móviles (MA) del proceso, así como el tratamiento de los términos determinísticos en la representación VAR(k), que fueron excluidos de la expresión (1) para simplificar la presentación de los resultados posteriores.

4. MODELOS EMPIRICOS DE LA DEMANDA DE DINERO

4.1. Ecuaciones de Cointegración

Con objeto de analizar la cuestión de la estabilidad a largo plazo de la relación entre los agregados monetarios descritos anteriormente y sus potenciales determinantes, se ha examinado la posible existencia de cointegración entre los componentes de la siguiente función tradicional (Hendry y Ericsson (1991)) de demanda de dinero deseada

$$m = \lambda_1 p + \lambda_2 y + \lambda_3 r^a + \lambda_4 r^p + \lambda_5 \Delta p + \lambda_6 \Delta y \quad (7)$$

en el período 1974(1) - 1989(2). Las observaciones correspondientes al período 1989(3) - 1990 (2) se han utilizado para examinar los efectos de las restricciones del crédito impuestas en julio de 1989 sobre las funciones estimadas con antelación a dicha fecha.

Dado que la evidencia preliminar presentada en la sección 2 indicaba la existencia de 2 raíces unitarias (I(2)) en las variables m , p e y , siendo el resto de las variables I(1), a la hora de aplicar el procedimiento de Johansen (1988, 1991) se ha elegido la siguiente reformulación del vector multivariante original

$$x = [(m - \lambda_1 p - \lambda_2 y), r^a, r^p, \Delta y, \Delta p]' \quad (8)$$

donde los valores de λ_1 y λ_2 se han elegido en un análisis previo, de forma que la combinación lineal escogida fuese I(1). Después de varias

pruebas, se eligió $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$, de manera que la primera variable en el vector x representa la inversa de velocidad de circulación. Asimismo, se introdujo una tendencia línea, $\{t\}$, para todo el período, que posiblemente capte los efectos de una variable riqueza, cuya construcción con datos trimestrales no ha sido posible. En este sentido la cointegración entre las variables en (8), de existir, será «estocástica» y no «determinística» ya que este tipo de términos aparecen en el vector de cointegración. Se comprobó que la utilización de este procedimiento no rechazaba para ningún agregado la hipótesis nula de no cointegración en el período 1974-1989, aunque si lo hacía en el período 1978-89. El examen de los residuos obtenidos aconsejó, al igual que en estudios anteriores (Dolado, 1988), la utilización de una tendencia cuadrática hasta finales de 1977 (D_t) que recogiese la caída de la velocidad de ALP y sus redefiniciones hasta dicha fecha y que no es posible explicar por el resto de variables. Esta variable intenta captar, de forma burda, la posible evolución de los extra-tipos pagados a los impositores, así como posibles errores en la medición de las series. La alternativa de seleccionar una muestra que comenzase en 1978 suponía una pérdida del 20% de los datos, por lo que se prefirió utilizar dicho procedimiento *ad-hoc* para homogeneizar los dos subperíodos.

De acuerdo con el procedimiento de Johansen, bajo la hipótesis de cointegración, el modelo VAR(k) para las variables en el conjunto de información puede reescribirse en la forma:

$$\Delta x_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} - \alpha(\beta' x_{t-k}) + \mu' c_t + \gamma D_t + \Phi_1(S_t) + \Phi_2(S_t) + \epsilon_t \quad (9)$$

donde $c_t = (1, t)$, *i.e.* constante y tendencia lineal, D_t es una tendencia cuadrática hasta 1977(4)¹⁰ y S_t (S_t) son variables artificiales estacionales (intersectados con una tendencia lineal) con media cero. En nuestro caso $k = 2$, resultó en general suficiente para lograr correlogramas relativamente limpios de ϵ_t y ausencia de síntomas de no gaussianidad, ambas condiciones necesarias para poder aplicar el procedimiento de máxima verosimilitud basado en la distribución normal multivariante¹¹.

¹⁰ La variable D_t se define como la combinación lineal $t \cdot ht^2$ hasta 1977(4) y cero posteriormente, donde t es una tendencia lineal. El parámetro h se estima para cada agregado en la fase preliminar de estimación del VAR y se restringe a dicho valor en etapas posteriores.

¹¹ Para la obtención de los resultados de este trabajo se han utilizado los programas REG-X (copyright S.G. Hall), RATS (según el programa elaborado por I. Lobato del Centro de Estudios Monetarios y Financieros) y SCA.

En el caso en que los componentes determinísticos pertenezcan al vector de cointegración (véase Apéndice) el modelo (9) puede reescribirse como

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} - \alpha (\beta^{*'} x_{t-k}^*) + \Phi_1 (S_t + \Phi_2 S_{t-1}) + \epsilon_t \quad (10)$$

donde $\beta^* = (\beta_1', -\beta_0', -\gamma_0)'$ y $x_t^* = (x_t', c_t, D_t)'$

En el Cuadro 1 se ofrecen los resultados relativos al rango de cointegración existente entre las velocidades de circulación de los agregados monetarios y sus factores explicativos. En general, puede observarse que, con alguna excepción, parece existir un único vector de cointegración y que la constante, la tendencia lineal y la variable artificial D_t aparecen en el vector de cointegración de acuerdo con los valores del estadístico ξ_{RD} descrito en el Apéndice. Las excepciones son ALPC6 donde claramente no existe ningún vector de cointegración, y en menor medida ALPC3, donde la aceptación de un vector sólo se da al 10% de nivel de significación¹². Además, resulta importante destacar que de acuerdo con sus signos, dicho vector puede interpretarse, en todos los casos donde existe cointegración, como una función de demanda de dinero donde la inversa de la velocidad de circulación depende negativamente del tipo de interés alternativo y de las tasas de crecimiento de renta y precios, mientras que el signo del tipo de interés propio es positivo.

Las elasticidades con respecto a los tipos de interés son reducidas en todos los casos. En el caso del tipo de interés propio, las semielasticidades oscilan entre 6,0 para ALPOC6 y 1,6 para ALP que convertidas en elasticidades, evaluando las semielasticidades en los valores máximos de las variables, resultan ser 0,32 y 0,12 respectivamente. De forma similar, al considerar el tipo de interés alternativo, las semielasticidades oscilan entre -1,0 para ALPC y -0,2 para ALPC3 y ALPOC3 que traducidas a elasticidades corresponden a -0,14 y -0,05 respectivamente. Dado el pequeño tamaño de estas elasticidades resulta interesante contrastar la presencia de la variable r^a en el vector de cointegración, utilizando el contraste ξ_{RS} descrito en (6), que en este caso se distribuye como χ^2 (4). Los estadísticos calculados (6,73, 5,25, 4,57) no rechazan la hipótesis nula en los casos de ALPC3 y ALPOC3 y ALPOC6, de ma-

¹² Los valores críticos computados en Osterwald-Lenum(1992) tienen en cuenta la presencia de una tendencia lineal. Sin embargo, no tienen en cuenta la presencia de D_t en las ecuaciones. Por ello su interpretación es aproximada.

CUADRO 1
CONTRASTACION DEL NUMERO DE VECTORES DE COINTEGRACION

(1974(3) - 1989(2)) T = 60
VAR(2) (Sistema 9)

	ALP					ALPC				
	ξ	ξ_{TR}	$\xi(0,95)$	λ_i		ξ	ξ_{TR}	$\xi(0,95)$	λ_i	
		$\chi^2(4) = 6,7$					$\chi^2(4) = 7,2$			
r ≤ 5	...	—	...	(1)	1,0	—	—	—	(1)	1,0
r ≤ 4	0,010	0,60	10,2	(2)	1,0	0,023	2,01	10,2	(2)	1,0
r ≤ 3	0,086	6,00	22,1	(3)	-0,9	0,112	9,13	22,1	(3)	-1,0
r ≤ 2	0,184	18,20	37,3	(4)	1,6	0,202	22,67	37,3	(4)	2,6
r ≤ 1	0,302	39,77	57,5	(5)	-1,2	0,292	43,39	57,5	(5)	-1,2
r ≤ 0	0,564	89,57*	79,3	(6)	-1,0	0,531	88,82*	79,3	(6)	-0,8

	ALPC6					ALPC3				
	ξ	ξ_{TR}	$\xi(0,95)$	λ_i		ξ	ξ_{TR}	$\xi(0,95)$	λ_i	
		$\chi^2(4) = 8,1$					$\chi^2(4) = 8,1$			
r ≤ 5	—	—	—	(1)	...	—	—	—	(1)	1,0
r ≤ 4	0,009	0,54	10,2	(2)	—	0,006	0,36	10,2	(2)	1,0
r ≤ 3	0,082	5,67	22,1	(3)	—	0,107	7,15	22,1	(3)	-0,2
r ≤ 2	0,153	15,63	37,3	(4)	...	0,171	18,40	37,3	(4)	2,5
r ≤ 1	0,263	33,94	57,5	(5)	—	0,322	41,72	57,5	(5)	-0,8
r ≤ 0	0,393	63,89	79,3	(6)	...	0,452	77,81	79,3	(6)	-0,5

	ALPOC					ALPOC6				
	ξ	ξ_{TR}	$\xi(0,95)$	λ_i		ξ	ξ_{TR}	$\xi(0,95)$	λ_i	
		$\chi^2(4) = 6,3$					$\chi^2(4) = 8,1$			
r ≤ 5	...	—	—	(1)	1,0	...	—	—	(1)	1,0
r ≤ 4	0,012	0,72	10,2	(2)	1,0	0,041	2,51	10,2	(2)	1,0
r ≤ 3	0,112	7,85	22,1	(3)	-0,5	0,151	12,33	22,1	(3)	-0,3
r ≤ 2	0,212	22,15	37,3	(4)	5,6	0,232	28,16	37,3	(4)	6,0
r ≤ 1	0,362	49,12	57,5	(5)	-1,1	0,403	59,11*	57,5	(5)	-0,8
r ≤ 0	0,511	97,17*	79,3	(6)	-1,2	0,502	100,90*	79,3	(6)	-1,0

	ALPOC3				
	ξ	ξ_{TR}	$\xi(0,95)$	λ_i	
		$\chi^2(4) = 8,6$			
r ≤ 5	—	—	—	(1)	1,0
r ≤ 4	0,036	2,20	10,2	(2)	1,0
r ≤ 3	0,132	10,69	22,1	(3)	-0,2
r ≤ 2	0,216	25,29	37,3	(4)	4,6
r ≤ 1	0,314	47,90	57,5	(5)	-1,1
r ≤ 0	0,508	90,46*	79,7	(6)	-1,1

Nota: ξ denota los autovalores obtenidos a partir de (A.10) en el Apéndice; ξ_{TR} denota el estadístico de la traza descrito en (5); $\xi(0,95)$ denota el valor crítico en el caso de que se incluya una constante, tendencia lineal y variables artificiales estacionales en el VAR; λ_i denota los multiplicadores característicos $\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 1, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1, \lambda_5 = 1, \lambda_6 = 1$.

nera que cuando se sustraen las cesiones a 3 o 6 meses del agregado correspondiente las elasticidades se anulan. Ello induce a pensar que existe una fuerte sustituibilidad entre dichas cesiones y la deuda pública a más de dos años.

4.2. Modelos de Mecanismo de Corrección del Error

Una vez que se ha descartado ALPC6 como el único agregado para el que no parece existir una senda de equilibrio a largo plazo, el siguiente paso en el proceso de modelización requiere la construcción de modelos de corrección del error, para los restantes seis agregados a fin de estimar su dinámica de ajuste a corto plazo. De acuerdo con la representación (2), ello consiste en la regresión de la primera diferencia de cada variable en el vector de cointegración sobre los valores desfasados de las primeras diferencias de todas las variables y sobre el valor desfasado en niveles del término de corrección del error (esto es, el vector de cointegración calculado previamente). Sin embargo, dicha tarea se puede simplificar grandemente si el vector de cointegración sólo aparece en la ecuación correspondiente a la cantidad de dinero ya que ello nos permitiría determinar la dinámica a corto plazo en un marco uniecuacional, estimando la esperanza condicional de la primera diferencia de la variable ($m - p - y$) sobre el resto de variables en (8) diferenciadas y el vector de cointegración, lo que equivale a estimar por MCO una ecuación dinámica irrestringida del tipo

$$\gamma_0(L) m_t = \gamma_1(L) p_t + \gamma_2(L) y_t + \gamma_3(L) r_t^a + \gamma_4(L) r_t^p + \mu' c_t + \Phi_1(S_t + \Phi_2 S_t t) + \gamma D_t + \epsilon_t \quad (11)$$

donde $\gamma_i(L)$ son polinomios en el operador de retardos L .

Es importante señalar que, como es bien conocido, la aplicación de MCO a (11) sólo es eficiente si las variables explicativas son débilmente exógenas (Engle, Hendry y Richard (1983)), lo que en este caso implica que el vector de cointegración sólo puede aparecer en la ecuación que determina m_t . De lo contrario existirían restricciones no lineales entre los parámetros del modelo condicional dado por (11) y los modelos marginales para cada una de las variables explicativas (véase Dolado, Andrés y Domenech (1990) y Dolado (1992)) con lo que el sistema habría de estimarse conjuntamente o para aquellos bloques donde aparece el vector de cointegración.

Para contrastar dicha hipótesis, examinando los elementos correspondientes a las columnas 2 a 5 de la matriz de «ponderaciones» α , se ha utilizado de nuevo el contraste ξ_{RS} distribuido como χ^2 (4). El valor del estadístico para los diversos agregados (7,14, 6,25, 6,73, 5,12, 7,73, 6,78) no rechaza la hipótesis de que dichos elementos sean cero, por lo que el vector de cointegración habrá de aparecer necesariamente en la primera ecuación del sistema. Su signo habrá de ser negativo, de forma que si el término de corrección del error es positivo, dado que la política monetaria es estabilizadora, la tasa de crecimiento del agregado monetario se reducirá. Finalmente, es importante señalar que en la estimación de (11) se han dejado libres los coeficientes del vector de cointegración, excepto los correspondientes a renta y precios, con el fin de simplificar el cómputo de estimaciones recursivas de dicho tipo de ecuaciones. Bajo el supuesto de exogeneidad débil los coeficientes estimados de esta manera deberían coincidir con los obtenidos por el método de Johansen en el Cuadro 1. Este parece ser el caso cuando se comparan los coeficientes λ_i estimados de ambas formas.

En el Cuadro 2 se presentan las estimaciones de las funciones de demanda (11) para los seis agregados contemplados durante el período muestral 1974 (3) - 1989(2). Con el propósito de presentar especificaciones escuetas en el número de parámetros estimados se ha utilizado la estrategia «de lo general a lo específico» de Hendry (véase Gilbert (1986)) a fin de eliminar desfases no significativos e imponer restricciones lineales entre los mismos. En cada una de las filas del Cuadro 2 se presenta el número de desfases elegidos así como una S o una D para denotar suma o diferencia. Por ejemplo (0,1,S) indica $x_t + x_{t-1}$ mientras que (0,1,D) indica $x_t - x_{t-1}$.

De los resultados surgen varias observaciones interesantes. En primer lugar, tal como se comentaba previamente, los parámetros del vector de cointegración son muy parecidos a los que se obtienen por el método de Johansen y resultan ser bastante estables en el tiempo, de lo que se deduce que los procesos de liberalización e innovación que han incidido sobre el sistema financiero español, no han afectado a la existencia de una relación estable a largo plazo entre cantidad de dinero y sus determinantes. En segundo lugar las elasticidades a corto plazo de renta y precios son bajas, síntoma de que el ajuste se realiza en términos nominales y no reales. Dichos valores oscilan entre 0 y 0,2 en el caso de la renta y entre 0,2 y 0,4 en el caso del nivel de precios, de forma que en un trimestre un aumento de la renta y del nivel de precios en un 1 punto porcentual aumentan los saldos reales en -0.8

CUADRO 2
MODELOS ECM DE LOS AGREGADOS MONETARIOS

(Variable dependiente Δm)
1974(3) - 1989(2)

	ALP	ALPC	ALPC3	ALPOC	ALPOC6	ALPOC3
Constante	-0,69 (8,6)	-0,57 (3,9)	-0,83 (5,3)	-0,34 (3,7)	-0,50 (3,7)	-0,50 (4,5)
$\Delta(m - p)_{-1}$	0,15 (3,0)	0,23 (5,8)	0,62 (6,1)	0,28 (7,3)	0,31 (6,0)	0,30 (8,2)
Δp	0,38 (9,3)	0,26 (5,5)	0,22 (3,8)	0,18 (5,2)	0,17 (4,5)	0,17 (5,4)
Δy	—	—	—	—	—	0,15 (1,5)
Δr^p	1,37 (5,0) [1]	1,00 (5,3) [0,1,S]	1,34 (3,1)	0,46 (1,9) [0,1,D]	0,83 (2,8) [0,1,D]	0,71 (2,5) [0,1,D]
Δr^a	-0,17 (2,5) [1]	—	—	—	—	—
$(m - p - y)_{-1}$	-0,22 (8,9)	-0,17 (4,2)	-0,26 (5,5)	-0,13 (4,1)	-0,17 (4,1)	-0,17 (5,0)
r^2_{-1}	-0,18 (3,4)	-0,17 (4,2)	— (2,1)	-0,10 (1,8)	-0,08 (1,6)	-0,07
r^2_{-1}	0,41 (3,6)	0,45 (3,1)	0,70 (5,0)	0,68 (4,8)	0,87 (7,7)	0,80 (3,8)
se. (%)	0,35	0,40	0,52	0,39	0,40	0,38
R^2	0,80	0,78	0,80	0,92	0,91	0,92
λ_1	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
λ_2	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
λ_3	-0,8	-0,9	—	-0,8	-0,5	-0,4
λ_4	1,9	2,4	2,7	5,2	5,1	4,7
λ_5	-1,0	-1,4	-0,5	-1,2	-1,0	-1,0
λ_6	-0,7	-1,0	-0,4	-1,4	-1,0	-0,8
LM(4)	1,5	1,0	7,0	3,8	4,6	2,3
BJ(2)	2,3	2,5	0,9	1,1	1,1	1,3
ARCH(2)	2,8	2,6	2,8	1,5	3,0	2,5

Nota: La ecuación contiene combinaciones de tres variables artificiales estacionales, idem intersectadas con tendencia lineal (media cero) y una tendencia hasta 1977(4) cuyos coeficientes no se reportan por motivos de espacio; entre paréntesis estadísticos t ; s.e. desviación típica de los residuos; R^2 = coeficiente de correlación múltiple corregido. LM(.) BJ(.) y ARCH(*) = contrastes de autocorrelación, normalidad y heterocedasticidad autorregresiva con grados de libertad entre paréntesis.

y $-0,6$ puntos respectivamente. En tercer lugar, dado que las elasticidades renta y precios son unitarias, es fácil demostrar que los parámetros λ_5 y λ_6 representan, en términos anuales, los desfases medios de la cantidad de dinero con respecto a dichas variables. Ello implica que los ajustes son relativamente rápidos, con desfases medios entre 0,5 y 1,5 años.

CUADRO 3

CONTRASTES RECURSIVOS TIPO CHOW (1, 4, 8 PERIODOS ADELANTE)

Períodos de Inestabilidad (1974(2) - 1990(2))

Agregado/Parámetro	Corto Plazo
ALP	89(3) - 90(2)
ALPC	83(2), 86(4), 89(3) - 90(2)
ALPC3	84(3) - 86(4)
ALPOC	87(2), 88(2), 89(3) - 90(2)
ALPOC6	88(2), 89(3) - 90(2)
ALPOC3	89(3) - 90(2)

Nota: Las fechas expuestas representan aquellos periodos en que se detectó inestabilidad con contrastes de Chow tanto al 5% como al 10% de nivel de significación. Los valores críticos correspondientes a los contrastes de la solución a largo plazo han sido tomado de Hansen (1990). No se aprecian periodos de inestabilidad a largo plazo.

Con referencia a la estabilidad a corto plazo, el Cuadro 3 ofrece un resumen de los resultados obtenidos al aplicar una sucesión de contrastes recursivos de Chow con horizonte temporal de 1, 4 y 8 periodos por delante para el período 1982(1) - 1990(2) con el fin de examinar la estabilidad de los coeficientes estimados. En el Cuadro se recogen aquellos periodos en que se detecta inestabilidad tanto en los coeficientes estimados asociados a variables en diferencias (corto plazo) como en niveles y primeras diferencias de renta y precios (largo plazo). Resulta importante destacar que en ningún caso se detectó inestabilidad en el largo plazo. En todos los casos, excepto en ALPC3, se detectan rasgos acusados de inestabilidad en la dinámica a corto plazo después de la imposición de las restricciones de crédito en 1989, de lo que parece deducirse que los procesos de desintermediación financiera que han seguido a las restricciones del crédito bancario han afectado uniformemente a los agregados contemplados, con independencia de la amplitud de su definición. En el caso de ALPC3, pese a que su comportamiento es mejor al final de la muestra, existe una gran inestabili-

dad en períodos previos y además la desviación típica de sus residuos es muy superior a la del resto de los agregados. Se observa también cierta inestabilidad transitoria intramuestralmente con la excepción de ALP y ALPOC3.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha tratado de contestar a la pregunta de en qué medida la reducción de la dimensión del agregado monetario ALP, afecta sustancialmente a la relación de dicho agregado con sus argumentos explicativos, desde la óptica de su función de demanda.

Un resumen de los principales resultados obtenidos puede encontrarse en el Cuadro 4 donde, junto con las características de cointegración, ajuste y estabilidad, de cada ecuación, se incluye el error cuadrático medio de los errores de predicción para los períodos 1988(1) - 1989(2) y 1989(3) - 1990(2), antes y después de la aparición de las restricciones de crédito.

CUADRO 4
RESUMEN DE LOS RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

ECUACIONES DE ECM					
	Cointegración	Ajuste (SE%)	Est. Intra (Chow)	Est. Post 8801-8902	Est. Post 8903-9002
ALP	si	0,36	si	0,25	1,49
ALPC	si	0,41	si (?)	0,46	1,20
ALPC6	no	—	no	—	—
ALPC3	si (?)	0,52	no	0,88	1,13
ALPOC	si	0,37	si (?)	0,54	1,60
ALPOC6	si	0,38	si (?)	0,59	1,24
ALPOC3	si	0,37	si	0,46	1,36

Nota: — denota que los resultados son menos concluyentes. «Est. Intra (Post)» denota estabilidad intramuestral (postmuestral). Las cifras bajo ambas columnas recogen los errores cuadráticos medios de predicción (RMSE %).

A la vista de los errores cuadráticos medios, hay que señalar, en primer lugar, que las funciones de demanda de todos los agregados considerados presentan rasgos acusados de inestabilidad a partir del ter-

cer, o cuarto trimestre de 1989, según los casos. Los procesos de desintermediación financiera que siguieron a la imposición de límites al crecimiento del crédito bancario parecen haber afectado prácticamente por igual a los distintos agregados que se han construido, con independencia de la amplitud de su definición. En base a esta evidencia sería posible aventurar que la situación de pérdida de contenido informativo de los agregados monetarios, durante el período 1989(3) - 1990(2), podría prolongarse en el tiempo, incluso después del levantamiento de las restricciones del crédito. Esta inestabilidad general al final del período podría suponer una seria dificultad para la selección de agregados en base a un período anterior donde sus funciones de demanda mostraron estabilidad en su comportamiento. Sin embargo, estudios posteriores (véase Cabrero, Escrivá y Sastre (1992)), han presentado evidencia de que las funciones de demanda de dinero, han vuelto a sus sendas de equilibrio tras el levantamiento del control del crédito a finales de 1990, por lo que el período 1989(3) - 1990(4) se caracteriza como una fase de inestabilidad transitoria. Así pues, la selección de los agregados en función de los resultados de las estimaciones y contrastes realizados con información hasta el segundo trimestre de 1989, parece haber sido adecuada a posteriori.

Considerando globalmente los criterios de ajuste intramuestral, estabilidad de los parámetros y errores de predicción de las funciones de demanda, puede afirmarse que ALP, tal como está definido en la actualidad, es el agregado que presenta un mejor comportamiento. La exclusión del agregado de las tendencias en firme de títulos públicos (ALPC) deteriora la bondad del ajuste, hace que aparezcan algunas inestabilidades puntuales y arroja errores de predicción mayores. No obstante, aunque no resista la comparación con ALP, la función de demanda del agregado ALPC mantiene propiedades aceptables. Si se continúa por la vía de la exclusión del agregado de las cesiones temporales de títulos públicos, ya sean a un plazo mayor de seis meses (ALPC6) o mayor de tres meses (ALPC3), los resultados empeoran radicalmente: se pierde la cointegración con el gasto nominal en las ecuaciones de mecanismo de corrección del error; surgen problemas de interpretación en los valores de algunos parámetros; y aumentan considerablemente los errores tanto intramuestrales como postmuestrales. Puede, por tanto, afirmarse que, para estos dos agregados, la función de demanda no termina de estar claramente definida.

Más prometedores son los resultados que se obtienen cuando se excluye de ALP el conjunto de activos financieros que se ha denominado

«títulos opacos». El agregado en el que se prescinde de estos títulos, además de las tenencias en firme de letras del Tesoro, (ALPOC) presenta resultados aceptables, similares a los obtenidos para ALPC, aunque algo inferiores a los alcanzados para ALP. Las propiedades de las estimaciones mejoran si se excluyen del agregado, adicionalmente, las cesiones temporales de títulos públicos hasta seis meses (ALPOC6) y, sobre todo, si la exclusión se extiende hasta el plazo de tres meses (ALPOC3). En este caso se logran comportamientos de las funciones de demanda más próximos a los conseguidos para ALP.

En síntesis, los resultados obtenidos dan pie a seguir explorando la posibilidad de definir un agregado monetario más reducido que ALP en línea con M3 ampliado, que supere las dificultades de disponibilidad de información que se han registrado recientemente con activos financieros situados en su margen, y que tienda a homologarse con las definiciones amplias de liquidez que imperan en los principales países de la Comunidad Europea. Esta reducción de la dimensión del agregado pasaría por la exclusión de aquellos instrumentos que hayan gozado de un cierto grado de opacidad fiscal, lo que ha mermado su utilización como activos líquidos susceptibles de sustentar decisiones de gasto, y de ciertas tenencias por parte del público de títulos del Estado, adquisiciones en firme y «repos» realizados a los plazos más largos en las que ha podido materializarse una parte del ahorro privado.

Los resultados de este trabajo deberían ampliarse en dos direcciones. En primer lugar, con estudios cuantitativos en los que se aborde el problema del contenido informativo de los agregados monetarios desde la perspectiva del impacto de estos últimos sobre las variables de gasto de la economía y el nivel de precios. Nótese que la evidencia presentada acerca de que el vector de cointegración sólo aparece en la ecuación de crecimiento de la cantidad de dinero, apuntaría hacia la ausencia de efecto del «exceso de saldos monetarios» sobre el resto de variables del sistema. Sin embargo, creemos que este resultado se encuentra mediatizado por la selección de variables que aparecen en el sistema, es decir aquéllas que permiten estimar una función de demanda de dinero a largo plazo. Para investigar el problema «de exceso de demanda» anterior, creemos que había que ampliar el sistema con otras variables, tales como tipo de cambio, salarios, tasa de paro, etc. Cuando se incluyen algunas de estas variables, existe cierta evidencia de que las desviaciones de las sendas de equilibrio monetarias estimadas, afectan al crecimiento del gasto nominal (véase Cabrero, Escrivá y Sastre (1992)). En segundo lugar, resultaría interesante llevar a cabo

en un trabajo próximo la caracterización de las tendencias comunes a las variables analizadas, en términos financieros y reales, así como su efecto sobre las variables finales, a través de la representación en forma de media móvil del sistema.

APENDICE

Al igual que en la contrastación de raíces unitarias en procesos univariantes, en la aplicación del procedimiento de Johansen resulta esencial tratar con cuidado la presencia de términos determinísticos en la representación multivariante, dado que los valores críticos del contraste dependen de las características tendenciales de los datos. Sea RD_t el conjunto de regresores determinísticos (constantes, tendencias, variables artificiales, etc.) que aparecen en la representación multivariante, de forma que el modelo VAR(k) se expresa ahora como

$$\Delta x_t = \tau' RD_t + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} - \alpha \beta' x_{t-k} + \epsilon_t \quad (\text{A.1})$$

Bajo la hipótesis nula de cointegración de orden r , puede demostrarse (véase Johansen (1991)) que la representación en forma de medias móviles (MA) del modelo (A.1) viene dada por

$$\Delta x_t = C(L) (\epsilon_t + \tau' RD_t) \quad (\text{A.2})$$

donde $C(L)$ puede desarrollarse en la forma $C(L) = C(1) + (1-L) C^*(L)$ (véase Engle y Granger (1987)). Integrando (A.2) se obtiene

$$x_t = x_0 + C(1) \sum_0^t \epsilon_i + C \tau' RD_t (1-L)^{-1} + C^*(L) \epsilon_t \quad (\text{A.3.})$$

donde $C(1)$ es la matriz ($n \times n$) de multiplicadores a largo plazo $C(L=1)$ de rango $(n-r)$ bajo la hipótesis nula de r vectores de cointegración, $C^*(L)$ es una matriz cuyas raíces están fuera del círculo unitario y, finalmente $(1-L)^{-1} RD_t$ representa el proceso acumulado de los términos determinísticos.

Tal como se demuestra en Johansen (1991), la relación de (A.3) con la forma VAR del modelo viene dada por

$$C(1) = \beta_1 (\alpha_1' \Psi \beta_1)^{-1} \alpha_1' \quad (\text{A.4})$$

donde Ψ es el desfase medio del polinomio $\Pi(L) (= 1 - \Pi_1 L - \dots - \Pi_k L^k)$

y β_1 es el complemento ortogonal de β ($\beta_1' \beta = 0$). Por tanto, la matriz $C(1)$ puede derivarse directamente de los estimadores del modelo en la forma VAR(k). Dicha matriz determina como se genera la no estacionariedad del proceso x_t a partir de sus tendencias comunes estocásticas ($\sum \epsilon_t$) y determinísticas ($(1 - L)^{-1} RD_t$). Por ejemplo si $RD_t = 1$, entonces las tendencias comunes contendrán una tendencia lineal $\{t\}$. Ahora bien, en ausencia de estas últimas tendencias ($C(1) \tau' = 0$) todavía puede ocurrir que $\tau \neq 0$, representando la presencia de los regresores RD_t en el vector de cointegración. En este caso se ha de verificar que $\tau = \alpha\tau_0$ ya que, dado (A.4), $C(1) \tau' = 0$ aun cuando $\tau \neq 0$, de manera que el modelo (A.1) puede reescribirse como

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} - \alpha(\beta^{*'} x_{t-1}^*) + \epsilon_t \quad (A.5)$$

donde $\beta^* = (\beta', -\tau_0')$ y $x_t^* = (x_t', RD_t')$

Análogamente al caso de introducir una constante y/o una tendencia lineal, los valores críticos del contraste (5) descrito en la expresión de la sección 3 depende de los casos comentados previamente: i) τ es irrestringido, ii) $\tau = 0$ y iii) $\tau = \alpha\tau_0$. Johansen (1991) ha demostrado que dichas hipótesis pueden contrastarse mediante un contraste $\chi^2(n - \bar{r})$ de la forma

$$\xi_{RD} = -2 \ln Q = -T \sum_{i=\bar{r}+1}^n \ln [(1 - \hat{\xi}_R) / (1 - \hat{\xi}_u)] \quad (A.6)$$

donde, de nuevo, $\hat{\xi}_R$ y $\hat{\xi}_u$ son los autovalores restringidos e irrestringidos.

REFERENCIAS

- Cabrero, A., Escrivá, J. L. y T. Sastre (1992), «Ecuaciones de Demanda para los Nuevos Agregados Monetarios», Servicio de Estudios, Banco de España. Estudios Económicos, 52.
- Cuenca, J. A. (1991), «La Construcción de Variables Financieras para el Análisis del Sector Monetario en la Economía Española», (en preparación), Servicio de Estudios, Banco de España.
- Denton, R. (1971), «Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization» *Journal of the American Statistical Association*, 66.
- Dolado, J. (1982), *Procedimiento de Búsqueda de Especificación Dinámica: El Caso de la Demanda de M3 en España*. Banco de España, *Estudios Económicos*, 27.
- Dolado, J. (1988), «Innovación Financiera, Inflación y la Estabilidad de la Demanda de ALP en España». *Boletín Económico*. Abril.

- Dolado, J. (1992). «A note on Weak Exogeneity in VAR Cointegrated Systems», *Economics Letters*, 38.
- Dolado, J., Jenkinson, T. y S. Sosvilla-Rivero (1990). «Cointegration and Unit Roots», *Journal of Economic Surveys*, 4.
- Dolado, J., Andrés, J. y R. Domenech (1990). «Inferencia en Modelos Dinámicos Uniecuacionales con Variables Integradas», *Cuadernos Económicos de ICE*, 44.
- Dolado, J. y J. L. Escrivá (1991). «La Demanda de Dinero en España: Definiciones Amplias de Liquidez», Documento de Trabajo 9107, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Engle, R., Hendry, D. and J. F. Richard (1983). «Exogeneity», *Econometrica*, 51.
- Engle, R. and C. W. Granger (1987). «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 49.
- Escrivá, J. L. (1990). «Tendencias Básicas en la Fijación e Instrumentación de los Objetivos Monetarios», *Papeles de Economía Española*, 43.
- Fuiler, W. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. New York, Wiley.
- Gilbert, C. (1986). «Professor Hendry's Econometric Methodology» *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48.
- Hansen, B. (1990). «Testing for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes». University of Rochester (mimeo).
- Hendry, D. y N. Ericsson (1991). «An Econometric Analysis of UK Money Demand in Monetary Trends in the U.S. and the U.K. by M. Friedman and A. Schwartz», *American Economic Review*, 81.
- Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- Johansen, S. (1989). «Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica*, 59.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990). «Hypothesis Testing for Cointegration Vectors with an Application to Demand for Money in Denmark and Finland» *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- Maño de Moaña, J. L. y J. Pérez (1990). «La Política Monetaria Europea en la Transición hacia la Unión Monetaria Europea», *Papeles de Economía Española*, 43.
- Mauleón, I. (1987). «La Demanda de ALP: Una Estimación Provisional», *Boletín Económico*, Octubre.
- Mauleón, I. (1989). *Oferta y Demanda de Dinero. Teoría y Evidencia Empírica*. Alianza Economía y Finanzas, Madrid.
- Osterwald-Lenum, J. (1992). «A note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics» (de próxima aparición en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*).
- Sanz, B. (1988). «Los Agregados Monetarios en España y su carácter como Objetivos Intermedios», *Boletín Económico*, Diciembre.
- Stock, J. and M. Watson (1988). «Testing for Common Trends», *Journal of the American Statistical Association*, 83.

ABSTRACT

This paper analyses the long-run behaviour and stability properties of the demand for money functions of a number of monetary aggregates narrower than ALP (M4) and broader than M3. The strategy for redefining ALP is characterised by the need to harmonise monetary policy indicators in the EC as part of the process towards EMU. The econometric analysis is undertaken using modern cointegration techniques. The results point out that the reduction in size of ALP would involve excluding instruments providing tax-exempt status as well as some public debt instruments such as outright purchases and repurchase agreements at longer terms.