

BANCO DE ESPAÑA

AGREGADOS MONETARIOS PONDERADOS:
EL CASO ESPAÑOL

Juan Ayuso y Juan Luis Vega

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9303

BANCO DE ESPAÑA

AGREGADOS MONETARIOS PONDERADOS: EL CASO ESPAÑOL

Juan Ayuso y Juan Luis Vega (*)

(*) Agradecemos los comentarios de J. J. Dolado y R. Santos, así como las conversaciones mantenidas con los miembros de la Unidad de Investigación de la Oficina de Estudios Monetarios y Financieros. Especial mención merece la labor de asistencia de J. A. Cuenca.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9303

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-206-9

Depósito legal: M-40768-1992

Imprenta del Banco de España

1. INTRODUCCION

Cuando, a comienzos de los años setenta, se empezó a diseñar y aplicar una política monetaria activa en España, ésta se articuló siguiendo un esquema clásico en dos niveles, con un agregado monetario amplio como objetivo intermedio, seleccionado en función de la estabilidad de su relación tanto con las variables finales objetivo de dicha política, como con las variables instrumentales en el ejercicio de la misma (controlabilidad del agregado). Aunque dicho esquema se ha flexibilizado notablemente en los últimos años, la evolución de un agregado amplio continúa siendo uno de los indicadores básicos para la toma de decisiones de política monetaria.

No obstante, desde los primeros años ochenta, los continuos procesos de innovación y liberalización del sistema financiero tendieron a incrementar el grado de sustitución entre activos incluidos y no incluidos en el agregado objetivo intermedio de la política monetaria, planteando importantes problemas a la hora de discriminar qué parte de la evolución de dicho objetivo era consecuencia de las que se denominaron perturbaciones financieras. La respuesta de la autoridad monetaria al deterioro de la calidad informativa del objetivo intermedio consistió en proceder a ampliar dicho agregado. Así, los Activos Líquidos en Manos del Pùblico (ALP) sustituyeron a las Disponibilidades Líquidas (M3) en ese papel en 1984¹ e, incluso desde entonces, dicho agregado ha sufrido una serie de modificaciones que han culminado en 1992 con una revisión en profundidad del mismo².

Todos estos agregados, sin embargo, han exhibido una característica común. Una vez establecida la frontera entre los activos considerados líquidos (dinero, en la terminología de los modelos macroeconómicos habituales) y el resto (bonos), el agregado amplio se obtenía a partir de la suma simple de los saldos de los primeros. El supuesto teórico implícito en tal agregación es la sustituibilidad perfecta

¹ Véase Sanz (1988).

² Véase Banco de España, Boletín Económico de noviembre de 1991.

entre todos los activos financieros incluidos. Este supuesto, llevado a un caso extremo pero ilustrativo, implicaría que si, por ejemplo, el Estado español comprase efectivo todas las Letras del Tesoro mantenidas en firme por el público, la cantidad de dinero de la economía permanecería inalterada, y, por tanto, ninguna de las variables macroeconómicas relacionadas (precios, por ejemplo) debería verse afectada.

El anterior ejemplo ilustra una potencial debilidad de este tipo de agregados, que ha dado origen a una corriente de literatura preocupada por la elaboración de una metodología de agregación diferente que tome en consideración la imperfecta sustituibilidad entre activos. En particular, se ha buscado una agregación en la que los diferentes saldos aparezcan con unas ponderaciones que reflejen, en definitiva, los distintos grados de liquidez de cada uno de los activos.

Junto a la línea de investigación que se ha ocupado de la fundamentación teórica de dicha agregación³, existen abundantes trabajos empíricos que han comparado las propiedades de los agregados ponderados con las de los agregados construidos a partir de la suma simple de los componentes⁴. Mientras que la superioridad teórica de los primeros como medida de la liquidez de la economía (y, por tanto, de la variable monetaria relacionada con renta y precios a través de una función de demanda de dinero) parece clara, la evidencia empírica es menos concluyente. Así, por ejemplo, Ford, Peng y Mullineux (1992) analizan el poder explicativo de ambos tipos de agregados sobre la actividad real en el Reino Unido y concluyen que "los agregados Divisia, modificados o no, dominan a los agregados basados en la suma simple". Sin embargo, Piyu y Fluri (1991) estudian las relaciones agregado-inflación y agregado-variable instrumental en el caso suizo para afirmar que "M1 y

³ Barnett (1978, 1980, 1982 y 1991), Rotemberg, Driscoll y Poterba (1991).

⁴ Entre los más recientes, Ford, Peng y Mullineux (1992), para el caso inglés; Piyu y Fluri (1991), para el caso suizo; Horne y Martin (1989), para el caso australiano; o los citados en la nota anterior, para el caso americano.

su correspondiente agregado Divisia mantiene una relación muy parecida tanto con la inflación como con la base monetaria".

Más allá del mundo académico, algunos bancos centrales –particularmente, la Reserva Federal, el Banco de Canadá y el Banco de Inglaterra– y la Unidad Económica del Comité de Gobernadores de los Bancos Centrales de los Estados miembros de la Comunidad Económica Europea han considerado recientemente esta línea de investigación. Los primeros, como consecuencia del deterioro de las estimaciones de demanda de dinero para sus agregados tradicionales. Los segundos, en el contexto de armonización de agregados monetarios de los países comunitarios llevado a cabo en 1992, si bien, finalmente, no se adoptó esta metodología.

En nuestro país, no existen estudios recientes al respecto. En este trabajo, se lleva a cabo una primera evaluación de los agregados monetarios ponderados, analizando sus propiedades de largo plazo en comparación con las de dos de los agregados monetarios manejados en España: ALP y M2. Concretamente, se contrasta la existencia de una relación de cointegración entre los agregados considerados y las variables que la teoría económica sugiere como argumentos de una función de demanda de dinero. Por el contrario, el hecho de que la flexibilización progresiva del esquema en dos niveles y la sustitución de una variable de cantidades por una de tipo de interés como variable instrumental haya restado relevancia al problema de la controlabilidad explica que el trabajo no se ocupe de la relación entre agregado e instrumento.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2, se confrontan los dos tipos de agregados en el terreno puramente teórico. En la sección 3, se aborda el problema de la construcción del agregado ponderado, para compararlo, en la sección 4, ahora en el terreno empírico, con los agregados tradicionales ALP y M2. En la sección 5, se presentan posibles explicaciones para los resultados de la sección anterior y, finalmente, en la sección 6, se resumen las principales conclusiones del trabajo.

2. SUMA SIMPLE FRENTE A SUMA PONDERADA

Supongamos una economía con un consumidor representativo, cuya función de utilidad se puede expresar como:

$$U(C, M)$$

donde C es consumo y M, servicios de liquidez, siendo:

$$M = f(m^1, m^2 \dots m^k)$$

donde los diferentes m^i ($i = 1, 2 \dots k$) son las cantidades de los distintos activos financieros de la economía que mantiene el consumidor, y la función $f(\cdot)$ es la función que agrega los servicios de liquidez que prestan los distintos activos financieros.

En este contexto, los agregados simples pueden interpretarse como una aproximación particular a $f(\cdot)$. Así, si nos fijamos en un instante concreto, t, y representamos por S_t dicho agregado, tenemos que:

$$S_t \equiv m_t^1 + m_t^2 + \dots + m_t^s, \quad s < k$$

donde los activos financieros están ordenados de mayor a menor liquidez.

Los defensores de los agregados ponderados, por su parte, proponen una aproximación diferente basada en la consideración de los diferentes activos financieros como sustitutos imperfectos. La filosofía general que inspira la construcción de estos agregados ponderados es bastante sencilla: si cada activo financiero presta unos servicios de liquidez distintos, en lugar de sumar, sin más, las cantidades mantenidas de cada uno de ellos, es preciso ponderar dichas cantidades en función,

precisamente, de los servicios de liquidez concretos que preste cada uno de los activos.

En este trabajo, vamos a ocuparnos de dos agregados ponderados concretos: el Indice de Divisia, asociado al nombre de Barnett, y el Equivalente Líquido propuesto por Rotemberg, Driscoll y Poterba⁵. El primero de ellos, en su versión más utilizada, toma la forma:

$$\Delta \log D_t \equiv \sum_{i=1}^s \left(\frac{s_t^i + s_{t-1}^i}{2} \right) \Delta \log m_t^i; \quad s < k \quad (1)$$

con:

$$s_t^i = \frac{(r_t^{s+1} - r_t^i) m_t^i}{\sum_{j=1}^s (r_t^{s+1} - r_t^j) m_t^j} \quad (2)$$

siendo r_t^i el tipo de interés del activo financiero i -ésimo, y D_t , el agregado.

En cuanto al segundo enfoque, denominando L_t al Equivalente Líquido, toma la forma:

$$L_t \equiv \sum_{i=1}^s \frac{r_t^{s+1} - r_t^i}{r_t^{s+1}} m_t^i \quad (3)$$

⁵Nos limitaremos a exponer los resultados y la interpretación de los mismos. Para una visión más profunda de estos índices, véanse las referencias de la nota 3.

En ambos casos, pues, se propone una suma ponderada, bien de los activos, bien de sus tasas de variación, donde las ponderaciones dependen del diferencial entre el tipo de interés propio del activo incluido y el tipo de interés de un activo financiero que no proporciona ningún servicio de liquidez (benchmark). Su interpretación es bastante intuitiva. En la medida en que los activos financieros considerados sean activos sin riesgo y con igual vencimiento, sus rendimientos deben coincidir. Por tanto, en la medida en que la única diferencia entre un activo y otro sea su grado de liquidez, la diferencia entre el tipo de interés de cualquier activo que preste servicios de liquidez y el que proporcione un grado de liquidez nulo responderá, precisamente, al grado de liquidez del primero.

Ciertamente, en el terreno puramente teórico, la superioridad de los agregados ponderados es evidente. Sin embargo, la selección del agregado monetario idóneo para el papel de objetivo intermedio tiene un importante componente empírico. Así, la bondad de un agregado concreto habrá de juzgarse en términos de la estabilidad de su relación con las variables finales objetivo de la política monetaria, de modo que es imprescindible comparar los agregados simples y ponderados desde la perspectiva de sus propiedades empíricas.

Ahora bien: en el terreno empírico, la superioridad de los agregados ponderados no es tan evidente. En primer lugar, existen diferentes problemas, en la práctica, a la hora de concretar las definiciones (1) o (3). Por un lado, si bien es cierto que ambos tipos de agregados conllevan una decisión a priori sobre cuál es el activo s (el que presta el mínimo servicio de liquidez), los agregados ponderados necesitan, además, seleccionar el activo s+1, esto es, el que desempeñará el papel de bechmark en la construcción de las ponderaciones. Por otro lado, la considerable variabilidad de los tipos de interés se traduce, en general, en ponderaciones altamente variables. Esto, en principio, no tiene por qué plantear problema alguno en la medida en que dicha variabilidad refleje los cambios en el grado de liquidez de los diferentes activos. Así, las cantidades mantenidas de los diferentes activos cambiarían al cambiar la liquidez relativa de los mismos, de modo que se mantendría inalterado el nivel de liquidez compatible con las decisiones de gasto de los agentes. Sin embargo, el argumento anterior se apoya en el supuesto cuestionable

de que los agentes ajustan sus carteras de modo continuo ante variaciones en los precios relativos de los diferentes activos. En la medida en que dicho supuesto se incumpla (por ejemplo, es posible que los agentes lleven a cabo ajustes en sus carteras sólo a intervalos de tiempo más o menos dilatados), la variabilidad en las ponderaciones no estará relacionada, necesariamente, con variaciones en los servicios relativos de liquidez prestados por los activos, de modo que será posible encontrar cambios en el agregado que no respondan a cambios en la demanda de liquidez por parte de los individuos. Este razonamiento justifica la consideración de filtros que tienden a suavizar las series de tipo de interés, y plantea, a la vez, el problema de la evaluación del efecto de tales filtros.

En segundo lugar, una vez obtenida una medición concreta de las ponderaciones de los activos, queda pendiente el análisis de la estabilidad de su relación con las variables finales relevantes. En este sentido, la existencia de modelos macroeconómicos teóricos más o menos aceptados con implicaciones concretas sobre la relación entre dinero, producto real y precios proporciona un marco evidente para dicha comparación.

Aunque la mayoría de las aplicaciones empíricas existentes se han ocupado de los índices Divisia, este trabajo se ocupa también del Equivalente Líquido. El nivel de este último agregado, a diferencia del nivel del índice Divisia, puede interpretarse en términos del stock de efectivo que proporcionaría los mismos servicios de liquidez que el conjunto de activos considerado (Rotemberg *et al.*, 1991), o, en los supuestos de neutralidad al riesgo y expectativas estacionarias, como el valor presente descontado del flujo de servicios de liquidez derivado de la tenencia de tal conjunto de activos (Barnett, 1991). En este sentido, además de la comparación con ALP, agregado objeto de control por parte del Banco de España, también tiene interés la comparación con un agregado más próximo al concepto de demanda de dinero por motivo de transacciones, como es M2.

En la sección siguiente, se abordará el problema de la construcción de los agregados ponderados, mientras que su comparación con los agregados simples se pospone hasta la sección 4.

3.- LA CONSTRUCCION DE LOS AGREGADOS PONDERADOS

A la hora de obtener mediciones de agregados ponderados para la economía española, el primer problema que se plantea es decidir qué activos son monetarios, o, lo que es lo mismo, sobre qué rango de activos ha de establecerse la agregación en (1) o (3). La Teoría Económica es muy precisa al respecto, y la posibilidad de agregar un conjunto de bienes depende del supuesto de separabilidad débil de la función de utilidad, existiendo, en el caso de agregados monetarios, toda una literatura empírica paralela a la literatura de los índices de Divisia, que intenta contrastar dicho supuesto en el marco de un sistema de demandas coherentes (Serletis, 1987).

Dados los objetivos del trabajo, se considerará solamente la agregación de los activos que forman parte de la definición de ALP, agregado que ha desempeñado el papel de objetivo intermedio de la política monetaria en los últimos años. La existencia de numerosos estudios empíricos que documentan la relación de ALP con los objetivos finales de la política monetaria, y en particular la existencia de una función de demanda relativamente estable⁶, constituye una excelente vara de medir para comparar las propiedades de cualquier agregado alternativo.

Decidido qué activos agregaremos en la construcción del equivalente líquido y del índice de Divisia, se precisa, a continuación, asignar rendimientos a cada uno de éstos. En este trabajo, se utilizarán a este respecto las series históricas de tipos de interés netos de impuestos para diversos componentes de ALP, calculadas en Cuenca (1992).

El siguiente paso en la concreción empírica de (1) o (3) es la elección del activo financiero que desempeñará el papel de benchmark, definido por su función de transferir riqueza entre períodos, sin que proporcione servicios de liquidez. A este respecto, en la literatura de índices de Divisia se ha sugerido toda una gama de activos que van desde el rendimiento del capital humano (Barnett y Spindt, 1982) hasta el tipo

⁶ Dolado (1988), Dolado y Escrivá (1991).

de interés a seis meses de los Treasury Bills (Chou, 1991), pasando por el rendimiento de bonos públicos o privados a largo plazo (Yue y Fluri, 1991) o algún índice de rendimiento bursátil (Poterba y Rotemberg, 1987). No obstante lo anterior, parece razonable limitar el ámbito del análisis a aquellos activos cuyas diferencias de rentabilidad puedan obedecer, al menos fundamentalmente, a los distintos servicios de liquidez que proporcionan, no permitiendo que otras características diferenciales -en particular, consideraciones de riesgo- desempeñen un papel destacado. Se trataría, así, de mantener una cierta correspondencia entre liquidez y rentabilidad de los diferentes activos.

En este trabajo, el tipo de interés del activo benchmark se ha definido como:

$$r_t^b = \max[r_t^d, r_t^i] \quad (i=1, \dots, l) \quad (4)$$

siendo r_t^d el rendimiento interno de la deuda pública a más de dos años mantenida en firme por el público, y r_t^i el tipo de interés de los diferentes activos monetarios. De hecho, el primero desempeña, en muchas de las especificaciones de la demanda de ALP, el papel de tipo de interés representativo de los activos no incluidos en el agregado. Por otro lado, es preciso señalar que, aunque existe un tipo de interés para activos privados de renta fija a largo plazo (el llamado rendimiento de obligaciones privadas), la escasa liquidez del correspondiente mercado en el período relevante nos ha disuadido de considerarlo en nuestro análisis.

La ecuación (4) evita la existencia de ponderaciones negativas, de modo que, cuando los activos definidos previamente como monetarios presentan rentabilidades netas de impuestos superiores a la de la deuda, su ponderación es cero. Por el contrario, la deuda pública a más de dos años mantenida en firme por el público no se agrega en ningún momento. Esta solución es meramente empírica, aunque estándar en esta literatura, y, obviamente, no es la única posible. La sensibilidad de los resultados a la definición del bechmark es un tema controvertido que no se aborda en este trabajo.

El gráfico 1 muestra la evolución del tipo de interés del activo benchmark en el periodo 1978/I-1989/II⁷, así como los diferentes activos financieros que sucesivamente han ido desempeñando este papel. Desde finales de 1986, este tipo coincide prácticamente con el rendimiento interno de la deuda pública a más de dos años mantenida en firme por el público. Para el periodo anterior, sin embargo, el tipo benchmark alterna entre el tipo de interés de los empréstitos (bonos de caja, bonos de tesorería y cédulas hipotecarias) y el de las letras endosadas y avales a pagarés de empresa, instrumentos que gozaron de importantes ventajas fiscales, hasta junio de 1985 los segundos y hasta diciembre de 1986 los primeros.

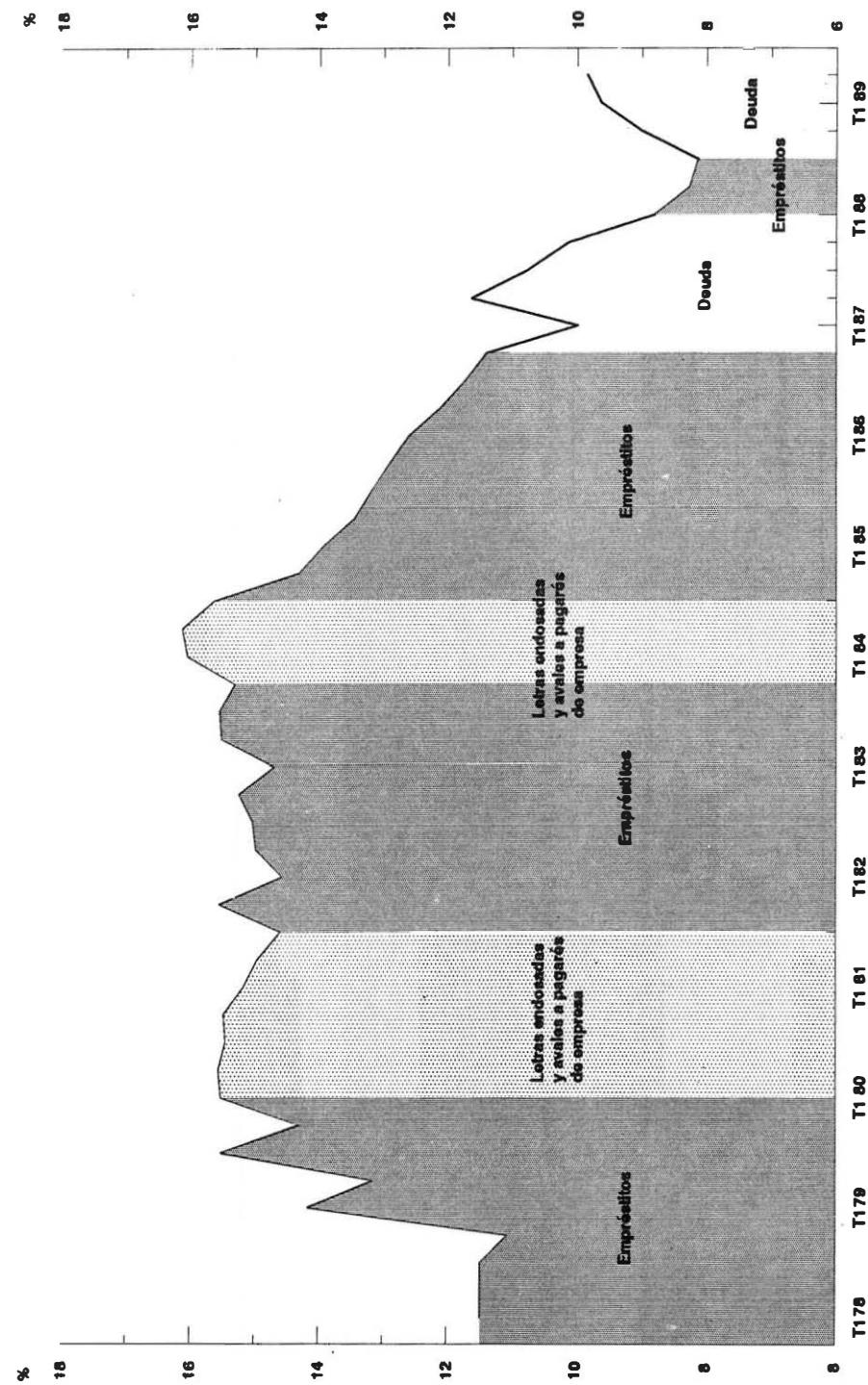
El hecho de que el papel de benchmark sea desempeñado, durante la mayor parte del periodo muestral, por activos incluidos en ALP ilustra la presencia en este agregado de instrumentos financieros cuyo carácter monetario podría resultar cuestionable y que cabría calificar como instrumentos en el margen de ALP. Su inclusión descansó siempre en la intención por parte de la autoridad monetaria, de internalizar en el agregado objetivo intermedio de la política monetaria los desplazamientos -muchas veces, asociados a fenómenos fiscales- provocados por los crecimientos espectaculares que en diversos episodios experimentaron estos activos.

El gráfico 2 ahonda en esta idea de instrumentos en la frontera recogiendo la media muestral en el periodo 1978/I-1989/II de las ponderaciones $(r_t^b - r_t^i)/r_t^b$ para todos los componentes de ALP, proporcionando una ordenación natural de activos monetarios según su grado de liquidez. Esta estructura de ponderaciones contrasta fuertemente con la implícita en ALP (ponderación unitaria para todos los activos), distinguiéndose tres grandes agrupaciones de activos. La primera estaría formada por los activos muy líquidos, precisamente los que entran en la definición de M2: efectivos, depósitos a la vista y depósitos

⁷ La muestra empleada a lo largo del trabajo concluye en el segundo trimestre de 1989 como consecuencia de la introducción, a partir del tercer trimestre de dicho año, de controles de crédito que, obviamente, plantean problemas de estabilidad en la relación entre gasto nominal y dinero, como quiera que se mida este último.

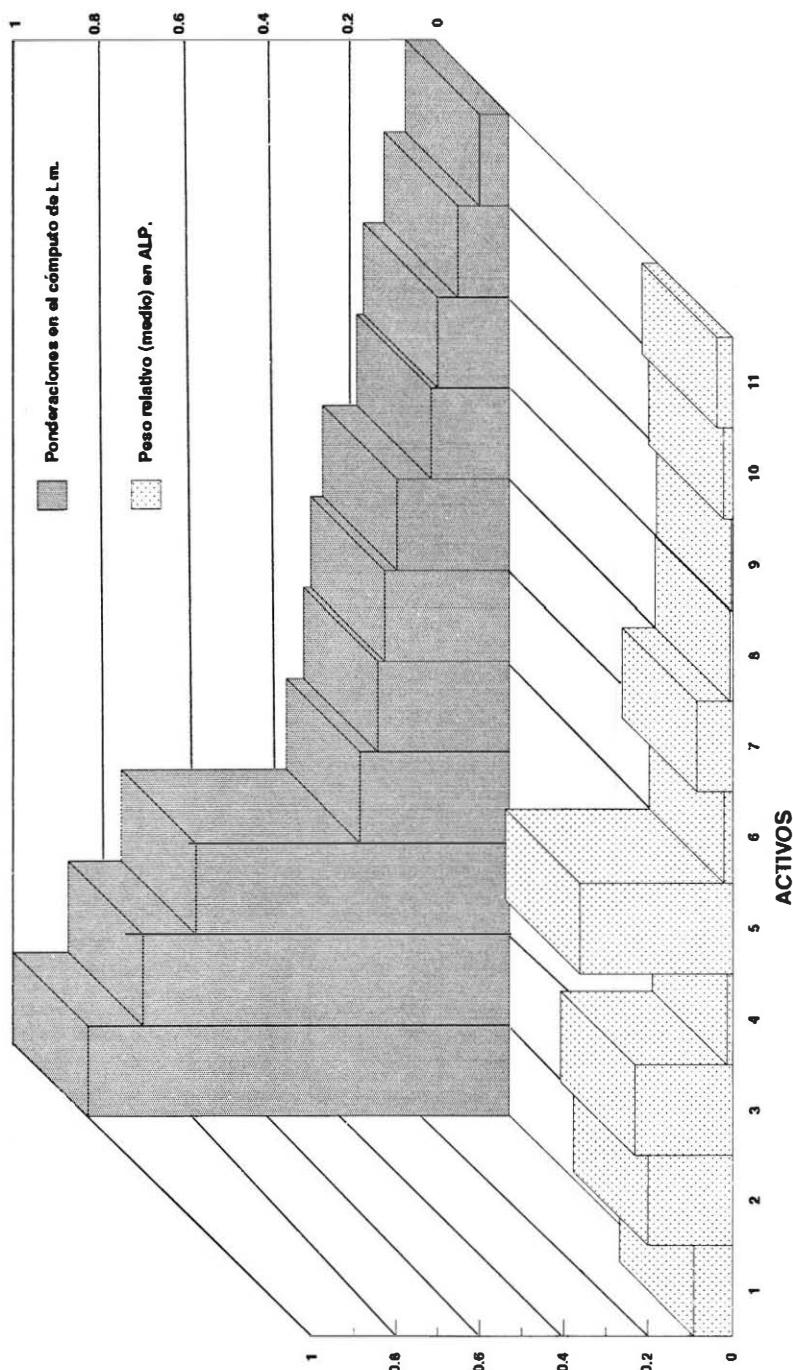
Gráfico 1

TIPO DE INTERES "BENCHMARK"



PODERACIONES DE LOS COMPONENTES DE ALP

Gráfico 2



de ahorro. La segunda, por los instrumentos cuyas variaciones en sus saldos ponderan, en media, entre el 20% y el 40% en el agregado que hemos denominado equivalente líquido; estos son las operaciones de seguro, las participaciones de activo, los depósitos a plazo, pagarés del Tesoro y forales, y las cesiones temporales de activos públicos y privados. Un último grupo estaría integrado por aquellos cuya ponderación es menor del 20%: las transferencias de activos, las letras endosadas y avales a pagarés de empresa, las letras del tesoro en firme en manos del público y los empréstitos. El gráfico incluye también el peso relativo (medio) de cada uno de los activos en el total de ALP. Como puede observarse, aunque los tres activos más líquidos (para los que la ponderación cambia relativamente poco con respecto a la que tienen en ALP) tienen un peso relativo importante en ALP, existen activos con pesos relativos igualmente notables (como es el caso de los Depósitos a Plazo) en los que el cambio en la ponderación es sustancial. En definitiva, este gráfico ilustra, con el ejemplo del agregado L_n , que existen diferencias cuantitativas importantes entre el agregado simple y los agregados ponderados que se manejan en el resto del trabajo.

Finalmente, un problema que es preciso afrontar, tal y como se apuntaba en la sección anterior, es la existencia de retardos e inercias en los ajustes de cartera por parte de los individuos. En estas condiciones, no es lícito interpretar cambios en $(r_t^b - r_t^1)/r_t^b$ como alteraciones en los servicios de liquidez que prestan los diferentes activos. Este fenómeno será especialmente relevante en un contexto donde r_t^b sea mucho más volátil que los diferentes r_t^1 , debido, en parte, a la existencia de regulaciones, en un subconjunto importante de la muestra, de los tipos de interés pasivos ofrecidos por la banca para los instrumentos a más corto plazo.

A este respecto, Rotemberg *et al.* (1991) proponen la utilización de medias móviles centradas de $(r_t^b - r_t^1)/r_t^b$, argumentando que, cuando los individuos no ajustan continuamente sus carteras, sus decisiones estarán basadas en valores presentes y esperados de esta variable. Siguiendo en esta línea, vamos a trabajar con diferentes medias móviles, tanto centradas como sin centrar, para distintas longitudes. En particular, denominaremos L al agregado definido tal como en (1), $Lc(i)$ y $L(i)$ a los

agregados construidos con medias móviles centradas y no centradas, respectivamente, de longitud i -meses, y L_m al agregado que utiliza ponderaciones fijas correspondientes a la media muestral de $(r_t^b - r_t^{i-1})/r_t^b$.

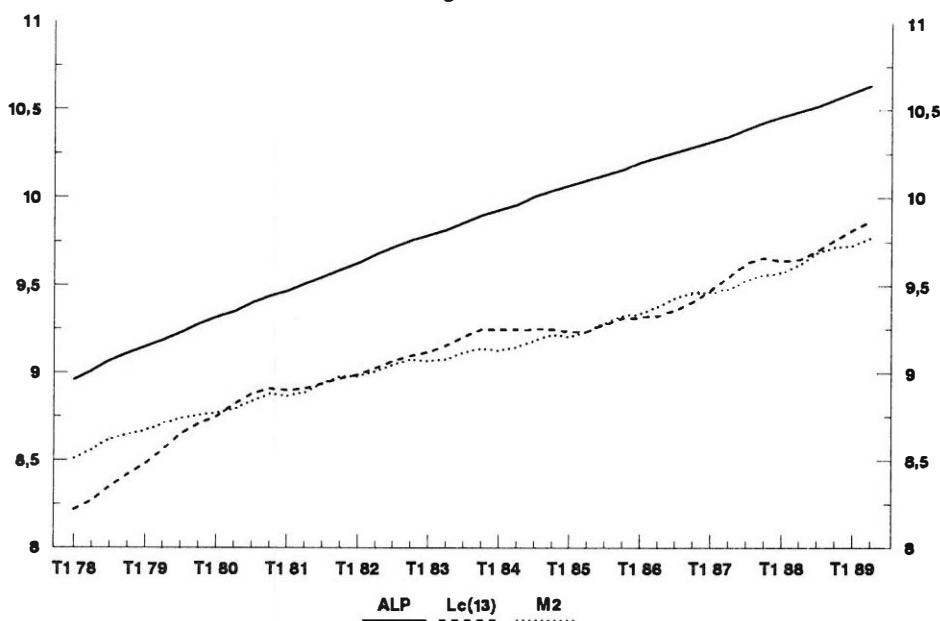
En el apéndice, se presentan gráficos de las tasas de crecimiento interanuales de estos agregados, limitando la presentación gráfica en esta sección a uno de ellos: $Lc(13)$, que es precisamente la definición empírica del equivalente líquido que se utiliza como base de los resultados que se obtienen en Rotemberg et al. (1991). Los gráficos 3 y 4 muestran, respectivamente, los niveles y tasas de crecimiento interanuales (T_4^{-1}) de ALP, M2 y $Lc(13)$. Este último agregado resulta, durante los años ochenta, similar en magnitud a M2, si bien ambos discrepan sustancialmente en el período anterior. Entre 1981 y 1989, $Lc(13)$ fue, en media, sólo un 3,4% superior a M2, proporción que se mantuvo relativamente estable en el período. A pesar de ello, las tasas de crecimiento de ambos agregados discrepan notablemente durante largos períodos de tiempo, si bien el signo de esta discrepancia no es constante en el tiempo. En todo caso, resultan más volátiles las tasas de crecimiento de $Lc(13)$.

Respecto a ALP, sin embargo, no ocurre lo mismo. Así, entre 1981 y finales de 1986, ALP experimenta sistemáticamente tasas de crecimiento sensiblemente superiores a las de $Lc(13)$, produciéndose una discrepancia cada vez mayor, sólo interrumpida en los últimos años, en la evolución de ambos agregados. Este comportamiento de $Lc(13)$ respecto de ALP es paralelo al de M2 respecto de ALP, y refleja los desplazamientos hacia los instrumentos menos líquidos que, debido a los procesos de innovación financiera, se produjeron en esos años.

SALDOS DE AGREGADOS MONETARIOS

Gráfico 3

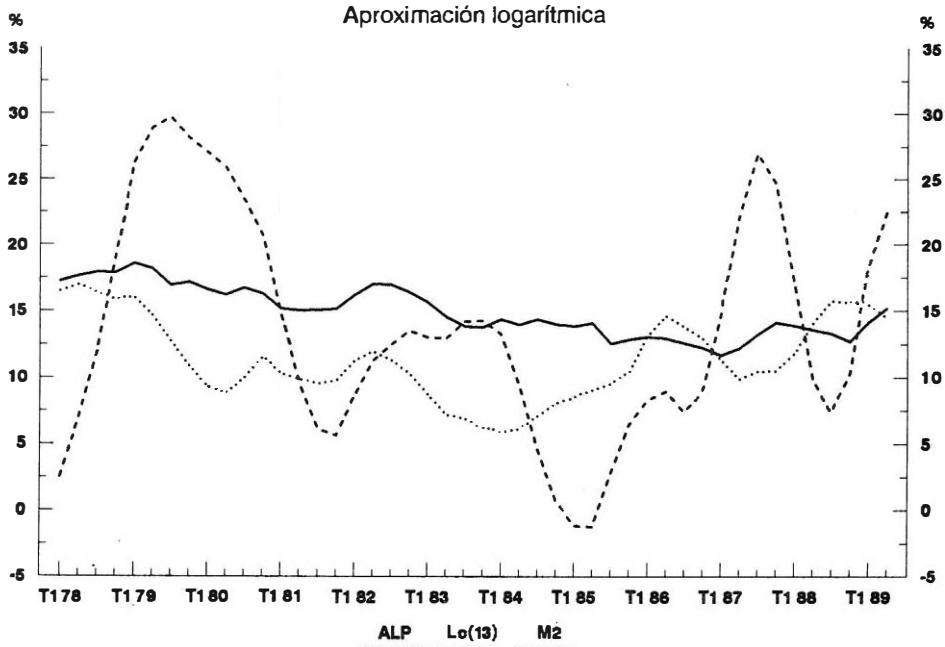
Logaritmos



TASAS T1,4

Gráfico 4

Aproximación logarítmica



4.- LOS AGREGADOS PONDERADOS FRENTE A ALP Y M2

4.1.- Propiedades estadísticas

En el cuadro 1, se sintetizan algunas de las propiedades estadísticas que caracterizan la evolución en el período 1978/1-1989/2 de los agregados ponderados construidos. Se incluyen también resultados para ALP y M2. El cuadro se estructura en siete columnas. La primera recoge la denominación del agregado a que hacen referencia las restantes. Las columnas 2 a 4 contienen diversos contrastes sobre el orden de integración de las series. Las columnas 5 y 6 incluyen medidas de la volatilidad de los diversos agregados. Finalmente, la 7 recoge un contraste de Lagrange sobre ausencia de correlación serial de hasta orden ocho⁸.

En relación con los contrastes sobre el orden de integración de los agregados, los estadísticos definidos como $\Phi_3(2)$ y $\Phi_3(4)$ (col. 2 y 3) contrastan, respectivamente, las hipótesis $H_1: (\alpha_3, \beta_3) = (1, 1)$ y $H_2: (\mu_3, \Theta_3, \alpha_3, \beta_3) = (0, 0, 1, 1)$ en la regresión:

$$m_t = \mu_3 + \Theta_3 t + \alpha_3 m_{t-1} + \beta_3 \Delta m_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-2} \delta_{3j} \Delta^2 m_{t-j} + \sum_{i=1}^3 \phi_i D_{it} + e_t \quad (5)$$

donde las variables D_{it} son dummies estacionales centradas.

Estos son estadísticos análogos a los contrastes estándares F sobre significación de un conjunto de regresores. Su distribución se encuentra tabulada en Hasza y Fuller (1979), y los valores críticos para un nivel de significación del 5% y un tamaño muestral como el manejado son, aproximadamente, 10,17 y 5,77.

⁸ Este contraste se distribuye como F, y su valor crítico al 5% es, aproximadamente, 2,25.

Cuadro 1

AGREG.	$\Phi_3(2)$	$\Phi_3(4)$	$t(\beta)$	$\sigma(m)\%$	$\frac{\sigma(m)}{\sigma(ALP)}$	LM_8
ALP	7,16	3,80	-1,63	0,56	1,00	0,68
M2	3,25	2,10	-2,00	0,82	1,46	1,49
D	3,73	2,28	-2,7	0,79	1,41	0,58
L	9,14	4,30	-1,81	6,91	12,3	1,63
Lc_{13}	7,08	3,57	-1,92	1,39	2,48	0,31
Lc_{25}	7,85	3,99	-1,18	1,04	1,86	0,62
Lc_{37}	4,47	2,54	-1,36	0,77	1,38	0,87
L_m	2,67	1,70	-1,69	0,63	1,13	0,92
L_{12}	5,32	2,97	-2,53	1,68	3,00	0,96
L_{24}	5,42	2,82	-2,44	1,17	2,09	0,81
L_{26}	4,21	2,13	-2,03	0,97	1,73	0,43

El estadístico denominado como $t(\hat{\beta})$ (col. 4) es la t-ratio de la hipótesis $H_0: \beta=1$ en la regresión:

$$\Delta m_t = \mu + \beta \Delta m_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-2} \gamma_j \Delta^2 m_{t-j} + \sum_{i=1}^3 \phi_i D_{it} + u_t \quad (5)$$

Su distribución se halla tabulada en Dickey y Fuller (1979) y, más recientemente, en MacKinnon (1990). Para un nivel de significación del 5% y el tamaño muestral utilizado, el valor crítico es de -2,93.

Ambos contrastes no permiten rechazar a los niveles de confianza usuales la hipótesis de que todos los agregados son integrados de orden dos [I(2)], esto es, precisan diferenciarse dos veces para ser estacionarios. A partir de ello, en la columna 5 se recoge como medida de la volatilidad de las series consideradas el error estándar de los residuos en la regresión:

$$\Delta^2 m_t = \sum_{j=1}^{p-2} \gamma_j \Delta^2 m_{t-j} + \sum_{i=1}^3 \phi_i D_{it} + \eta_t \quad (7)$$

El agregado monetario que presenta menor volatilidad es ALP, con un error estándar del 0,56%, mientras que el más volátil resulta ser el equivalente líquido construido directamente a partir de su definición teórica en (3), con un error estándar del 6,91%, doce veces superior al de ALP.

En esta ordenación de agregados según su volatilidad, el equivalente líquido L_m , que utiliza como ponderaciones la media muestral de $(1-r_t^1/r_t^b)$, el índice de Divisia y Lc_3 , presentan errores estándar inferiores a los de M2: 0,63%, 0,79% y 0,77%, respectivamente, frente al 0,82% de M2. El resto de equivalentes líquidos construidos a partir de medias móviles de $(1-r_t^1/r_t^b)$ se encuentra en una posición intermedia en esta ordenación, produciéndose reducciones continuas en su volatilidad con la utilización de medias móviles centradas y con la ampliación de su

longitud.

Esta mayor volatilidad de los agregados ponderados respecto de ALP representa un inconveniente en cuanto al contenido informativo de su evolución a corto plazo. Se mantiene, no obstante, la posibilidad de que su evolución a largo plazo esté estrechamente conectada con la evolución del gasto nominal de la economía, posibilidad que se explora en la siguiente subsección y que tiene una relevancia mucho mayor a la hora de juzgar la capacidad de estos agregados como objetivos intermedios de política monetaria.

4.2.- Relaciones de cointegración

En esta sección, se investiga la existencia de cointegración entre un conjunto de variables que la teoría económica sugiere como argumentos de una función de demanda de dinero (precios, renta, inflación y tipos de interés) y diversas definiciones de liquidez: ALP, M2 y los agregados ponderados construidos.

Para ALP y M2, las relaciones de cointegración postuladas son de la forma general:

$$m_t - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t^m + \beta_3 r_t^a + \beta_4 \Delta p_t + u_t \quad (8)$$

donde m_t es el correspondiente agregado monetario; p_t , el índice de precios al consumo (IPC); y_t , el producto interior bruto (PIB) a precios constantes; r_t^m , el tipo de interés neto de impuestos medio ponderado de los activos que forman parte del agregado considerado; y r_t^a es el tipo de interés neto de impuestos de los activos alternativos no incluidos en la definición del agregado. Concretamente, para ALP éste es el rendimiento interno de la deuda pública a más de dos años mantenida en firme por el público, y para M2, un tipo medio ponderado entre el anterior y el tipo de interés de los activos incluidos en ALP, pero no en M2.

En el caso de los equivalentes líquidos y del índice de Divisia, la especificación ensayada es:

$$l_t - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_3 OC_t + \beta_4 \Delta p_t + u_t \quad (9)$$

donde l_t es el agregado ponderado y OC_t representa su coste de oportunidad unitario, definido como:

$$OC_t = \sum_{i=1}^m \left(\frac{r_t^b - r_t^i}{1+r_t^b} \right) \frac{m_t^i}{L_t} \quad (10)$$

Obsérvese que en (9), al contrario que en (8), no aparece un tipo de interés propio al ser los agregados ponderados medidas de la liquidez en sentido estricto, por lo que todos los tipos de interés han de considerarse como tipos alternativos. En este sentido, (10) se interpreta como una suma ponderada de los diferentes costes de oportunidad asociados a los servicios de liquidez que prestan los distintos activos. Así, cada uno de los sumandos ($r_t^b - r_t^i$) representa el interés perdido por mantener el activo m_t^i , siendo, por tanto, el precio pagado a cambio de los servicios de liquidez prestados por dicho activo, y el factor de descuento ($1+r_t^b$) surge, debido a que los intereses se pagan en el período $t+1$.

Desde que Granger introdujo el concepto de cointegración (Granger, 1981), han sido varios los contrastes que se han sugerido para contrastar esta propiedad, interpretada como la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo. Una clase importante es la formada por los que aplican contrastes estándares de raíces unitarias a los residuos de una regresión estática estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En nuestro caso, se trataría de contrastar la hipótesis $\rho=1$ en la regresión:

$$\hat{u}_t = \hat{\rho} \hat{u}_{t-1} + \hat{\epsilon}_t \quad (11)$$

donde \hat{u}_t se obtendría como el residuo de la estimación MCO de (8)

o (9). Sin embargo, la distribución de $\hat{\rho}$ no es la misma que en el caso univariante. En concreto, la distribución de los tests de raíces unitarias construidos a partir de \tilde{u}_t dependen de una manera no trivial del número de variables en la regresión de cointegración, de modo que, a medida que incrementamos el número de éstas, se precisan valores mayores de los estadísticos (valores más pequeños de $\hat{\rho}$) para rechazar la hipótesis nula, disminuyendo el poder de los contrastes.

Hansen (1990) ha denominado este problema 'la maldición de la dimensionalidad' en los contrastes de cointegración. En este trabajo se sigue la solución propuesta por este autor. Básicamente, se trata también de un procedimiento en dos etapas. En una primera, se estima (8) ó (9) por el método de Cochrane-Orcutt, obteniéndose estimadores \tilde{u}_i ($i=0,1,\dots,4$) y \tilde{u}_t . En una segunda etapa, se contrasta, mediante alguno de los tests estándares, la presencia de una raíz unitaria en los residuos así construidos. Es decir, se contrastaría la hipótesis $\alpha=1$ en la regresión:

$$\tilde{u}_t = \hat{\alpha}\tilde{u}_{t-1} + \hat{v}_t \quad (12)$$

El estadístico resultante no depende de la dimensión, entendida ésta como el número de regresores en el modelo de regresión. Sin embargo, recientemente, Banerjee, Dolado y Mestre (1992) han mostrado que, a pesar de la anterior ventaja, el contraste propuesto por Hansen presenta un segundo problema que denominan coste de la simplicidad. Este se deriva de que se impone una restricción de factor común, posiblemente no respaldada por los datos, que puede dar lugar a una reducción del poder del test en relación con otros contrastes que, si bien no son invariantes con la dimensión, no imponen esta restricción de factor común. No obstante, los ejercicios de Monte Carlo realizados por estos autores muestran cómo este coste es mayor cuanto mayor es el parámetro que definen como ratio señal-ruido. En el caso que nos ocupa, con la excepción, quizás, del análisis de ALP, esta ratio tenderá a ser pequeña, dada la enorme varianza de los agregados ponderados con respecto a la de los regresores y el pobre ajuste del modelo ECM. De este modo, es previsible que el coste de la simplicidad, en este caso, sea pequeño.

El cuadro 2 recoge los resultados del ejercicio para los once agregados definidos. Las columnas de la izquierda resumen la primera etapa del método de Hansen, esto es, las estimaciones de los vectores cointegrantes. Estas presentan siempre los signos correctos, salvo en el caso del parámetro del coste de oportunidad para los equivalentes líquidos L_m y Lc_{13} .

En la parte derecha del cuadro, se recogen los contrastes realizados sobre la existencia de una raíz unitaria en los residuos de cada una de las regresiones. Concretamente, el contraste recogido es el $Z(t_\alpha)$ propuesto por Phillips (1987), basado en una corrección no paramétrica de la t-ratio de la hipótesis $\alpha=1$ en (12), que permite que v_t siga un proceso bastante general y, en especial, cualquier modelo ARMA(p,q). La distribución asintótica de este estadístico es idéntica a la tabulada por Fuller (1979) para el caso univariante. $Z(t_\alpha)$ se define como:

$$Z(t_\alpha) = \frac{\hat{\sigma}_v}{\hat{\sigma}} t_\alpha - \frac{\sqrt{T}}{2\hat{\sigma}\hat{\sigma}_{\tilde{u}_{t-1}}} (\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_v^2) \quad (13)$$

siendo $\hat{\sigma}_v$ y t_α , respectivamente, el error estándar de los residuos y la t-ratio de la hipótesis $\alpha=1$ en la regresión (12). $\hat{\sigma}^2$ es la varianza a largo plazo de v_t , estimada a partir de $\hat{\sigma}_v$ y de los coeficientes de autocorrelación de orden s , $\hat{\rho}_s$, mediante una ventana espectral triangular:

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}_v^2 [1 + 2 \sum_{s=1}^1 w_{s1} \hat{\rho}_s], \quad \text{donde } w_{s1} = 1 - \frac{s}{1+1} \quad (14)$$

El estadístico recogido en el cuadro 2 está construido para $l=6$. Junto a los valores de los contrastes, se incluyen sus niveles de significación. Sólo en los casos de los agregados tradicionales -ALP y M2- es posible rechazar, a los niveles de confianza usuales, la existencia de una raíz unitaria en los residuos construidos. Para los equivalentes líquidos, los contrastes toman valores menores que sus valores críticos al 90% de confianza, de modo que, en estos casos, no es posible rechazar, a

Cuadro 2

AGREG.	PARAMETROS ESTIMADOS					CONTRASTES	
	$\tilde{\beta}_0$	$\tilde{\beta}_1$	$\tilde{\beta}_2$	$\tilde{\beta}_3$	$\tilde{\beta}_4$	$Z(t_\alpha)$	Valor p
ALP	-8,94	1,70	2,35	-0,17	-0,41	-3,88	0,005
M2	-4,38	1,06	6,33	-0,73	-0,17	-2,60	0,100
D	-8,18	1,06	-	-0,04	-0,36	-1,80	0,411
L	-0,85	0,67	-	-0,82	-0,25	-2,34	0,168
L_m	-5,34	1,19	-	0,04	-0,26	-1,87	0,373
Lc_{13}	-4,81	1,14	-	0,23	-0,27	-2,15	0,238
Lc_{25}	-2,30	0,92	-	-0,05	-0,52	-2,04	0,287
Lc_{37}	-3,38	0,97	-	-0,03	-0,15	-1,80	0,411
L_{12}	-3,06	0,93	-	-0,29	-0,56	-1,85	0,384
L_{24}	-3,65	1,00	-	-0,22	-0,39	-1,80	0,411
L_{36}	-3,72	1,00	-	-0,17	-0,26	-1,79	0,417

niveles de confianza habituales, la existencia de una raíz unitaria en los residuos de la regresión. Reduciendo el nivel de confianza hasta el 80%, sólo el agregado L satisfaría los requisitos del contraste.

Resulta interesante comprobar cómo aumentos en el orden de la media móvil para los tipos de interés vienen acompañados por aumentos en el valor p del contraste de cointegración, con independencia del carácter centrado o no de la misma. Recuérdese que la introducción de tales medias móviles se justificaba por la posibilidad de que los agentes ajustasen la composición de sus carteras con una frecuencia menor que la que rige las variaciones en los rendimientos, lo que planteaba la necesidad de suavizar las series de estos últimos (véanse, al respecto, los resultados sobre la volatilidad de los agregados de dichas suavizaciones, en el cuadro 1). De acuerdo con ello, los datos de la última columna del cuadro 2 pueden interpretarse como una evidencia en favor de la escasa incidencia que ese problema de ajuste discontinuo de las carteras parece tener sobre la relación, en el largo plazo, entre dinero y gasto nominal, o, si se prefiere, como evidencia de un elevado grado de flexibilidad en los mercados financieros relevantes, que permite que los ajustes en la composición de las carteras sean razonablemente rápidos.

En cualquier caso, hay que reseñar que no hemos encontrado una relación empírica estable a largo plazo entre el agregado ponderado y renta, precios y tipos de interés. Y ello, pese a que en la primera etapa del método de Hansen los resultados parecen, cuando menos, prometedores: signos correctos, elasticidad renta próxima a la unidad (en línea con lo obtenido para M2 y sensiblemente inferior a la correspondiente a ALP), mayor sensibilidad ante los movimientos en los tipos de interés que ALP (especialmente en el caso de L, donde menos evidente es el rechazo de la existencia de cointegración) y una sensibilidad frente a la tasa de inflación algo menor que ALP y por encima de la de M2. Por tanto, hemos de concluir que ALP (e incluso M2), agregados para los que existe una relación estable con las variables relevantes, se muestran como candidatos más sólidos, en el terreno empírico, al papel de objetivo intermedio de la política monetaria.

5. POSIBLES RAZONES DE LA INESTABILIDAD EN LA RELACION ENTRE AGREGADO PONDERADO Y GASTO NOMINAL

Aunque existen distintas explicaciones posibles de este resultado, la más evidente es, quizá, que las diferencias entre los tipos de interés de los activos financieros incluidos en los agregados no responden de modo exclusivo a diferencias en el grado de liquidez de los mismos. Así, es significativo el hecho de que cualquiera de los agregados considerados incluye activos con plazos de vencimiento muy distintos. Es bien sabido que existen diversas teorías sobre la estructura intertemporal de los tipos de interés, que permiten explicar diferencias entre los tipos de interés de activos con diferente vencimiento, que no están relacionadas con el grado de liquidez de los mismos. En este sentido, se plantea la necesidad de introducir algún tipo de corrección que tome en consideración este efecto. A título de ejemplo, en Barnett (1982) se propone ajustar los diferentes rendimientos a un vencimiento base (1 mes), utilizando la estructura temporal de los tipos interés implícita en la curva de rendimientos de los Treasury Bills. Es, sin duda, una línea de avance que deberá considerarse en futuros trabajos.

Otra posible fuente de discrepancias en los tipos de interés no relacionada con la liquidez es el tratamiento fiscal de los diferentes rendimientos, o, con carácter más general, la existencia de costes legales asociados a la emisión o adquisición de los distintos activos. Así, algunos autores han argumentado que la rentabilidad derivada de su carácter fiscalmente opaco es uno de los factores que explican la evolución del efectivo en manos del público (Quirós, 1990, o Jareño y Delrieu, 1991). De hecho, este tipo de fenómenos puede explicar que activos como las Operaciones de Seguro y Participaciones de Activos, con un peso relativo muy pequeño en la estructura de ALP y con un fuerte componente de búsqueda de opacidad fiscal en su demanda, aparezcan con un grado de liquidez elevado (véase el gráfico 2) difícil de justificar a la luz de su naturaleza específica. Por otro lado, la regulación de ciertos tipos bancarios o la inclusión o no de determinados activos en el cómputo de los diferentes coeficientes bancarios existentes durante el período analizado pueden dar lugar a diferencias en los rendimientos, que no están

relacionadas con el grado relativo de liquidez de cada activo.

Tampoco se han considerado los efectos del progreso en la tecnología de transacciones (tarjetas de crédito, cajeros automáticos) sobre los servicios de liquidez que prestan los diferentes activos (Ford et al., 1992). Obsérvese que estos ejemplos sugieren la posibilidad de que se produzcan diferencias en el grado relativo de liquidez de un activo, que no vengan acompañadas por variaciones en la rentabilidad relativa del mismo.

Finalmente, es preciso recordar que se ha supuesto que los activos incluidos en los agregados tienen la consideración de activos seguros. Sin embargo, la coexistencia de activos con diferentes plazos de vencimiento plantea la posibilidad de que aparezcan riesgos asociados a la posible realización de alguno de ellos con anterioridad a su vencimiento. Ciertamente, este riesgo por plazo subyace en los planteamientos sobre la estructura intertemporal de los tipos de interés comentados al inicio de esta sección. De todos modos, existen otros riesgos potenciales, distintos de los derivados de la consideración del plazo de vencimiento, que justificarían, una vez más, discrepancias en los tipos de interés independientes del grado de liquidez de los activos financieros. Quizá el ejemplo más claro al respecto podría ser la existencia de riesgos de impago diferenciales asociados a activos emitidos por el Estado (Letras del Tesoro, por ejemplo) o por empresas privadas (Transferencias de Activos Privados).

6.- CONCLUSIONES

El punto de partida del trabajo fue la constatación del atractivo teórico de los agregados monetarios ponderados frente a los tradicionales construidos como suma simple de activos financieros. Sin embargo, a la hora de analizar su virtualidad como objetivo intermedio para la política monetaria, se hizo patente la necesidad de confrontar ambos tipos de agregados en el terreno puramente empírico. Con este fin, se construyeron, para la economía española y para los activos incluidos en ALP, un Índice de Divisia tradicional en la línea de las propuestas de Barnett (1980) y varios Equivalentes Líquidos recientemente propuestos en Rotemberg (1991). La ventaja de estos últimos es que poseen, frente a los primeros, una interpretación directa como el saldo de efectivo que proporciona los mismos servicios de liquidez que el conjunto de activos considerados. En este trabajo, se ha llevado a cabo una primera evaluación de los agregados monetarios ponderados en relación a ALP y M2, analizando, por un lado, sus propiedades estadísticas, y, por otro, la existencia de una relación de cointegración entre los agregados considerados y las variables que la teoría económica sugiere como argumentos de una función de demanda de dinero.

El nivel de los denominados Equivalentes Líquidos presenta, durante los años ochenta, un perfil similar al de M2. Sin embargo, al analizar sus tasas de crecimiento, se observan discrepancias importantes durante largos períodos de tiempo, con un mayor grado de variabilidad - salvo en los casos en que se usan filtros muy largos para las ponderaciones- de los Equivalentes Líquidos. El Índice de Divisia construido presenta, no obstante, una menor volatilidad en relación con M2.

Respecto de ALP -el agregado menos volátil de los considerados- los Equivalentes Líquidos experimentan, hasta bien entrados los ochenta, tasas de crecimiento sistemáticamente inferiores, produciéndose discrepancia una cada vez mayor, sólo interrumpida en los últimos años, en la evolución de ambos agregados. Este comportamiento resulta similar al de M2 respecto de ALP, reflejando los desplazamientos

hacia instrumentos menos líquidos que tuvieron lugar en dichos años, debido a los procesos de innovación financiera. En el caso del Índice de Divisia, este comportamiento se prolonga, prácticamente, hasta el final de la muestra.

En cuanto al segundo aspecto considerado, pese a la existencia de una sólida fundamentación teórica para la ponderación de los saldos de los activos financieros en función de sus diferentes grados de liquidez, la evidencia empírica aportada en el trabajo resulta contraria a los agregados ponderados. A pesar de haber probado con diferentes estructuras de ponderaciones alternativas, no se ha encontrado, para niveles razonables de confianza, una relación de cointegración interpretable como una función de demanda de dinero, entre agregados ponderados, renta real, precios y tipos de interés.

La explicación de este resultado es, probablemente, que las diferencias entre los tipos de interés de los diferentes activos, base para la construcción de las distintas ponderaciones, no responden exclusivamente al grado de liquidez de cada uno de ellos. Como posibles variables adicionales relevantes se sugieren las diferencias en los plazos de vencimiento, la existencia de costes fiscales o parafiscales asociados a la emisión o adquisición de algunos activos financieros y la existencia de riesgos asociados a los rendimientos de dichos activos. La posibilidad de mejorar la estructura de ponderaciones tomando en consideración estas variables es una ampliación evidente para futuros trabajos que, por otra parte, tiene sentido acometer a la vista del carácter prometedor de algunos de los resultados obtenidos aquí: en particular, los signos y las magnitudes de los coeficientes en la primera etapa del análisis de cointegración.

Un resultado interesante que aparece como subproducto del trabajo es que la suavización de las series de tipos de interés empeora la relación entre gasto nominal y precios, lo que se interpreta como evidencia en favor de la existencia de un grado de flexibilidad en los mercados financieros considerados, suficiente como para permitir ajustes razonablemente rápidos en la composición de las carteras de los agentes.

BIBLIOGRAFIA

- Banco de España (1991), Boletín Económico, noviembre.
- Banerjee, A. Dolado, J.J y Mestre, R. (1992): "On Some Simple Tests for Cointegration: the Cost of Simplicity". Banco de España, mimeo.
- Barnett, W.A (1978), "The User Cost of Money", *Economic Letters*, n.1, p. 145-149.
- Barnett, W.A (1980), "Economic Monetary Aggregates: an Application of Index Number and Aggregation Theory", *Journal of Econometrics*, n. 14, p. 11-48.
- Barnett, W.A y Spindt, P.A (1982), "Divisia Monetary Aggregates: Compilation, Data and Historical Behavior", Staff Studies Boards of Governors of the Federal Reserve System.
- Barnett, W.A, Hinich, M. y Yue, P. (1991), "Monitoring Monetary Aggregates Under Risk Aversion", en Michael T. Belongia (ed.) *Monetary Policy on The 75th Anniversary of the Federal Reserve System*. Boston: Kluwer Academic Publishers, p. 189-222.
- Barnett, W.A. (1991), "A Reply to Julio Rotemberg", en Michael T. Belongia (ed.). *Monetary Policy on The 75th Anniversary of the Federal Reserve System*. Boston: Kluwer Academic Publishers, p. 232-243.
- Cuenca, J.A (1992), "La Construcción de Variables Financieras para el Estudio del Sector Monetario de la Economía Española". Banco de España, mimeo.
- Dickey, D.A y Fuller, W.A (1979): "Distribution of Estimators for

- Autoregressive Time Series with a Unit Root". Journal of
The American Statistical Association, n. 74, p. 427-431.
- Dolado, J.J. (1987), "Innovación Financiera, Inflación y la Estabilidad de
la Demanda de ALP en España". Boletín Económico, Abril, p.
19-35.
- Dolado, J.J. y J.L. Escrivá (1991), "La Demanda de Dinero en España:
definiciones amplias de liquidez", Documento de Trabajo
9107. Banco de España. Servicio de Estudios. (De próxima
aparición en Moneda y Crédito)
- Ford, J.L., Peng W.S y Mullineux, A.W (1992), "Financial Innovation and
Divisia Monetary Aggregates", Oxford Bulletin of Economics
and Statistics, n.54-1, p. 87-102.
- Granger, C. (1981), "Some Properties of Time Series Data and their Use
in Econometric Model Specification", Journal of Econometrics,
n. 28, p. 121-130.
- Hansen, L.P. (1990), "A Powerful, Simple Test for Cointegration Using
Cochrane-Orcutt". Working Paper 230. University of
Rochester.
- Hasza, D.P. y Fuller, W.A (1979): Estimation of Autoregressive Processes
With Unit Roots. The Annals of Statistics, n. 7, p. 1106-
1120.
- Horne, J.P. y V.L. Martin (1989), "Weighted Monetary Aggregates: an
Empirical Study using Australia Monetary Data, 1969-1987",
Australian Economic Papers, n. 28-53, p. 181-200.
- Jareño, J. y Delrieu, J.C (1991), "La circulación fiduciaria en España:
distorsiones en su evolución", Documento de Trabajo 9118,
Banco de España.
- Phillips, P (1987): "Time Series Regression with a Unit Root".

Econometrica, n. 55, p. 277-301.

Piyu Y. y R. Fluri (1991), "Divisia Monetary Services Indexes for Switzerland: Are They Useful for Monetary Targeting?", Federal Reserve Bank of St. Louis, septiembre/octubre, p. 19-33.

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.

Quirós, G. (1990), "La evolución del efectivo en manos del público", Papeles de Economía, 43, p. 52-62.

Rotemberg, J. (1991), "Monetary Aggregates and Their Uses", en Michael T. Belongia (ed.) Monetary Policy on The 75th Anniversary of the Federal Reserve System. Boston: Kluwer Academic Publishers, p. 223-231.

Rotemberg, J., Driscoll J. y Poterba, J. (1991), "Money, Output and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate". Working Paper 3326-91-EFA.

Sanz, B. (1988), "Los Agregados Monetarios en España y su calidad como objetivos intermedios", Banco de España, Boletín Económico, diciembre, p. 25-49.

Serletis, A. (1987), "The Demand for Divisia M1, M2 and M3 in the U.S.", Journal of Macroeconomics, n. 9-4, p. 567-591.

Gráfico 5

SALDOS DE LOS AGREGADOS MONETARIOS
Logaritmos

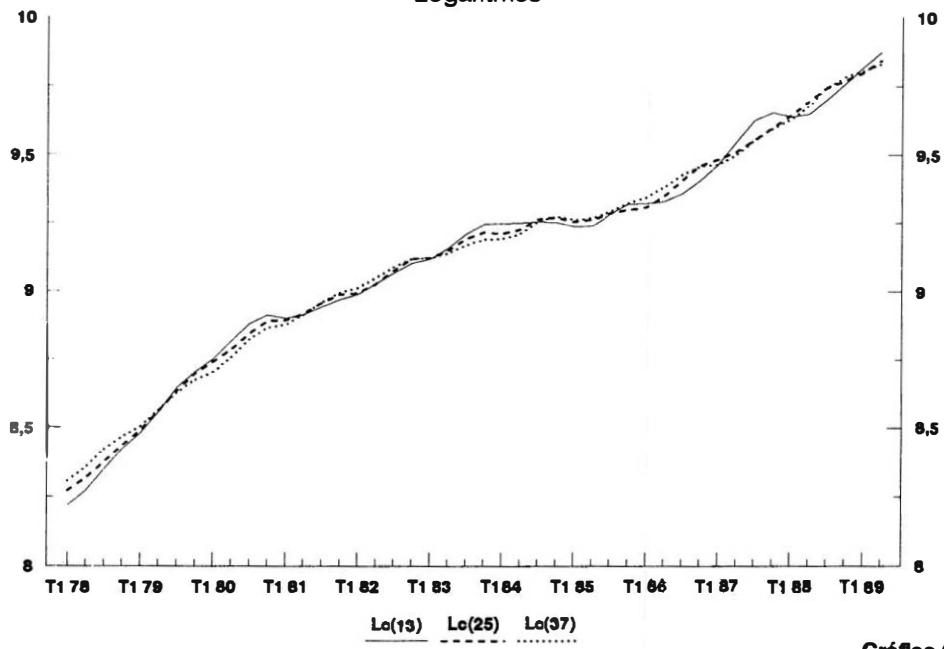


Gráfico 6

TASAS T1,4
Aproximación logarítmica

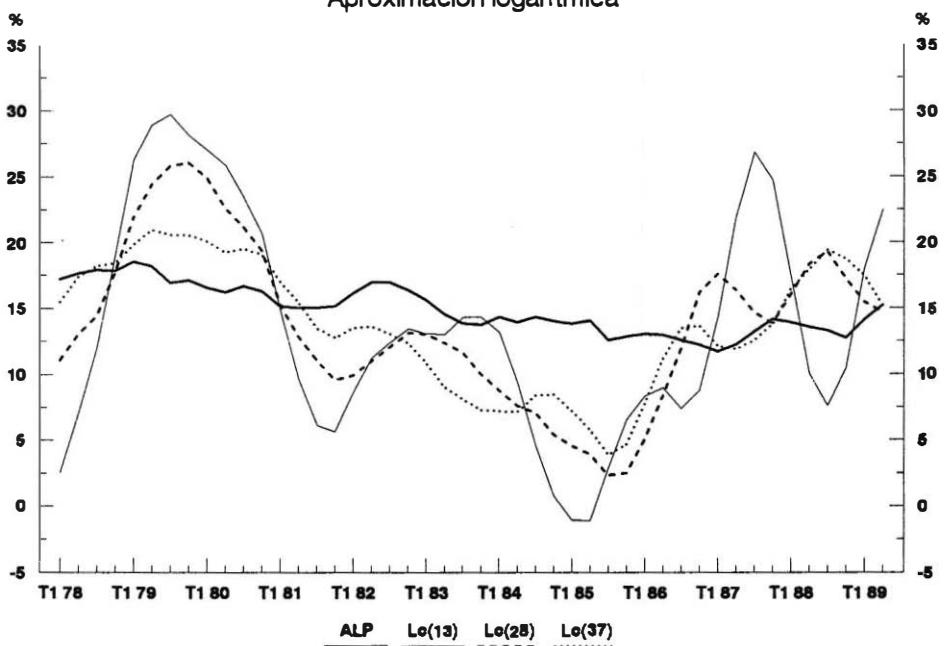


Gráfico 7

SALDOS DE LOS AGREGADOS MONETARIOS
Logaritmos

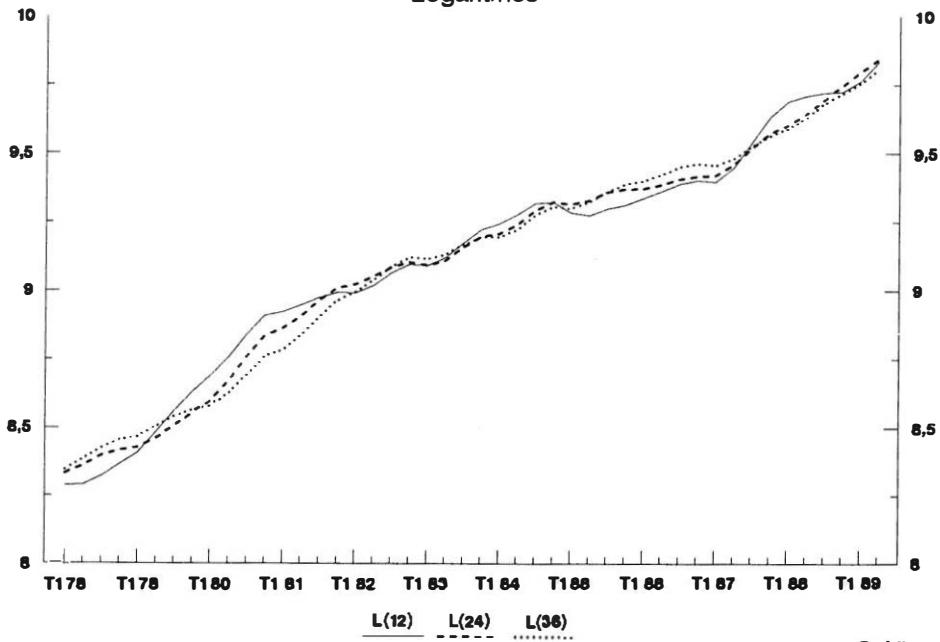


Gráfico 8

TASAS T1,4
Aproximación logarítmica

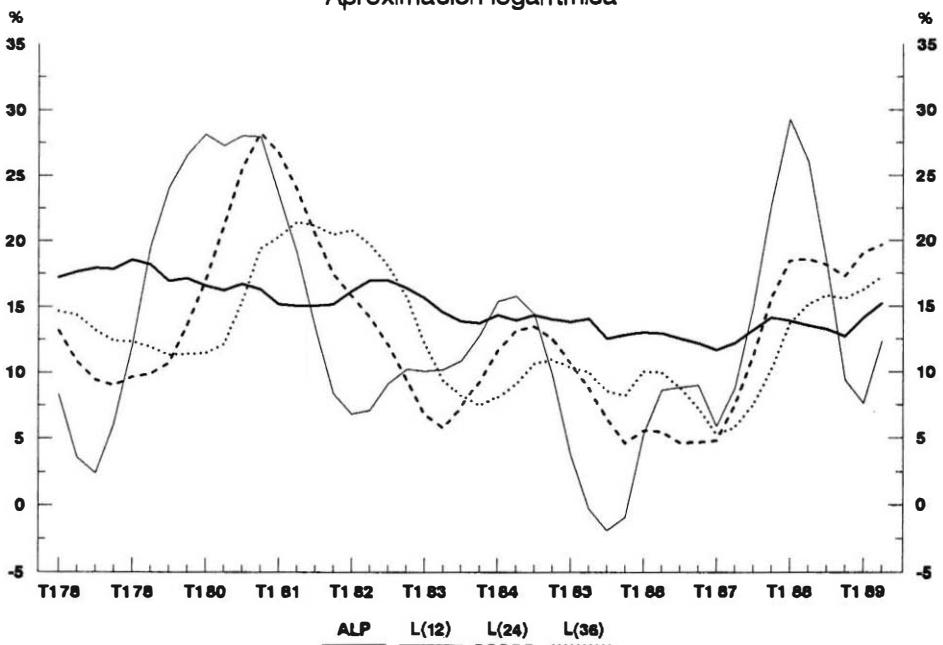


Gráfico 9

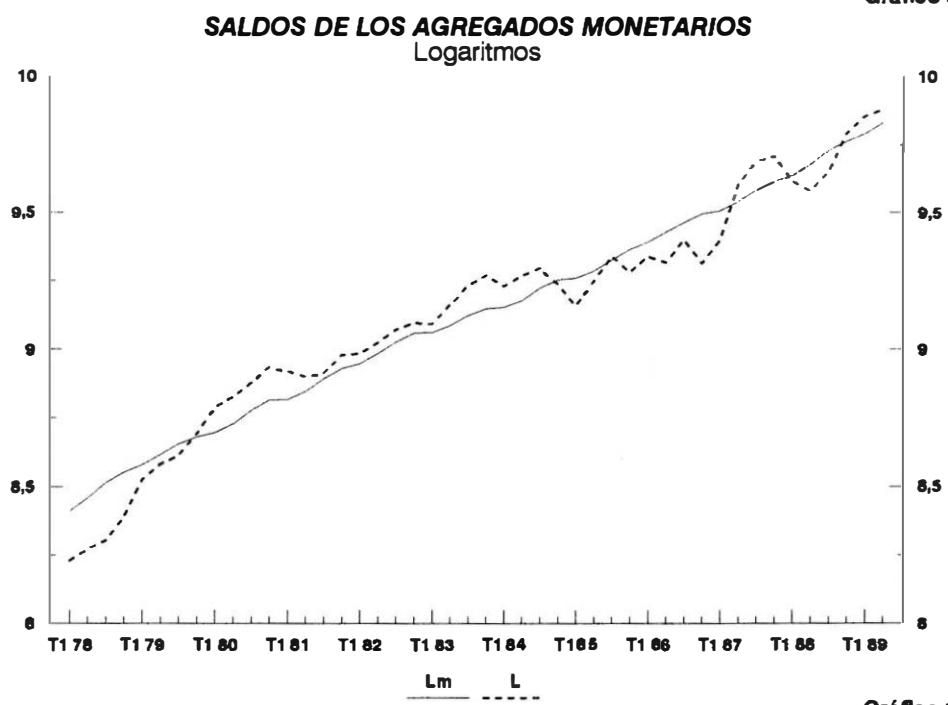


Gráfico 10

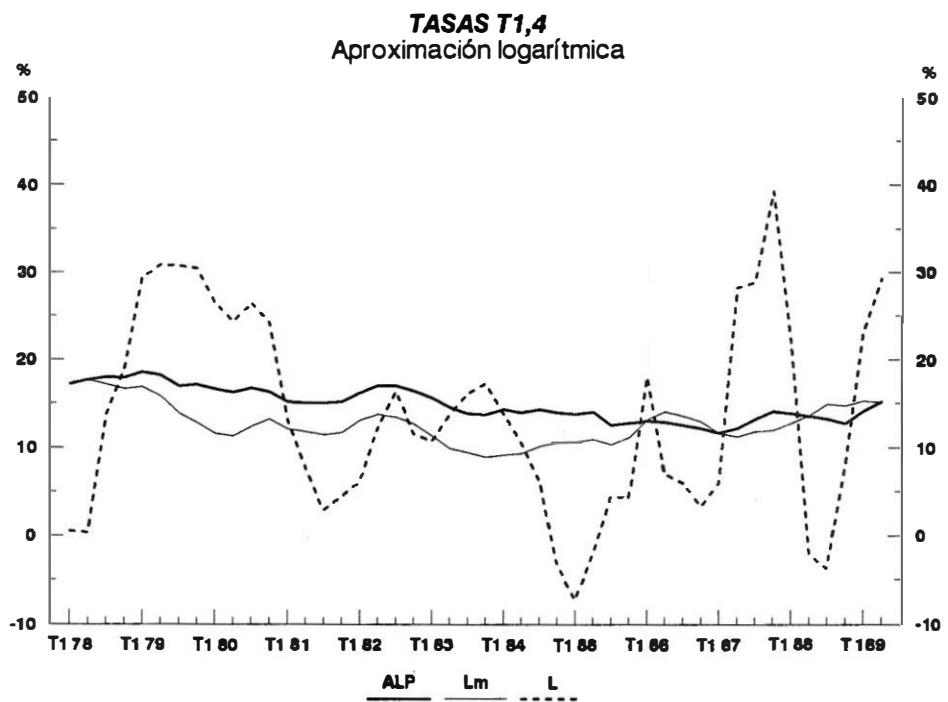


Gráfico 11

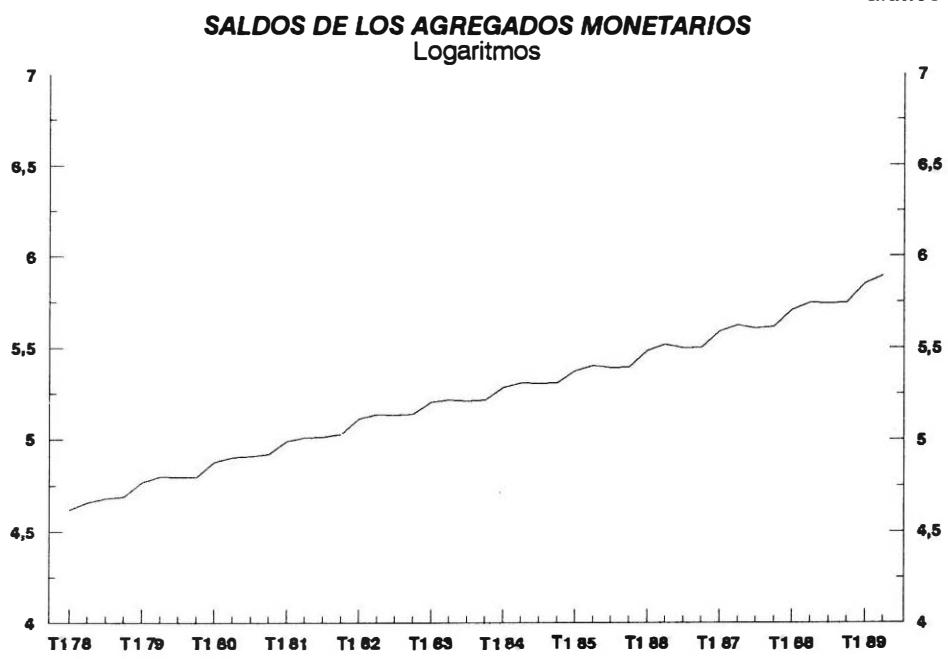
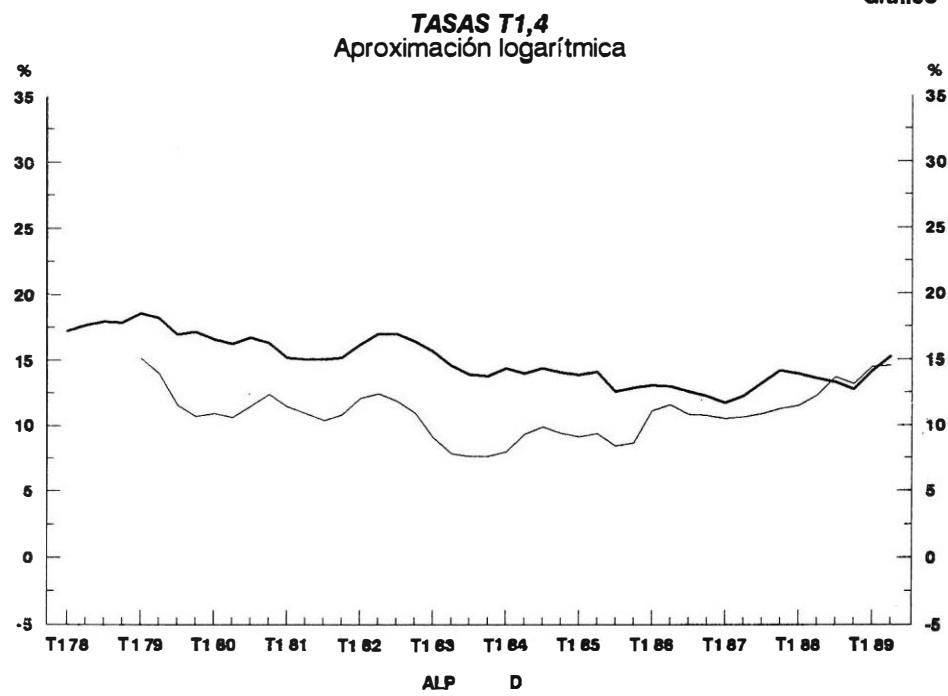


Gráfico 12



DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9101 **Javier Vallés:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Vallés:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José Mª Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).
- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.
- 9121 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Issues on Fiscal Policy in Spain.
- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Angel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.

- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Alvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Angel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Angel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio.
- 9226 **Luis J. Alvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Angel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1991 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid