

**LA DEMANDA DE DINERO EN ESPAÑA:
MOTIVO TRANSACCION Y MOTIVO RIQUEZA^(*)**

Luis Manzanedo⁽¹⁾

Miguel Sebastián⁽²⁾

SGPE-D-90007

(1) M. de Economía y Hacienda y U. Politécnica

(2) U. Complutense, M. de Economía y Banco de España

(*) Queremos agradecer a J.J. Dolado y S. Sosvilla-Rivero su colaboración y sugerencias y a S. Bentolila, E. Canadell, N. Carrasco, C. Molinas, L. Sastre y D. Taguas sus valiosos comentarios.

Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los de los autores, con quien no tiene por qué coincidir, necesariamente, la Dirección General de Planificación. Esta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo par que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.

I N D I C E

	Página
1. Introducción	3
2. Fundamentos Teóricos	5
3. Resultados empíricos	12
3.1 Evolución de los agregados monetarios	12
3.2 Una explicación de la evolución a largo plazo	16
3.3 Comportamiento en 1985-88	20
3.4 Predicciones para 1989	25
3.5 Simulaciones. Relación cantidad de dinero renta inflación	26
4. Conclusiones	31
Apéndice I. Metodología Econométrica	33
AI.1 Introducción	33
AI.2 Análisis Univariante de las series	35
AI.3 Relaciones de cointegración: el largo plazo	56
AI.4 Análisis dinámico: el corto plazo	63
AI.5 Los Activos Líquidos en manos del Público (ALP).....	72
Apéndice II. Un repaso a los antecedentes históricos.....	85
Bibliografía	96

1. INTRODUCCION

En este trabajo se propone un enfoque desagregado para el estudio de la demanda de dinero para la economía española. El objetivo es ofrecer una posible explicación a posteriori de la evolución a medio y largo plazo de la velocidad de circulación del agregado monetario bajo control (Activos Líquidos en manos del Público, ALP, en la historia reciente), más que dotar de una herramienta de instrumentación para la política monetaria a corto plazo. Sin embargo, intentaremos utilizar, bajo ciertos supuestos, nuestros resultados empíricos para hallar alguna relación entre el ritmo de creación de dinero y tasa de variación de precios para la economía española.

Desde que el Banco de España, en 1973, comenzó a utilizar la política monetaria, con el fin de lograr los objetivos finales marcados por una política económica más global, la variable utilizada como instrumento de control de la liquidez ha sido objeto de controversias a consecuencia de la aparición de nuevos instrumentos financieros, especialmente a corto plazo, que podían considerarse como buenos sustitutivos del dinero. En diversos períodos de nuestra historia reciente, entre ellos el propio año 1973, hubo una serie de discusiones acerca de la utilización de agregados amplios como M3 frente a M2 o M1, más reducidos. Los argumentos que en aquellos momentos se barajaron, estabilidad y predictibilidad de la función de la demanda de dinero, desequilibraron la balanza a favor de M3. Esto se justificaba en parte por la gran similitud y sustituibilidad existente entre los componentes de uno y otro agregado. Ello era, a su vez, consecuencia de la poca competitividad existente en la captación de pasivos vía tipos de interés, pues éstos en principio estaban completamente regulados por el gobierno. Por ello, los depósitos de ahorro y a plazo no eran, en realidad, sino depósitos a la vista encubiertos.

La progresiva liberalización del sistema financiero y en particular de los tipos de interés, así como el proceso de innovación

financiera que ha tenido lugar desde comienzos de la década de los 80 provocaron el abandono de M3 como variable representativa de la liquidez, para dejar paso en 1984 a los ALP. Este agregado intentaba recoger una serie de activos financieros emitidos en los mercados monetarios que por su liquidez y su plazo de vencimiento se podían considerar sustitutivos de los componentes de M3. En términos más técnicos, la función de demanda de dinero estimada con ALP como variable dependiente, era más estable que la que incluyese solamente M3 y por tanto tendría una mayor capacidad predictiva, lo que la convertía en la mejor candidata para objetivo intermedio.

Ha habido una serie de estimaciones de funciones de demanda de dinero en España. Entre ellas, hay que destacar la aportación de Rojo y Pérez (1977) y Dolado (1982) que modelizan M3, los trabajos realizados por Dolado (1988) y Mauleón (1989) que se refieren al caso de ALP. En todas ellas se utilizan datos trimestrales. En este trabajo, por limitaciones en la construcción de algunas variables, se utilizan datos de periodicidad anual, tratando de explicar la evolución a medio y largo plazo del agregado monetario.

La principal novedad de nuestro enfoque, sin embargo, radica en la separación entre demanda de dinero por motivo transacciones y la demanda de dinero como forma de atesoramiento de riqueza o "motivo ahorro". La distinción puede ser importante porque es posible que los factores que expliquen el mantenimiento de saldos por uno u otro motivo sean diferentes. Lo que es más importante, puede haber ciertas variables que sean significativas en ambas ecuaciones, pero con coeficiente e incluso con signo diferente. En particular, el papel positivo que debe jugar la inflación esperada en la aceleración de transacciones tanto de bienes de inversión como de consumo duradero y por tanto en la demanda de dinero por este motivo, debería ser diferente al que juegue en la demanda de activos monetarios como forma de atesoramiento de riqueza, dado que la inflación supone un coste de oportunidad para estos activos frente a los reales. Esto puede ser relevante dada la gran importancia en nuestra economía de

los activos reales, especialmente los inmuebles residenciales. Además, la dependencia de uno u otro agregado de la evolución de los tipos de interés debería ser diferente. Por todo ello, al hablar de la relación entre variables en la cantidad de dinero y precios, no va a ser irrelevante la composición del agregado monetario. Así, un crecimiento de la cantidad de dinero que se dedica a transacciones podría trasladarse a precios de forma diferente que un crecimiento de aquellos activos líquidos que se atesoran como forma de ahorro.

En cuanto a la metodología econométrica, hemos utilizado el análisis de cointegración, estimando unas funciones de demanda de dinero dinámicas en forma de modelos de mecanismo de corrección de error a partir de una senda de "equilibrio" o de largo plazo.

El artículo se organiza de la forma siguiente. En la Sección 2 se presenta un resumen del modelo teórico que ha inspirado la especificación de las ecuaciones. En la Sección 3 se presentan los resultados empíricos, incluyendo una posible explicación de la evolución de los agregados monetarios objeto de estudio. Se adjuntan dos apéndices dedicando el primero de ellos a la exposición de la metodología econométrica utilizada; y el segundo a la descripción de funciones de demanda de dinero estimadas anteriormente.

2. FUNDAMENTOS TEORICOS

La crítica a los modelos macroeconómicos convencionales a finales de los años 70 supuso una vuelta a los fundamentos microeconómicos del análisis agregado. Esto fue particularmente difícil en los modelos del "equilibrio del mercado de dinero" por varios motivos. Por un lado, las estimaciones de demanda de dinero estaban orientadas hacia problemas de control monetario, por lo que la capacidad predictiva primaba sobre la solidez teórica o la especificación estructural. Por otro lado, cuando los modelos macro volvieron la vista hacia los "fundamentos microeconómicos" se encontraron con las manos vacías en el caso del mercado monetario. En el modelo

Arrow-Debreu no había sitio para el dinero en el sentido de que se carecía de un concepto tal como "demanda de dinero a largo plazo". Los modelos de Baumol y Tobin la explicaban a partir de unos costes de transacción "ad-hoc" y no cuestionaban la superioridad o necesidad del equilibrio monetario. Surgen así modelos con economías secuenciales que intentan explicar de alguna forma el dinero en un contexto de equilibrio. Un buen resumen de estos modelos se encuentra en Kareken y Wallace (1980).

Estos modelos de equilibrio intertemporal se han visto recientemente desafiados por el rápido desarrollo de los mercados financieros cuyas innovaciones han sido, presuntamente, causa de inestabilidad adicional en la demanda de dinero.

De una forma resumida, los dos tipos de modelos dinámicos que intentan explicar el equilibrio monetario se pueden agrupar en dos bloques:

(a) Modelos de "Cash-in-advance" (dinero para transacciones) que aproxima, con mayor refinamiento, la vieja restricción efectiva de Clower que señalaba que el nivel de consumo debe ir acompañado de los saldos monetarios necesarios para realizar las transacciones (ver Lucas (1978) o Sargent (1987)):

$$P_t C_t \leq M_t, \quad t = 1, 2 \dots \quad (1)$$

donde C_t es el consumo real en t , M_t son los saldos nominales, y P_t el nivel de precios.

(b) Modelos de "Almacenamiento de valor": entre ellos, los modelos de generaciones sucesivas, información incompleta, etc. (ver Wallace (1980, 1983, 1986)). Los agentes consumen C_t , tienen una renta real Y_t y una riqueza inicial. Si desean una corriente de consumo distinta a la de su renta tienen acceso a: activos monetarios (M_t), bonos (B_t) que proporcionan un rendimiento nominal i_t , o a activos reales (A_t) que se valoran a unos precios (V_t) y tienen un rendimiento (d_t). Los agentes se someten a restricciones presupuestarios intertemporales del tipo:

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{V_t A_t}{P_t} \leq Y_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_{t-1}(1+i_{t-1})}{P_t} + \frac{V_{t-1} A_{t-1}}{P_t} (1+d_t) \quad t=1,2,\dots \quad (2)$$

En palabras, en cada período t , la suma del consumo más el ahorro en forma de dinero, bonos o activos reales no debe exceder la suma de la renta real corriente, incluyendo los pagos de intereses por los activos netos del período.

En estos modelos el uso del dinero se explica porque existe alguna fricción que hace que el equilibrio monetario "domine", en sentido de Pareto, al walrasiano. Estos modelos son complejos: por un lado, para que el equilibrio monetario sea compatible con el hecho de que los tipos de interés de los bonos sean positivos y por tanto mayores que los del dinero, se necesitan una serie de restricciones, que, básicamente, impliquen que no todos los sujetos contemporáneos tengan igual acceso al menú de activos. Si no fuera así, los activos cuyo rendimiento real fuera menor dejarían de ser demandados. Una forma de superar esta dificultad es (ver Wallace (1983,1986)) introducir agentes heterogéneos en el modelo, unos con una renta superior a los otros. Si hay bonos que tienen "denominación mínima", los agentes relativamente pobres sólo pueden hacer uso del dinero como forma de ahorro, mientras que los ricos pueden ahorrar en bonos o en dinero. Si todos los activos tienen el mismo rendimiento esperado y no hay restricciones del tipo mencionado, la composición de cartera está indeterminada y se puede suponer por ejemplo, que la fracción de la riqueza que se mantiene en cada activo es constante. Además de estas dificultades, técnicamente estos modelos tienen una complicación adicional, al presentar multiplicidad de soluciones de equilibrio no estacionario.

Al tratar de explicar en la realidad por qué los agentes privados mantienen dinero, es fácil que los agregados monetarios en estudio reúnan parte de las dos características mencionadas arriba, que para simplificar llamaremos "motivo transacciones" y "motivo riqueza". El problema que se plantea es que si se utiliza un agregado amplio, determinadas variables explicativas pueden jugar un papel muy distinto en el motivo transacciones y riqueza. Para empezar, debemos resaltar que C_t y M_t están en diferente lado de la desigualdad en (1) y en el mismo lado en (2). Es decir, C_t y M_t se mueven conjuntamente en el primer caso (si hay aumentos en C_t los habrá en M_t) y de forma opuesta en el segundo (si hay aumentos en C_t los habrá a costa de M_t , y viceversa).

Por otro lado, en los modelos con (1) la inflación esperada no afecta a la cantidad de dinero que se mantiene. En general podríamos esperar que, prescindiendo del efecto riqueza, el consumo real estuviera relacionado positivamente con la inflación esperada (sustitución de consumo futuro por consumo presente). Por tanto, el componente "transacciones" de la demanda de dinero no debería verse afectado o incluso debería verse afectado positivamente por un alza en la inflación esperada.

Por el contrario, en un modelo como (2), la inflación es la inversa del rendimiento real del dinero, y una subida de ésta incidirá en la cantidad de activos que se mantiene en forma líquida incluso aunque no haya activos alternativos. En el caso de restricciones al menú de activos, los ahorradores forzados a mantener el activo dominado sustituirán consumo futuro por consumo presente. En el caso de una composición inicial indeterminada, los activos reales se hacen más rentables que los líquidos, y cambiará la composición agregada de activos.

Asimismo, el tipo de interés de algunos depósitos a plazo, o de activos muy líquidos con rentabilidad nominal tendrá, por el contrario, un efecto negativo en la demanda por "transacciones" (aumentará el consumo futuro a costa del presente) pero positivo

sobre el "motivo riqueza" (cambios en la rentabilidad relativa de los agregados monetarios frente a los reales).

Si trasladamos estas consideraciones teóricas, aprendidas de los modelos monetarios señalados, al caso de la economía española, vemos que el agregado monetario más utilizado son los Activos Líquidos en Manos del Público, que deben reunir las dos categorías mencionadas: motivo transacción y motivo ahorro.

2.1. El caso español: demanda de ALP

En este trabajo no vamos a entrar directamente en la cuestión sobre si debe ser ALP el agregado monetario designado objetivo intermedio de la política monetaria. Se trata de modelizar la demanda de ALP haciendo hincapié en los motivos que pueda tener el público para mantener estos activos líquidos en un agregado tan heterogéneo. De hecho, estas estimaciones de una función de demanda de dinero se entroncan en un modelo estructural para el conjunto de la economía española, en base a series anuales para el período 1964-88 cuya finalidad no es la predicción, sino más bien el análisis de la evolución a medio y largo plazo de la economía española (el modelo MOISEES del Ministerio de Economía y Hacienda). Por otro lado, tampoco vamos a entrar en el debatido problema de la identificabilidad de la demanda de dinero, en el sentido de una necesidad de modelización conjunta con el comportamiento de la autoridad monetaria.

Al enfrentarse con el problema de modelización de la demanda de dinero en un horizonte temporal amplio, se plantean de entrada tres cuestiones polémicas. En primer lugar, la que se refiere a la desagregación o no de ALP como variable dependiente; en segundo lugar el papel de las innovaciones financieras y los cambios estructurales sufridos en nuestra economía y, por último, la imposición o no de elasticidad-precio unitaria sobre los saldos nominales.

Como hemos mencionado, el agregado ALP se compone de activos que de alguna forma recogen los dos motivos "transacción" y "riqueza" referidos anteriormente. No es posible cuantificar de forma exacta qué parte correspondería a cada caso. La descomposición en ambos motivos vamos, arbitrariamente, a realizarla asignando el papel de M2 al componente "transacciones" y el resto, que llamaremos ALM (activos líquidos exceptuando M2) al componente "riqueza". Está claro, sin embargo, que parte de M2 va a formar parte del componente "almacenamiento de valor". Por ejemplo, los depósitos de ahorro durante los años 60 y 70 constituían la forma popular de ahorro financiero más extendida. Si esta fracción se hubiera mantenido estable a lo largo del período muestral, no supondría ningún problema porque lo recogería una constante en la estimación. El problema surge cuando la fracción de M2 que es asignable a "motivo ahorro" va cambiando a lo largo del tiempo. Esta dificultad la tratamos conjuntamente con el problema de las innovaciones financieras al que nos referimos a continuación.

En España se ha vivido con un cierto retraso sobre el resto de los países industrializados, un proceso de innovaciones y desarrollo en general del sistema financiero que es, presuntamente, una de las causas de la inestabilidad de la demanda de dinero. La aparición de nuevos instrumentos financieros ha coincidido en el tiempo con el surgimiento de fuertes desequilibrios en las cuentas del sector público, lo cual ha podido distorsionar, aún más, el mercado monetario.

Cuando hablamos de fuentes de inestabilidad en la demanda de dinero es necesario precisar, manteniéndonos en el marco de los dos modelos teóricos esbozados anteriormente, a qué tipo de cambios nos estamos refiriendo. Podemos distinguir:

- 1) Un proceso de liberalización del mercado financiero, que se traduzca en el modelo teórico en que una mayor proporción de ahorradores tenga acceso a otros activos. Esto debe implicar

una caída en la proporción de riqueza mantenida en forma líquida y un cambio en la estructura de los tipos de rendimiento de equilibrio.

- 2) Un proceso de innovación financiera que reduzca los costes de transacción, que se traduce en una menor cantidad de dinero mantenida por este motivo.
- 3) Un cambio en las expectativas de rendimiento neto de impuestos de los activos reales. Una caída sostenida en las expectativas de inflación mejora la proporción de activos mantenidos en forma líquida, y viceversa. Las ventajas fiscales a la compra de una vivienda podrían, por otro lado, incidir en sentido contrario.
- 4) Cambios en la estructura de los tipos de rendimiento esperado de los activos financieros (ventajas fiscales, opacidad en ciertos períodos de algunos activos para garantizar un determinado esquema de financiación de déficit público, etc.).

Los efectos 3) y 4) deberían poder ser recogidos en series de expectativas de inflación y tipos de interés corregidos de incertidumbre, ventajas fiscales, etc. La opacidad de un activo no es fácilmente traducible en términos de tipo de interés, lo cual no implica que el intento no merezca la pena. Los efectos 1) y 2) no pueden ser recogidos, en general, en series de tipos de interés. Nosotros, como veremos más adelante, intentamos recogerlos en forma de variables ficticias. Sin embargo, sería idóneo disponer de otro tipo de variables que permitieran recoger estos cambios institucionales.

Por último, en cuanto a la elasticidad-precio unitaria, por consistencia con los modelos teóricos mencionados (ver las expresiones (1) y (2)) la imponemos tanto a corto como a largo plazo. Con ello modelizamos como variable dependiente los saldos reales, es

decir imponemos la ausencia de "ilusión monetaria", que ceteris paribus viene a decir que hay una relación uno-a-uno entre el nivel de precios y la cantidad nominal de dinero que deseen mantener los agentes económicos. Sin embargo, como hemos señalado, la tasa de inflación entendida como un proceso de crecimiento de precios y no un cambio en su nivel, puede tener un efecto negativo sobre la demanda de saldos reales por motivos de ahorro. Al utilizar datos en tiempo discreto, no es posible distinguir entre cambios en el nivel de precios y cambios en la inflación, de forma que al agrupar los términos de precios en el lado de las variables explicativas alguien podría reinterpretar un coeficiente menor que la unidad como existencia de ilusión monetaria. Sin embargo y, dado que en cualquier caso no son contrastables con observaciones discretas ninguna de las dos hipótesis, nosotros preferimos mantener la interpretación de ausencia de ilusión monetaria, acompañada de efecto inflación en los saldos reales.

3. RESULTADOS EMPIRICOS

3.1. Evolución de los agregados monetarios

En el Gráfico 1 se presenta un resumen de las variables objeto de estudio: los niveles de ALP y M2 en términos reales, utilizando el deflactor del Producto Interior Bruto (PIB) en base 1980 para el periodo 1964-88. La diferencia entre ambas sendas serían los agregados monetarios de ALP que no son M2, y que llamamos ALM, es decir:

$$ALM = ALP - M2$$

En el Gráfico 2 presentamos por separado nuestras variables dependientes ALM y M2, en términos del PIB, es decir la inversa de la "velocidad de circulación" de ambos agregados monetarios.

Distinguimos 3 subperíodos diferenciados:

En el primero, que va de 1964 a 1973, M2 y ALM en términos reales crecen y M2 representa la casi totalidad de ALP, aunque va perdiendo peso paulatinamente, desde un 81% en 1964 hasta un 67% en 1973. En términos del PIB, M2 representa un 46% en 1964 y crece hasta un 54% en 1973, mientras que ALM crece de un 11% hasta un 26%.

Un segundo subperíodo, de 1973 a 1983, ambos inclusive, en que M2 presenta una tendencia decreciente (excepto 1976) mientras que ALM en general continúa creciendo. En términos de PIB, M2 alcanza un mínimo en 1984, en que toma un valor cercano al 37% que luego se mantiene hasta el final de la muestra. El ratio ALM/PIB, por el contrario crece excepto en los períodos de inflación alta (1976-78), pasando de un 26% a un 43%. Coincide este subperíodo con años de crisis económica y con una primera fase en el proceso de liberalización del sector financiero de la economía española.

Un último período, desde 1984 hasta 1988, en que M2 vuelve a crecer prácticamente al mismo ritmo que ALM, de forma que su participación en ALP se mantiene estable, alrededor del 43%. En términos del PIB, M2 se mantiene estable (un 37%) lo mismo que ALM (un 49%) excepto para el año 1986—en que cae en cerca de 2 puntos del PIB. Son los años de recuperación de la actividad económica, aceleración del proceso de innovaciones financieras y fuertes distorsiones en los mercados financieros por los continuos cambios en el proceso de financiación de los elevados déficit públicos.

En tasas de crecimiento, la media de cada subperíodo aparece en el cuadro siguiente:

CUADRO 1
TASAS DE CRECIMIENTO MEDIO *

	1965-72	1973-83	1984-88	TOTAL 1965-88
ALP	9.9	2.9	4.4	5.5
M2	7.6	-0.3	2.8	3.0
ALM**	16.7	7.4	5.7	10.1
PIB	6.0	2.2	3.5	3.8
Inflación	7.2	15.8	8.4	11.4
Velocidad M2	-1.6	2.5	0.7	0.8
Velocidad ALM	-11.7	-5.2	-2.2	-6.3

* Todas las variables están en términos reales, excepto la inflación. Se presentan las medias de las tasas de crecimiento de cada subperíodo. La inflación se mide por el deflactor del PIB, base 1980.

** ALM = ALP - M2

Si comparamos los crecimientos de las magnitudes monetarias con el PIB (ambas tienen el mismo deflactor, por lo que la comparación es válida tanto en términos reales como nominales) vemos que:

- (i) M2 crece más que el PIB en el primer subperíodo y menos tanto en el segundo como en el tercero. Visto de otra forma, la "velocidad de circulación" de M2 (inversa del ratio M2/PIB) cae un 1.6% por término medio en el primer subperíodo y aumenta un 2.5% y 0.7% en los dos últimos. Sin embargo, no hay grandes diferencias entre ellos. El comportamiento de M2 en términos del PIB en el período 1984-88 es muy semejante al de toda la muestra 1965-88, lo cual contradice la intuición de que este agregado debe haberse visto muy afectado especialmente en los últimos años por el proceso de innovación financiera y los fuertes cambios institucionales que han tenido lugar en nuestra economía.

GRAFICO 1
ALP Y M2
(En terminos reales)

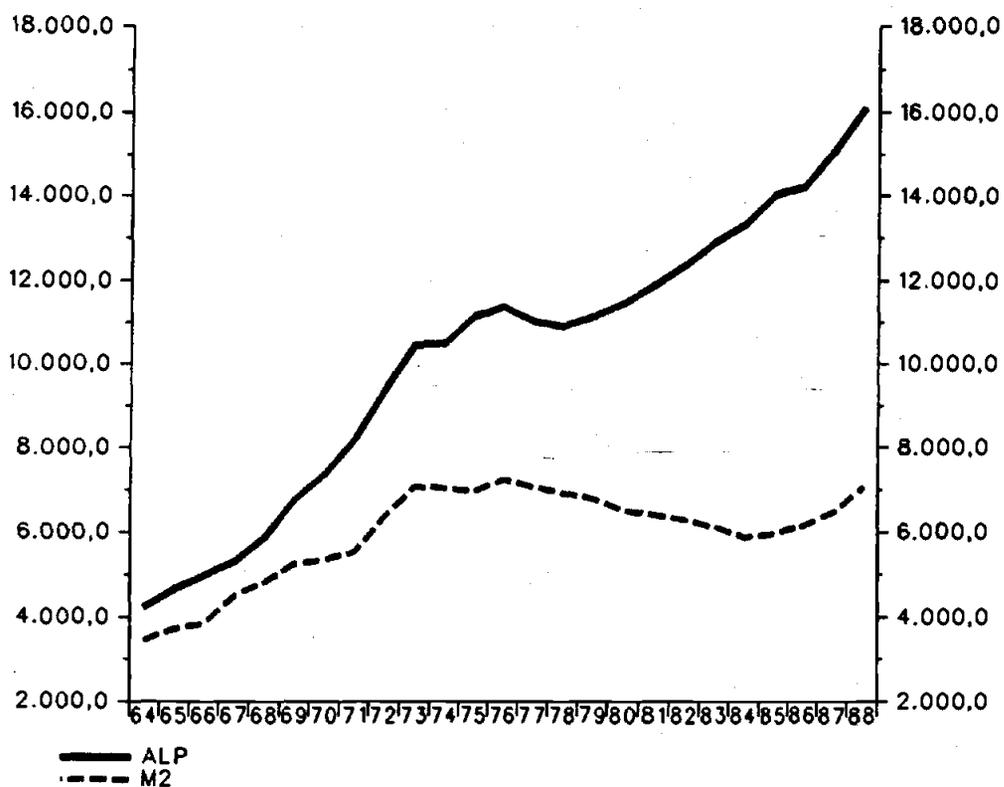
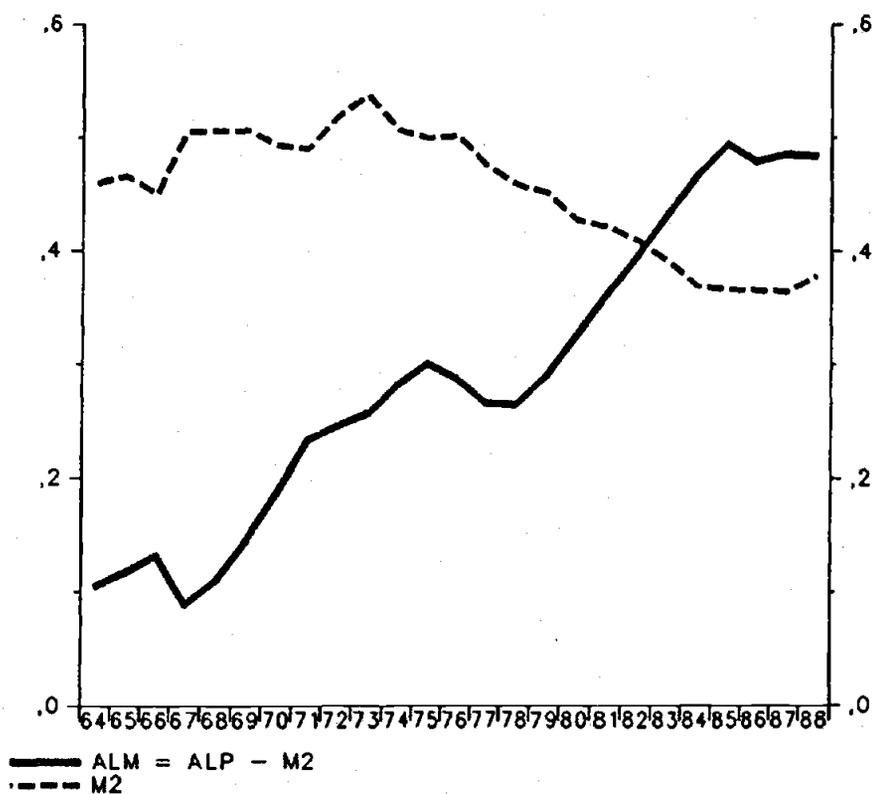


GRAFICO 2
ALM Y M2
(En terminos de PIB)



- (ii) ALM presenta un comportamiento más irregular, al crecer los dos primeros subperíodos a tasas mucho más elevadas que el PIB y en el período 84-88 apenas dos puntos por encima. En términos de velocidad cae unos 12 puntos al principio de la muestra, 5 puntos en el segundo subperíodo y apenas 2 puntos en el último.

- (iii) Al comparar únicamente las tasas de inflación con las de crecimiento de los saldos reales, vemos que M2 crece relativamente menos que ALM en los períodos de inflación más alta. Así, en el período 1973-83, M2 disminuye mientras que ALM aumenta un 7.4%. Tomando un período con inflación menor (1984-88), M2 aumenta mientras que ALM suaviza su tasa de crecimiento. Se podría pensar, por tanto, que M2 es más sensible a la inflación que ALM, lo cual estaría en contradicción con los modelos teóricos mencionados. Sin embargo, esta observación es consecuencia de tener en consideración únicamente el efecto de una sola variable. Así, al condicionar en un conjunto mayor de variables veremos que la inflación juega un papel significativo en la explicación del agregado ALM, tanto de las grandes tendencias como de los movimientos a corto plazo, pero no en la del agregado M2.

3.2. Una explicación de la evolución a largo plazo

Para desglosar la contribución de cada variable explicativa al crecimiento de la demanda de dinero, utilizamos las estimaciones de las ecuaciones que se presentan en el Apéndice I, modelizadas siguiendo un mecanismo de corrección de error. A partir de unas relaciones de cointegración, o ecuaciones de "largo plazo" cuyos residuos son estacionarios (véase Apéndice I.3), se modelizan los cambios a corto plazo de las variables dependientes en función de los cambios en las variables explicativas y de las desviaciones de estas sendas de largo plazo (véase Apéndice I.4). Dos artículos que ilustran esta metodología son Engle y Granger (1987) y Dolado et al (1990).

En el Cuadro 2 se presenta el cambio habido en cada variable explicativa de "largo plazo", al pasar de un subperíodo al siguiente, dentro de los tres en que hemos dividido la muestra. Las cifras representan diferencias de las medias de los logaritmos de las series, lo cual es una aproximación de las tasas de crecimiento válida solamente para valores numéricos pequeños. La demanda interna, (consumo privado más inversión más consumo público) en términos reales, es 42.5 puntos más alta por término medio en el período 1973-83 que en 1969-72, y sólo 12.1 puntos más alta en el período 1984-88¹. El tipo de interés nominal de los activos incluidos en ALM (depósitos a plazo, pagarés, letras, etc.) crecieron 4 puntos al pasar del primer subperíodo al segundo y 1.1 puntos del segundo al tercero. La riqueza privada no monetaria (capital productivo más residencial más títulos de renta fija no negociables) siguió una senda similar a la demanda interna, mientras que la tasa de inflación pasó de crecer 8.7 puntos por término medio a disminuir en 6 puntos en el tercer subperíodo.

CUADRO 2

CAMBIO A LARGO PLAZO OBSERVADO EN LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA DEMANDA DE DINERO (M2 y ALM)

	<u>1973-83</u> <u>1964-72</u>	<u>1984-88</u> <u>1973-83</u>
Demanda interna	42.5	12.1
Tipo de interés ALM	4.0	1.1
Riqueza privada (no monetaria)	70.4	20.1
Tasa de inflación	8.7	-6.0

¹ A la hora de hacer la comparación, hay que tener en cuenta que los subperíodos son de longitud diferente.

Utilizando las ecuaciones de largo plazo del análisis de cointegración (véase el Apéndice AI.1) podemos calcular la contribución², ex-post, de cada variable explicativa a las grandes tendencias de crecimiento de M2 y ALM.

CUADRO 3

CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS AL CRECIMIENTO DE LA DEMANDA M2 A LARGO

	<u>1973-83</u> <u>1964-72</u>	<u>1984-88</u> <u>1973-83</u>
Demanda interna	51.3	14.6
Tipo de interés ALM	-14.1	-3.9
Innovaciones financieras	--	-18.6
	<hr/>	
CAMBIO EXPLICADO	37.2	-7.9
CAMBIO OBSERVADO	36.7	-7.1

Para el caso de M2 (ver Cuadro 3) el crecimiento de la demanda interna llevaría consigo 51.3 puntos de aumento de M2 al pasar del primer al segundo subperíodo, mientras que la subida del tipo de interés sería responsable de una caída de 14.1 puntos. De esta forma se explicaría casi el 99% de la variación de M2 entre estos dos grandes subperíodos. Para el tercer período la subida de la demanda, aunque fuese moderada, debería haber contribuido a un crecimiento de 14.6 puntos en la demanda de M2, mientras que la subida del tipo de interés restaría cerca de 4 puntos. El resto lo recoge una variable ficticia construida para representar el efecto de las innovaciones financieras, variable que toma valor 1 en 1984 y valor 2

² Los comovimientos de las variables explicativas no importan ex-post porque se observan. Importarían en el caso de que hiciéramos predicciones, dado que se supone ortogonalidad de las variables explicativas.

desde 1985 en adelante. Esta variable (que luego mantenemos con este valor para las predicciones de 1989) explicaría cerca de 19 puntos de la caída en M2 en el último subperíodo, en que este agregado disminuye en términos reales a pesar del aumento en el nivel de transacciones y el pequeño aumento en los tipos de interés.

CUADRO 4

CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS AL CRECIMIENTO
DE LA DEMANDA DE ALM A LARGO PLAZO

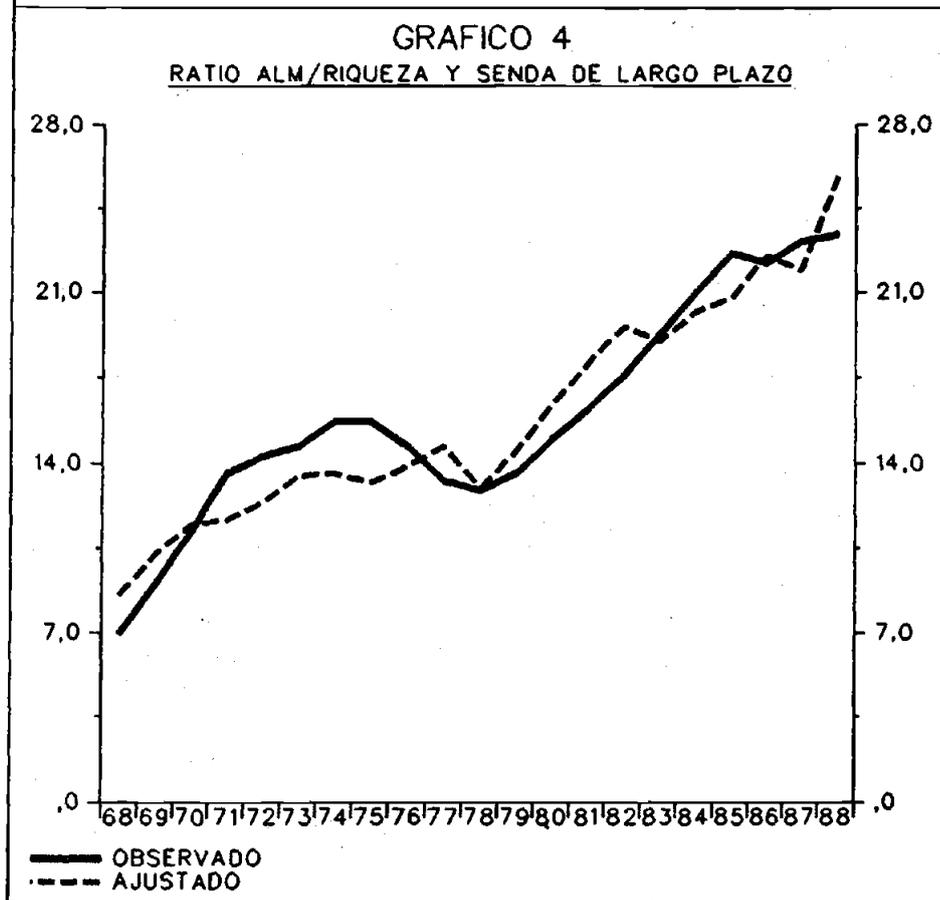
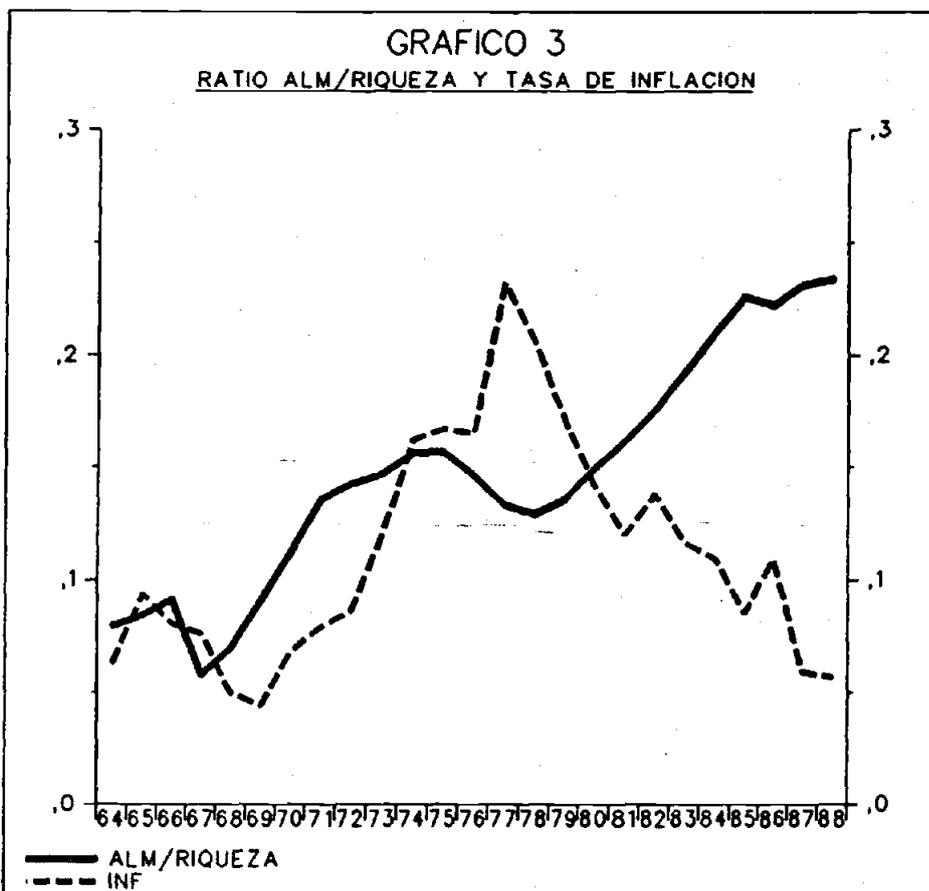
	<u>1973-83</u> <u>1964-72</u>	<u>1984-88</u> <u>1973-83</u>
Riqueza privada (no monetaria)	142.0	40.5
Efecto inflación	-20.1	13.9
	<hr/>	
CAMBIO EXPLICADO	121.9	54.4
CAMBIO OBSERVADO	120.1	58.9

Con respecto a ALM (ver Cuadro 4) el crecimiento de la riqueza privada no monetaria explica la práctica totalidad del mantenimiento de estos activos como forma de atesoramiento de valor. Sin embargo, la inflación contribuyó negativamente sobre la proporción de activos líquidos mantenidos en cartera al pasar del primer al segundo subperíodo. La reducción posterior de la tasa media de inflación contribuye a que los activos líquidos crezcan casi 14 puntos adicionales a los 40.5 puntos que son debidos al crecimiento de la riqueza privada no monetaria. Sin necesidad de variable ficticia alguna, se explica con estas dos variables el 99% de la variación de ALM del primer al segundo subperíodo y el 92% del segundo al tercero.

En el Gráfico 3 presentamos el ratio ALM/Riqueza conjuntamente con la tasa de inflación. Al contrario que en la primera aproximación a los datos en términos del PIB que vimos en el Cuadro 1, comprobamos que dicho ratio, que crece con el tiempo, cae en los períodos de inflación más alta (1974-78) y posteriormente recupera los niveles de largo plazo consistentes con la elasticidad ALM-Riqueza. En el Gráfico 4 presentamos los valores observados de dicho ratio y el ajuste de la senda de largo plazo.

3.3. Una explicación de la evolución a corto plazo: comportamiento en 1985-88

En el Cuadro 5 se presenta la contribución de cada variable explicativa a la tasa de crecimiento de M2 en cada uno de los años 1985 a 1988. En 1985 la demanda de saldos reales por motivo transacciones aumentó en un 1.49%. Según los coeficientes obtenidos en la estimación de nuestra especificación dinámica (véase el Apéndice I.4) el crecimiento en el nivel de transacciones, medido por la demanda interna en términos reales contribuyó en 4.29 puntos al crecimiento de la demanda de M2. La disminución en los tipos de interés de activos líquidos alternativos la hizo aumentar en 3.8 puntos y la desviación de la senda de equilibrio de largo plazo debería hacer corregir a la baja en cerca de 6.7 puntos el nivel de saldos reales por motivo de transacción. De esta forma se explicaría el 94% de la variación de M2 en términos reales en 1985. A partir de 1987, las desviaciones de la senda de largo plazo se hicieron más pequeñas, mientras que el crecimiento de la demanda interna es el factor explicativo más importante en la recuperación de M2, sobre todo en 1987 y 1988. En 1988 el agregado M2 aumentó considerablemente más que en 1987 (8.7 versus 4.9%), a pesar del similar aumento de la demanda interna. La razón estriba en que en 1988 los tipos de interés dismi-



CUADRO 5
DESCOMPOSICION A CORTO PLAZO: CAMBIO OBSERVADO Y CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS
EN LA EVOLUCION DE M2 (EN TERMINOS REALES) EN 1985-88

	1985		1986		1987		1988	
	Observado	Contribución	Observado	Contribución	Observado	Contribución	Observado	Contribución
Cambio en demanda privada interna	3.01	4.29	5.06	7.22	7.55	10.77	6.48	9.24
Cambio en tipo de interés	-1.38	3.80	-1.77	4.88	0.77	-2.12	-0.85	2.34
Desviación de largo plazo (corrección de error)	11.02	-6.69	15.6	-9.47	5.57	-3.38	4.89	-2.97
CAMBIO EXPLICADO		1.40		2.63		5.27		8.61
CAMBIO OBSERVADO		1.49		2.99		4.92		8.67

CUADRO 6

DESCOMPOSICION A CORTO PLAZO: CAMBIO OBSERVADO Y CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS
EN LA EVOLUCION DE ALM (EN TERMINOS REALES) EN 1985-88

	1985		1986		1987		1988	
	Observado	Contribución	Observado	Contribución	Observado	Contribución	Observado	Contribución
Cambio en riqueza (no monetaria)	0.89	1.40	1.73	2.73	2.79	4.40	3.49	5.51
Cambio en tipo de interés propio	-1.38	-2.02	-1.77	-2.60	0.77	1.13	-0.85	-1.25
Cambio en tipo de interés (retardado)	0.17	0.98	-1.38	-7.96	-1.77	-10.23	0.77	4.45
Cambio en inflación	-2.39	2.22	2.37	-2.21	-5.00	4.67	-0.22	0.21
Cambio en inflación (retardada)	-0.68	1.20	-2.39	4.23	2.37	-4.19	-5.00	8.85
Dummy 87		-		-		-		-18.69
Desviación de largo plazo (corrección de error)		4.47		4.89		10.86		5.78
CAMBIO EXPLICADO		8.25		-0.92		6.64		4.86
CAMBIO OBSERVADO		7.96		0.03		6.77		4.56

nuyeron, lo cual contribuyó en más de 2 puntos a su crecimiento, mientras que en 1987 aumentaron, lo cual restó 2 puntos a la tasa de variación de este agregado monetario.

En el Cuadro 6 analizamos la evolución a corto plazo de la demanda de dinero como forma de atesoramiento de valor (ALM). Tal y como señalábamos anteriormente, la variable riqueza (utilizamos la riqueza no monetaria para asegurar su exogeneidad) es la variable clave de la demanda de ALM tanto a largo como a corto plazo. Asimismo, la inflación, como medida del coste de oportunidad de mantener activos líquidos frente a activos reales, juega un papel fundamental a corto plazo, como también lo hacía a largo. Como ya señalábamos en el epígrafe anterior, durante los últimos años de la muestra se mantienen los ALM por debajo de la senda de largo plazo, lo cual implica un ajuste al alza en cada uno de los años siguientes (el coeficiente de ajuste es muy lento, alrededor de 0.20). Los cambios en el tipo de interés propio de los ALM (tanto el contemporáneo como el ocurrido en el año anterior) contribuyen de forma negativa al crecimiento de la demanda en 1988 de estos depósitos y títulos durante 1985, 1986 y 1987, mientras que en 1988 contribuyen de forma positiva. Además, en 1988 se incluye una variable ficticia que toma valor 1 para ese año. Se le denomina "Dummy 87" porque recoge los efectos retrasados de la completa liberalización de los tipos pasivos en Marzo de 1987 cuyos efectos se dejaron sentir en 1988 (trasvase desde Letras del Tesoro hacia depósitos a la vista y depósitos de ahorro). Con esta descomposición vemos que el error que se comete es muy pequeño en 1985 y 1987 (0.3 y 0.1, respectivamente) y cerca de un punto en 1986.

3.4. Predicciones para 1989

En el Cuadro 7 presentamos las predicciones, tanto estáticas como dinámicas³ para el año 1989 de nuestras ecuaciones de M2 y ALM estimadas hasta 1988. Para ello utilizamos la información disponible de las variables exógenas relevantes. El modelo predice la suavización de M2, ocurrida en 1989 en términos reales, con un error del 0.03%. Para el caso de ALM, el error que se comete es mayor, -1.6%, aunque recoge una fuerte recuperación en la demanda de estos activos.

CUADRO 7
PREDICCIONES PARA 1989
(Tasas de crecimiento)

	<u>Observado</u>	<u>Predicción estática</u>	<u>Predicción dinámica</u>
(a) En términos reales:			
M2	6.27	6.24	6.23
ALM	7.10	8.69	8.76
ALP :			
agregación de M2 y ALM	6.74	7.62	7.66
estimación directa	6.74	7.38	7.37
(b) En términos nominales:			
M2	12.94	12.91	12.91
ALM	13.77	15.36	15.43
ALP :			
agregación de M2 y ALM	13.41	14.29	14.33
estimación directa	13.41	14.05	14.04

³ La simulación dinámica utiliza como variables endógenas retardadas a partir del segundo período los valores simulados en el período anterior.

Agregando las dos predicciones se comete un error del 0.9% para ALP en términos reales. En términos nominales el error que se comete es, dado que los precios se consideran exógenos, de la misma magnitud.

3.5. Simulaciones. Relación cantidad de dinero-renta-inflación

En esta sección presentamos unas simulaciones de las ecuaciones estimadas con el objeto de ilustrar la relación entre cantidad de dinero, precios y variables reales implícita en ellas.

En los ejercicios de simulación se consideran los saldos reales de M2 y ALM como variables endógenas y las variables inflación, tipos de interés, demanda interna y riqueza como variables exógenas. Es decir, no se "invierten" las funciones de demanda de dinero estimadas para hacer ejercicios de impacto de variables monetarias sobre inflación, actividad real o tipos de interés. Se trata de hacer ejercicios del tipo: para que los precios (o el resto de las variables exógenas) crezcan a unas tasas determinadas, ¿qué sendas monetarias serían consistentes con estas funciones de demanda de dinero estimadas?. De esta forma se pretende arrojar alguna luz sobre la relación entre la senda de M2 y ALM (y por tanto ALP) y las sendas de inflación, actividad real, riqueza y tipos de interés.

En el Cuadro 8 presentamos un total de 5 simulaciones. En la primera se analiza el impacto de una disminución de un 1% anual en la tasa de inflación sin que varíe el tipo de interés nominal ni la demanda o renta reales. El resultado puede interpretarse, si se considera que la demanda agregada depende negativamente del tipo de interés real, como de una sorpresa en la inflación que no se traslada a consumo e inversión, pero sí a la composición en la cartera de activos, en contra de los reales y a favor de los líquidos. Dado que las transacciones no varían, tampoco lo hace la demanda de saldos reales por este motivo, y la demanda nominal lo hace en la misma proporción que los precios. La demanda de ALM aumenta durante los

CUADRO 8: SIMULACIONES

(Tasas de crecimiento)

DATOS OBSERVADOS⁽¹⁾

	M2	ALM	INFLACION	DEMANDA ⁽²⁾
1980	9.1	26.1	14.2	1.03
1981	9.6	21.7	12.0	-0.87
1982	11.2	23.2	13.8	0.85
1983	8.3	21.8	11.6	0.21
1984	6.3	19.7	10.9	-1.06
1985	9.7	16.2	8.6	3.01
1986	13.4	10.4	10.9	5.06
1987	10.7	12.5	5.9	7.55
1988	14.2	10.1	5.7	6.48

SIMULACION 1: CAMBIO EN INFLACION⁽³⁾

	M2	ALM	ALP	INFLACION
1980	-1.0	1.47	0.06	-1.0
1981	-1.0	1.02	0.06	-1.0
1982	-1.0	0.66	-0.02	-1.0
1983	-1.0	0.36	-0.07	-1.0
1984	-1.0	0.11	-0.14	-1.0
1985	-1.0	-0.09	-0.30	-1.0
1986	-1.0	-0.26	-0.64	-1.0
1987	-1.0	-0.39	-0.60	-1.0
1988	-1.0	-0.50	-0.80	-1.0

SIMULACION 2: CAMBIO EN INFLACION Y TIPO DE INTERES⁽⁴⁾

	M2	ALM	ALP	INFLACION	RP
1980	1.48	-7.07	-2.06	-1.0	-1.0
1981	-0.03	2.51	0.76	-1.0	-1.0
1982	-0.62	-5.17	-2.96	-1.0	-1.0
1983	-0.85	7.55	3.11	-1.0	-1.0
1984	-0.94	-2.48	-1.85	-1.0	-1.0
1985	-0.98	0.49	-0.21	-1.0	-1.0
1986	-0.99	-1.45	-1.23	-1.0	-1.0
1987	-1.0	1.65	0.49	-1.0	-1.0
1988	-1.0	-0.13	-0.51	-1.0	-1.0

(1) M2, ALM y ALP en términos nominales.

(2) Se refiere demanda interna real: C+I+G.

(3) Se presentan, en porcentajes, las desviaciones con respecto a la simulación base.

(4) Se refiere al tipo de interés propio de ALM.

CUADRO 8: SIMULACIONES (Cont.)

SIMULACION 3: CAMBIO EN DEMANDA INTERNA

	M2	ALM	ALP	DEMANDA
1980	-7.72	0.0	-4.37	-1.0
1981	-3.74	0.0	-1.58	-1.0
1982	-2.17	0.0	-0.68	-1.0
1983	-1.55	0.0	-0.26	-1.0
1984	-1.31	0.0	-0.08	-1.0
1985	-1.22	0.0	-0.16	-1.0
1986	-1.18	0.0	-0.60	-1.0
1987	-1.16	0.0	-0.38	-1.0
1988	-1.16	0.0	-0.62	-1.0

SIMULACION 4: CAMBIO EN DEMANDA INTERNA Y RIQUEZA

	M2	ALM	ALP	DEMANDA	RIQUEZA
1980	-7.72	-5.86	-6.93	-1.0	-1.0
1981	-3.74	-5.26	-4.37	-1.0	-1.0
1982	-2.17	-4.78	-3.45	-1.0	-1.0
1983	-1.55	-4.38	-3.08	-1.0	-1.0
1984	-1.31	-4.05	-2.94	-1.0	-1.0
1985	-1.22	-3.79	-2.79	-1.0	-1.0
1986	-1.18	-3.57	-2.38	-1.0	-1.0
1987	-1.16	-3.39	-2.40	-1.0	-1.0
1988	-1.16	-3.24	-2.11	-1.0	-1.0

SIMULACION 5: CAMBIO EN INFLACION Y DEMANDA INTERNA

	M2	ALM	ALP	INFLACION	DEMANDA
1980	-8.72	1.47	-4.27	-1.0	-1.0
1981	-4.74	1.02	-1.44	-1.0	-1.0
1982	-3.17	0.66	-0.62	-1.0	-1.0
1983	-2.55	0.36	-0.27	-1.0	-1.0
1984	-2.31	0.11	-0.16	-1.0	-1.0
1985	-2.22	-0.09	-0.40	-1.0	-1.0
1986	-2.18	-0.26	-1.18	-1.0	-1.0
1987	-2.16	-0.39	-0.93	-1.0	-1.0
1988	-2.16	-0.50	-1.37	-1.0	-1.0

primeros períodos como consecuencia de la disminución en el coste de oportunidad de mantener activos líquidos frente a activos reales. Más adelante se estabiliza e incluso cae al ajustarse al nuevo nivel de largo plazo dado por la nueva senda de inflación. Nótese que las desviaciones se toman con respecto a la simulación de referencia, de forma que si en ésta la tasa de crecimiento de ALM en 1980 y 1981 compatible con una tasa de inflación de 14.2 y 12.0 era respectivamente de 26.1 y 21.7, al reducirse la inflación en un punto (la desaceleración de la inflación se mantiene constante) sería de 27.6 y 22.9, respectivamente. Es importante resaltar que, tal y como se mencionaba en la formulación teórica, M2 y ALM se mueven en dirección contraria ante una variación de la tasa de inflación. La fijación de objetivos intermedios en términos del agregado ALP oculta esta realidad. Así, un objetivo de inflación menor, como el de la simulación, podría ser consistente a corto plazo con la misma senda de crecimiento de ALP, siempre que hubiese una recomposición a favor de ALM y en contra de M2: es decir que disminuyera M2 en un 1% y ALM aumentara en 1.47%.

En la Simulación 2 se considera una disminución de un punto anual en la tasa de inflación y el tipo de interés nominal. La interpretación económica sería la de una respuesta de tipo "clásico": sólo cambian las magnitudes nominales, mientras que las variables reales permanecen constantes (demanda interna, riqueza y tipo de interés real). La senda de M2 y ALM compatible con esta situación presenta un perfil distinto. M2 debería aumentar en el primer período (para que se produzca consistencia con la disminución del tipo de interés) a costa de una fuerte reducción en ALM (para permitir la reducción en la tasa de inflación). A partir del segundo período, según las magnitudes nominales se ajustan a los niveles deseados, ALM podría aumentar, en términos nominales, manteniéndose los niveles de M2. Las sendas de ajuste de ALM hacia sus nuevos valores de "largo plazo" serían, como en los modelos de "overshooting", oscilatorias. Por el contrario, la de M2 sería monotónicamente decreciente hasta ajustarse al nuevo nivel de precios (un 1% menor).

En las dos simulaciones siguientes se disminuye el ritmo de crecimiento de la demanda interna real (consumo, inversión y gasto público) y la riqueza en un 1% a partir de 1980. Las sendas de tipo de interés e inflación se mantienen inalteradas. En este sentido se podría interpretar estas simulaciones como las asociadas a un caso Keynesiano extremo (con restricciones crediticias y rigideces de precios), donde la cantidad de dinero se mueve con la actividad real de forma directa, sin alterar la tasa de inflación ni los tipos de interés. Distinguimos dos casos. En la Simulación 3 aislamos el efecto de la demanda interna real sin alterar la riqueza. Este caso, aunque poco plausible, lo presentamos para diferenciar el efecto transacciones del efecto ahorro. La cantidad de dinero mantenida por motivo transacciones en términos nominales cae bruscamente en el primer período (cerca de un 8%), reducción que se va suavizando de forma convergente hasta llegar al 1% de caída consistente con la nueva demanda real y el nivel de transacciones. Si la tasa de crecimiento de M2 en 1980, 1981 y 1982 compatible con una tasa de crecimiento de demanda interna de 1.0, -0.87 y 0.85 era respectivamente de un 10.2, 7.0 y 12%, en esta simulación las tasas de crecimiento de M2 compatibles con una menor demanda real serían respectivamente de 2.6, 3.2 y 9.8%. Los ALM, por su parte, no se ven alterados por la variable demanda interna, dado que se ha modelizado como la demanda de dinero por motivo atesoramiento de valor, ajena a las transacciones. En cuanto al agregado ALP, el ritmo de contracción monetario asociado a una recesión de un 1% anual, que no altere la inflación ni los tipos de interés sería del 4.4 para 1980, 1.6 para 1981, 0.6 en 1982 y una magnitud muy pequeña (rondando el 0.4%) a partir de entonces. De nuevo, los objetivos sobre el agregado deben llevar parejos objetivos de recomposición entre M2 y ALM. En la Simulación 4 se realiza un cambio de un punto porcentual por año tanto en la demanda interna como en la riqueza, de forma que queda extendido el efecto transacciones al efecto atesoramiento de valor. Es de destacar que el efecto sobre M2 es más intenso inicialmente, pero se ajusta más rápidamente que el de ALM, algo también a tener en cuenta cuando se considera el agregado monetario en su conjunto.

Por último, en la Simulación 5 se compagina una disminución de la inflación con una reducción en la tasa de crecimiento de la actividad real. La interpretación económica sería la de un modelo Keynesiano convencional, con un "trade-off" entre inflación y actividad real. Los efectos sobre M2 son lógicamente similares a los de la Simulación 3 ó 4, sólo que a la reducción de la demanda real se le suma el efecto de la tasa de inflación, con lo que la reducción en M2 nominal se ve acentuada en un punto porcentual. El efecto final converge hacia una reducción nominal de 2 puntos sobre la simulación de referencia. En cuanto a ALM, el efecto es positivo, por la reducción en la inflación, aunque luego se ajusta a la baja para recuperar los nuevos valores de equilibrio. El efecto compuesto sobre ALP es, aquí, negativo en todos los períodos, por dominar el efecto sobre M2 al efecto sobre ALM. El agregado ALP debería disminuir, especialmente en el primer período, pero cambiando además la composición a favor de los ALM. A partir del segundo período se suaviza la contracción monetaria, pero debe seguir teniendo lugar la recomposición dentro de la cartera de activos líquidos.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza la evolución de la demanda de ALP para la economía española en el período 1964-88, utilizando una metodología econométrica que permite distinguir entre la evolución a corto y largo plazo.

Se propone un enfoque desagregado, distinguiéndose entre la demanda de saldos reales por motivo "transacciones" y por motivo "depósito de valor", a partir de modelos teóricos con fundamentación microeconómica.

El motivo "transacciones" se asigna, dentro de ALP, al agregado M2, aunque las innovaciones financieras, tanto en el terreno de la disminución de costes de transacción como en la aparición de nuevos instrumentos financieros, ha hecho perder peso a este compo-

nente de la demanda de dinero, significativamente a partir de 1893. Sin embargo, teniendo en cuenta este efecto, la elasticidad a largo plazo con respecto a la demanda interna se ha mantenido estable en todo el período muestral, alrededor de 1,2. A pesar de que este coeficiente es mayor que la unidad, M2 ha crecido menos que la renta en el período 1964-83 debido al efecto de los tipos de interés, que también se mantiene estable a lo largo de todo el período. A este hecho se une, a partir de 1984, el mencionado de las innovaciones financieras. Con respecto a la demanda de activos líquidos como "depósito de valor", se utiliza el conjunto de ALP una vez sustraído el agregado M2. Se encuentra que la riqueza privada, construida a partir de series de stock de capital y de deuda pública, es la variable clave para explicar este componente de la demanda de dinero, por encima de variables "flujo" como la renta o la demanda interna. La elasticidad a largo plazo obtenida es mayor que 2, lo que implica que un porcentaje creciente de la riqueza se mantiene en forma de activos líquidos. La aparición de nuevos instrumentos financieros, tanto por el propio desarrollo de los mercados como de los cambios en la política de financiación de los deficit públicos, debe estar detrás de esta explicación. Sin embargo debe destacarse la estabilidad de este coeficiente a lo largo de todo el período muestral. Como variable coste de oportunidad, y al contrario que en el caso de M2, se concluye que es la tasa de inflación. Esto es consistente con la detectada predilección del público por el ahorro en activos reales (especialmente vivienda), tanto en períodos de poco desarrollo de los mercados financieros como en períodos de incremento de la presión fiscal.

Al agregar los dos componentes de la demanda de dinero para analizar la evolución de ALP, se comprueba que se pierde poco poder de predicción. Por el contrario, se gana poder de explicación de la relación entre cantidad de dinero, inflación y renta, y por tanto del establecimiento de objetivos de crecimiento del agregado monetario. En particular, se concluye que una política de reducción del ritmo de crecimiento de la cantidad de dinero con el objetivo de reducción de la tasa de inflación debe ir acompañada de una recomposición de ALP, a favor de los activos que representan depósito de valor y en contra de los que se mantienen por motivo transacciones.

APENDICE I. METODOLOGIA ECONOMETRICA

AI.1. INTRODUCCION

En esta Sección se presenta el estudio de las variables que explican la demanda de dinero en la economía española, para el período 1964-1988⁴. Asimismo, se realiza un análisis de las relaciones de largo plazo existentes para las variables en que se ha descompuesto el agregado Activos Líquidos en manos del Público (ALP), que es el utilizado por el Banco de España para el control de la liquidez del sistema. En un último apartado se expone la estimación dinámica de dichas variables. El objetivo es presentar una aplicación del análisis de cointegración con muestras limitadas para las series de la economía española.

Al contrario que en la mayoría de los estudios sobre demanda de dinero, en las que se modeliza directamente la serie de ALP, aquí desagregamos esta variable en demanda de dinero por motivo transacciones, representado por la M2 y en demanda por motivo atesoramiento de riqueza o ahorro, para el cual se toma el resto de los ALP, que designamos por ALM ($ALM=ALP-M2$).

Las relaciones de cointegración encontradas se basan en una variable escala y otra de coste de oportunidad. Por un lado, para el motivo transacciones se optó, tras probar varias alternativas, por la demanda interna como variable de escala. Incluimos como variable de coste de oportunidad el tipo de interés propio de los ALM. La relación obtenida constituye una relación de equilibrio a largo plazo. Por otro lado, en el motivo ahorro para conseguir una relación de cointegración se introdujo como variable escala la riqueza del sector

⁴ Existe una versión ampliada de este trabajo, que incluye todas las tablas con los resultados de los contrastes y las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuos. Los interesados pueden dirigirse a la Dirección General de Planificación o a los propios autores.

privado sin ALPs, junto con la inflación como variable coste de oportunidad frente a activos reales.

Como paso previo al análisis de cointegración se requiere llevar a cabo el análisis univariante de las variables seleccionadas como candidatas por el modelo teórico, con objeto de determinar su orden de integrabilidad.

Asimismo se modeliza el corto plazo de la demanda de dinero como un mecanismo de corrección de error. Para ello se estiman las oscilaciones en la tasa de variación de ALP en función de las desviaciones de la senda de largo plazo dada por la relación de cointegración y otras variables explicativas. Como en el caso del largo plazo, para el análisis del corto se ha efectuado inicialmente la descomposición del agregado monetario ALPs en los motivos transacción (M2) y riqueza (ALM).

En el primer caso, se modelizan los cambios en M2 (en términos reales), siendo las variables explicativas los cambios en la demanda privada interna, las variaciones en el tipo de interés propio de los ALM y término de corrección de error derivado de la relación de cointegración estudiada previamente.

En el segundo caso, la variable dependiente es el cambio en ALM en términos reales (ALP-M2) y las explicativas son : los cambios en la riqueza privada (excluida la financiera), las variaciones del tipo de interés propio de los ALM, la aceleración de la inflación y la corrección de los errores cometidos a partir de la ecuación de cointegración analizada anteriormente.

Por último, dedicamos un apartado a analizar el comportamiento de ALP a partir de la agregación de M2 y ALM, siguiendo el enfoque transacciones-riqueza, y comentamos sobre la validez de estas especificaciones para el análisis de la política monetaria llevada a cabo.

Este Apéndice se organiza en la forma siguiente. En el apartado AI.2 se presenta el análisis de integrabilidad de cada una de las series que intervienen en el modelo. En el AI.3 se realiza la estimación del largo plazo de los agregados objeto de estudio. El apartado AI.4 se dedica al análisis del corto plazo para cada uno de los motivos explicativos de la demanda de dinero. En AI.5 se incluye el estudio del comportamiento del agregado ALP como suma del motivo transacción y riqueza y, asimismo, se efectúa la estimación directa de los ALPs.

AI.2. ANALISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES

Además del análisis univariante, presentamos los gráficos de las series, que nos permiten una visión descriptiva de cada una de las variables en el período objeto de estudio. Analizamos el logaritmo natural de cada una, a excepción de la inflación y el tipo de interés propio de los ALM.

Para todas las variables se efectuará un examen intuitivo de su orden de integrabilidad, confirmándolo posteriormente de una manera más formal mediante los tests apropiados⁵. En este último caso se realiza la contrastación estadística de "existencia de una raíz unitaria" utilizando un nivel de confianza del 95%; los valores críticos se reportan en la tabla adjunta y se obtienen de Fuller (1976) y Rappoport-Reichlin (1989).

⁵ Los tests utilizados son el de Dickey-Fuller (DF) y el Dickey-Fuller Aumentado (DFA).

MODALIDAD

n	Tendencia	Constante	Valor crítico
25	No	No	1.95
25	No	Si	3.0
25	Si	Si	3.6
100	3 segmentadas en media	Si	4.76
100	2 segmentadas en media	Si	4.23

Para la contrastación de integrabilidad de orden 2 en la demanda interna, se consideran variables ficticias. Aunque los valores críticos no están tabulados al incluir dummies, se reportan los resultados por considerarlos suficientes.

AI.2.1 Las variables dependientes: M2 y ALM

Desde que el Banco de España, en 1973, comienza a utilizar la política monetaria, con el fin de lograr los objetivos finales marcados por una política económica más global, la variable utilizada como instrumento de control de la liquidez ha sido objeto de controversias a consecuencia de la aparición de nuevos instrumentos financieros, especialmente a corto plazo, que podían considerarse como buenos sustitutivos del dinero.

En diversos períodos de nuestra historia reciente, entre ellos el propio año 1973, hubo una serie de discusiones acerca de la utilización de agregados amplios como M3 frente a M2 y M1. Los argumentos que en aquellos momentos se barajaron, estabilidad y predictibilidad de la función de demanda de dinero, vencieron la balanza a favor de la M3. Esto se justificaba en parte por la gran similitud y sustituibilidad existente entre los componentes de uno y otro agregado. Ello era, a su vez, consecuencia de la poca competitividad existente en la captación de pasivos vía los tipos de interés, pues éstos en principio estaban completamente regulados por el gobierno.

Por ello, los depósitos de ahorro y a plazo no eran, en realidad, sino depósitos a la vista encubiertos.

La progresiva liberalización del sistema financiero y en particular de los tipos de interés, así como el proceso de innovación financiera que ha tenido lugar desde comienzos de la década de los 80 provocaron el abandono de M3 como variable representativa de la liquidez, para dejar paso en 1984 a los ALP. Este agregado intentaba recoger una serie de activos financieros emitidos en los mercados monetarios que, por su liquidez y su plazo de vencimiento, se podían considerar sustitutivos de los componentes de M3. En términos más técnicos, la función de demanda de dinero estimada con los ALP como variable dependiente, era más estable que la que incluyese solamente M3 y por tanto tendría una mayor capacidad predictiva, lo que la convertía en la mejor candidata para objetivo intermedio.

En otras funciones de demanda de dinero estimadas para la economía española, como la aportación de Rojo y Pérez (1977) que modelizaban M3, hasta el trabajo realizado por Mauleón (1989) y de Dolado (1988) que modelizan ALP, se utilizan datos trimestrales. En este trabajo por limitaciones en la construcción de algunas variables, se utilizan datos de periodicidad anual, tratando de explicar la evolución a medio y largo plazo del agregado monetario.

Motivo transacción

Como señalábamos anteriormente el motivo transacción se aproxima por M2, que está integrada por el efectivo, los depósitos a la vista y los depósitos de ahorro. Estos activos, en general, suponemos que son los que sirven para financiar el gasto en bienes de consumo e inversión aunque algunos componentes de M2, como luego veremos, también pueden recoger en algunos momentos del tiempo el "motivo riqueza".

En una primera observación gráfica (Gráfico I.1) puede advertirse una alta similitud, en niveles, para la evolución de la serie de M2 en términos reales (M2R) y las que reflejan la actividad de la economía en este período. La evolución de la variable para 1964-88, puede describirse en base a tres períodos. El primero abarcaría desde 1964 hasta 1973, con un crecimiento a unas tasas importantes; posteriormente en el período 1974-84 comienza una fase de decrecimiento, para volver a un crecimiento similar de la primera etapa a partir del año 1985. Esto se observa de forma más clara en la representación de las primeras diferencias que muestran al menos dos medias, una para período 1965-1973, moviéndose en la parte positiva de la gráfica, mientras que para los años 1974-84 la media evoluciona en la parte negativa. Incluso se podría hablar de una tercera para el período 85-88, aunque puede ser prematuro aventurar esta hipótesis sin esperar nuevas observaciones.

En cuanto a la existencia de raíces unitarias, desde un punto de vista del análisis Box-Jenkins, deberíamos tomar dos diferencias de la serie al objeto de hacerla estacionaria en media. En la segunda diferencia se aprecia gráficamente una mayor estacionariedad en media. Sin embargo la varianza de la primera parte de la muestra aumenta, lo cual podría ser una señal de sobrediferenciación.

A continuación presentamos el análisis formal de la integrabilidad para la serie M2R. En general, defenderemos que no se puede rechazar la existencia de una raíz unitaria, y se analiza la existencia de una segunda. Para contrastar la hipótesis nula sobre la existencia de una segunda raíz unitaria, se efectuó la regresión en segundas diferencias:

$$(1-L)^2 M2R_t = -0.37 (1-L) M2R_{t-1} + U_t \quad (2.18)$$

Con un valor de 2.18, el estadístico DF permite rechazar, al nivel de significación 5 por 100, la hipótesis nula. Además, podemos aceptar que los residuos son ruido blanco a juzgar tanto por

el valor del Durbin-Watson (DW), 2.11 como por el análisis gráfico de la Función de Autocorrelación (FAC) y Función de Autocorrelación Parcial (FAP), en el que observamos que los 10 primeros valores están dentro de las bandas del 95 por 100.

El contraste de primera raíz unitaria se realizó mediante la regresión.

$$(1-L) M2R_t = 1.15 - 0.13 M2R_{t-1} + 0.35 (1-L) M2R_{t-1} + U_t$$

(2.37) (2.35) (1.87)

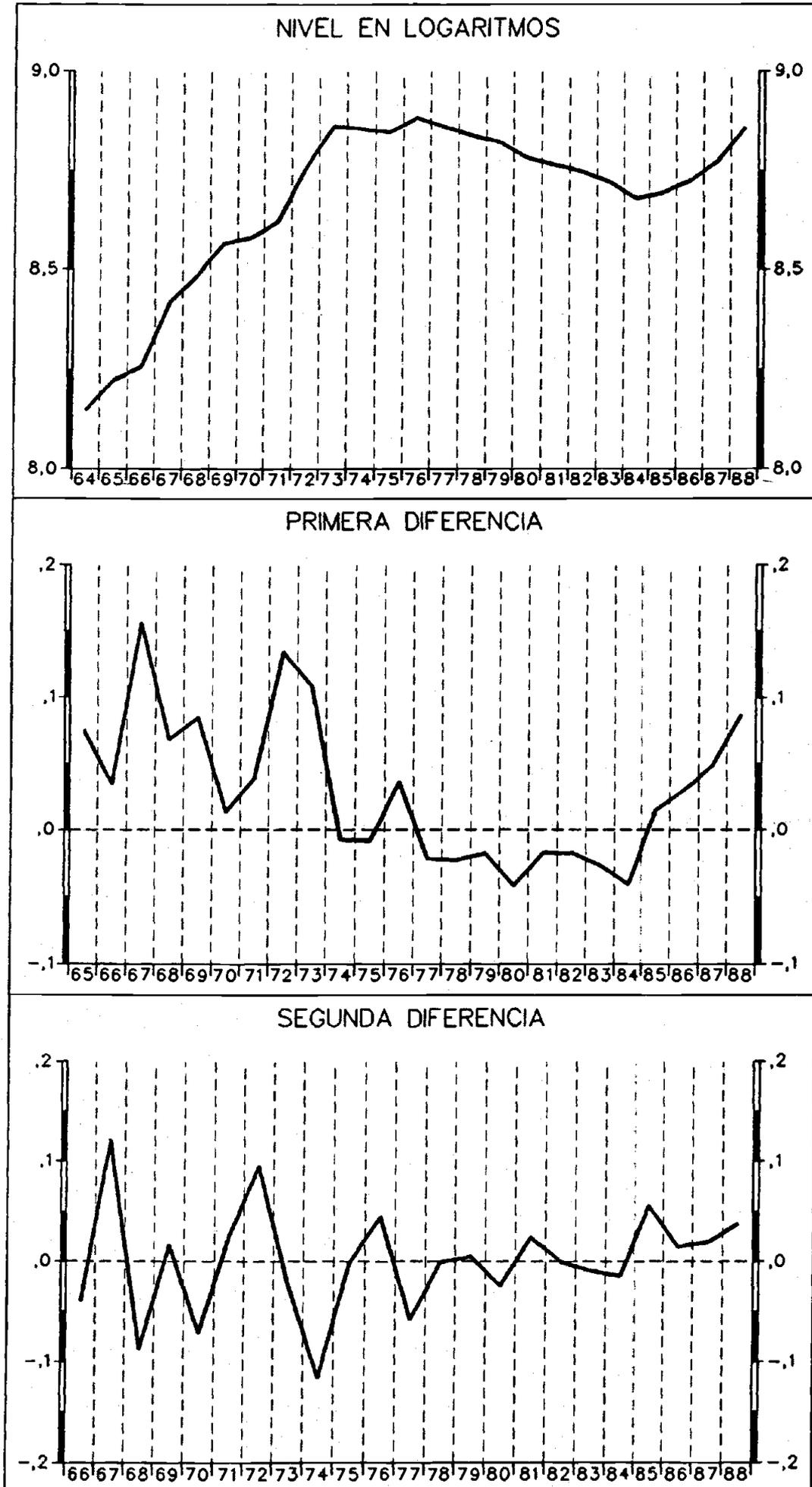
El estadístico DFA, con un valor de 2.35, no permite rechazar la existencia de una raíz unitaria. La validez de los residuos se determina con el $DW = 1.92$ y la función de autocorrelación. Por tanto, no parece haber evidencia en contra de que la variable M2 sea integrable de orden 1.

Motivo riqueza

La serie representativa del motivo riqueza, ALM en términos reales (ALMR), nos muestra (ver gráfico I.2) una primera etapa anómala durante los años 1964-67. Posteriormente, existe un fuerte crecimiento hasta el año 1973, estancándose durante los cinco años siguientes y a partir de 1979 nos muestra un crecimiento sostenido, aunque menor que en el período 1967-73, que se interrumpe en 1986.

La evolución anterior viene corroborada por la gráfica de la primera diferencia. En principio, la modelización según la metodología Box-Jenkins parece requerir una segunda diferenciación al objeto de hacerla estacionaria en media. Sin embargo, si tomamos la segunda diferencia, la desviación típica aumenta un 32.4 por 100, lo cual es señal, de nuevo, de sobrediferenciación. Este resultado parece sugerir que se trata de una variable integrable de orden uno, lo que efectivamente se confirma mediante el análisis formal que a continuación presentamos. En primer lugar, contrastamos la hipóte-

GRAFICO I.1 M2 EN TERMINOS REALES



sis nula de existencia de la segunda raíz unitaria, estimando la ecuación.

$$(1-L)^2 \text{ALMR}_t = 0.085 - 0.87 (1-L) \text{ALMR}_{t-1} + U_t$$

(2.27) (4.04)

El valor estimado para el test de DF 4.04 nos permite rechazar la existencia de una segunda raíz unitaria. El gráfico de las FAP y FAC junto con el DW = 1.98 nos indican que los residuos tienen un comportamiento aceptable.

El contraste de la existencia de una raíz unitaria se efectúa según

$$(1-L) \text{ALMR}_t = 0.56 - 0.057 \text{ALMR}_{t-1} + U_t$$

(1.88) (1.54)

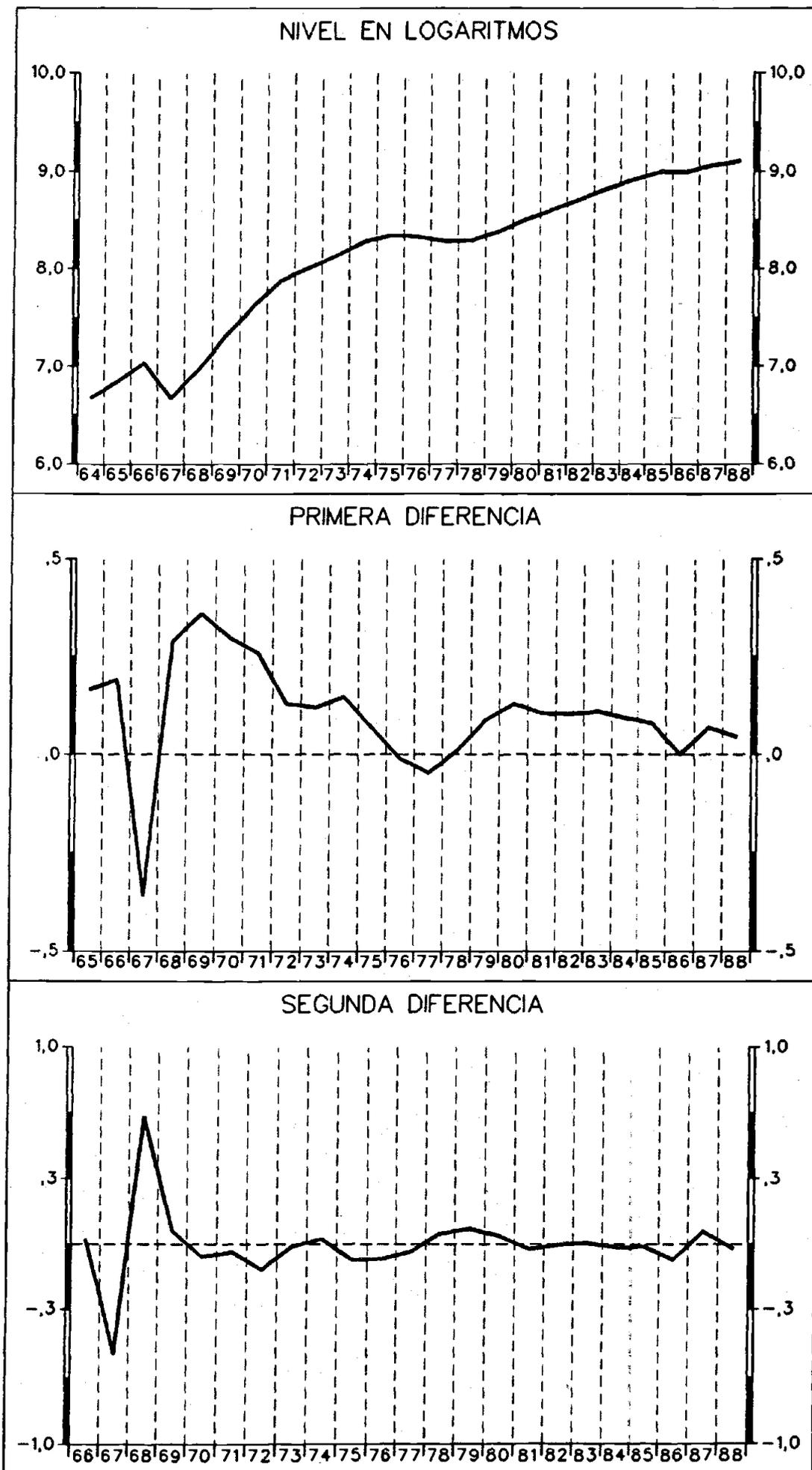
El valor obtenido para el test de DF, 1.51, no permite rechazar la existencia de una raíz unitaria. Los residuos según la FAP, FAC y DW =1.82, tienen una evolución aceptable al estar dentro de las bandas de confianza al 95 por 100, aunque pudiera detectarse la existencia de estructura en ellos.

AI.2.2. Las variables explicativas

Demanda interna

La variable demanda interna CIR, es el resultado de agregar el consumo y la inversión a precios constantes de 1980, y se utiliza como variable escala en la estimación de la demanda de dinero por motivo transacción. Anteriormente se apuntó el papel que sobre el consumo y la inversión tiene M2, al ser la forma básica de financiación de estos intercambios económicos.

GRAFICO I.2
ALM EN TERMINOS REALES



Cuando se observa el comportamiento conjunto de M2R y CIR, se percibe un movimiento muy similar hasta mediados de los 70. Posteriormente, mientras M2 en términos reales decrece, CIR aumenta a lo largo del período, aunque en menor proporción que en la época anterior. La explicación de este fenómeno puede encontrarse en el desarrollo que ha existido en el sistema financiero español durante este período, que se ha traducido, por un lado, en la aparición de nuevos activos y por otro, en un cambio en los medios de pago para los bienes de consumo e inversión. Así, no es de extrañar que en los años 60 y principios de los 70 parte de los componentes de M2 recogieran activos asociados al motivo riqueza (por ejemplo, los depósitos de ahorro) y hoy en día captan más bien el motivo transacción (tarjetas de crédito).

En el análisis del gráfico I.3 se observan las tres etapas características de las variables de actividad económica en nuestra economía: una primera abarca desde 1964-73, años de fuerte desarrollo y un crecimiento importante de la actividad. Posteriormente se entra en una fase de ralentización con débiles tasas de crecimiento (período 1974-84) y en 1985 se reinicia una nueva fase de fuerte crecimiento en la actividad.

En el gráfico de la primera diferencia se observa la existencia de estas fases diferenciadas en la etapa 1964-88, que parecen indicar la presencia de, al menos, dos medias. Para un analista de series que siga el procedimiento Box-Jenkins, lo anterior sugiere tomar una segunda diferencia con objeto de hacer la serie estacionaria en media. En principio ello puede admitirse, al disminuir la desviación típica de la serie en un 18.9 por 100, con lo que la segunda diferencia da la impresión de ser una serie estacionaria en media. El análisis formal de la integrabilidad de orden 2 se efectuó en base a la regresión.

$$(1-L)^2 CIR_t = -0.16 (1-L)CIR_{t-1} + U_t$$

(1.49)

Los residuos tienen un comportamiento aceptable, basándonos en el estadístico Q de Box-Pierce-Ljung; no obstante en la FAC y FAP presentan algún problema el retardo 2 y 4, siendo el DW=2.09. Con el estadístico DF obtenido del 1.49 no podríamos rechazar la existencia de una segunda raíz unitaria, debiendo concluir que la serie CIR es integrable de orden 2. Sin embargo, bajo un enfoque alternativo como el seguido por Andrés et al. (1990), se puede considerar la existencia de tendencias segmentadas en la media. La media de la serie se podría expresar

$$M_t = \begin{cases} c_1 + b_1t & 1964 \leq t < 1974 \\ c_2 + b_2t & 1974 \leq t < 1985 \\ c_3 + b_3t & t \geq 1985 \end{cases}$$

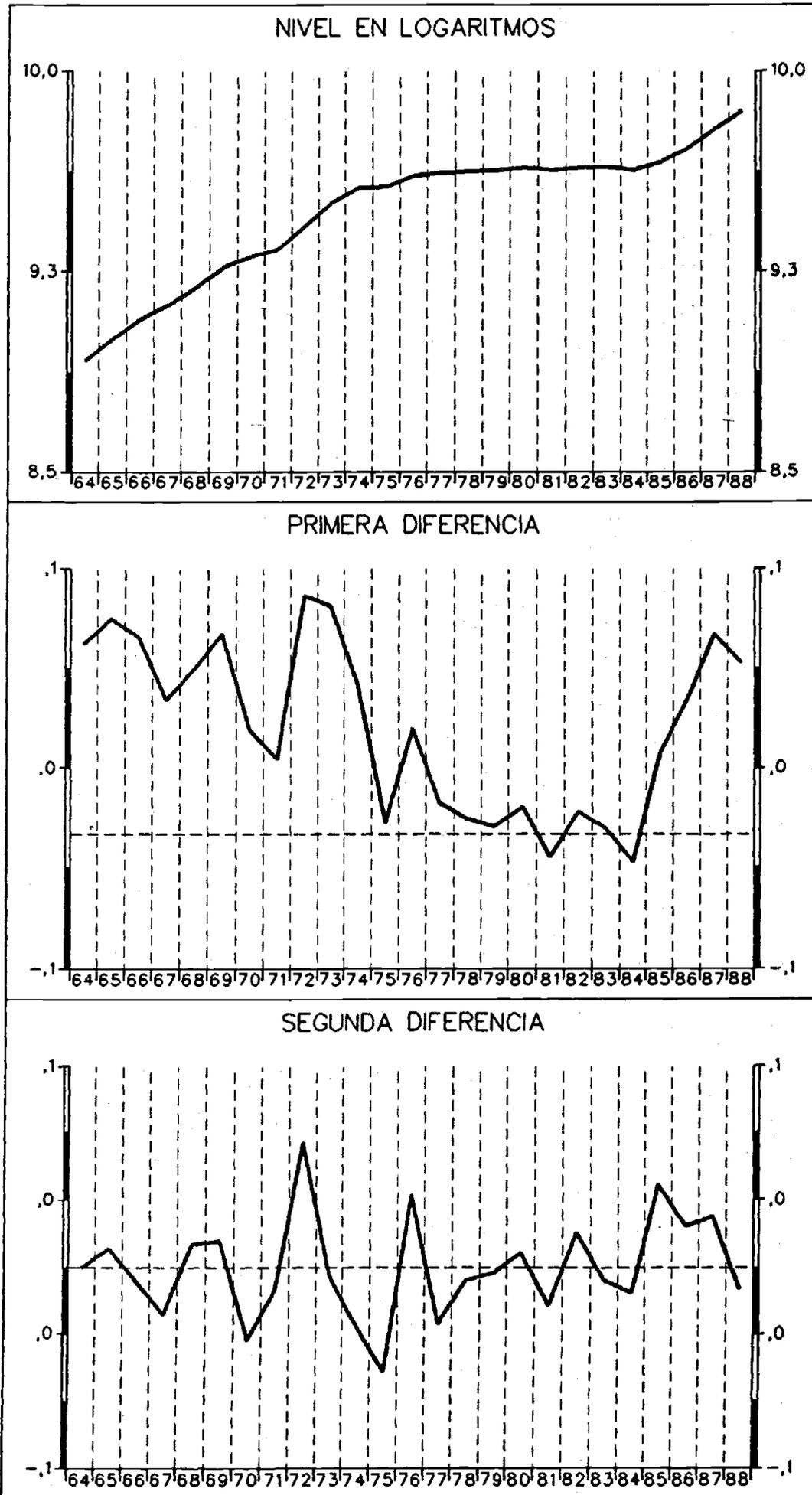
por lo que elegiremos las variables ficticias (para las primeras diferencias):

$$D1_t = \begin{cases} 0 & t < 1974 \\ 1 & t \geq 1974 \end{cases} \quad D2_t = \begin{cases} 0 & t < 1985 \\ 1 & t \geq 1985 \end{cases}$$

Con esto se trata de efectuar el test de Dickey-Fuller para la contrastación de la existencia de una segunda raíz unitaria cuando existen tendencias segmentadas en la media. Para llevarlo a cabo se estima la ecuación⁶

⁶ La derivación formal del test se puede ver en Andrés et al (1990).

GRAFICO 1.3 DEMANDA INTERNA EN TERMINOS REALES



$$(1-L)^2 CIR_t = 0.067 - 0.057 D1_{t-2} - 0.065 D2_{t-2} - 0.058 (1-L)D1_{t-1} \\ (3.81) \quad (3.36) \quad (3.13) \quad (2.86) \\ + 0.043 (1-L) D2_t - 1.08 (1-L) CIR_{t-1} + U_t \\ (2.07) \quad (4.13)$$

El valor obtenido para el test DF, 4.13, así como el valor estimado para el coeficiente 1.08 hace inclinarnos a rechazar la hipótesis nula a pesar de que, aún siendo el DW = 1.98 el segundo valor de la FAC no está incluido en las bandas de confianza del 95%.

Para la contrastación de la integrabilidad de orden 1 y al objeto de obtener unos residuos aceptables, presentamos otras ecuaciones, no permitiéndonos ninguna de ellas el rechazo de la existencia de una raíz unitaria:

$$(1-L) CIR_t = 6.26 + 0.44 D1_{t-1} - 1.04 D2_{t-1} + 0.042 TIME + \\ (3.42) \quad (3.03) \quad (2.84) \quad (3.32) \\ - 0.039 D1T_t + 0.047 D2T_t - 0.70 CIR_{t-1} + U_t \\ (3.37) \quad (3.03) \quad (3.38)$$

$$(1-L) CIR_t = 5.11 + 0.37D1_{t-1} - 1.53D2_{t-1} - 0.013D1_{t-3} - 0.029D2_{t-3} \\ (1.68) \quad (1.57) \quad (2.56) \quad (0.45) \quad (0.77) \\ + 0.035 TIME - 0.034 D1T_t + 0.069 D2T_t \\ (1.68) \quad (1.72) \quad (2.66) \\ - 0.57 CIR_{t-1} - 0.41 (1-L) CIR_{t-2} + U_t \\ (1.65) \quad (1.61)$$

donde $D1T_t = D1_{t-1} * TIME$

$D2T_t = D2_{t-1} * TIME$

y $TIME$ es una tendencia lineal.

Los residuos de la primera ecuación presentan problemas de autocorrelación de orden 2; no obstante, los resultados obtenidos no permiten rechazar que sea integrable de orden 1, en sentido débil (ver Andrés et al. (1990)) dado que el valor del test es 3.38 frente al crítico de 4.76. En la segunda ecuación se ha introducido el segundo retardo de la dependiente, al objeto de eliminar la autocorrelación. Se obtienen unos residuos que tienen el tercer retardo fuera de las bandas de confianza en la FAC y FAP. No obstante el estadístico Q nos permite rechazar la existencia de autocorrelación en los residuos, por lo que los podemos considerar aceptables y el DW es 2.09. El valor obtenido para el test DFA es de 1.65, lo cual nos permite rechazar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria, concluyendo que CIR es integrable de orden 1.

Riqueza Privada en términos reales

La riqueza se utiliza como variable escala en la demanda de dinero por motivo de atesoramiento. El individuo que trata de maximizar la utilidad intertemporal busca la mejor composición de la riqueza posible a partir de los diversos activos existentes en la economía.

En la construcción de esta variable se consideró en principio tanto la riqueza real como la financiera. Para la primera de ellas hemos utilizado el stock de Capital Privado (tanto productivo como residencial) en términos reales, en tanto que la financiera la reflejamos con la suma de activos líquidos en manos del público y la deuda a largo plazo del Sector Público en manos de Empresas no Financieras y Familias. Sin embargo, para evitar el problema que supone el empleo de la variable dependiente como un componente de variable independiente, prescindimos de ALP en la definición de riqueza.

Por tanto, y utilizando nuestra notación simplificada la riqueza real no monetaria del sector privado vendrá dada por:

$$WER_t = KPR_t + \left(\frac{B_t}{P_t} \right)$$

siendo WER_t riqueza real no monetaria del sector privado en el período t

KPR_t stock de capital privado en el período t

B_t deuda del Sector Público en poder de empresas no financieras y familias en el período t

P_t deflactor del PIB a precios de mercado en período t

En una simple inspección gráfica (ver Gráfico I.4), parece obvio que al objeto de hacerla estacionaria en media deberíamos tomar una segunda diferencia. Si tenemos en cuenta la variabilidad de las series medida por su desviación típica, la primera diferencia tiene un valor de 0.034, en tanto que para la segunda es 0.0086 notablemente menor. Ambos razonamientos nos hacen pensar en una variable con dos raíces unitarias, es decir que la serie sea integrable de segundo orden. La contrastación de la existencia de dos raíces unitarias, se realiza según la regresión

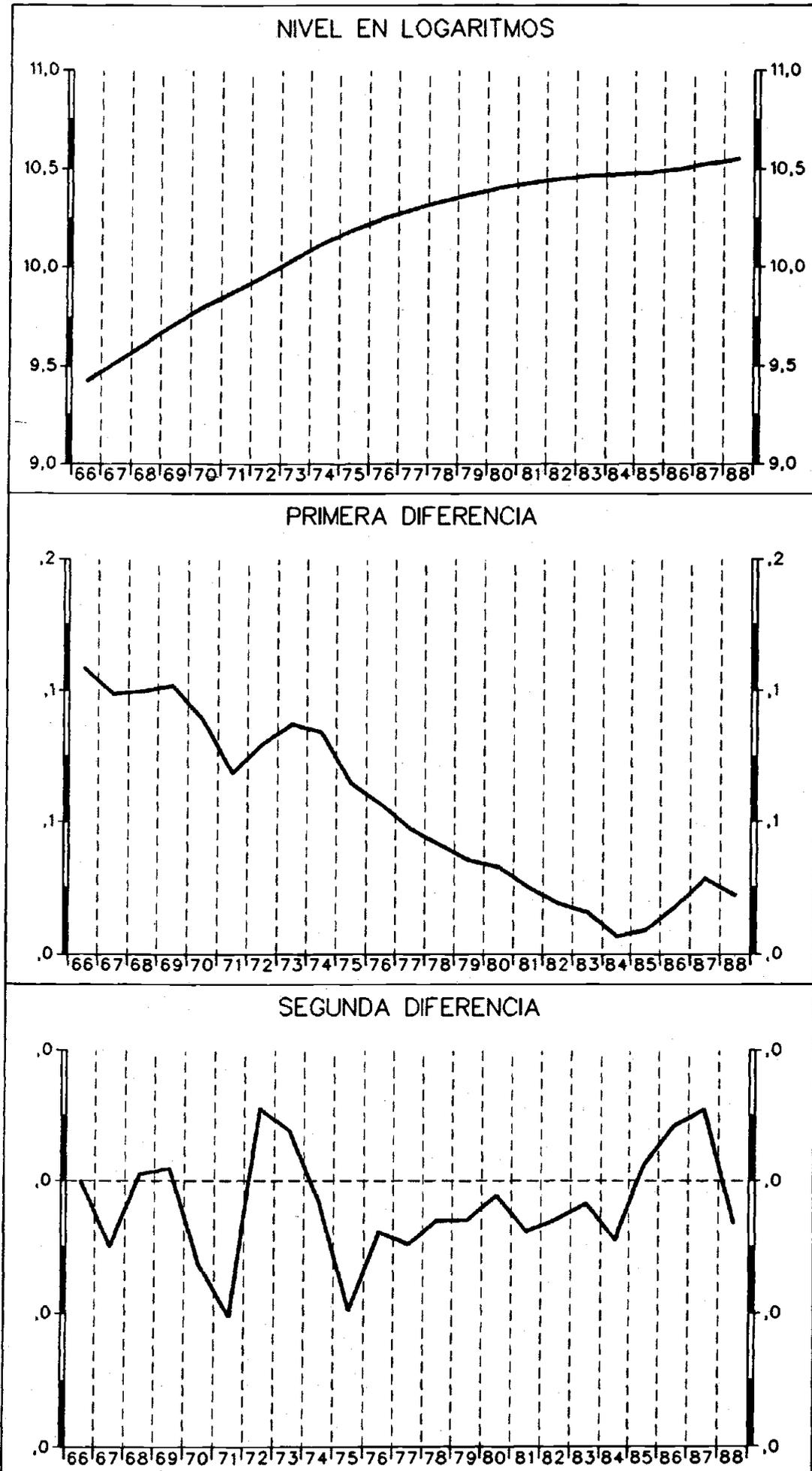
$$(1-L)^2 WER_t = -0.061 (1-L) WER_{t-1} + U_t \quad (2.38)$$

el valor del DW es de 1.45 lo cual nos podría hacer pensar en la existencia de autocorrelación de primer orden; sin embargo el estadístico Q correspondiente a la función de autocorrelación nos permite rechazar la existencia de autocorrelación en los residuos hasta el décimo retardo, por lo que se pueden considerar los residuos como ruido blanco.

Con los resultados de la ecuación precedente y el estadístico DF asociado de 2.38 estamos en condiciones de rechazar la exis-

GRAFICO I.4

RIQUEZA PRIVADA SIN ALPs



La representación gráfica de la inflación (Gráfico I.5) también muestra la existencia de tres subperíodos diferenciados, según tengamos en cuenta la moderación o no del crecimiento de los precios en cada uno de ellos. Así los años 1964-73 se caracterizan por una moderada elevación de los precios, a partir de dicha fecha empieza una etapa de fuerte crecimiento alcanzando su máximo en 1978 (un 24% anual), para disminuir paulatinamente hasta 1988, con la excepción de 1982 y 1986, año de la implantación del IVA.

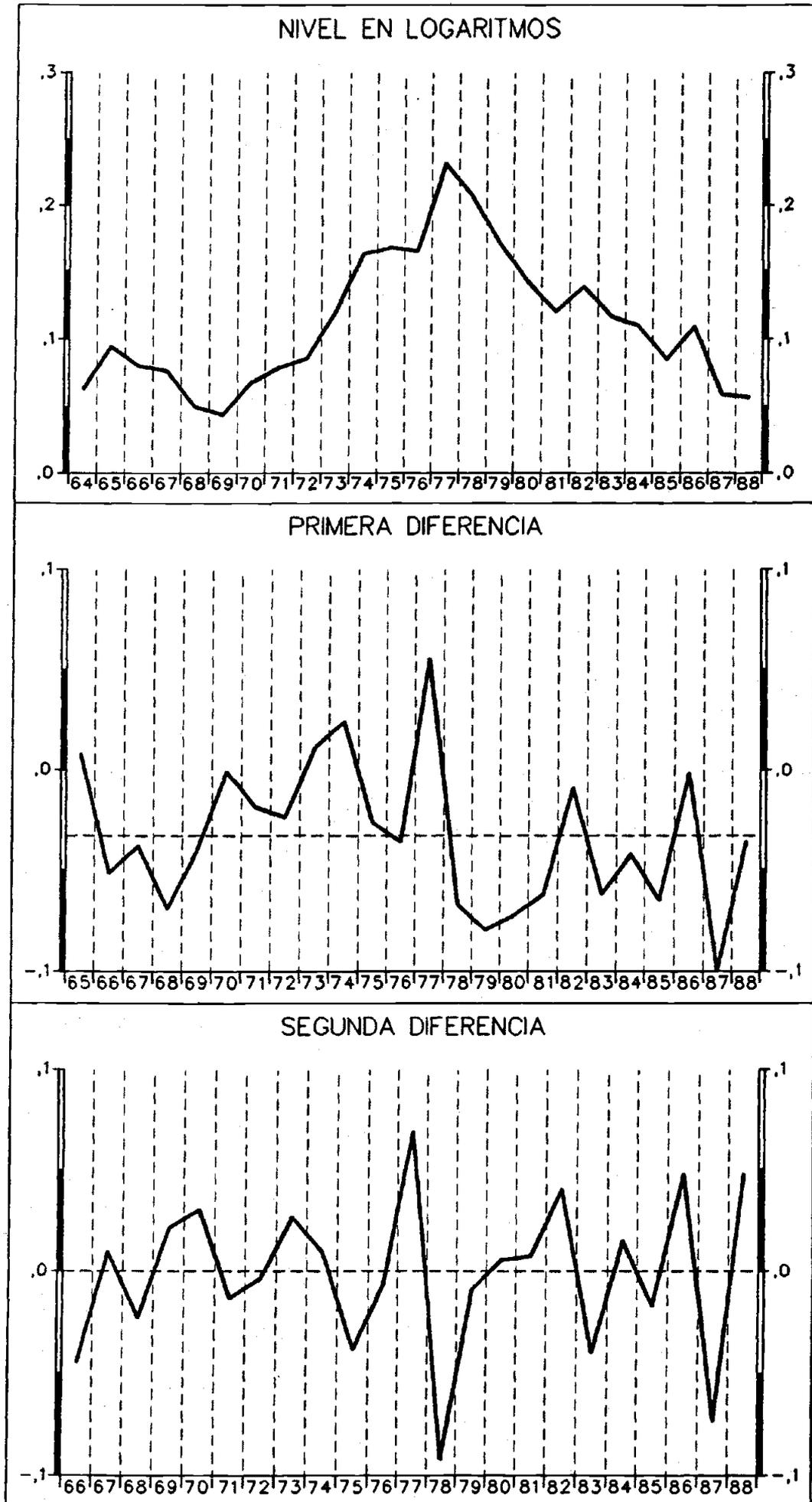
El análisis gráfico de las primeras diferencias es propio de una serie no estacionaria en media. Se puede observar la existencia de dos subperíodos diferenciados: en el primero existen muchas observaciones por encima de la media, en el otro la mayoría están por debajo. Esto podría sugerir que deberíamos tomar una segunda diferencia a fin de hacer la serie estacionaria en media. Inspeccionando el gráfico parece que así quedan eliminadas estas dificultades. No obstante, aparece el problema de sobrediferenciación en la serie, ya que al tomar la 2ª diferencia la variabilidad de la serie, medida por la desviación típica, ha aumentado un 40.3%, lo cual sugiere proceder a la modelización, vía Box-Jenkins, de la primera. Ello sería indicativo de que, en principio, la variable inflación, INF, sea integrable de primer orden. En efecto, la integrabilidad de primer orden ha sido aceptada a partir de un análisis más riguroso, comenzando por la contrastación de la existencia de una segunda raíz unitaria al estimar la ecuación

$$(1-L)^2 \text{INF}_t = -0.96 (1-L) \text{INF}_{t-1} + U_t$$

(4.66)

Con un valor del estadístico DF de 4.66 podemos rechazar la existencia de una segunda raíz unitaria. Los residuos asociados a la regresión se pueden considerar aceptables a partir del análisis de la FAP, FAC y el valor del DW = 1.93.

GRAFICO I.5
TASA DE INFLACION



Para comprobar la existencia de una primera raíz unitaria se realizó la regresión

$$(1-L) \text{INF}_t = -0.025 \text{INF}_{t-1} + U_t$$

(0.55)

Considerando el valor del test DF de 0.55 no podemos rechazar la existencia de una raíz unitaria. Por otra parte, los residuos están "limpios" a juzgar por la FAP, la FAC y el DW = 1.86. Por lo tanto del análisis formal de esta variable concluimos que es integrable de orden uno, tal y como se dedujo de la representación gráfica.

Tipos de interés

En los tipos de interés se han utilizado dos indicadores, uno de los activos que forman parte de ALM y otro de activos financieros alternativos al dinero.

El tipo "propio" de los ALM (RP) se construyó de la forma siguiente:

- Para 1964-80: se consideran los tipos de depósitos a plazos para la banca privada y cajas de ahorro, hallando la media ponderada según el volumen de depósitos en cada uno de los plazos.
- Para el período 1981-88: a la media anterior se le ha añadido el tipo de los Pagarés del Tesoro ponderado por el volumen de estos en cada uno de los años.
- Finalmente, al tipo obtenido se le ha corregido por el porcentaje que supone el impuesto sobre la renta del capital a partir de 1975. Esto aproxima, sólo en parte, la opacidad fiscal de los Pagarés, que no estaban sujetos a retención.

El tipo "alternativo" del dinero: (RA) se formó de la siguiente manera:

- Desde 1964 hasta 1981 se toma la serie de rendimiento interno de las obligaciones industriales.
- Desde 1982 se utiliza el rendimiento de la deuda a menos de dos años, sujeto a retención fiscal.

El tipo de interés nominal de un activo alternativo representa el coste de oportunidad de mantener dinero como forma de ahorro frente a dicho activo. En nuestra especificación podría entrar por sí solo, o bien el diferencial entre el tipo propio y el alternativo, sin embargo en nuestras estimaciones no resultó significativo. En cualquier caso el tipo "propio" debería entrar con signo positivo en la ecuación de ALM y negativo en la de M2, a no ser que fuera redundante con el alternativo.

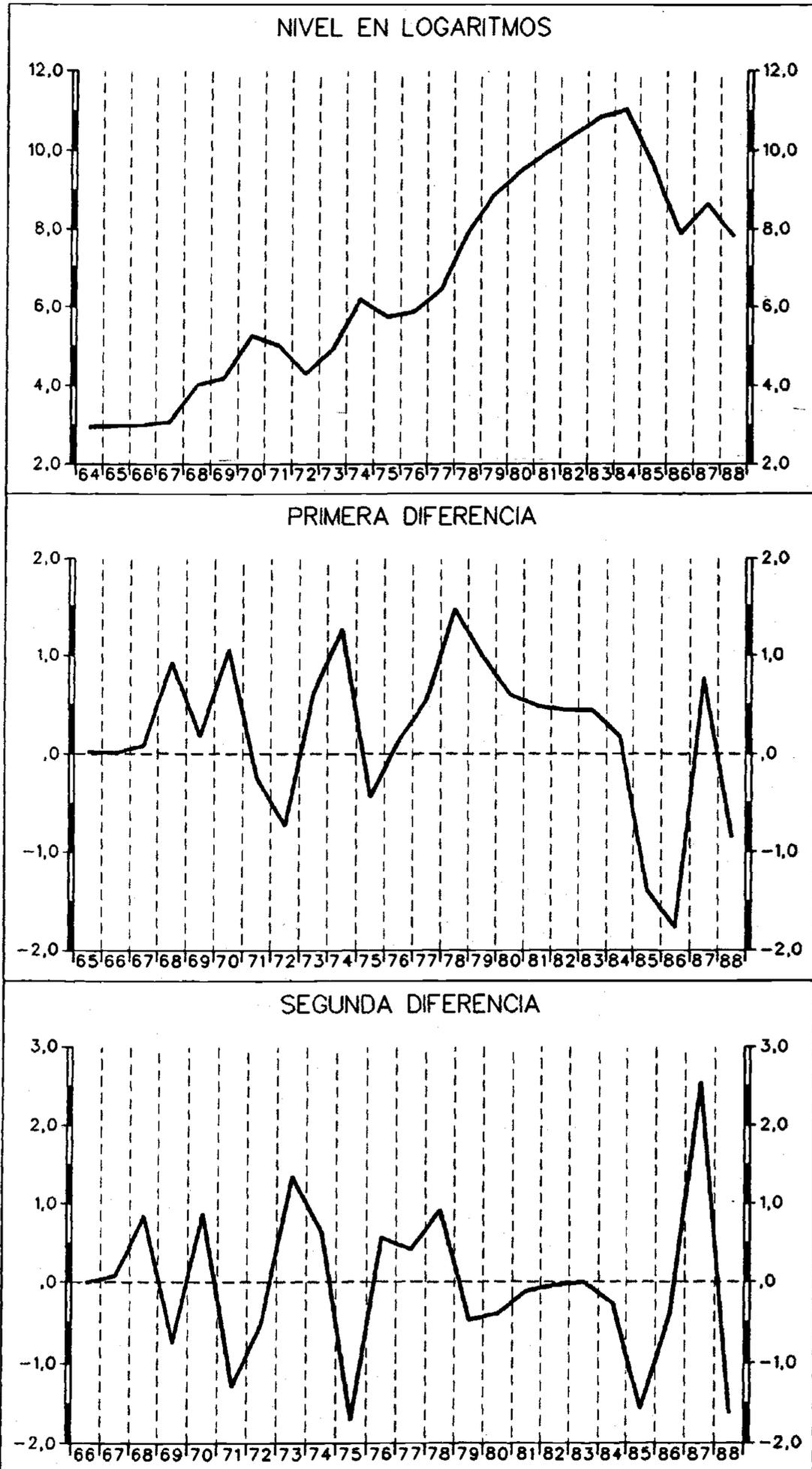
Tipos de Interés "Propio" (RP)

En cuanto al tipo de interés propio de los ALM, RP, la observación del gráfico I.6 en su primera diferencia no nos daría la idea de una serie estacionaria en media, especialmente para el período 1980-88. Por ello, al objeto de proceder a una modelización por Box-Jenkins se podría tomar una segunda diferencia, que aumenta la estacionariedad en media. Sin embargo la variabilidad de esta serie se incrementa un 24 por 100, respecto de la primera diferencia, lo que es síntoma de sobrediferenciación. Por tanto, parece adecuado tomar sólo una diferencia.

Para constrastrar la no existencia de una segunda raíz unitaria, se efectúa la regresión

$$(1-L)^2 RP_t = -0.73 (1-L) RP_{t-1} + u_t \quad (3.47)$$

GRAFICO 1.6
TIPO INTERES DE ALM



El valor obtenido en el test DF, 3.47, los estadísticos de los residuos DW = 1.90, FAC y FAP permiten rechazar la existencia de dos raíces unitarias.

La contrastación de una primera raíz unitaria se lleva a cabo con la ecuación

$$(1-L) RP_t = 0.79 - 0.094 RP_{t-1} + 0.22 (1-L) RP_{t-1} + u_t$$

(1.72) (1.48) (1.02)

No siendo posible rechazar la existencia de una raíz unitaria dado el valor del estadístico DF, 1.48, además, los residuos se comportan de una forma aceptable teniendo en cuenta los valores de la FAP y FAC (todos ellos dentro de las bandas del 95% a excepción del séptimo retardo) y el DW = 1.92. Por ello, concluimos que la serie de tipos de interés propio, es integrable de orden 1.

AI.3. RELACIONES DE COINTEGRACION: EL LARGO PLAZO

Las variables analizadas anteriormente cumplen la condición de integrabilidad de primer orden. A partir de aquí, procedemos al estudio de las conexiones existentes en el largo plazo entre cada una de las variables dependientes y algunas de las candidatas teóricas a variables explicativas de forma que los residuos sean no estacionarios, es decir, al estudio de las relaciones de cointegración.

Para el análisis de cointegración entre las variables hemos realizado el análisis en dos fases consecutivas. En la primera se emplean el estadístico Durbin-Watson de la regresión de cointegración (CRDW) y el contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos de la regresión de cointegración (CRDFA). En base a ellos se acepta o rechaza la hipótesis de que los residuos de la relación del largo plazo sean o no integrables de orden cero. La disponibilidad de software apropiado nos permitió en una segunda fase un procedimiento

más robusto: el contraste del rango de cointegración de Johansen (1988).

En la primera fase, entre las ecuaciones de largo plazo estimadas y siguiendo el esquema teórico seleccionamos para la relación de cointegración la siguiente:

$$M2R_t = - 2.50 + 1.21 CIR_t - 3.52 RP_t - 0.104 DINNO_t + U_t$$

(3.98) (17.42) (6.28) (7.79)

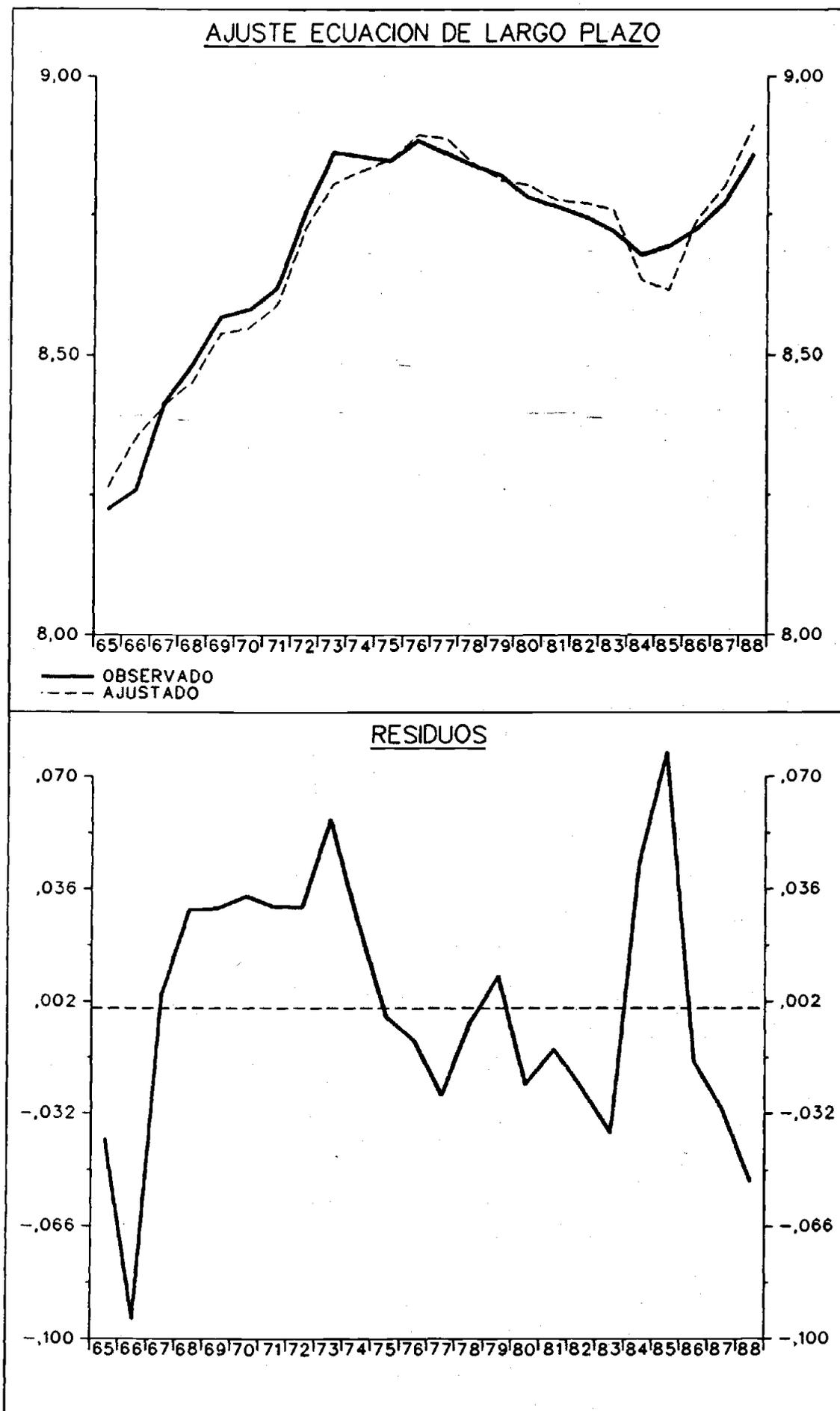
$$\text{siendo } DINNO_t = \begin{cases} 0 & 1964 \leq t \leq 1983 \\ 1 & t = 1984 \\ -2 & t \geq 1985 \end{cases}$$

una variable ficticia que intenta recoger la influencia de las innovaciones financieras, derivadas de los nuevos activos financieros y de la posible reducción de costes de transacción en la economía española durante el período de 1984-1988.

Aunque las variables explicativas aparecen como altamente significativas de acuerdo con criterios convencionales, resulta importante señalar que la distribución de los t-ratios es, en general, desconocida cuando las variables son integradas de primer orden (véase Dolado, Andrés y Domenech (1990)). El mismo comentario se aplica a la regresión efectuada para ALM que se discutirá posteriormente.

Se acepta la integrabilidad de orden cero de los residuos obtenidos de la ecuación a largo plazo, dado que el valor obtenido de CRDW y CRDFA son 1.02 y 4.04 respectivamente, frente a los valores críticos de 0.98 y 4.02. Además, los residuos de esta segunda regresión tienen un comportamiento aceptable, si se tiene en cuenta la FAC y FAP y el estadístico Q. En el gráfico I.7 puede verse el ajuste de la ecuación y los residuos obtenidos.

GRAFICO 1.7
M2 EN TERMINOS REALES



La ecuación de largo plazo para la variable ALM en términos reales (ALMR), aunque aceptable, no parece, en principio, tan concluyente como la anterior, debido seguramente a la evolución más errática de la serie; como puede observarse en el gráfico I.8 en el cual se presenta esta serie conjuntamente con el ajuste, además del gráfico de los residuos obtenidos. El coeficiente de determinación es 0.96. Sin embargo, el contraste de Johansen, que presentamos posteriormente supone un refuerzo para este resultado.

La regresión en que se basa el contraste de cointegración es de Dickey-Fuller

$$\text{ALMR} = -11.99 + 2.02 \text{ WER}_t - 2.31 \text{ INF}_{t-1} + U_t$$

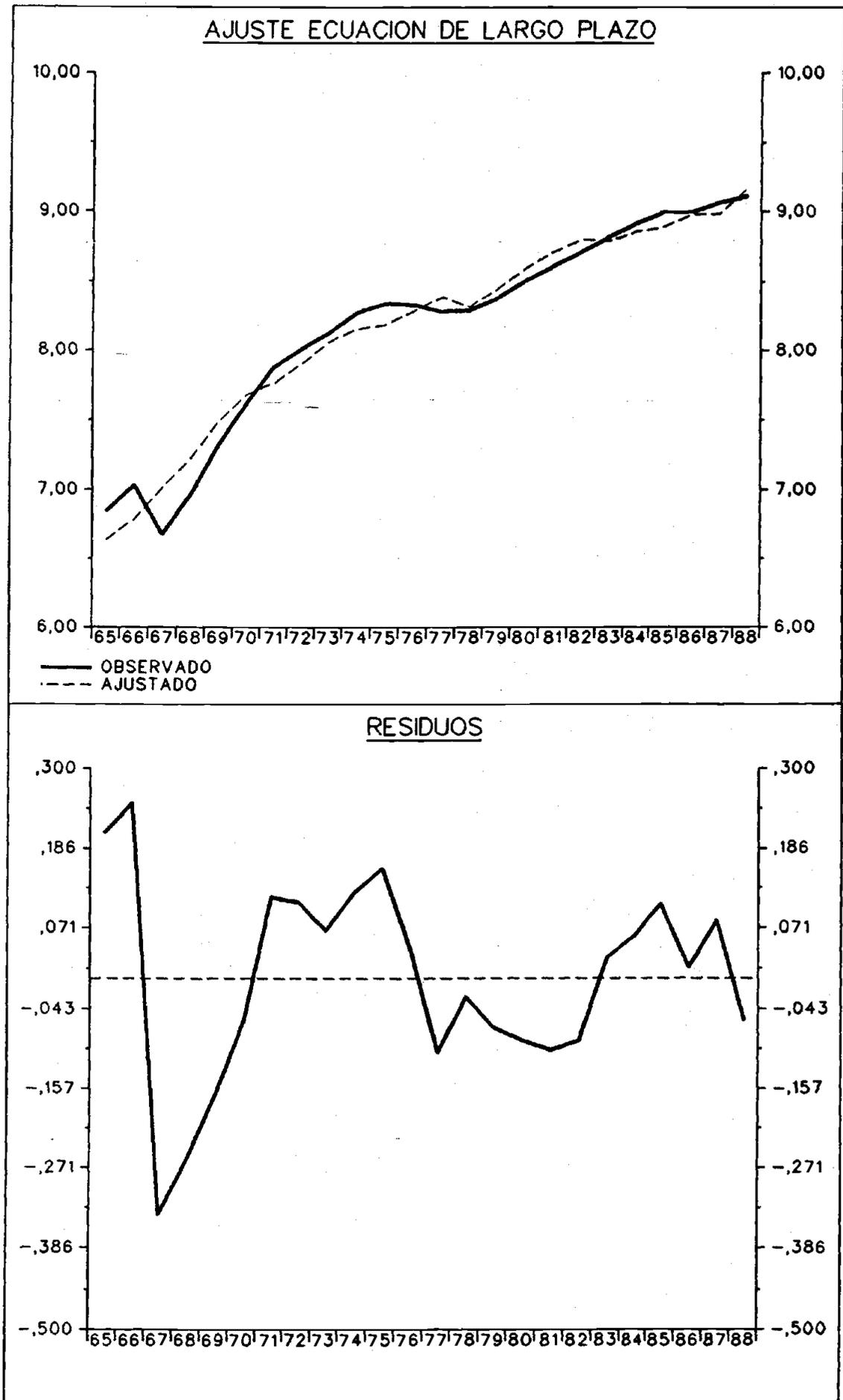
(13.33) (21.76) (3.22)

El análisis de integrabilidad de los residuos a largo plazo nos permitió aceptar que son integrables de orden cero, es decir, que las variables anteriores están cointegradas.

Esta conclusión se basa en que los test de la regresión de residuos a largo plazo, fueron 3.69 para el CRDFA frente al valor crítico 3.62, y para el CRDW 1.10 frente al 0.78 que es el valor tabulado. De otra parte los residuos de esta segunda regresión están "limpios" a juzgar por el valor de la FAC y FAP.

Nótese, sin embargo, que los anteriores resultados de cointegración han sido obtenidos bajo el supuesto de que existe un único vector de cointegración entre M2R (ALMR) y sus variables explicativas, que corresponde a la función de demanda de dinero a largo plazo. Por ello, en una segunda fase, hemos considerado la posibilidad de que en un vector de n variables pueden existir $r \leq n-1$ vectores de cointegración. En este caso, la contrastación de la hipótesis $r=1$ exige modelizar los n variables conjuntamente. Johansen (1988) ha presentado un procedimiento basado en el principio de máxima verosimi-

GRAFICO 1.8
ALM EN TERMINOS REALES



militud que permite el contraste del rango de cointegración (es decir, el número de vectores de cointegración).

Para ello formula la hipótesis nula de $r=g$ frente a la alternativa de que $r=n$, donde n es el número de regresores en la relación de cointegración y g el número de vectores de cointegración existentes bajo la hipótesis nula, utilizando para el contraste el estadístico

$$LR \text{ (traza)} = -T \sum_{i=g+1}^n \log (1 - \hat{\alpha}_i)$$

siendo $\hat{\alpha}_i$ los valores propios estimados de la matriz de cointegración, T número de observaciones utilizadas en la estimación.

Para la ecuación representativa del motivo transacciones el contraste de Johansen ("test de la traza") ofrece los resultados

<u>Hipótesis nula</u>	<u>Valor Test</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
$r = 0$	81.42	53.11
$r = 1$	38.06	34.91
$r = 2$	15.53	19.96
$r = 3$	3.79	9.24
$r = 4$	0.11×10^{-2}	1.00

<u>Valor Propio</u>	<u>Vectores propios</u>				
	<u>M2R</u>	<u>Constante</u>	<u>CIR</u>	<u>RP</u>	<u>DINNO</u>
0.8607	26.38	52.41	-30.29	87.11	3.594
0.6408	16.83	-2.77	1.19	-32.81	0.439

El contraste de la traza parece sugerir la existencia de dos vectores de cointegración, sin embargo concluimos que existe un único vector de cointegración. La razón que aducimos es el escaso margen de aceptabilidad de la existencia de dos vectores de cointe-

gración, dada la proximidad de los valores estimado y crítico del estadístico. Nótese también que al normalizar el vector propio correspondiente al valor propio más alto, obtenemos coeficientes similares a los reportados con anterioridad en la regresión de cointegración: -1.99 para la constante, 1.15 para la demanda interna, -3.30 para el tipo de interés y -0.13 para las innovaciones financieras. Tal similitud no se observa para el caso del vector propio asociado al autovalor que le sigue en magnitud (incluso los signos aparecen cambiados).

En la estimación del largo plazo para el motivo riqueza, el estadístico de Johansen ofrece los resultados

<u>Hipótesis nula</u>	<u>Valor del Test</u>	<u>Valor Crítico al 5%</u>
r = 0	48.20	34.91
r = 1	14.70	19.96
r = 2	6.34	9.24
r = 3	-0.39×10^{-14}	1.00

El autovector asociado al mayor autovalor es

<u>Valor Propio</u>	<u>Vector Propio</u>			
	<u>ALMR</u>	<u>Constante</u>	<u>WER</u>	<u>INF(-1)</u>
0.782	9.839	155.90	-23.60	33.74

A la vista de los resultados del test de la traza cabe concluir la existencia de un solo vector de cointegración para las variables consideradas, al no poder rechazar la hipótesis nula $r=1$. Los coeficientes obtenidos al normalizar el vector propio son plausibles y similares a los encontrados en la regresión de cointegración: -15.8 para la constante, 2.40 para la riqueza y -3.43 para la inflación.

AI.4. ANALISIS DINAMICO: EL CORTO PLAZO

En este apartado se procede a la modelización dinámica de las ecuaciones representativas de la demanda de dinero. Como variable dependiente en el "motivo transacción" se emplea la primera diferencia logarítmica de la M2 en términos reales, en el caso del "motivo ahorro" la variable representativa es la primera diferencia logarítmica de los ALM en términos reales.

La estimación se realizó en ambas ecuaciones como un mecanismo de corrección de error, siendo estimadas conjuntamente mediante mínimos cuadrados no lineales en tres etapas. Con la utilización de este método se obvia el problema de correlación entre las perturbaciones de las dos ecuaciones y nos permite la instrumentación de algunas variables explicativas.

AI.4.1 Motivo Transacción: estimación de M2

Como ya hemos indicado, utilizamos M2 como la variable que aproxima la demanda de dinero por motivo transacciones. La variable dependiente se modeliza en primeras diferencias y en términos reales, es decir se supone ausencia de "ilusión monetaria", que teóricamente equivale a elasticidad precio unitaria de la demanda de saldos nominales. Los resultados de la estimación por mínimos cuadrados no lineales en tres etapas se presentan en el Cuadro I.1. En él aparecen las estimaciones tanto hasta 1984 como hasta 1988, para de esta forma analizar posibles cambios estructurales debidos a cambios institucionales o a innovaciones financieras.

Como era de esperar las primeras diferencias en la demanda interna aparecen como la variable explicativa fundamental, tanto por el valor que toma su coeficiente como por la alta significatividad que presenta. Es de destacar la constancia en la elasticidad-transacciones a corto plazo (1.43 frente a 1.44). Ello sugiere que el papel de las innovaciones financieras viene completamente recogido por la variable ficticia construida "ad hoc". Prácticamente no varía el coeficiente del término de corrección error (0.61 frente a 0.57). Los cambios en el resto de coeficientes son muy pequeños. En efecto, con las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios se han realizado los test de Chow y Farley-Hinich (1975) (Cuadro I.2), permitiéndonos en ambos casos no rechazar la hipótesis de estabilidad.

Las variaciones en el tipo de interés propio de ALM como una variable que refleje el coste de oportunidad de llevar a cabo transacciones frente al ahorro son significativas, como pone de manifiesto el estadístico "t". Además es de destacar la estabilidad del coeficiente en ambas estimaciones (2.75 frente a 2.68).

Las elasticidades de largo plazo se mantienen prácticamente idénticas, tanto para la demanda privada interna (en torno a 1.15) como para el tipo de interés propio (en torno a -4.06)⁷. La variable ficticia que representa parcialmente el posible papel que hayan tenido las innovaciones financieras y que toma valores 0 desde 1964 al 1983, 1 en 1984 y 2 a partir de 1985, aparece con el signo esperado (negativo) y un coeficiente elevado (11% anual) que es altamente significativo.

⁷ Para los tipos de interés nos referimos a semielasticidades por no haber tomado logaritmos de las series.

En el Cuadro I.6 se presentan los resultados obtenidos en las predicciones intramuestrales y extramuestrales para el período 1985-88. Las predicciones intramuestrales coinciden con el ajuste de la estimación 1968-88. Para las predicciones extramuestrales se efectúa la estimación hasta 1984 y con los coeficientes obtenidos y los valores de las variables exógenas (incluyendo las ficticias) se realiza la simulación dinámica del modelo, donde las variables endógenas desfasadas son las simuladas, no las observadas. Para el caso de M2 el error cometido cae por debajo del 0.35% para la predicción intramuestral y por debajo del 0.52% para la extramuestral.

El poder explicativo de la ecuación, medido por el error estándar de la regresión (0.01) es notable. En el Gráfico I.9 se comparan los valores observados y ajustados, presentándose los mayores errores en años muy peculiares de la reciente historia económica: 1973 (2.13%), 1977 (1.82%), 1979 (2.16%) y 1981 (1.90%). Para el resto de las observaciones, están por debajo del 1,5%.

El análisis de los residuos asociados a la ecuación estimada nos faculta para aceptar la hipótesis de ausencia de autocorrelación, tanto si aplicamos el estadístico Q de Box-Pierce-Lung como el test de Lagrange. Dichos resultados se reportan en el Cuadro I.2, en donde también se aprecia la escasa dependencia que hay entre las observaciones de los diferentes períodos. Los test realizados para contrastar la heterocedasticidad tienen un valor pequeño, lo que no permite rechazar la hipótesis de homocedasticidad residual.

CUADRO I.1
DEMANDA DE M2: ESTIMACION

Variable dependiente: Cambio en M2 (en términos reales).

	<u>Estimación hasta 1988</u>	<u>Estimación hasta 1984</u>
Constante	-1.20 (3.60)	-1.11 (2.03)
Cambios en la demanda interna	1.43 (9.81)	1.44 (8.45)
Cambios en el tipo de interes propio de ALM	-2.76 (5.96)	-2.68 (4.71)
Mecanismo corrección de error (ecuación a largo plazo):	-0.61 (5.60)	-0.57 (3.20)
- M2 a precios constantes (retardado)	1*	1*
- Demanda interna (retardada)	1.15 (26.21)	1.15 (19.37)
- Tipo interés propio de ALM (retardada)	-4.07 (11.71)	-4.06 (9.36)
- Dummy innovaciones financieras	-0.12 (11.20)	--

R ^{2**} ajustado	0.946	0.943
Error estándar	0.011	0.012
Durbin Watson	2.25	2.27

Método de estimación: MCNL3E (junto con ALM en términos reales)

Todas las variables están en logaritmos excepto los tipos de interés y las variables ficticias.

*: Coeficiente restringido.

** : Correspondiente a la estimación mínimo cuadrática ordinaria.

CUADRO I.2

DEMANDA DE M2: CONTRASTES

Variable dependiente: Cambio en M2 (en términos reales)

CORRELACION RESIDUOS

Estadístico de Box-Pierce-Lung		Valor crítico al 5%	Test de Lagrange	Valor crítico al 5%	
Q(2)	0.64	3.84	LM(1)	0.79	3.84
Q(4)	3.59	7.81	LM(2)	0.17	3.84
Q(6)	6.86	11.10	LM(3)	0.65	3.84
Q(8)	12.00	14.10	LM(4)	2.31	3.84
Q(10)	14.80	16.90	LM(1-4)	2.35	9.49

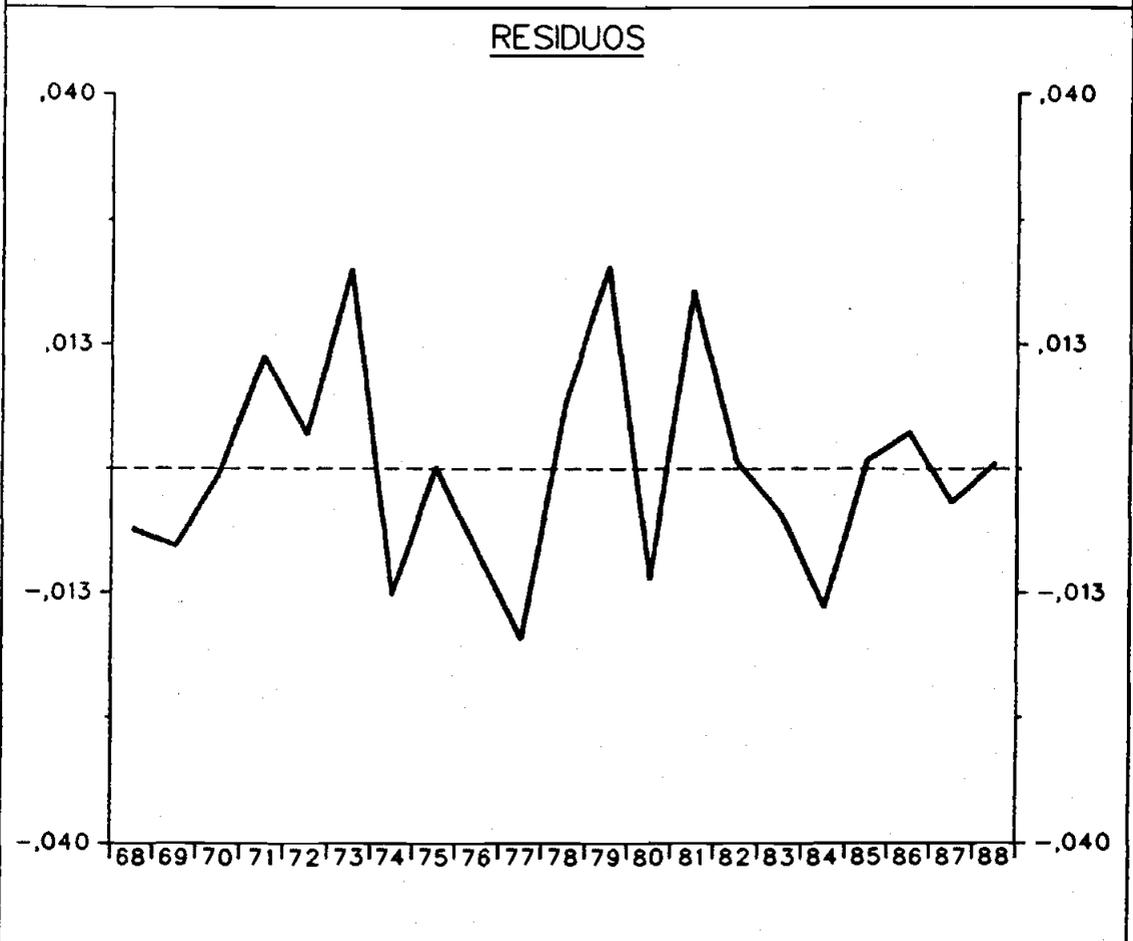
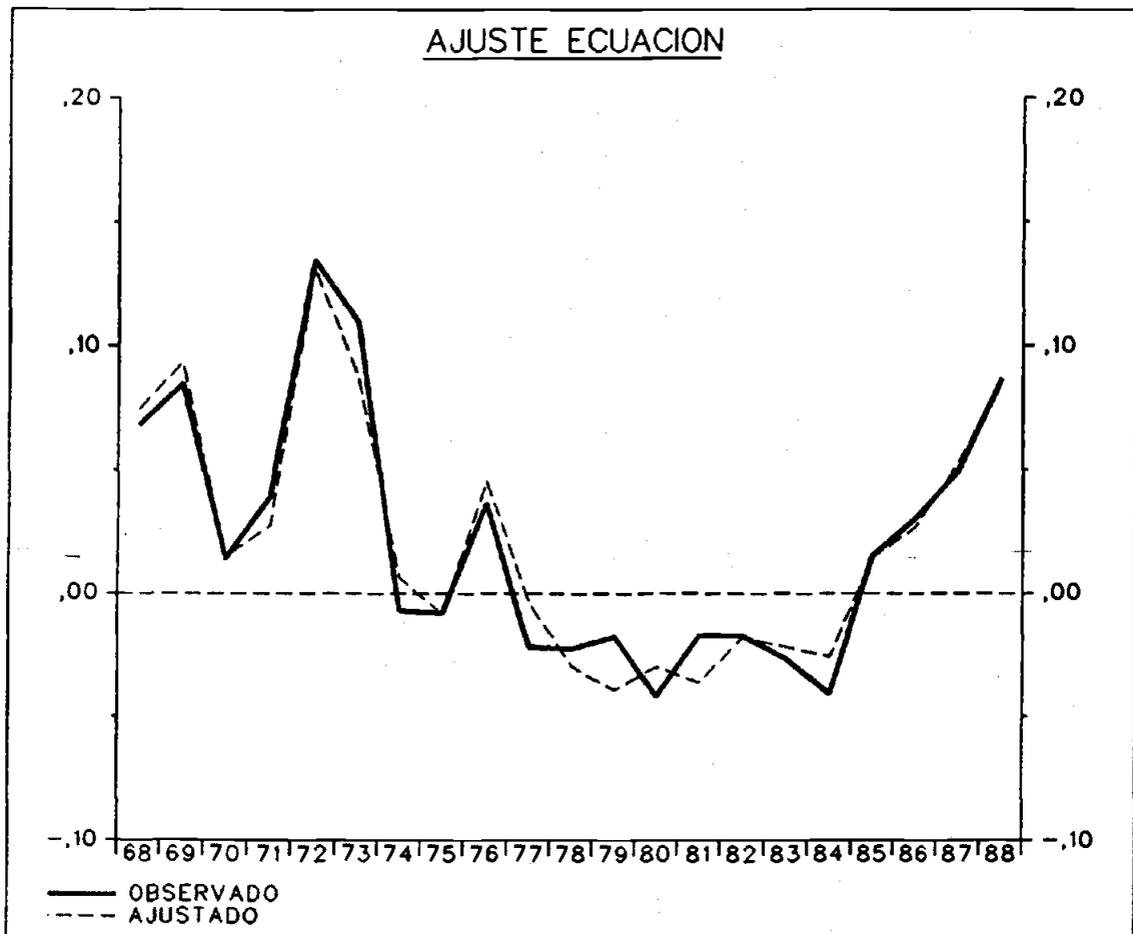
HETEROCEDASTICIDAD

Test	Valor estadístico	Valor crítico al 5%
Engle-Arch	0.53	3.84
(Heterocedasticidad multiplicativa)	1.15	2.13

ESTABILIDAD

Período	Test de Chow		Test de Farley-Hinich		
	Valor estadístico	Valor crítico 5%	Variable	Valor estadístico	Valor crítico
1967-79	0.71	4.10	(1-L)CIR	0.04	2.13
1967-82	0.37	3.37	(1-L)RP	0.30	2.13
1967-84	0.05	3.36	CONJUNTO	0.95	3.81
1967-86	0.11	3.81			

GRAFICO 1.9
M2 EN TERMINOS REALES
(Tasas de crecimiento)



AI.4.2 Motivo Riqueza: estimación de ALM

La variable dependiente a modelizar es la primera diferencia logarítmica de ALM (en términos reales). Las variables explicativas seleccionadas para esta ecuación fueron, por un lado, el cambio en la riqueza no monetaria en términos reales, que es la variable escala de la ecuación de largo plazo, y los cambios en el coste de oportunidad de mantener activos monetarios como forma de ahorro. Para esta segunda variable es de destacar que el tipo de interés propio de los ALM aparece con su signo esperado (positivo) de forma significativa. El tipo de interés alternativo (rendimiento interno de las obligaciones y deuda pública) no resultó significativo, ni tampoco el diferencial entre ambos. Las aceleraciones en la tasa de inflación, como medida del coste de oportunidad frente a activos reales es, sin embargo, muy significativa.

Este resultado es consistente con la idea de que los activos reales han sido en España el medio de ahorro alternativo al dinero por excelencia, en detrimento de otros activos financieros. La explicación de este fenómeno, que es digno de un estudio en profundidad, habría que buscarla en varios motivos. Por un lado, en los episodios inflacionistas vividos por nuestra economía, que fueron especialmente notables a finales de los 70 y principios de los 80, aunque también tuvieron lugar a finales de los años 50 y 60. Por otro lado, y especialmente para la primera parte de la muestra, el raquitismo de los mercados financieros. Finalmente, y para el último subperíodo de la muestra, las posibles distorsiones fiscales que incentivaron el mantenimiento de activos reales (especialmente inmuebles residenciales) frente a activos financieros no monetarios. Durante buena parte de los 80, el propio déficit público se financió con activos líquidos incluidos en la definición de dinero, lo que contribuyó a mantener este sistema de división de cartera en contra de otros activos financieros no líquidos.

Conviene resaltar también, que la variable ficticia que habíamos construido como representativa del proceso de innovación financiera acontecido en nuestra economía no aparece en la especificación de la ecuación ALM, aunque sí aparecía en la de M2. Por ello, interpretamos su papel como el de una disminución de costes de transacción que reduce la necesidad de mantener saldos monetarios para realizar intercambios, más que a la aparición de nuevos activos financieros no líquidos.

En el Cuadro I.3 se presenta el resultado de las estimaciones hasta 1984 y 1988. Cabe destacar el cambio en las elasticidades de largo plazo, especialmente en lo que se refiere a la inflación cuyo coeficiente baja de -25.3 a -11.8 . Esto sería consistente con el proceso de innovación financiera que ha disminuido el papel de los rendimientos de los activos reales como coste de oportunidad primordial en la decisión de cartera. Por otra parte se detecta una cierta subida en la elasticidad riqueza aunque no podría rechazarse la hipótesis que los coeficientes fueran iguales. Por último el coeficiente del término de corrección de error aumenta, de -0.08 a -0.18 , lo que indica una mayor velocidad de ajuste a una senda de equilibrio a largo plazo.

En cuanto a las elasticidades a corto plazo, el cambio observado en la riqueza es simétrico al de la elasticidad a largo, pasando de 1.06 a 1.58 , reflejando de esta forma un aumento en la importancia de la variación en la riqueza como causa del incremento de la demanda de dinero. En parte, este efecto debe recoger una mayor facilidad para acceder a formas alternativas de ahorro, vía intermediarios financieros, que en el pasado quedaba circunscrita a círculos de ahorradores más pequeños. Por otro lado, la ampliación continuada de este agregado, incorporando los nuevos activos líquidos que iba generando el proceso de financiación del déficit público, hubiera hecho esperar incluso un mayor desplazamiento de este coeficiente. La variable D87 que toma el valor 0 de 1964 a 1987 y 1 en 1988, intenta reflejar la liberalización de los tipos pasivos en marzo de 1987, que

no produjo efecto en la demanda de dinero hasta los primeros meses de 1988, debido al atractivo de los tipos existentes en las letras del Tesoro. Su coeficiente es negativo como era de esperar (-0.19) y resulta muy significativo a corto plazo (valor estimado de "t" 9.86). También es de destacar una disminución de la sensibilidad a corto de los tipos de interés propios, tanto el contemporáneo como el retardado. Para el resto de las variables de la especificación dinámica, las estimaciones son más estables: para los cambios contemporáneos en la inflación el coeficiente disminuye de -1.17 a -0.93, mientras que para los retardados lo hace de -1.85 a -1.77.

El ajuste de esta ecuación es razonable: su error estándar es de 0.0106 lo que la hace muy aceptable desde un punto de vista estadístico. Si nos fijamos en el Gráfico I.10, en el que se reflejan los valores observados los ajustados y los errores cometidos, salvo en los años 1975 (1.70%), 1980 (1.87%), 1981 (1.91%), están por debajo del 1.5% y son inferiores al 1% en los últimos cuatro años.

En cuanto a las predicciones (Cuadro I.6) es de destacar el tamaño del error que se comete en la intramuestral, por debajo del 1%. En cuanto a la extramuestral, dicho error es bastante mayor, debido sobre todo a los cambios en los coeficientes cuando se estima hasta 1984, tal y como se mencionó anteriormente.

La estabilidad de la ecuación ha sido comprobada con los test de Chow y Farley-Hinich (Cuadro I.4), los cuales nos permiten aceptar la hipótesis de ausencia de cambio estructural. Esto es consistente con la semejanza existente entre los parámetros de las estimaciones presentadas en el Cuadro I.3 y que hemos comentado anteriormente.

El estudio del comportamiento de la autocorrelación residual ha sido realizado con la aplicación de estadístico Q de Box-Pierce-Lung y los test de Lagrange (Cuadro I.4) pudiendo aceptar

la hipótesis de no autocorrelación en ambos casos. Para confirmar lo anterior se puede examinar el Gráfico I.10 de los residuos asociados, apreciando en el ausencia de dependencia en diferentes períodos. A los residuos se les sometió a tests de contraste de la hipótesis de homocedasticidad, aceptando en ambos la igualdad de la varianza residual.

AI.5. LOS ACTIVOS LIQUIDOS EN MANOS DEL PUBLICO (ALP)

AI.5.1. ALP: agregación de M2 y ALM.

En un principio la variable que sirvió de objetivo intermedio en el diseño de la política monetaria fue el agregado M3 en términos nominales. Después de un seguimiento conjunto durante algún año, la autoridad monetaria abandonó definitivamente la variable M3 como objetivo intermedio oficial en favor de los ALPs en el año 1984. Este agregado representaba en 1986 el 71% de todos los activos financieros de familias y empresas. La instauración de la política de control consistía en la fijación de un objetivo de crecimiento que incluía una banda de desviación de 1.5 puntos porcentuales.

Como ya hemos venido insistiendo, en el presente estudio el objetivo intermedio ALPs ha sido separado en dos componentes: el motivo transacción y el motivo riqueza. Una vez estimados los valores de estas variables podemos obtener por adición la evolución prevista del agregado objeto de control por la autoridad monetaria.

La observación del Gráfico I.12, en el cual se reflejan los resultados de la suma de los valores estimados de ALM y M2 en términos reales, se aprecia un ajuste bastante bueno; salvo los años 1973, (1.62%), 1977 (1.76%) y 1979 (1.60%), sus errores de predicción están por debajo del 1%, siendo particularmente bueno su comportamiento desde el año 1980. En lo referente a las predicciones extramuestrales, los resultados son aceptables dado que, excepto para 1986, el error está siempre por debajo del 1%.

CUADRO I.3
DEMANDA DE ALM: ESTIMACION

Variable dependiente: Cambio en ALM (en términos reales).

	<u>Estimación hasta 1988</u>	<u>Estimación hasta 1984</u>
Constante	-2.90 (3.11)	-0.96 (1.12)
Cambio en la riqueza privada excluida la fiduciaria	1.58 (3.70)	1.06 (2.84)
Cambio en tipo de interés propio de ALM	1.47 (2.64)	3.45 (5.39)
Cambio en tipo de interés propio de ALM (retardado)	5.78 (14.20)	6.26 (13.72)
Cambio en la inflación	-0.93 (8.27)	-1.17 (10.32)
Cambio en la inflación (retardada)	-1.77 (14.52)	-1.85 (17.82)
D87 (retardada)	-0.18 (9.87)	--
Mecanismo corrección error (ecuación a largo plazo):	-0.18 (4.27)	-0.08 (2.02)
- ALM (retardado)	1*	1*
- Riqueza privada excluida la fiduciaria (retardada)	2.52 (12.19)	2.35 (4.95)
- Inflación (retardada dos períodos)	-11.82 (5.00)	-25.29 (2.18)
R ^{2**} ajustado:	0.982	0.986
Error estándar:	0.010	0.009
Durbin-Watson:	2.40	2.76

Método de estimación: MCNL3E (junto con M2 en términos reales)
Todas las variables están en logaritmos excepto los tipos de interés
y la tasa de inflación.

* Coeficiente restringido.

** Correspondiente a la estimación mínimo cuadrática ordinaria.

CUADRO I.4
DEMANDA DE ALM: CONTRASTES

Variable dependiente: Cambio en ALM (en términos reales)

CORRELACION RESIDUOS

Estadístico de Box-Pierce-Lung		Valor crítico al 5%	Test de Lagrange	Valor crítico al 5%
Q(2)	1.64	3.84	LM(1) 2.63	3.84
Q(4)	2.57	7.81	LM(2) 1.12	3.84
Q(6)	4.45	11.10	LM(3) 0.90	3.84
Q(8)	5.59	14.10	LM(4) 1.54	3.84
Q(10)	7.50	16.90	LM(1-4) 4.41	9.49

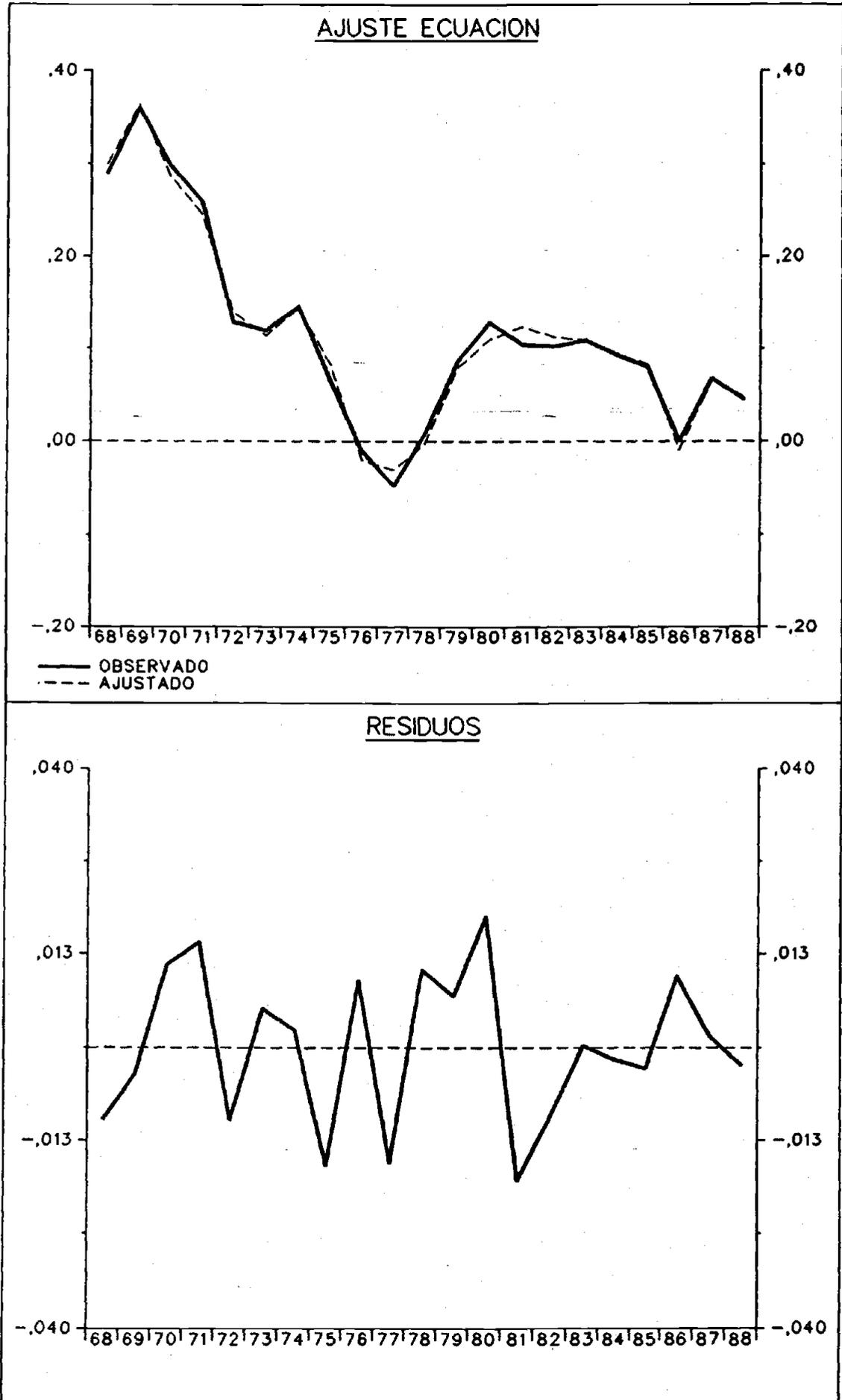
HETEROCEDASTICIDAD

Test	Valor estadístico	Valor crítico al 5%
Arch	0.09	3.84
Heterocedasticidad multiplicativa	1.02	2.13

ESTABILIDAD

Test de Chow			Test de Farley-Hinich		
Periodo	Valor estadístico	Valor crítico 5%	Variable	Valor estadístico	Valor crítico
1968-78	3.28	6.00	(1-L)WER	0.57	2.13
1968-82	0.78	3.58	(1-L)RP	1.23	2.13
1968-84	1.15	3.48	(1-L)RP(-1)	0.28	2.13
1968-86	0.63	3.89	(1-L)INF	0.31	2.13
			(1-L)INF(-1)	1.08	2.13
			Conjunto	0.89	4.39

GRAFICO I.10
ALM EN TERMINOS REALES
(Tasas de crecimiento)



Como anteriormente hemos comentado, la fijación del objetivo monetario anual se produce en términos nominales. Nuestras estimaciones se han realizado en términos reales. Es por esto que es importante ver el comportamiento de las predicciones efectuadas en términos nominales, para poder juzgar la validez de estas ecuaciones estimadas en el análisis de la planificación de la política monetaria. El Gráfico I.11 recoge el ajuste de nuestras ecuaciones desagregadas en términos nominales. El error que se comete es, lógicamente, el mismo que se cometía en términos reales.

En el Gráfico I.12, se presenta la evolución de la serie de los de ALP en términos nominales, tanto los valores observados como los ajustados mediante la agregación de M2 y ALM nominales. En todos los años, excepto en 1973, 77 y 79, la tasa de crecimiento se somete a la disciplina impuesta por el Banco de España, estando en la mayoría de los años por debajo del 1% y siendo especialmente aceptables las desviaciones desde el año 1980. Además, las predicciones extramuestrales de este agregado se mantienen con unos errores inferiores al 1% respecto al valor observado de cada año, excepto 1986. Por ello, ambas predicciones, intramuestral y extramuestral, excepto en 1986, presentan errores por debajo del 1.5% permitido por la banda objetivo impuesto por la autoridad monetaria.

En términos desagregados el comportamiento en valores nominales, salvo años aislados, es bastante aceptable en el sentido que se mantienen los errores por debajo del 1.5%, estando en la mayoría de las observaciones por debajo del 1% y en especial durante los últimos años, tanto en M2 como en ALM. Las predicciones extramuestrales también tienen una senda tolerable siguiendo el criterio de las autoridades monetarias, puesto que para los cuatro años de ejercicio de predicción, tanto en M2 como en ALM se cumple la banda objetivo excepto para 1986.

En el año 1986 se empieza a primar la Deuda Pública a largo plazo, que no es un componente de ALM, ante la ausencia de un instrumento "ortodoxo" de financiación a corto plazo. (La opacidad u obligatoriedad de los Pagares del Tesoro hacía que su rendimiento estuviera por debajo del de mercado). En 1987 aparecen las Letras del Tesoro, que ya cumplen ese papel. El hecho de que para 1986 el error que se comete en la predicción intramuestral (1.02%) sea significativamente menor que en la extramuestral (5.34%) indica que el cambio en los coeficientes a corto plazo que se ha mencionado anteriormente recoge los efectos de estos desplazamientos debidos a los cambios en la estrategia de financiación del déficit público.

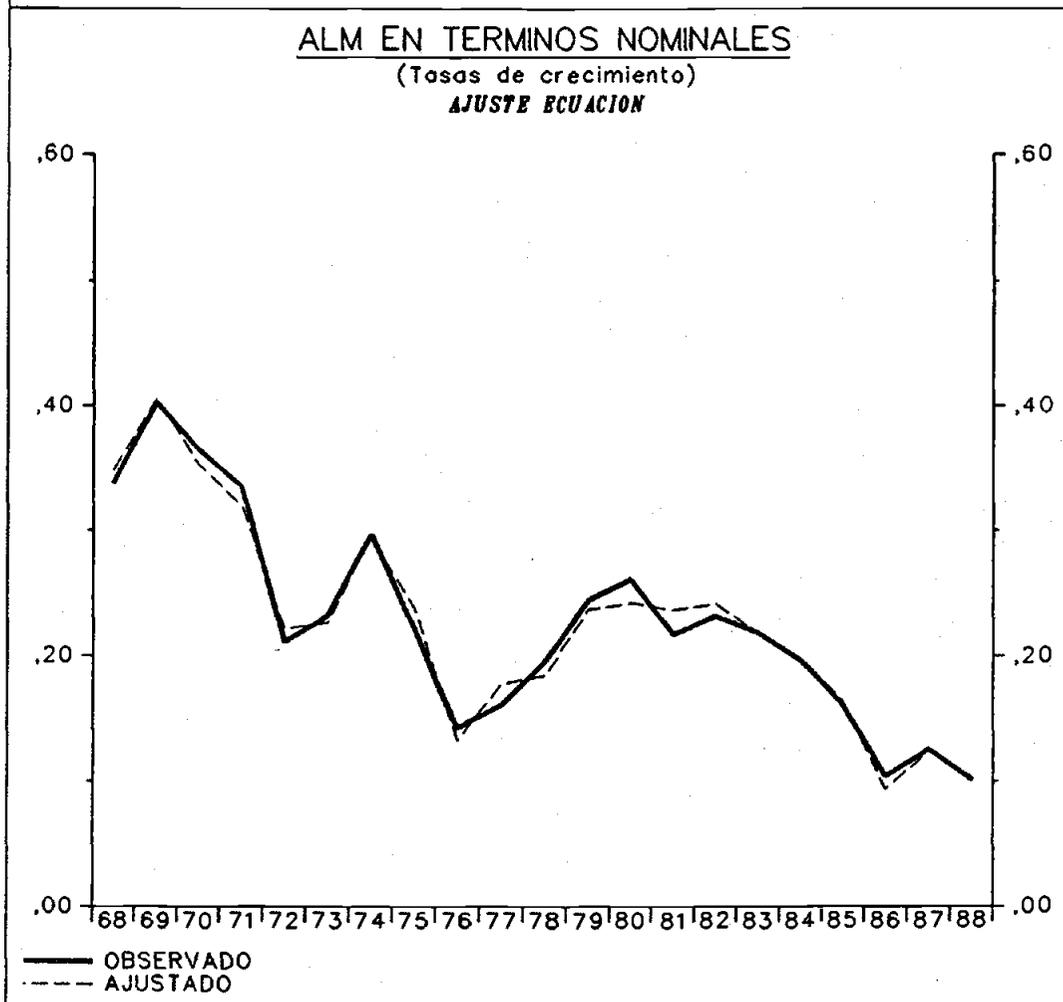
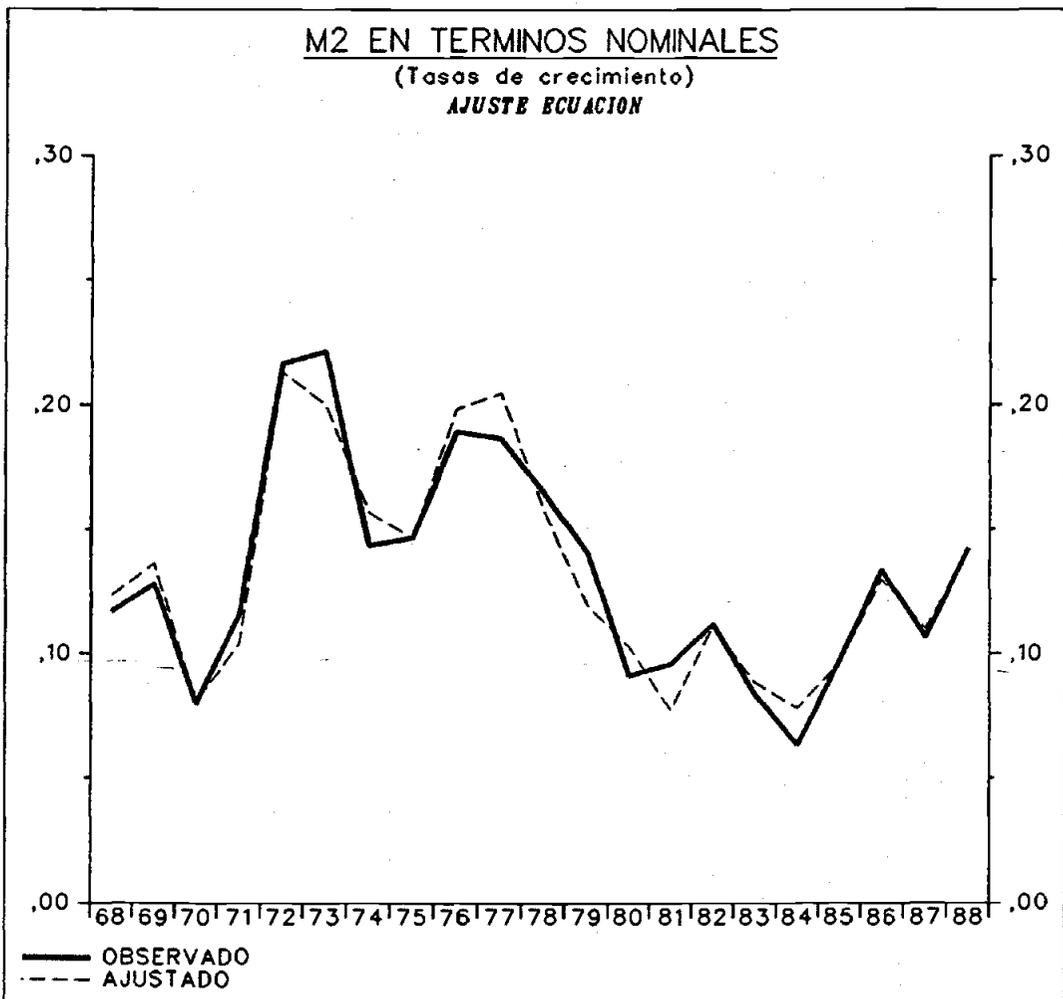
La descomposición de ALP en sus componentes permite un seguimiento de agregados más homogéneos. La predicción del agregado como suma de M2 y ALM es aceptable aunque con las lagunas mencionadas.

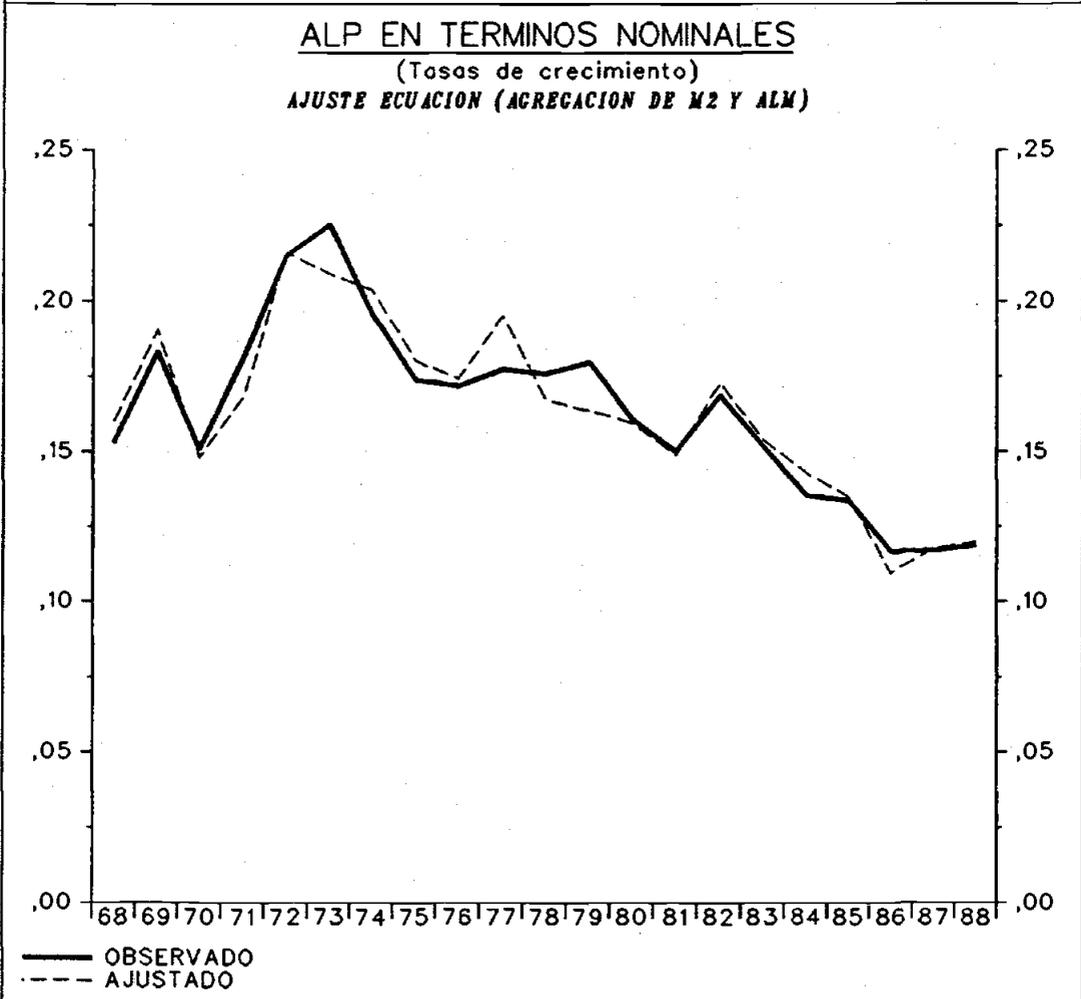
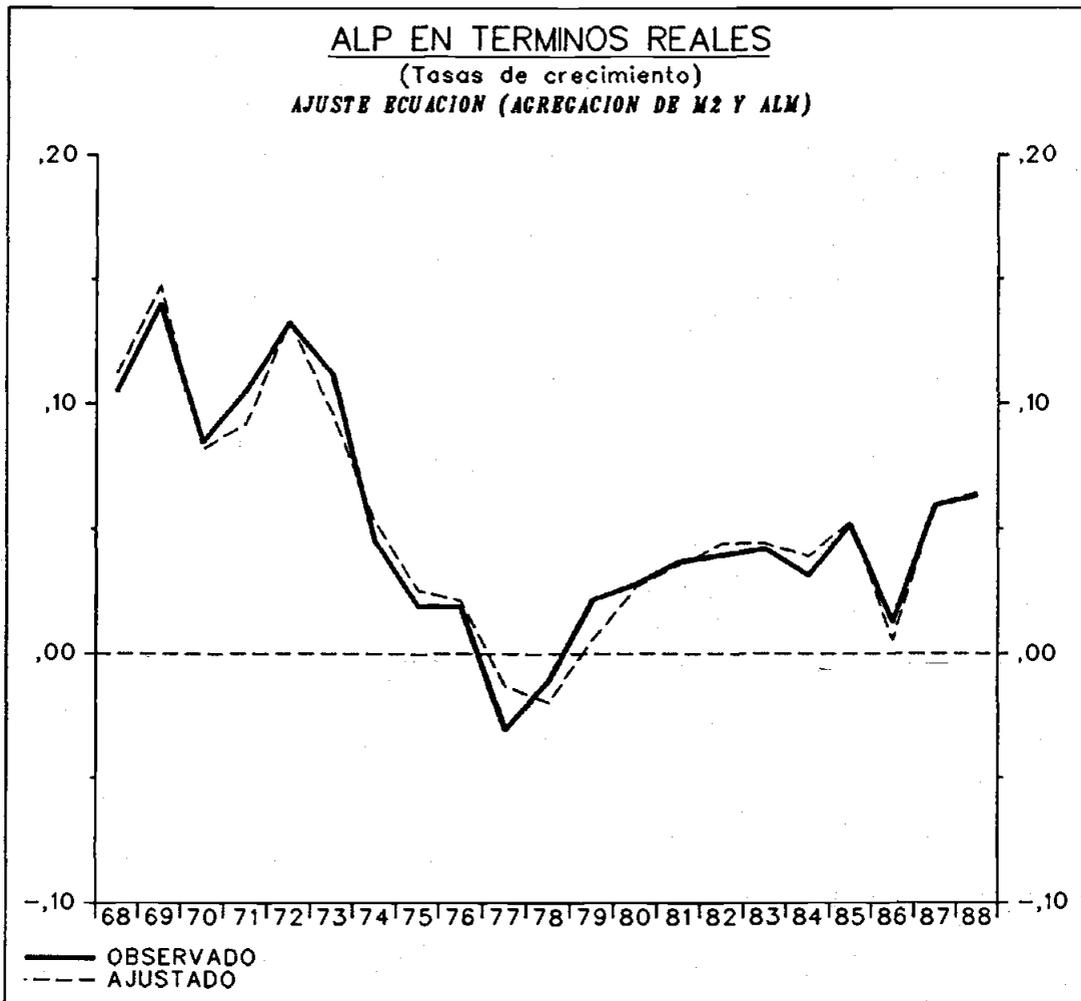
AI.5.2. ALP: estimación directa

Una vía alternativa sería la de encontrar una especificación para el agregado ALP, a partir de las especificaciones desagregadas de M2 y ALM.

Si hacemos esto, como es de esperar, gran cantidad de variables aparecerán como no significativas en el agregado. Si las eliminamos, obtendríamos la ecuación para ALP que reportamos en el Cuadro I.5. Las variables de largo plazo resultan ser las mismas que las de M2, aunque con diferentes coeficientes. La elasticidad de ALP con respecto a la demanda interna es mayor que 2, lo que refleja tanto el efecto transacciones (cuya elasticidad a largo era cercana a la unidad) como el efecto riqueza. El tipo de interés no es una variable de largo plazo, pero sí lo es la tasa de inflación, medida del coste de oportunidad de mantener activos líquidos frente a activos reales. Sin embargo, el coeficiente se reduce a la mitad. La dummy de innovaciones financieras, a partir de 1984 juega el mismo

GRAFICO I.11





papel que en M2: el abandono, ceteris paribus, de los activos líquidos ante la aparición de instrumentos financieros más desarrollados.

En cuanto a las variables de corto plazo, destaca la elasticidad unitaria de ALP con respecto a cambios en la demanda interna. También debe mencionarse que el efecto de los tipos de interés aparece con signo negativo, tal y como se esperaría en una función de demanda de dinero "tradicional", lo cual indica que el efecto sobre M2 domina al efecto sobre ALM, que era positivo. La tasa de inflación, que no aparecía en M2, aparece con signo negativo, reflejando el coste de oportunidad del dinero como depósito de valor (los activos reales), y, tal como se esperaba, con un coeficiente menor que en la ecuación de ALM. Por otra parte, el mecanismo de corrección de error indica una velocidad de ajuste lenta, más cercana a la de ALM que a la de M2.

Por último, es de destacar la constancia de los parámetros en la estimación hasta 1984 y 1989. Ello parece indicar que la variable ficticia de innovaciones financiera recoge de forma completa todo el desplazamiento de la demanda de ALP habido a partir de ese año.

Una de las implicaciones de esta constancia de los parámetros es la capacidad predictiva extramuestral de la ecuación agregada estimada directamente (ver Cuadro I.6) comparada con la agregación de M2 y ALM. Debemos resaltar aquí, sin embargo, que esta realidad no invalida nuestra argumentación a favor del enfoque desagregado, y ello por dos motivos. En primer lugar, porque a la especificación de la ecuación agregada no se llega sino a partir de la estimación por separado de ALM y M2. En segundo lugar, porque el enfoque agregado oculta la recomposición entre ALM y M2 que debe tener lugar ante cambios en las variables exógenas relevantes.

CUADRO I.5

DEMANDA DE ALP: ESTIMACION DIRECTA

Variable dependiente: Cambio en ALP (en términos reales).

	<u>Estimación hasta 1988</u>	<u>Estimación hasta 1984</u>
Constante	-1.6689 (2.246)	-1.7789 (1.6255)
Cambios en la demanda interna	1.0176 (6.7583)	1.0335 (5.5631)
Aceleración en tipo de interés propio de ALM	-0.9517 (3.147)	-0.9522 (2.6846)
Cambios acumulados en la inflación**	-0.6397 (9.087)	-0.6514 (7.6383)
D87 (retardada)	-0.0387 (1.948)	--
Mecanismo corrección error (ecuación a largo plazo):	-0.1577 (1.948)	-0.1658 (1.430)
- ALP a precios ctes.(retardado)	1*	1*
- Demanda interna (retardada)	2.1698 (9.122)	2.1833 (8.062)
- Inflación (retardada dos períodos)	-5.4482 (2.300)	-5.3145 (1.7903)
- Innovaciones financieras	-0.26218 (1.926)	--
R ² ajustado	0.9555	0.9560
SEE	0.0096	0.0104
DW	2.0947	2.1201

Método de estimación: mínimos cuadrados no lineales.

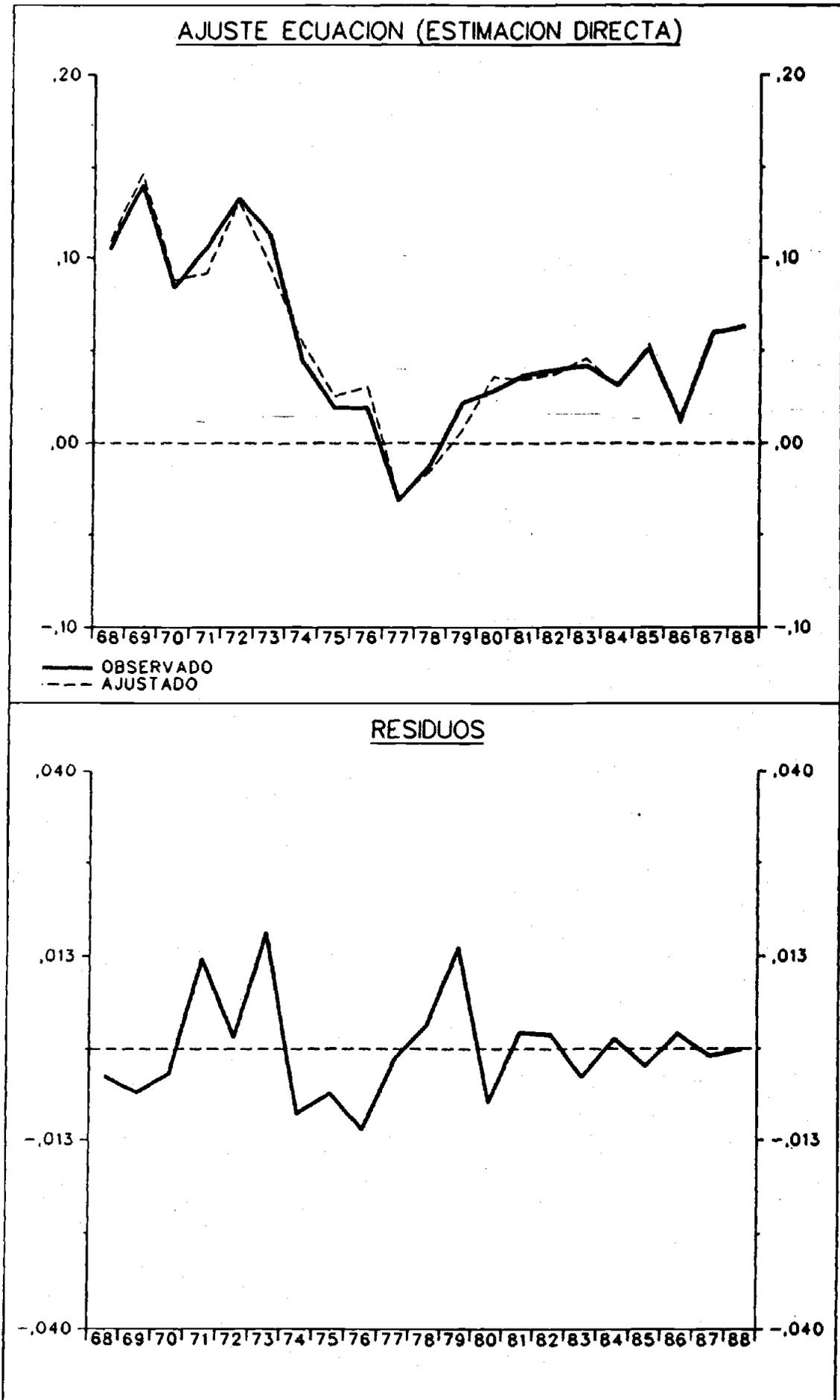
*

Coeficiente restringido

**

Se definen como la suma de cambios en la inflación contemporánea más los cambios retardados.

GRAFICO 1.13
ALP EN TERMINOS REALES
(Tasas de crecimiento)



CUADRO I.6

DEMANDA DE DINERO : PREDICCIONES*Cambios en M2 en términos reales

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.0149	0.0140	0.0164
1986	0.0299	0.0262	0.0295
1987	0.0492	0.0527	0.0544
1988	0.0867	0.0861	0.0831

Cambios en ALM en términos reales

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.0796	0.0825	0.0626
1986	0.0003	-0.0099	-0.0531
1987	0.0677	0.0660	0.0753
1988	0.0456	0.0481	0.0308

Cambios en ALP en términos reales: agregación de M2 y ALM

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.0516	0.0529	0.0425
1986	0.0130	0.0056	-0.0167
1987	0.0597	0.0603	0.0659
1988	0.0634	0.0646	0.0544

Cambios en ALP en términos reales: estimación directa

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.0516	0.0539	0.0527
1986	0.0130	0.0108	0.0075
1987	0.0597	0.0608	0.0605
1988	0.0634	0.0634	0.0637

- * Se predicen cambios, en tantos por uno, de la variable dependiente
 ** Utilizando la estimación con datos del periodo 1964-84, se presenta la predicción dinámica, incluyendo las variables ficticias en el conjunto de variables exógenas.

DEMANDA DE DINERO : PREDICCIONES (Cont.)*

Cambio en M2 en términos nominales

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.0969	0.0960	0.0984
1986	0.1335	0.1298	0.1331
1987	0.1067	0.1102	0.1119
1988	0.1421	0.1415	0.1385

Cambios en ALM en términos nominales

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.1616	0.1645	0.1446
1986	0.1040	0.0938	0.0506
1987	0.1252	0.1235	0.1328
1988	0.1010	0.1035	0.0862

Cambios en ALP en términos nominales: agregación de M2 y ALM

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.1336	0.1349	0.1245
1986	0.1167	0.1092	0.0869
1987	0.1172	0.1178	0.1235
1988	0.1188	0.1200	0.1098

Cambios en ALP en términos nominales: estimación directa

<u>Año</u>	<u>Valor observado</u>	<u>Intramuestral</u>	<u>Extramuestral**</u>
1985	0.1336	0.1360	0.1347
1986	0.1167	0.1141	0.1112
1987	0.1172	0.1183	0.1180
1988	0.1188	0.1187	0.1191

* Se predicen cambios, en tantos por uno, de la variable dependiente.

** Utilizando la estimación con datos del período 1964-84, se presenta la predicción dinámica.

APENDICE II. UN REPASO A LOS ANTECEDENTES HISTORICOS

De la literatura existente sobre estimaciones de demanda de dinero para la economía española recogemos, en primer lugar, tres de ellas, y las comparamos con los datos que se van a utilizar, para ver de este modo si dichas especificaciones siguen siendo válidas. Algunas se habían realizado con datos trimestrales lo cual hace que la "traducción" a datos anuales se deba tomar con cautela. Tal y como esperábamos, los resultados con datos anuales de 1964-1986 son bastante discrepantes de las funciones originales. Dichas explicaciones dejan por tanto de tener vigencia para este período. Además reportamos aquí dos contribuciones adicionales recientes, que no "traducimos" a nuestra especificación anual, y unos primeros intentos con el agregado ALP.

1. ARGANDOÑA (1975)

Es uno de los pioneros en la estimación de funciones de demanda de dinero en España. Hizo varias estimaciones con datos anuales sobre los cuales él mismo mantiene sus reservas, dada la diversidad de fuentes estadísticas que debe utilizar para confeccionar dichos datos.

Entre las diferentes funciones presentamos unas realizadas para el período 1952-1970, refiriéndose a dos agregados, M2 y M3. El ajuste no es muy bueno, considerando la tendencia que presentan ambas variables en niveles. Además, el tipo de interés sale con el signo opuesto.

$$(M2 - p)_t = -4.92 + 1.44 (y - p)_t + 0.265 rd_t$$

(12.9) (0.76)

siendo $R^2 = 0.998$ y $SEE = 0.06$

$$(M3 - p)_t = -6.19 + 1.61 (y - p)_t + 0.394 rd_t$$

(17.67) (1.37)

siendo $R^2 = 0.994$ y $SEE = 0.049$

Las variables son:

rd: Tipo de interés de la deuda pública

y: Renta nacional

p: Índice de precios al por mayor

En nuestras estimaciones de sus especificaciones para el período 1964-1988 hemos utilizado el PIB en pts. constantes en vez de la renta nacional deflactada, el rendimiento interno de las obligaciones privadas y deuda pública a dos y más años en vez del tipo de interés de la deuda pública, y el deflactor del PIB como sustituto del índice de precios al por mayor.

Los resultados obtenidos con estas sustituciones no pasarían tests de cambio estructural. En cualquier caso, el ajuste no es satisfactorio especialmente teniendo en cuenta que ambas variables presentan tendencia y además el DW nos indica la necesidad de una adecuada especificación dinámica. Las estimaciones son:

$$(M2 - P)_t = -1.54 + 0.76 PIBR_t - 0.0053 rA_t$$

(1.32) (5.58) (0.4)

siendo $R^2 = 0.75$, $SEE = 0.10$ y $DW = 0.16$

$$(M3 - P)_t = -1.67 + 1.11 PIBR_t - 0.023 rA_t$$

(-2.15) (12.25) (2.61)

con $R^2 = 0.957$, $SEE = 0.071$ y $DW = 0.35$

P: Deflactor del PIB base 1980

PIBR: PIB a precios constantes 1980

rA: Tipo de interés alternativo para los ALM

2. ROJO Y PEREZ (1977)

Abordan de una forma rigurosa la política monetaria española, justificando la elección de los objetivos a considerar en cada uno de los niveles que se tienen para su instrumentación.

En cuanto al objetivo intermedio, selección de una variable que influye sobre la renta y empleo, nos resuelven el problema de elección entre tipos de interés previos o cantidad de dinero en favor del último, dado que:

- a) Son más controlables que el tipo de interés real
- b) La confianza de la autoridad sobre la transmisión de efectos a la renta, depende de la estabilidad de la función IS y LM. Si fuese mayor la de IS, se elegiría tipo de interés, en caso contrario la cantidad de dinero.
- c) El conocimiento estadístico del sector monetario de la economía es mejor que el real, es por esto y apoyándonos en (b) que sean preferibles las cantidades a tipo interés.

Una vez elegido el objetivo intermedio "cantidad de dinero" se plantea el problema de cómo definirla. Los autores realizan unas estimaciones de demanda de dinero considerando M1, M2 y M3. A pesar de que sean mejor las de M1, M2 que M3, argumentan que debe elegirse esta última, dado que al ser una magnitud más amplia el control del objetivo intermedio será más independiente de cambios en la estructura de los activos del público.

Las estimaciones de la demanda de dinero considerando las diferentes definiciones M1, M2 y M3 con datos trimestrales del período 1965-75, son:

Período Muestr.	Variab. Depend.	Const.	ELASTICIDAD A LARGO PLAZO				U_{t-1}	Error Standard Regresión	DW
			RDP _t	RN _t	log P _t	log PIB _t			
1965-I/ 1975-IV	logM1 _t	-1.34 (19.44)	-0.112 (6.89)	-0.356 (12.28)	-0.0296 (4.46)	1.39 (77.22)	0.372 (2.50)	0.0054	1.81
1965-I/ 1975-IV	logM2 _t	-0.47 (8.25)	-0.079 (5.43)	-0.421 (19.14)	-0.0576 (11.25)	1.39 (96.53)	0.169 (1.07)	0.0050	2.00
1965-I/ 1975-IV	logM3 _t	-1.83 (9.86)	-0.052 (2.20)	-0.06 (0.09)	-0.1648 (7.36)	1.49 (40.27)	0.791 (8.08)	0.0080	1.24

PIB: Producto Interior Bruto a pesetas corrientes.

P: Inflación (deflactor del PIB).

RDP: Tipo interés de los depósitos a plazo ponderado.

RN: Tipo rendimiento de las obligaciones industriales.

U_t : Residuos estimados.

Las regresiones están efectuadas en términos nominales dado que se rechaza la hipótesis de elasticidad unitaria de la demanda de dinero respecto de los precios para todos los agregados.

A falta del coeficiente de determinación, dado que no se presenta en el artículo, las regresiones M1 y M2 son aceptables en el sentido que los signos de los parámetros son los esperados y el error standard de los residuos es pequeño, así como un DW relativamente bueno.

No se puede decir esto de la M3 dado que el tipo de interés propio está con signo diferente, el alternativo no es significativo, siendo peor el error standard y un DW bajo.

Reestimando estas mismas especificaciones con datos anuales para el período 1965-86 siguiendo la metodología de polinomios de

Almon y corrigiendo autocorrelación por el método de Cochrane-Orcutt, utilizado por Rojo y Pérez, se obtienen los resultados del cuadro adjunto.

Período Muestr.	Variab Depend	Const.	ELASTICIDAD A LARGO PLAZO				U_{t-1}	Error Standard Regresión	DW
			RA_t	RP_t	$\log P_t$	$\log PIB_t$			
1965-86	$\log M1_t$	6.11 (5.05)	-0.023 (2.18)	-0.039 (2.47)	-0.043 (3.65)	0.99 (11.67)	0.20 (1.02)	0.032	1.20
1965-86	$\log M2_t$	-6.31 (6.58)	0.011 (1.09)	-0.0014 (0.92)	-0.55 (5.56)	1.04 (15.36)	0.036 (0.17)	0.031	1.43
1965-86	$\log M3_t$	2.19 (2.13)	0.001 (0.09)	0.013 (0.85)	0.033 (0.75)	0.49 (7.26)	0.90 (10.35)	0.032	1.14

Todas las variables tienen el mismo significado que en la estimación Rojo y Pérez excepto los tipos de interés propios (RP) y alternativos (RA) que corresponden a nuestra notación.

Los resultados obtenidos son peores que los logrados en el artículo con datos trimestrales. En efecto, analizando esta ecuación se tiene: en M1 y M2 el tipo de interés alternativo no es significativo, y con el signo del coeficiente de signo contrario al esperado. Los errores estándar mejores con datos trimestrales, siendo más aceptables los DW con datos trimestrales que para anuales.

En M3 aparecen como no significativos los tipos de interés, siendo de signo contrario al esperado en el tipo alternativo. Además, no son estadísticamente significativos los precios, y su signo no es el correcto. El error estándar sigue siendo menor con datos trimestrales.

3. DOLADO (1982)

Nos referimos aquí al primero de los estudios, en base a M3.

Con datos trimestrales para el período 1967-1980 obtiene la función de demanda de dinero

$$\begin{aligned}
 (1-L)(m - p)_t = & 0.305 + 0.028 Q_1 + 0.012 Q_2 + 0.014 Q_3 - 0.018 D_1 + \\
 & \quad (7.4) \quad (4.1) \quad (3.1) \quad (5.9) \\
 & + 0.193 (1-L)(m_{t-1} - p_t) + 0.064 y_t + 0.084 (1-L)y_{t-1} - \\
 & \quad (2.0) \quad (4.4) \quad (2.5) \\
 & - 0.696(1-L)p_t - 0.774 r^e_t + 0.51 r^S_{t-1} - 0.09 (m-p-y)_{t-1} \\
 & \quad (5.4) \quad (5.2) \quad (5.9) \quad (4.8)
 \end{aligned}$$

con $R^2 = 0.97$, $SEE = 0.0034$

y: PIB trimestralizado a precios constantes de 1975

p: Índice precios al consumo base 1975

r^e : Rendimiento interno de las obligaciones industriales

r^S : Tipo de interés depósito a plazo inferior de un año

m = M3

Q_i : Dummy estacional, $i=1, \dots, 4$

D_1 : Dummy anual con valor 1 a partir de 1973.

Si replicamos la función para el período 1964-1986 con datos anuales simplemente prescindiendo de las dummies estacionales se tendría⁸

⁸ Está claro que la comparación de retardos no es válida, pero nuestro objetivo último es una función con datos anuales.

$$\begin{aligned}
 (1-L)(M3 - P)_t &= -1.53 + 0.42 (1-L) (M3_{t-1} - P_t) + 0.17 \text{PIBR}_t - \\
 &\quad (2.10) \quad (1.87) \qquad \qquad \qquad (2.28) \\
 &- 0.75 (1-L)\text{PIBR}_{t-1} - 0.51 (1-L)P_t + 0.016 \text{RA}_t - \\
 &\quad (1.84) \qquad \qquad (2.35) \qquad \qquad (3.58) \\
 &- 0.023 \text{RP}_{t-1} - 0.0742 (M3-\text{PIBR})_{t-1} - 0.075 \text{DUM}_t \\
 &\quad (3.42) \qquad \qquad (0.56) \qquad \qquad (2.28)
 \end{aligned}$$

siendo $R^2 = 0.81$ y $\text{SEE} = 0.023$, $\text{DW} = 2.67$

PIBR: PIB a precios constantes de 1980

P: Índice de precios al consumo base 1980

DUM: Dummy que intenta recoger un cambio de nivel habido a partir de 1974

Se puede observar que en esta ecuación los coeficientes de los tipos de interés tienen el signo cambiado, asimismo la variable $(1-L)\text{PIBR}_{t-1}$ tiene también el signo opuesto.

4. DOLADO (1988)

Tanto en este caso como en el siguiente, nos limitamos a reportar sus ecuaciones, sin haberlas "reestimado" en nuestro horizonte, dada la dificultad de traducir sus retardos de variables trimestrales en nuestras variables anuales.

Realiza una estimación de la demanda de dinero en base a la nueva variable control por parte de la autoridad monetaria, los Activos Líquidos en manos del Público (ALPs). Para la estimación utiliza datos trimestrales desde el primer trimestre de 1987 hasta el segundo de 1987, siendo los resultados de ALP estables para el período de estimación. Asimismo, realiza una estimación para M2, resultando menos estable que la de ALP para el mismo período de estimación.

La función estimada para ALP es:

$$\begin{aligned}
 (1-L)(m-p)_t = & 0.201 - 0.155(m-p-y)_{t-1} + 0.154(1-L)^2 y_t + 0.200 \sum_{i=2}^3 (1-L)y_{t-i} - \\
 & (14.46) \quad (13.77) \qquad (2.89) \qquad (3.40) \\
 & - 0.881(1-L)P_t - 0.147(1-L)^2 P_{t-2} + 0.238rdp_t - 0.156r1_t + \\
 & (26.55) \qquad (7.82) \qquad (6.61) \qquad (6.17) \\
 & + 0.016rap_t + 0.070 rpa_t + 0.005D_t + \text{variables estacionales} \\
 & (1.74) \qquad (9.97) \qquad (17.17)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.96, \text{ SEE} = 0.0024$$

Para M2 los resultados fueron:

$$\begin{aligned}
 (1-L)(m-p)_t = & 0.662 - 0.185(m-p-0.7y)_{t-1} + 0.413(1-L)y_t + 0.187 \sum_{i=2}^3 (1-L)y_{t-i} - \\
 & (7.04) \quad (6.49) \qquad (3.14) \qquad (7.21) \\
 & - 0.930(1-L)p_t - 0.129(1-L)^2 p_{t-2} - 0.148r1_t - 0.707(1-L)rdp_t - \\
 & (13.52) \quad (2.56) \qquad (3.99) \qquad (4.36) \\
 & - 0.128rpa_{t-2} + 0.313(1-L)(m-p)_{t-1} + \text{variables estacionales} \\
 & (6.70) \qquad (6.68)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.96, \text{ SSE} = 0.0044$$

Siendo las variables (todas en logs, excepto las ficticias):

- m(ALP): Activos líquidos en manos del público
- m(M2) : Oferta monetaria ampliada
- p : Índice de Precios al Consumo (base 1980)
- y : Producto Interior Bruto (en pesetas constantes de 1980)
- r1 : Rendimiento bruto de deuda pública
- rdp : Tipo interés depósitos a plazo de Bancos y Cajas de Ahorro despues de Impuestos
- rpa : Tipos de otros activos líquidos en manos del público.
- D_t : Variable artificial que trata de recoger el efecto explicativo de variables omitidas. Formada en base a la combinación de tendencias lineales y cuadráticas. Siendo D_t=t-0.066t²

5. MAULEON (1989)

Realiza la estimación de ALP, utilizando el método de los polinomios de Almon, con datos trimestrales para el período 1975-II hasta 1988-IV, obteniendo los resultados:

$$\begin{aligned} \log(\text{ALP})_t = & -3.1 + 0.001 \cdot \text{D1}_t + 0.01 \cdot \text{D3}_t - 0.02 \cdot \log(\text{IDP})_t + \\ & (6.5) \quad (0.8) \quad (7.9) \quad (2.1) \\ & + 0.04 \cdot \log(\text{IAL})_t + 0.98 \cdot \log(\text{Y})_t + 0.75 \cdot \log(\text{P})_t + \\ & (2.2) \quad (14.8) \quad (34.6) \\ & + 0.25 \cdot \log(\text{Wh})_t - 0.55 \cdot \log(\text{EX})_t \\ & (10.5) \quad (5.1) \end{aligned}$$

$$\text{SEE} = 0.0045$$

Donde los coeficientes de Y, P, Wh, EX son los coeficientes de largo plazo obtenidos en los polinomios de Almon.

Las variables son:

D_i : Dummy estacional del i -ésimo trimestre.

ALP : Activos líquidos en manos del Público.

CP : Crédito interno al sector privado.

P : Precios al consumo.

Wh : Riqueza del sector privado = CP/P

IDP : Tipo de interés deuda pública negociada en bolsa.

IAL : Tipo interés de activos incluidos en ALPs.

IPI : Índice de Producción Industrial.

EX : Medida o Proxy trimestral del beneficio empresarial.

Y : PIB trimestral (precios ctes. 1980)

6. UNA PRIMERA APROXIMACION A LA DEMANDA DE ALP

Siguiendo con la línea mantenida en los trabajos mencionados, comenzamos por modelizar el agregado ALP.

Se realizaron varios intentos de especificar ALP en función de:

- PIB como representativa del nivel de actividad económica.
- Tasa de inflación, que nos mediría el coste de oportunidad de dinero frente a activos reales.
- Tipos de interés de otros activos: mide el coste de oportunidad de mantener dinero como medio de ahorro respecto al resto de activos financieros.
- Tipo de interés propio: nos reflejaría el incentivo a mantener dinero-riqueza frente a otros activos o a consumo presente.

Los problemas principales que se presentan al modelizar los ALP tanto si se intenta en niveles como en diferencias (véase el Cuadro II.1) son:

- El signo de algunas variables sale diferente del que debiera.
- Existen problemas de significación individual de los coeficientes estimados.
- Estadísticos muy malos (DW, etc.)
- Inestabilidad de las funciones (¿cambios estructurales?)

En una etapa posterior (ver segunda parte del Cuadro III.1) se intentó la estimación del agregado ALP con modelos de corrección de error, utilizando la información que nos suministraba el segundo trabajo de Dolado. En estas especificaciones, obteníamos la variable correctora (residuos de la ecuación a largo) con signo positivo. Además, las variables tipo de interés no eran significativas.

Por ello optamos por la desagregación de ALP en los dos componentes mencionados en la introducción: motivo "transacciones" y motivo "almacenamiento de valor".

CUADRO II.1
ESTIMACIONES DIRECTAS DE DEMANDA DE ALP

$$(1-L)ALPR_t = 0.031 + 1.04 (1-L)PIBR_t - 0.43 INF_t - 0.0027 RA_t$$

(3.24) (3.92) (0.93)

$$R^2 = 0.754 \quad DW = 0.91$$

$$(1-L)ALPR_t = 0.29 (1-L)ALPR_{t-1} + 0.82 (1-L)PIBR_t - 0.39 INF_t + 0.0041 RA_t$$

(2.21) (3.81) (4.07) (3.86)

$$R^2 = 0.798 \quad DW = 1.36$$

$$(1-L)ALPR_t = 0.13(1-L)ALPR_{t-1} + 0.67(1-L)PIBR_t - 0.56INF_t + 0.013RA_t - 0.012RP_t$$

(1.03) (3.43) (5.34) (3.75) (2.68)

$$R^2 = 0.848 \quad DW = 1.26$$

$$(1-L)ALPR_t = 0.21(1-L)ALPR_{t-1} + 0.69(1-L)PIBR_t - 0.51INF_t + 0.011RP_t -$$

(1.43) (3.58) (4.45) (2.95)

$$- 0.0099RA_t - 0.12 RES_{t-1}^{**}$$

(2.16) (1.13)

$$R^2 = 0.851 \quad DW = 1.36$$

$$(1-L)ALPR_t = 0.45(1-L)ALPR_{t-1} + 0.89(1-L)PIBR_t - 0.23INF_t + 0.0032RP_t -$$

(3.25) (4.06) (2.97) (2.32)

$$- 0.24RES_{t-1}$$

(2.18)

$$R^2 = 0.787 \quad DW = 1.84$$

$$(1-L)ALPR_t = 0.37(1-L)ALPR_{t-1} + 0.83(1-L)PIBR_t - 0.34INF_t + 0.0034RA_t -$$

(2.79) (4.08) (3.71) (3.13)

$$- 0.19RES_{t-1}$$

(1.81)

$$R^2 = 0.821 \quad DW = 1.62$$

$$(1-L)ALPR_t = 0.50 (1-L)ALPR_{t-1} + 0.92 (1-L)PIBR_t - 0.082 INF_t - 0.31 RES_{t-1}$$

(3.27) (3.78) (1.69) (2.64)

$$R^2 = 0.744 \quad DW = 1.78$$

(*) Variables en niveles. El resto están en logaritmos.

(**) RES: residuo obtenido de $ALPR = B_0 + B_1 PIBR$

BIBLIOGRAFIA

- ANDRES, J., Escribano, A., Molinas, C. y Taguas, D. (1990), "La inversión en España, Modelización Econométrica con restricciones de equilibrio". Antoni Bosch, Editor e Instituto de Estudios Fiscales, 1990.
- ARGANDOÑA A. (1975), "La demanda de dinero en España. 1901-1970". Cuadernos de Economía, nº 6
- BOX, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1970), Time Series Analysis, Forecasting and Control. Ed. Holden Day, San Francisco.
- CLOWER, R.W. (1967), "A reconsideration of the microfoundations of monetary theory", Western Economic Journal 6.
- CORRALES, A. y Taguas, D. (1989), Series Macroeconómicas para el periodo 1954-88: un intento de homogeneización. Instituto de Estudios Fiscales nº 75.
- DOLADO, J.J. (1982), "Procedimientos de búsqueda de especificación dinámica: El caso de la demanda de M3 en España". Servicio de Estudios del Banco de España. Estudios Económicos nº 27.
- DOLADO J.J. (1985): "Inestabilidad de la demanda de dinero en España" (1974-84). Boletín Económico (Septiembre), Banco de España.
- DOLADO, J.J. (1988), "Innovación financiera y estabilidad de la demanda de ALPs en España". Boletín Económico (Abril), Banco de España.
- DOLADO, J.J., Andrés J. y Domenech (1990), "Inferencia en modelos dinámicos uniecuacionales con variables integradas", Cuadernos Económicos de ICE, nº 44.

- DOLADO, J.J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990), "Cointegration and Unit Roots". Journal of Economic Surveys 4, nº 3.
- DOLADO J.J. (1990): "Cointegración: Una panorámica", Estadística Española, nº 144.
- ENGLE, R.F. y Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica 55, nº. 2.
- ENGLE, R.F. y Yoo, S.B. (1987), "Forecasting and Testing in cointegrated systems", Journal of Econometrics nº 35.
- ESCRIBANO, A.(1987), "Error-correction systems: nonlinear adjustments to linear long-run relationships", CORE Discussion Paper nº 8730.
- FARLEY, J. y Hinich, M. (1975), "Some comparasions of test for a shift in the slopes of a Multivariate Linear Time Series Model", Journal of Econometrics, 3
- FULLER, W. A. (1976), Introduction to Statistical Time Series. Ed. John Wiley and Sons. New York.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, 12.
- KAREKEN J. y Wallace N. (1980), Models of Monetary Economies, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- LUCAS, R.E. Jr. (1978), "Equilibrium in a pure currency economy" reproducido en Kareken y Wallace (op. cit.).
- MANZANEDO, L. y SEBASTIAN M. (1990): "La demanda de dinero en España: motivo transacción y motivo riqueza", Moneda y Crédito nº 5.

MAULEON, I. (1989), "Oferta y Demanda de dinero: Teoría y Evidencia Empírica". Alianza Editorial.

PEÑA, D. (1990): "Cointegración y reducción de dimensionalidad en series temporales multivariantes", Cuadernos Económicos de I.C.E. nº 44.

RAPPOPORT, P y Reichlin, L.(1987), "Segmented Trends and Nonstationary Time Series". D.P. Federal Reserve Bank of New York.

ROJO A. y Pérez J. (1977), "La política monetaria en España: objetivos e instrumentos". Servicio Estudios Banco de España. Estudios Económicos nº 10.

SARGENT T. (1987), Dynamic Macroeconomic Analysis. Harvard U. Press.

WALLACE, N. (1980), "The overlapping generations model of fiat money", en Kareken y Wallace (Op.cit.)

WALLACE, N. (1983), "A legal restrictions theory of the demand for money and the role of monetary policy", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 7.

WALLACE N. (1986), "Ricardian Equivalence and Money dominated in return: are they mutually consistent?", Federal Reserve Bank of Minneapolis, Staff Report nº. 99.