

LA DEMANDA DE DINERO RECONSIDERADA (*)

Ignacio Mauleón

(*) Aunque he recibido comentarios de numerosos integrantes del Servicio de Estudios, tengo que agradecer especialmente los de Javier Arístegui, José Luis Malo, Beatriz Sanz y José Pérez. Los posibles errores pendientes son de mi única responsabilidad, como es natural.

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

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

ISBN: 84-7793-000-7
Depósito legal: M. 2046 - 1988

Imprenta del Banco de España

I. INTRODUCCION.

II. PROBLEMAS DE LA DEMANDA DE DINERO.

III. RESULTADOS EMPIRICOS Y SIMULACION DE
OBJETIVOS PARA 1988.

IV. CONCLUSIONES.

APENDICE

NOTAS

REFERENCIAS.



I. Introducción

La demanda de dinero es una relación económica fundamental en cualquier modelo macroeconómico, y también lo es para el diseño de la política monetaria. Esto último es así, dado que si suponemos que la demanda de dinero depende fundamentalmente de los precios y la renta, con previsiones sobre estas dos últimas variables, podemos obtener la demanda prevista de dinero, y así, el crecimiento de esta magnitud compatible con el de aquellas. La elección de la cantidad de dinero como objetivo intermedio (terminología de Friedman(1975)), se fundamenta precisamente en la existencia de esta relación. Por estos motivos, es de interés primordial poder determinar empíricamente esta relación.

Una condición esencial para que la demanda de dinero pueda jugar el papel que se le atribuye en el diseño de la política económica, es que sea estable, y por estabilidad, tradicionalmente se ha entendido en economía, que cumpla tres condiciones (Judd. Scadding (1982)): a) que la relación dependa de pocas variables, pues de lo contrario, se hace efectivamente impredecible, b) que los parámetros (elasticidades) sean constantes a lo largo del tiempo, y, c) que la relación entre la cantidad de dinero y sus variables determinantes sea muy estrecha (es decir, que el error de la predicción sea pequeño). Para evitar posibles confusiones ulteriores, es importante resaltar desde ahora, que no es este el concepto 'técnico' de estabilidad que se utiliza en estadística: la estabilidad aquí, se define por la incapacidad de detectar por medio de un contraste apropiado, la diferencia entre dos

parámetros. Ello quiere decir por ejemplo, que si ambos parámetros se estiman con poca precisión, difícilmente se podrá detectar que sean diferentes (Nota 1). La relevancia de esta distinción reside en que, en ocasiones, las estimaciones son estables desde un punto de vista estrictamente estadístico. Pero puede ser que la aparente estabilidad no sea más que incapacidad de determinar con precisión la ecuación estimada, que por esta razón, será de poca utilidad a la autoridad económica.

Estas precisiones son importantes porque, en algún sentido, describen lo que ocurre con la demanda de dinero en España. Además, la cuestión de la estabilidad de esta relación ha pasado a ser la cuestión crucial relativa a esta relación económica, ya que la inestabilidad de la misma, es un hecho generalizado mundialmente (ver por ejemplo, Goldfeld (1976), Judd and Scadding (1982)). La inestabilidad se atribuye normalmente a los intensos procesos de innovación financiera, que en este caso han tenido tres consecuencias importantes: a) dificultad para definir qué es dinero, por la aparición de cuentas disponibles a la vista remuneradas, y de instrumentos a corto plazo, muy líquidos y de alta remuneración. b) disminución de la sensibilidad del dinero al tipo de interés. Como ahora el dinero incorpora activos remunerados, el coste de oportunidad es simplemente un diferencial de tipos nominales y, c) transmisión más rápida de los efectos de la política monetaria al sector real. Esto es debido a que los diversos componentes del gasto en bienes y servicios han pasado a depender más que antes del tipo de interés. El acortamiento de los plazos de vencimiento, la generalización de las operaciones a tipos variables, y la desintermediación, con la subsiguiente

disminución del racionamiento del crédito bancario como vehículo transmisor de los impulsos de la política monetaria, son tres de los principales motivos por los que el gasto es efectivamente más sensible a los tipos de interés.

En definitiva, lo que esto implica en términos del modelo convencional IS-LM, es un giro en sentido contrario a las agujas de un reloj: es decir, una IS más plana y una LM más vertical. La consecuencia en términos del análisis de Poole (1970a), es que las fluctuaciones no esperadas de la cantidad de dinero pueden afectar más a la producción, y por esto, puede ser conveniente prestar una mayor atención al tipo de interés como objetivo intermedio. Estas consideraciones, además, tienen validez incluso en el caso de que el objetivo primordial sea la tasa de inflación, como es el español, ya que un objetivo secundario será siempre evitar excesivas fluctuaciones en la producción. Consideraciones de este tipo son las que desde hace dos o tres años, se han tenido en cuenta en numerosos países del área de la OCDE; para prestar efectivamente una atención mayor a los tipos de interés, como objetivo intermedio (naturalmente, este giro se ha visto facilitado por la reducción casi a cero de la inflación en muchos casos).

En el caso español, por el contrario, tradicionalmente se ha considerado que la demanda de dinero es bastante estable (Boyer (1971), Rojo y Pérez (1977), Dolado (1982, 1985)), aunque en los últimos años han surgido dudas acerca de esta propiedad (por ejemplo, Arístegui y Rojo (1984)). Una posible explicación a esta disparidad con el resto de países desarrollados podría ser el tardío,

impacto de la innovación financiera, ya que aunque ésta se ha extendido considerablemente dentro de los instrumentos bancarios (Toribio 1984, Gutiérrez 1987), ha quedado circunscrita hasta fechas muy recientes a operaciones dentro del agregado objeto de control por parte de las autoridades. Así, el caso español resultaría algo peculiar si realmente la demanda de dinero fuera muy estable, en el sentido de las tres condiciones mencionadas al principio. En la práctica, una observación somera de la realidad, hace surgir dudas razonables acerca de la mencionada estabilidad.

La opinión que al respecto se sostiene en este trabajo, es que la inestabilidad de la demanda de dinero, no es tan marcada como en el caso de otros países, pero es detectable. Esta afirmación se apoya en resultados econométricos, y es coherente con el grado relativo de innovación financiera, comparado con otros países. La inestabilidad se manifiesta más a corto que a largo plazo, y afecta más a unos agregados que a otros. Los contrastes estadísticos formales, en ocasiones detectan también inestabilidades. Además, se requieren en general un gran número de variables y retardos, para obtener relaciones económicamente significativas. Los errores de predicción suelen ser apreciables, y sólo en ciertos casos son compatibles con las bandas de desviación permitidas por la autoridad monetaria para el crecimiento de los agregados.

De todas formas, no sería correcto exagerar la importancia de las inestabilidades detectadas. Al menos para un agregado, y en equilibrio a largo plazo, las elasticidades de las distintas variables determinantes de la demanda de dinero, se pueden

establecer con gran precisión. Esto quiere decir, que en la programación monetaria año a año, sigue siendo justificable utilizar la demanda de dinero, como base para determinar el objetivo monetario intermedio. En períodos más cortos, sin embargo, puede ser conveniente prestar más atención a los tipos de interés.

Antes de presentar los resultados de este trabajo, se ha considerado necesario discutir varias cuestiones relativas a los fundamentos teóricos de la demanda de dinero. La razón es que las especificaciones convencionales no parecen ser capaces de dar cuenta de la realidad en el período (1974-1986). Ha sido necesario por tanto, buscar especificaciones alternativas capaces de generar resultados con sentido económico, así como buscar explicaciones a hechos aparentemente cuestionables. La sección siguiente revisa estas cuestiones, con especial atención a los siguientes puntos: a) otros determinantes de la demanda de dinero además de renta, precios y tipos de interés (especialmente, los salarios y la riqueza) y, b) valor absoluto de determinadas elasticidades, y en particular las de precios, renta y tipos de interés. Una preocupación fundamental que ha guiado el análisis teórico, ha sido obtener resultados compatibles con las explicaciones del tipo de interés. Dado que si despejamos esta última variable en la demanda de dinero, obtenemos una ecuación explicativa para el tipo de interés, las variables que aparecen en ambas especificaciones, deben ser básicamente las mismas. De hecho, la existencia de resultados empíricos independientes para los tipos de interés, ha sido una guía indispensable para poder estimar la demanda de dinero, ya que variables explicativas importantes en

la determinación de aquellos, han resultado ser imprescindibles en la explicación de esta (al lector poco interesado en detalles, se le recomienda pasar a la sección III, o consultar Mauleón (1987 a)).

Los resultados empíricos fundamentales se presentan en la sección tercera, omitiéndose los detalles técnicos que se relegan a un apéndice. Asimismo, esta sección presenta una simulación dinámica de la ecuación de ALP para los años 86, 87, que permite comprobar la bondad de comportamiento del modelo estimado, lo que es especialmente notable, dadas las enormes dificultades que otros métodos de previsión han encontrado en el año 87. La sección tercera presenta también las simulaciones efectuadas para la determinación de los objetivos de crecimiento de ALP en 1988, y cuyo resultado es un crecimiento del 9,5 % con una banda de $\pm 1,5\%$ (con un nivel de confianza del 95 %). Finalmente, en la sección de conclusiones, se hace una evaluación de los resultados obtenidos en este trabajo para el diseño de la política monetaria, y para futuras estimaciones de la demanda de dinero.

II. Problemas de la demanda de dinero

Este trabajo comenzó con el intento de estimación de una ecuación convencional de demanda de dinero. Como se ha señalado en la introducción, la imposibilidad de obtener estimaciones admisibles, condujo a una revisión de gran parte de los fundamentos teóricos de la demanda de dinero. Esta sección discute los fundamentos de las estimaciones presentadas en el apartado siguiente.

Es ya una tradición, presentar los problemas que plantea la estimación de la demanda de dinero en forma de lista (Goldfeld (1973), Laidler (1977)). Aquí se sigue esta costumbre, agrupando más o menos arbitrariamente los tipos de problemas, en un intento de facilitar una discusión ordenada. Los problemas se han agrupado bajo los siguientes encabezamientos:

- a) medidas del coste de oportunidad: tasa esperada de inflación, tipos de interés a corto y largo plazo, tipo de interés esperado.
- b) variables de escala: rentas salarios, y riqueza.
- c) problemas técnicos: estabilidad de las estimaciones, identificabilidad de la demanda de dinero, explicación de los retrasos de las variables, grado de agregación temporal, etc...
- d) otros problemas: definición amplia o restringida de dinero, factores

tendenciales, y otras variables como son: tipos de interés exteriores, tipo de cambio, variabilidad de los tipos de interés domésticos, variaciones no esperadas de la oferta monetaria, etc...

II.1. Variables de coste de oportunidad.

Este apartado presenta una discusión, en primer lugar, sobre la influencia de la tasa esperada de inflación en la demanda de dinero, y en segundo lugar, sobre la de los tipos de interés.

El efecto de la tasa esperada de inflación en la demanda de dinero, ha empezado a introducirse en las estimaciones econométricas en los últimos años. Sin embargo, la justificación teórica para la presencia de esta variable, es dudosa fuera de situaciones de hiperinflación como la analizada por Cagan. Para analizar este punto, consideremos un mercado en el que existen tres activos en los que colocar la riqueza: bonos, dinero y bienes reales, con rentabilidades respectivas, r_b , r_m , r_k . El coste de oportunidad de mantener dinero está dado por la expresión $\max (r_k - r_m, r_b - r_m) = \max (p, i)$, siendo 'i' el tipo de interés nominal de los bonos, y suponiendo que la diferencia entre las rentabilidades de los activos reales y el dinero es la tasa de inflación. Entonces, la variable representativa del coste de oportunidad del dinero sería en unas ocasiones el tipo nominal y en otras la tasa de inflación, pero nunca ambas (Modigliani). En todo caso, la tasa de inflación es probablemente una medición muy pobre de la rentabilidad del capital.

Desde el punto de vista de la demanda de transacciones, es también evidente que el coste de oportunidad del dinero será 'i' o 'pe', pero no ambos. Únicamente enfocando la demanda de dinero desde la óptica de la distribución de riqueza, tiene sentido que varias medidas de rentabilidad de activos alternativos, sean determinantes de la demanda de dinero. Sin embargo, los estudios empíricos, no suelen tener en cuenta este hecho, ya que en general, se incluye la tasa esperada de inflación, sin añadir la riqueza como variable explicativa.

Finalmente, cuando la tasa esperada de inflación aumenta, el ahorro puede aumentar por el incremento de la incertidumbre. Esto conlleva un incremento de la riqueza, y consecuentemente de la demanda de dinero (Duesenberry (1973) Andersen (1985)). Así, el efecto de la tasa esperada de inflación sobre la demanda de dinero, puede ser positivo en lugar de negativo, y en todo caso, el signo es ambigüo teóricamente.

Normalmente, cuando se obtiene empíricamente un efecto significativo, es debido a una especificación incorrecta. La forma correcta de contrastar esta hipótesis es introducir las expectativas de inflación en 't', para periodos futuros (Nota 2). En la práctica, esto puede llevarse a cabo por medio del contraste derivado en (Mauleón 1986), que desarrolla una técnica de McCallum (1976).

Para finalizar esta discusión, baste con observar que esta variable ha resultado totalmente irrelevante en las estimaciones llevadas a cabo en este trabajo, e incluso se obtienen signos erróneos (positivos).

En relación a la influencia del tipo de interés, el primer punto a considerar es la selección de un tipo a corto o uno a largo plazo. El enfoque de demanda de transacciones es coherente con la elección de un tipo a corto, y el enfoque de distribución de riqueza, suele favorecer la elección de un tipo a largo. Como en este último enfoque, se suele considerar un agregado amplio de dinero que incluya activos a corto plazo, la alternativa son entonces, los activos a largo. Como más adelante se verá, la forma correcta de medir el coste de oportunidad en este caso no es por medio de un tipo de interés a largo plazo. De todas formas, en una situación de relativa estabilidad en la que las diferencias entre los tipos de interés a diferentes plazos sea la prima de riesgo, esta elección no es tan decisiva, y depende más bien de consideraciones prácticas (disponibilidad de datos).

Mayores problemas plantea la justificación de que el tipo de interés, en general, sea un determinante con signo definido e identificable. Según el enfoque de la demanda de transacciones, el coste de oportunidad del dinero está medido por el tipo de interés nominal con una elasticidad de -0.5 . Pero en cuanto se empieza a considerar agregados más amplios, o se tiene en cuenta que hay componentes del dinero definido en sentido estricto que generan interés, el valor de la mencionada elasticidad empieza a disminuir (en valor absoluto). Si tomamos por ejemplo M3, la inclusión de los depósitos a plazo, hace que el tipo de interés de estos depósitos influya positivamente en la demanda de este nuevo agregado. Si ampliamos el agregado a ALP, ahora un tipo a corto plazo tendrá también un efecto positivo en la demanda de algunos componentes este agregado.

Desde otro punto de vista, como es sabido, el enfoque del tipo de interés esperado de Keynes, conduce a los mismos problemas respecto a la dificultad para determinar la significación del tipo de interés. En este enfoque, el tipo de interés afecta a la demanda de dinero a través de la diferencia $(i_t - i_{t+1}^e)$, siendo i_{t+1}^e el tipo de interés 'normal' esperado para el período siguiente, dada la información disponible hasta el momento actual, t . Si esta variable, es diferente según los agentes, el efecto final será muy inestable. Por otra parte, si suponemos que los agentes utilizan un proceso sencillo para obtener expectativas del tipo, $i_{t+1}^e = ai_t + bi_{t-1}$ donde $(a+b) < 1$ para que el proceso sea estable, obtendremos finalmente

$$i_t - i_{t+1}^e = (1-a) i_t - bi_{t-1} \quad (2.1)$$

En general $(a+b) > 0$, ya que esto es lo que se obtiene en cualquier estimación, así que en definitiva, el efecto de equilibrio del tipo de interés, es decir $(1-a-b)$, será más cercano a cero que antes. Por otra parte, es también evidente que la dinámica se complica bastante, y esto hace más difícil la estimación.

Como antes se ha indicado, en un agregado amplio, es difícil determinar exactamente cual es el coste de oportunidad. Si tenemos en cuenta que la sensibilidad del precio de los títulos a corto plazo respecto al tipo de interés es pequeña, mientras que el precio de los títulos a largo responde con elasticidad unitaria, una implicación inmediata es que las posibles pérdidas o ganancias de capital son mínimas en los títulos a corto y considerables en los

títulos a largo (Nota 3). Entonces, si utilizamos una aproximación discreta a las elasticidades, obtenemos que el coste de oportunidad de un agregado amplio es $(i - (\Delta i/i))$ (sugerencia de M. Friedman), mientras que el de un agregado estrecho es simplemente 'i', ya que las posibles pérdidas o ganancias de capital son mínimas. En el caso español, apenas existe un volumen significativo de deuda pública o privada a muy largo plazo. Por eso es comprensible que esta medida del coste de oportunidad no sea muy significativa, y que los problemas anteriores se manifiesten con intensidad de modo que el signo del tipo de interés en la demanda de ALP sea indeterminado empíricamente. En el caso de agregados más estrechos (M2), la elasticidad que se obtiene es -0.2, y el signo se establece inequívocamente.

Puede ser interesante resaltar finalmente, que debido a la innovación financiera, el concepto de dinero se va ampliando necesariamente y esto, implica que la sensibilidad al tipo de interés disminuye. Pero esto no implica en absoluto que la elasticidad tipo de interés de la demanda de dinero se anule, aunque empíricamente sea difícil de determinar. Una forma alternativa de comprobar este fenómeno, es normalizar la ecuación en el tipo de interés, y estimar una ecuación explicativa para esta variable. La lógica de este procedimiento es que el tipo de interés es 'más endógeno' que la cantidad de dinero (Poole 1970b), Pérez (1977). Un resultado que se obtiene al estimar esta ecuación (Mauleón 1987), es que la sensibilidad del tipo de interés ante cambios de la cantidad de dinero y del resto de variables es muy alta. La explicación reside en que al ser la elasticidad interés de la demanda de dinero muy baja,

al despejar como variable independiente el tipo de interés el resto de las variables quedan divididas por un coeficiente muy pequeño.

Finalmente, si el tipo de interés desaparece de la demanda de dinero esto implica que el tipo nominal es la suma de la tasa esperada de inflación y el tipo real, estando este último determinado en el mercado de bienes. Pero los resultados disponibles para la economía española ya citados, contradicen esta hipótesis.

II.2. Variables de escala.

El enfoque de transacciones, favorece la inclusión de una variable representativa del volumen de transacciones, que normalmente suele ser la renta. El enfoque de distribución de activos considera que la variable de escala adecuada es la riqueza. Como con frecuencia se ha razonado que una media móvil de la renta es una buena aproximación de la renta permanente, y así, de la riqueza, en general se ha tendido en los estudios empíricos a eliminar esta variable substituyéndola simplemente por retardos de la renta. Aquí se argumenta que esta substitución no está justificada en situaciones de desequilibrios fiscales importantes, ni teórica ni empíricamente.

Otra variable que ha recibido una atención marginal pero que aquí se considera importante por motivos que se harán explícitos más adelante, es el nivel de salarios nominales o alguna transformación de esta variable.

Respecto a la renta, en el enfoque de demanda de transacciones la elasticidad parcial de la

demanda de saldos nominales respecto a esta variable es +0.5. Si tenemos en cuenta que la 'comisión del intermediario', b , (brokerage fee), (Nota 6) en general variará en relación directa al volumen de la transacción aunque menos que proporcionalmente, es fácil demostrar que,

$$\varepsilon(M, Y) = 1/2 + \varepsilon(b, Y) \quad (2.2)$$

siendo $\varepsilon(M, Y)$ la elasticidad renta de la demanda de dinero, y $\varepsilon(b, Y)$ similarmente. Esta elasticidad, puede demostrarse que debe estar entre 1/2 y 1. Así, los valores mayores o iguales que la unidad que se obtienen en algunas estimaciones para este coeficiente son de muy dudosa justificación teórica. La explicación más o menos implícita, es que, si se excluye la riqueza, la renta en realidad está captando parte del efecto de aquella variable. Esta explicación no deja de ser un tanto artificiosa, sobre todo cuando la aproximación de la riqueza por la renta permanente no está justificada, como es el caso cuando hay desequilibrios fiscales.

Las estimaciones obtenidas en este trabajo para este coeficiente están en el intervalo (0.7, 0.9) en la demanda de ALP. En el caso de M2, la elasticidad es mayor que la unidad: más adelante se dará una explicación para este hecho, pero en todo caso, no es un resultado admisible y confirma la superioridad relativa de las estimaciones de demanda para ALP, contribuyendo así, a justificar la selección de esta variable como objetivo instrumental para la política monetaria.

La segunda variable de escala cuyo efecto hay que discutir es la riqueza. La importancia de

esta variable se analiza mejor desde el punto de vista de la determinación del tipo de interés, y para ello es útil considerar el enfoque de distribución óptima de la riqueza entre dos activos, bonos y dinero. La maximización nos dará dos ecuaciones de demanda, una para bonos y otra para dinero, que serán dependientes por la ley de Walras (es decir, serán la misma ecuación en realidad). Para analizar la determinación del tipo de interés, consideremos por comodidad el mercado de dinero en equilibrio, que puede representarse como sigue

$$\bar{M} = M = M^d(i, W_h, \text{ otras variables}) \quad (2.3)$$

donde W_h es la riqueza (suma de bonos y dinero en este modelo). Dada una oferta de dinero exógena \bar{M} , la ecuación (2.3) permite despejar el tipo de interés, y proporciona así, un modelo para la determinación de esta variable. Como el signo de la derivada parcial de M^d respecto a i será negativo, y respecto a W_h será positivo, obtenemos el resultado lógico de que un aumento de los bonos provoca una elevación del tipo de interés. Si la variable riqueza desaparece, o si los bonos no son riqueza, el tipo de interés es independiente del déficit público, en el caso de que este se financia con bonos en lugar de con dinero. Este es un resultado implausible (más adelante se volverá sobre este punto). Como es evidente por otra parte que la riqueza no puede desaparecer de la demanda de dinero, la solución usual suele consistir en substituir la riqueza por retardos de la renta, utilizando el esquema siguiente

$$W_h = \sum_{s=0}^{\infty} Y_{t+s}^e / (1+i)^s \quad (2.4)$$

$$Y_{t+s}^e = \sum_{n=0}^1 \alpha_n Y_{t+s-n}$$

de forma que substituyendo, obtenemos finalmente

$$W_h = f(Y_t, Y_{t-1}, \dots, i) \quad (2.5)$$

No hay nada que objetar a la primera ecuación de (2.4), pero la segunda es inadmisibile excepto en situaciones de estabilidad muy acusada, en las que la renta crezca suavemente a su 'tasa natural'. Así, la substitución de la riqueza por retardos de la renta implicada en la ecuación (2.5), es inadmisibile en general.

Es comúnmente aceptado que el dinero se demanda por varios motivos simultáneamente, aunque algunos autores contraponen la explicación de la demanda por motivos de transacción y de distribución de riqueza. En todo caso, la demanda de dinero total no puede obtenerse por simple suma de diferentes demandas independientes, y no existe dificultad teórica para integrar de forma coherente la demanda por motivo de transacción en la demanda obtenida a partir de la distribución óptima de la riqueza. También sería sencillo formalmente, extender el problema al análisis de varios períodos de modo que las expectativas para los tipos de interés futuro jugasen un papel en el análisis (Nota 4). En cualquier caso, es preciso insistir, en que cada unidad del agregado definido como dinero, se demanda conjuntamente por varios motivos, (por ejemplo, motivo transacción y motivo distribución de riqueza). Desde este punto de vista no tiene sentido separar las ALP en dos componentes, M2 y resto, para analizar separadamente sus demandas respectivas, y los resultados empíricos confirman la imposibilidad de estimar una demanda de M2 interpretable teóricamente.

El problema siguiente es ahora cómo medir la riqueza del sector privado de la economía doméstica. En primer lugar, podemos considerar que hay dos componentes fundamentales, riqueza humana, y riqueza no humana. Respecto a la última, la riqueza del sector privado en una economía abierta estará compuesta por los activos reales propiedad del sector privado, y la posición financiera neta respecto a los demás sectores, es decir, el público y el exterior (véase por ejemplo, Rojo 1978). Los activos financieros netos del sector privado frente al público, son la suma de la parte acumulada del déficit financiada domésticamente, es decir el crédito interno al sector público (la deuda a largo plazo en manos privadas no bancarias, no está incluida en el crédito al sector público, pero es poco importante en este período). El valor de mercado de la deuda incluida en el crédito interno, depende del tipo de interés corriente. Pero esto es así especialmente con la deuda a largo plazo, ya que el valor de la deuda a corto apenas se ve afectado por las variaciones del tipo de interés (Nota 3). Como en el caso español, y en el período considerado, la mayor parte de la deuda es a corto plazo, no es necesario tener en cuenta las variaciones del tipo de interés para definir correctamente este componente de la riqueza, que puede ser medido, en consecuencia, por el nivel del crédito interno al sector público dividido por un índice de precios. En definitiva, obtenemos que al ser la variable CP un componente fundamental de la riqueza, será un determinante de los tipos de interés, como es natural que ocurra (ver 2.3.). De hecho, estimaciones independientes de ecuaciones de tipos de interés confirman este resultado (Mauleón, Pérez (1985), Mauleón (1987)).

Los activos financieros netos frente al sector exterior, son la suma de dos componentes: la posición exterior neta del sistema crediticio, y los activos netos frente al exterior del sector privado. Aunque en principio, para obtener la variable riqueza, estos dos componentes deberían sumarse, empíricamente se ha encontrado que sus efectos se aprecian algo mejor si se consideran por separado. El último componente, activos reales, es de muy difícil medición, y se ha omitido en consecuencia. Esta puede ser una explicación de que la elasticidad precio estimada de la demanda nominal de dinero sea menor que la unidad (ver sección II.4).

Un último punto que conviene comentar someramente, es la hipótesis Ricardiana de que la deuda del Estado no es riqueza, ya que los agentes económicos esperan que el Estado deberá subir los impuestos en el futuro para pagar el servicio de la deuda. Como se ha hecho notar anteriormente, en esta situación la deuda del Estado no afecta al tipo de interés. En realidad, como dicha deuda no es riqueza no tiene sentido plantear la demanda de dinero en un contexto de distribución óptima de la riqueza y, el dinero se demandará solamente por motivos de transacción y no dependerá del tipo de interés. Por otra parte, es razonable esperar que el tipo impositivo deba subir si el nivel de producción crece a su tasa de equilibrio, con lo cual el aumento de actividad del Estado sólo puede producir una redistribución del sector privado en favor del público. Finalmente, este conjunto de hipótesis implica que el tipo de interés real se determina en el sector real por la oferta y demanda de ahorro, y el tipo nominal por la suma de este y la tasa esperada de inflación (efecto Fisher). Así, la

hipótesis Ricardiana encaja dentro de un conjunto de supuestos económicos coherentes con la llamada economía clásica.

Una manera indirecta de contrastar esta hipótesis es analizar la evolución de los tipos de interés nominales. La inspección superficial de la realidad revela la presencia del déficit público, como factor fundamental que explica su evolución, a la vez que la tasa esperada de inflación, no parece jugar un papel importante. Análisis estadísticos formales (Mauleón, Pérez (1985)) confirman estas observaciones y justifican la necesidad de incluir la riqueza como un determinante explícito de la demanda de dinero, y en particular el componente de crédito al sector público.

La última variable de escala cuyo efecto es importante analizar son los salarios. Desde un punto de vista teórico, existen al menos tres motivos para justificar su aparición como determinantes de la demanda de dinero. En primer lugar, siempre se ha reconocido que el salario individual (W_g) es uno de los componentes de 'b' (el 'brokerage fee'. Nota 6) en el sentido de que recoge el tiempo empleado en cambiar bonos por dinero (por ej. los desplazamientos al banco). Es decir $b = b(W_g)$ y en general 'b' aumentará con W_g . A partir de la forma de la demanda de transacciones, es pues evidente, que la demanda de dinero subirá con los salarios (Laidler (1977) recoge evidencia de que este efecto se ha encontrado en alguna ocasión). En segundo lugar, si estudiamos la demanda desagregada por sectores (Goldfeld (1973)), se observa que la demanda de dinero por parte de las empresas depende en gran medida de las necesidades de capital circulante, muy ligadas al pago de

salarios (en Inglaterra se ha encontrado este efecto últimamente. Andersen (1985)). Respecto al caso español, nos encontramos con que una proporción muy alta de los depósitos bancarios está en manos de particulares. Sin embargo, gran parte de las empresas de este país no tienen titularidad jurídica, siendo más bien propiedad de empresarios individuales, y por esto, los depósitos de estas empresas, figurarán como depósitos de personas físicas. Por otra parte, cuando una empresa dispone de una línea de crédito, el asiento contable del crédito dispuesto se realiza en el momento en que efectivamente se dispone de él. Es decir, se dispondrá de la línea de crédito para pagar salarios en forma de depósitos bancarios, de modo que la titularidad de estos últimos corresponderá a personas físicas, aunque estén financiados por el crédito bancario concedido a una empresa (física o jurídica). Finalmente, el concepto de riqueza humana de Friedman, probablemente puede aproximarse mejor por el valor actual de los salarios esperados, que por el de la renta. De acuerdo a las expresiones (2.4, 5), esto proporciona una tercera explicación para que los salarios sean un determinante de la demanda de dinero.

Utilizando un razonamiento análogo al caso de la riqueza, la importancia de que los salarios sean un determinante de la demanda de dinero, puede juzgarse al despejar el tipo de interés en (2.3), invirtiendo la demanda de dinero. Entonces, los salarios serán también una variable explicativa de los tipos de interés (con signo positivo). En la medida en que el incremento del excedente empresarial derivado parcialmente de la contención salarial, se demuestra empíricamente que es una de las causas del descenso de los tipos de interés en el período

(1984-1986), obtenemos una comprobación independiente de que los salarios son un determinante de la demanda de dinero.

En las estimaciones de demanda de dinero obtenidas en este trabajo, los salarios aparecen con toda claridad a través del excedente empresarial. Así, como en el caso de la riqueza, esta evidencia empírica es coherente y se refuerza por tanto con la obtenida en el análisis de los tipos de interés.

Antes de terminar este apartado, conviene insistir de nuevo en la importancia de la inclusión de estas dos variables (riqueza y salarios), en la determinación de la demanda de dinero. Desde un punto de vista teórico, la importancia ha sido discutida en esta sección, en relación a la determinación del tipo de interés. Pero empíricamente, la necesidad de incluir estas variables es aun más evidente: si se eliminan, la elasticidad precio de la demanda nominal es 0.26, y la elasticidad renta ni siquiera es significativamente distinta de cero (estimadas sin ningún tipo de restricción).

II.3. Problemas técnicos.

Algunos problemas técnicos recurrentes en las estimaciones de dinero son los siguientes: estabilidad, grado de agregación temporal de las observaciones, identificación, y justificación para la dinámica de las variables.

En primer lugar el problema de la estabilidad es casi el más importante. El análisis estadístico de estabilidad se presenta en la sección III y aquí solamente se discute el concepto. Esto es

importante ya que como se ha resaltado en la introducción, hay cierta confusión entre los conceptos estadístico y económico. En el último caso, se entiende que una demanda de dinero estable es la que cumple tres condiciones: una función de pocas variables, sólidamente relacionadas entre sí, y con parámetros estables a lo largo del tiempo. En estadística, se define la estabilidad de un modo negativo más que afirmativo: se dice que dos parámetros son iguales (o que uno no cambia), si no se puede demostrar que sean diferentes (siempre que existan razones a priori para creer que sean iguales, obviamente). El problema es que si las estimaciones son pobres (con gran variabilidad) como ocurre con frecuencia en el caso de la demanda de dinero, es difícil detectar cambios, no por que no ocurran, sino porque los valores de los parámetros no se estiman bien (en otras palabras, es difícil determinar si dos cosas son diferentes, cuando no se sabe bien que son). Además, algunos de los contrastes habitualmente utilizados para detectar este problema, como por ejemplo el CUSUM de Durbin et. al., son bastante inadecuados (ver Garbade, 1977).

Esta confusión es la que quizás está en la base de ciertas afirmaciones acerca de la estabilidad de la demanda de dinero en España. En este trabajo, se sostiene que a largo plazo algún agregado tiene una demanda sorprendentemente estable (ALP). A corto plazo, sin embargo, la inestabilidad en sentido económico (y a veces también estadístico), es acusada.

Una decisión importante empíricamente es el grado de agregación temporal de los datos. La elección se plantea en general entre datos anuales y trimestrales. En principio, los datos anuales son

preferibles ya que evitan una gran cantidad de problemas derivados del análisis de series temporales que tienen difícil solución a veces (estacionalidad y dinámica principalmente). La dificultad estriba en que para obtener series suficientemente largas que permitan la estimación, hay que mezclar épocas con regímenes económicos distintos, y susceptibles, por tanto, de incorporar cambios estructurales profundos. Así, suele ser preferible analizar un período más corto pero homogéneo, que puede ser el (1975-1985), período que supone un cambio radical respecto al anterior. Como la muestra anual es corta, la única forma de aumentar el número de datos es analizar observaciones trimestrales, que es lo que finalmente se hace en este trabajo.

El problema de la identificación de la demanda de dinero hace referencia a la posibilidad de confundir las ecuaciones de demanda y oferta (Laidler (1977)). Si la oferta de dinero, engloba una función de reacción de las autoridades, puede pensarse que actuarán contracíclicamente de modo que la oferta de dinero responderá a la renta, los precios y el tipo de interés, con signos opuestos a los de la demanda. Pero como oferta y demanda estarán determinadas por variables similares, la estimación será una mezcla de ambas, sin ningún significado. Es decir, la demanda de dinero no será identificable (este es también el concepto técnico de identificación). Un problema adicional es que, si la oferta de dinero está controlada, es una variable exógena y por tanto la variable estocástica es el tipo de interés de forma que la demanda de dinero debe normalizarse en esta variable. Es decir, habría que estimar ecuaciones de tipo de interés y no de demanda de dinero (Poole 1970b, Pérez 1977)).

La única solución a este doble problema consiste en especificar con claridad el proceso de creación de dinero. De hecho, este proceso puede resumirse en estas dos ecuaciones,

$$(A-M^*)_t = -a(M-M^*)_{t-1} - b(\Delta P - \Delta P^*)_{t-1} - c(e_t + e_{t-1}) + u$$

$$\alpha(L) M_t = \beta(L) A + \gamma(L) i + v \quad (2.6.)$$

La primera es una función de reacción que describe la oferta de activos de caja, en función de las desviaciones de la cantidad de dinero M , respecto al objetivo M^* , y de desviaciones de la tasa de inflación y del tipo de cambio. Una función de este tipo para la economía española puede encontrarse en Mauleón (1985b). La segunda ecuación está obtenida del multiplicador de oferta $M=m^*A$, al substituir el multiplicador por sus determinantes. Una descripción detallada de estos problemas con estimaciones para el caso español, puede obtenerse en Mauleón Pérez y Sanz (1986). En definitiva, el análisis de (2.6) revela que la demanda de dinero es perfectamente distinguible de las ecuaciones del proceso de oferta. Además, también es claro que tanto la cantidad de dinero como el tipo de interés son endógenos, de modo que despejar una variable u otra es irrelevante desde este punto de vista (técnicamente, basta con estimar la ecuación por variables instrumentales).

Un último aspecto técnico importante, pero pasado por alto con frecuencia, es la justificación de la dinámica de la ecuación. Normalmente, (ver Goldfeld (1973)) suele introducirse los aspectos

dinámicos mediante un mecanismo de ajuste parcial a la demanda de saldos reales, en la forma siguiente,

$$\text{Log (M/P)*} = \alpha \log Y - \alpha i$$

$$\Delta \text{Log(M/P)} = \delta (\text{log(M/P)*} - \text{log(M/P)}_{-1}) \quad (2.7)$$

Sin embargo, no hay nada en la conducta de optimización de los agentes económicos que diga que el mecanismo de ajuste es tan simple. De hecho, sería natural suponer que 'δ' es en realidad un polinomio de retrasos. Además, si tenemos en cuenta que la demanda agregada se obtiene por suma de demanda de diferentes sectores (por ej. familias y empresas), es lógico suponer que el mecanismo de ajuste será diferente para cada sector. Estos dos motivos son suficientes para explicar la aparición de retrasos generales de la variable dependiente entre los regresores. Por otra parte, es más lógico suponer que la demanda deseada se puede escribir en la forma,

$$\text{Log M*} = \text{log P*} + \alpha \text{log Y*} - \gamma i* \quad (2.8)$$

donde el asterisco indica que la variable corresponde a la estimación que los agentes hacen de su valor esperado. A su vez, este valor será en general una función de los valores retrasados de esa variable. Por ejemplo en el caso de los precios,

$$\text{Log P*} = \sum_{s=1}^n \beta_s \text{Log P}_{-s} \quad (2.9)$$

Además, la suma de los 'β' no tiene porque ser la unidad, de modo que la elasticidad precio observada de la demanda nominal no tiene por qué ser unitaria.

Finalmente, el mecanismo de ajuste no tiene por qué especificarse en términos reales. De hecho, existe considerable evidencia empírica en favor de la hipótesis de que el ajuste se formula en términos nominales (Fair (1986)). En definitiva, existen fundados motivos para suponer que la dinámica de la ecuación debe captarse por medio de una ecuación especificada en términos nominales, y con retardos de todas las variables explicativas no restringidos 'a priori' (Nota 5).

II. 4. Otros aspectos de la demanda de dinero.

Una de las vías que se han seguido para intentar explicar la inestabilidad de la demanda de dinero, es atribuírla a la exclusión incorrecta de ciertas variables. Este último apartado discute brevemente su posible influencia en el caso español, así como algunos problemas importantes no discutidos anteriormente.

La contrapartida empírica del concepto de dinero, es uno de los puntos más controvertidos desde el punto de vista de la estimación de ecuaciones de demanda. Tradicionalmente, la discusión se ha centrado en la conveniencia de definir un agregado amplio o estrecho de dinero. La definición restringida de dinero, supone que este se demanda por motivos de transacción, y por tanto, el dinero excluye todo activo que no sea estrictamente medio de pago. La contrapartida empírica más clara sería el agregado M1 y este concepto funcionó empíricamente hasta el año 1973. A partir de entonces, la definición se ha complicado por la aparición de activos líquidos muy substitutivos del dinero y de

hecho las ecuaciones de demanda de M_1 , son inestables a partir de ese año. Esto ha conducido a una definición más amplia del dinero que incluya todos estos activos, bajo el supuesto teórico de que la demanda de dinero se determina dentro de un proceso de asignación óptima de la riqueza entre diferentes activos. Es discutible que este enfoque teórico implique necesariamente una definición amplia de dinero, aunque suele suponerse implícitamente que la alternativa a los bonos son los depósitos a plazo, y así, que la definición amplia de dinero es más adecuada bajo esta perspectiva. Una consecuencia de este resultado es que es incorrecto estudiar la demanda de dinero definido ampliamente, omitiendo la variable riqueza como variable explicativa (práctica, por otra parte, muy frecuente en el caso español).

La definición amplia de dinero plantea un problema respecto a su definición. Si todo activo líquido con alta elasticidad de sustitución respecto al dinero en sentido restringido, es de hecho dinero, es difícil trazar una línea divisoria entre dinero y otros activos financieros. Según algunos críticos la definición de dinero podría ampliarse con este criterio hasta incluir cualquier activo con un mercado secundario activo que garantizase su liquidez, lo que en la práctica, convertiría al dinero en indefinible. Este argumento sin embargo, olvida una propiedad esencial del dinero que es la permanencia de su valor, por la cual es un activo sin riesgo de capital ante variaciones del tipo de interés. El precio de un título emitido a corto plazo (en general menos de un año) es poco sensible a las variaciones del tipo de interés, mientras que el de un activo a largo responde con elasticidad unitaria (Nota 3). El concepto de 'liquidez' hace referencia

tanto a la existencia de un mercado secundario activo, como a la ausencia de riesgo de capital, y por esta razón, un título a corto es líquido y por tanto dinero, y un título a largo no (Friedman 1984). De esta forma, la definición empírica de dinero como ALP, queda más justificada.

Dentro de las definiciones amplias de dinero, una alternativa a los ALP son los índices de divisia. Estos agregados, son sumas ponderadas de los diferentes activos líquidos, donde las ponderaciones son funciones de las elasticidades de sustitución, de forma que se tiene en cuenta el grado en que un activo es dinero. Aunque la idea es interesante en sí misma, estas elasticidades cambian rápidamente en situaciones de innovación financiera, y es poco probable que se obtengan demandas de dinero más estables por esta vía.

Un resultado empírico no muy común, presentado en la sección siguiente es una elasticidad precio de la demanda nominal de dinero, menor que la unidad en equilibrio a largo plazo. Aunque sea poco usual, no es la primera vez que este resultado se obtiene (ver referencias en Goldfeld (1973)) y en realidad puede justificarse de varias maneras. En primer lugar, la elasticidad dentro del primer año es 0.9, y esta es verdaderamente la importante en el diseño de la política monetaria, pues los objetivos de crecimiento de cantidad de dinero se programan para un año. A este respecto, es conveniente señalar aquí, que en todas las ecuaciones de demanda de dinero estimadas para el caso español, la elasticidad precio en el primer año, nunca es mayor de 0.5 y a veces es tan pequeña como 0.2 (aunque a muy largo plazo se obtenga una elasticidad unitaria). Además,

una elasticidad estimada menor que la unidad no implica necesariamente que la teórica no sea unitaria. Por ejemplo, si consideramos la demanda de dinero dentro del marco de distribución de la riqueza, y solo tenemos en cuenta parte de esta última variable, un incremento de los precios, al implicar una caída de riqueza no incluida explícitamente en la ecuación, supone una disminución de la demanda de dinero. Así, aunque la especificación correcta fuese en términos reales, la elasticidad precio estimada de la demanda nominal sería finalmente menor que la unidad.

Por otra parte, si las expectativas de precios no son perfectamente racionales, los precios esperados pueden ser finalmente, menores que los observados en equilibrio estático (ver sección II.3), y obtenemos otra vez, una elasticidad precio estimada menor que la unidad.

Incluso desde un punto de vista teórico, es fácil demostrar que esta elasticidad puede ser menor que la unidad. Para ver esto, consideremos la expresión usual de la demanda de dinero por motivo de transacción que es,

$$M = (b.Y/(2i))^{1/2} \quad (2.10)$$

siendo Y la renta nominal de que la unidad económica dispone en un período dado, y ' b ' el 'brokerage fee', es decir, todos los costes implicados en el intercambio de bonos por dinero, que incluyen desde la comisión del intermediario financiero, hasta el tiempo empleado en los desplazamientos al banco (para poner las cosas sencillamente). Podemos reescribir (2.10) en la forma

siguiente dividiendo ambos lados por los precios,

$$\left(\frac{M}{p}\right) = \left(\left(\frac{b}{p} \cdot \frac{Y}{p}\right)/(2i)\right)^{1/2} \quad (2.11)$$

y si (b/p) es constante, obtenemos finalmente que la demanda de dinero puede especificarse en términos reales, o en otras palabras, que la elasticidad precio de la demanda nominal es unitaria. Pero el supuesto de que (b/p) es constante es arbitrario y de hecho, esto hace tiempo que se ha reconocido (ver Laidler (1977)).

Si suponemos, por ejemplo, que 'b' es proporcional al volumen nominal de la transacción T, es decir $b = \phi T^\alpha$, podemos escribir en términos reales,

$$(b/p) = \gamma (T/P)^\alpha p^{\alpha-1} \quad (2.12)$$

y si $\alpha < 1$, la elasticidad precio de la demanda nominal es efectivamente menor que la unidad (En realidad, esto es un resultado intuitivo, ya que el hecho de que 'b' es función de 'T', debe tenerse en cuenta ahora en la optimización. La Nota ó demuestra de todas formas que el resultado sigue siendo cierto).

La aparición de una constante en una ecuación medida en tasas de crecimiento, implica que existe un efecto tendencial no explicado. Esto es lo que ocurre en la ecuación estimada para ALP, y aquí se va a tratar de ofrecer alguna explicación a este hecho. Por una parte, es evidente que no todos los componentes de la renta requieren el mismo volumen de dinero para realizar las transacciones correspondientes (véase por ej. (Makiw y Summers 1986)). Una posible solución es obtener la variable

de escala, ponderando los diferentes componentes de la renta, de acuerdo a las necesidades de dinero para transacción que cada componente requiere. En la práctica, es difícil obtener esta variable y la opción común es utilizar la renta simplemente. Pero en algunos casos, puede que las deficiencias de este procedimiento sean acusadas. Por ejemplo, en los últimos años las transacciones financieras han aumentado espectacularmente y esto ha debido suponer un alza de la demanda de dinero que recoge precisamente la constante de la ecuación. Este fenómeno es bastante general mundialmente: por ejemplo, en Japón y Alemania en el primer trimestre de 1987, M_1 ha crecido a tasas cercanas al 10 % con una inflación nula. Este hecho es atribuido por los analistas en general al incremento de demanda derivada de las transacciones financieras (Plender 1987). Sin llegar a este extremo, el volumen negociado en las bolsas de valores españolas en el 86, fué de 5 bn de ptas., es decir, aproximadamente un 20 % de los ALP.

La constante puede ser explicada alternativamente, en el período (74-85) como un desplazamiento hacia la demanda de activos financieros, desde activos reales, dada la caída de rentabilidad que estos últimos experimentaron en ese período.

La variabilidad de los tipos de interés, medida por ejemplo por medio de su varianza, es una variable potencialmente explicativa de la demanda de dinero. En el análisis de asignación óptima de la riqueza en condiciones de incertidumbre, se obtiene que un aumento de esta variable conduce efectivamente a un incremento de la demanda de dinero (Tobin). En

algunos estudios empíricos, se asegura la relevancia de esta variable (Baba, Hendry, Starr 1985), y en el caso español, también se ha resaltado ocasionalmente su relevancia. El problema empírico se plantea en la definición de la variabilidad de los tipos de interés, y aquí se ha optado por utilizar un procedimiento indirecto para contrastar esta hipótesis (Nota 7). El resultado obtenido en este estudio es que la ausencia de este efecto no pueda asegurarse, pero en todo caso, no parece tener una influencia importante.

En ocasiones se ha asegurado que las inestabilidades de la demanda de dinero se producen especialmente como respuesta a los cambios o 'shocks' de oferta monetaria (Atkinson, Blundell-Wignall 1984). Esta hipótesis puede contrastarse a partir de un análisis detallado del proceso de oferta monetaria, como el descrito en las ecuaciones (2.6). Los 'shocks' de oferta pueden definirse como la diferencia entre los valores observados y previstos en 't'. De acuerdo a las ecuaciones (2.6) podemos definir entonces los 'shocks' de la siguiente forma,

$$\begin{aligned} M_t - \hat{M}_t &= \beta_0 (A_t - \hat{A}_t) + v \\ &= \beta_0 u + v \end{aligned} \quad (2.13)$$

donde \hat{M}_t y \hat{A}_t , son los valores previstos de los activos de caja y la oferta monetaria. El valor contemporáneo y varios retrasos de $(M_t - \hat{M}_t)$, pueden utilizarse ahora como variables explicativas en la demanda de dinero. En el caso español, no se ha detectado una influencia clara de esta variable, aunque podría tener algún efecto marginal.

Las variables exteriores que pueden tener una mayor influencia en la demanda de dinero son los tipos de interés y el tipo de cambio. Respecto a los primeros, su influencia puede ser positiva o negativa dependiendo de qué motivación explique mejor la demanda de dinero. Si se considera a las monedas doméstica y exterior, como bienes sustitutos en la producción de servicios monetarios, un tipo de interés exterior más alto, hará descender las tenencias de moneda extranjera, y por tanto la demanda de moneda doméstica aumentará. Por el contrario, si se considera a la moneda doméstica como el activo sin riesgo en un modelo de optimización de cartera, el efecto del tipo de interés exterior sobre la demanda de moneda doméstica es negativo.

Respecto al tipo de cambio, una devaluación esperada de la moneda nacional conducirá en general a una disminución de la demanda de moneda doméstica. Puede esperarse que en un futuro próximo, tanto esta variable como los tipos de interés exteriores sean relevantes en el caso español, en la medida que el proceso liberalizador de movimientos exteriores de capitales no se detenga.

III. Resultados empíricos

Una de las decisiones fundamentales, cuando se selecciona un agregado monetario como objetivo, es entre un concepto amplio y otro restringido de dinero. Las dos ecuaciones correspondientes que se estudian aquí, son para los agregados M2 y ALP. Estos dos agregados han sido el principal objeto de la polémica entre un concepto amplio o uno restringido, ya que una somera inspección revela la fuerte inestabilidad de M3 en los últimos años, y la evolución similar de M1 y M2. El gráfico (1), muestra las tasas de crecimiento de M1 y M2 en el período 74-86, y como puede observarse, son muy similares. De hecho, la media de ambas series es idéntica, y la correlación, una vez eliminada la estacionalidad es 0.96. Respecto a M3 y ALP, el gráfico (2) recoge la evolución de sus respectivas tasas de crecimiento, en el mismo período. La evolución de ambas es similar hasta el año 83, en el que M3 crece mucho más despacio que ALP, mostrando así, una tendencia a la inestabilidad que justificó la sustitución de objetivos (M3 por ALP) al final de dicho año. Esta tendencia de M3 a crecer por debajo de ALP se manifestó otra vez acusadamente en el período 85.I-86.II, lo que confirmó de nuevo, que el agregado más estable y adecuado como objetivo para la política monetaria era ALP (el carácter dudosamente estable de la demanda de M3 también se ha comprobado más formalmente con estimaciones econométricas; ver por ejemplo Rojo y Arístegui, 1984).

En esta sección se van a presentar los resultados empíricos más importantes desde el punto de vista interpretativo, y los aspectos más técnicos se relegan a un apéndice en el que también se incluye

la definición de las variables, y una explicación de su elaboración. Es conveniente comenzar presentando los resultados para la demanda de ALP anual (aproximación basada en la respuesta de cuatro trimestres), que es la siguiente

$$\begin{aligned} \Delta \log ALP = & 0.007 + 0.88 \Delta \log p + 0.9 \Delta \log Y + \\ & (7.6) \quad (9.6) \quad (5.0) \\ & 0.21 \Delta \log (CP/P) + 0.01 \Delta \log pX - 0.37 \Delta \log EX \\ & (7.2) \quad (2.5) \quad (5.4) \end{aligned}$$

La importancia de esta ecuación reside en que es la más relevante para la política monetaria. Dado que los objetivos de cantidad de dinero se programan año a año, las ecuaciones con elasticidad precio o renta unitarias a muy largo plazo, son irrelevantes: en otras palabras, una elasticidad unitaria a largo plazo, con un ajuste extraordinariamente lento, no justifica una programación monetaria anual que suponga elasticidades unitarias, ya que en el plazo de un año, el ajuste es mucho menor. Además, en el campo financiero los ajustes son rápidos, y una estimación que no cumpla este requisito es dudosa desde un punto de vista econométrico. Lo que realmente importa es el ajuste en los cuatro primeros trimestres y desde este punto de vista, la ecuación aquí presentada es superior a las estimadas anteriormente. Los resultados para las ecuaciones de demanda de ALP y M2 en equilibrio a largo plazo, son los siguientes,

$$\begin{aligned} \Delta \log ALP = & 0.0057 + 0.71 \Delta \log p + 0.73 \Delta \log Y \\ & (11.2) \quad (29.5) \quad (6.1) \\ & + 0.18 \Delta \log (CP/P) - 0.36 \Delta \log EX + 0.009 \Delta \log pX \\ & (9.5) \quad (5.9) \quad (2.3) \end{aligned}$$

$$\text{LogM2} = 0.045 + 0.6 \log P + 1.56 \log Y + 0.1 \log (\dot{C}P/P)$$

(3.0) (23.0) (11.5) (1.8)

$$- 0.7 \log EX - 0.012 IR \quad (3.1)$$

(3.7) (1.8)

Las estimaciones se han llevado a cabo con las observaciones trimestrales comprendidas en el período (74.2-85 IV) (47 observaciones; los valores entre paréntesis debajo de cada coeficiente son los estadísticos 't' (Nota 8)).

Los aspectos más relevantes y que ya se han discutido en la sección anterior respecto a la demanda de ALP son: elasticidades entre 0.5 y 1.0 para renta y precios, importancia de una medida de riqueza, y de salarios, dificultad para determinar la significatividad del tipo de interés, y presencia de factores tendenciales aunque de poca importancia (representados por la constante, puesto que la ecuación está en tasas de crecimiento). La demanda de M2 es similar aunque con diferencias relevantes: la elasticidad renta es sensiblemente mayor que la unidad, el tipo de interés tiene un efecto negativo apreciable, el efecto de la variable riqueza es menor y el de los salarios mayor, por comparación a la demanda de ALP. El elevado valor de la elasticidad renta en el caso de M2 está captando probablemente factores tendenciales, no representados de otra forma ya que la ecuación está en logaritmos (no en tasas de crecimiento). Probablemente este fenómeno está relacionado con el desarrollo de la economía sumergida, especialmente en los últimos años ya que las transacciones efectuadas con los activos incluidos en M2 son más opacas fiscalmente, por comparación a otros activos incluidos en ALP. El hecho conjunto de que por comparación al caso de ALP el efecto de la variable

riqueza sea menor, el efecto de los salarios mayor, y también el del tipo de interés que pasa a ser significativo, es coherente con el motivo de demanda para transacciones que es lógico suponer, tiene más peso en la determinación de un agregado más estrecho como es M2. En cualquier caso, la estimación para M2 presenta deficiencias considerables como son por ejemplo, la elasticidad precio excesivamente baja, y una elasticidad renta excesivamente alta. Es importante subrayar que esto no es debido a la especificación econométrica, ya que se han probado todo tipo de métodos admisibles para mejorar los resultados y los que aquí se presentan son los mejores que se han obtenido (por ejemplo, se han probado especificaciones en diferencias, tendencias determinísticas, mecanismos de corrección del error, diversas contrapartidas empíricas para los precios y la renta, etc...). Más bien, la imprecisión en la estimación de M2 es un resultado de la inestabilidad subyacente de la demanda de este agregado, y en este sentido, esto es un resultado importante del presente estudio.

Finalmente, hay que resaltar la alta precisión con que se estiman los parámetros de la demanda de ALP. En el caso de M2 los resultados son mixtos, y este hecho concuerda con la menor estabilidad de la demanda de este agregado detectada estadísticamente (ver Apéndice).

Una de las cuestiones empíricamente más relevantes, relativa a la demanda de dinero, es su estabilidad. En la introducción y en las conclusiones, se ha comentado la relativa inestabilidad a corto plazo de las estimaciones, y en el Apéndice se da más información al respecto. Sin embargo, las estimaciones de equilibrio, son sorprendentemente estables incluso

para M2, como ponen de manifiesto los siguientes cuadros de elasticidades:

ALP
Período de estimación

	74.2-82.IV	74.2-83.IV	74.2-84.IV	74.2-85.IV
constante	0.0055	0.0055	0.0058	0.0057
$\Delta \log P$	0.71	0.71	0.71	0.71
$\Delta \log Y$	0.73	0.73	0.72	0.73
$\Delta \log(CP/P)$	0.18	0.18	0.18	0.18
$\Delta \log EX$	-0.37	-0.36	-0.36	-0.36
$\Delta \log pX$	0.01	0.01	0.01	0.009

M2
Período de estimación

	74.2-82.IV	74.II-83.IV	74.II-84.IV	74.2-85.IV
constante	0.029	0.03	0.037	0.045
Log P	0.62	0.65	0.62	0.6
Log Y	1.55	1.56	1.6	1.56
Log CP/P	0.11	0.11	0.11	0.11
Log EX	-0.63	-0.63	-0.62	-0.69
IR	-0.012	-0.013	-0.013	-0.012

(Los estadísticos 't' se han omitido para simplificar la lectura de las tablas. En todo caso,

siguen la misma norma que los presentados en las ecuaciones al principio de esta sección).

Otros dos aspectos importantes son la respuesta dinámica de la demanda a impulsos de las variables determinantes, y la bondad del ajuste de la estimación. Respecto a este último punto, desde el punto de vista de la programación monetaria, el interés reside en la capacidad predictiva de la ecuación, y por tanto la forma adecuada de medir el ajuste es por la varianza del error de predicción. En el caso de la ecuación de ALP, se puede establecer una banda anual con un 95 % de confianza, de $\pm 1'4\%$ alrededor de la tasa de crecimiento objetivo para esta variable (ver Apéndice). Esta banda coincide efectivamente con la utilizada en la programación monetaria por las autoridades. En el caso de M2, la banda de fluctuación con el mismo margen de confianza, es aproximadamente el doble, lo que confirma otra vez, la superioridad de ALP como objetivo intermedio.

La respuesta dinámica de las ecuaciones, suele ser un método de análisis crucial para juzgar la plausibilidad del conjunto de los resultados obtenidos. Esto es así, ya que muchas estimaciones presentan ajustes extraordinariamente lentos e inaceptables, dado el conocimiento a priori que se dispone acerca del comportamiento de los agentes económicos. Es quizás aquí, donde precisamente se puede demostrar la fiabilidad de las estimaciones obtenidas en este trabajo, por comparación a otras anteriores.

Los gráficos (3, 4,) muestran la respuesta de $\Delta \log ALP$, y, $\log M2$, a incrementos unitarios de la

renta y los precios. La forma de la respuesta dinámica es muy creíble a priori. Además, en el caso de ALP, el efecto total se lleva a cabo casi completamente en el curso del año corriente, tanto para la renta como para los precios. En el caso de M2, los ajustes requieren más tiempo, pero de todos modos, dos años o dos y medio son suficientes para que el impacto se manifieste casi en su totalidad. Por contraste, en las ecuaciones estimadas para la demanda de ALP anteriores a este trabajo, es frecuente encontrar un retraso medio del efecto de la renta en los saldos reales de dinero de más de 3 años, y suelen requerirse al menos 2 años para que se lleve a cabo solamente el 50 % del efecto total. Además, las elasticidades de precios y renta dentro del año, que son las cruciales para la política monetaria, son siempre menores a 0.5 para ambas variables, y tan bajas como 0.2 en algunas estimaciones.

Antes de presentar las simulaciones, puede ser interesante analizar el comportamiento de la velocidad de circulación implicado en estas ecuaciones. En el caso de la velocidad de circulación del agregado ALP, podemos escribir el siguiente desarrollo

$$\begin{aligned} \text{ALP} \cdot v &= P \cdot Y \\ \log \text{ALP} + \log v &= \log P + \log Y \\ \Delta \log \text{ALP} + \Delta \log v &= \Delta \log P + \Delta \log Y \end{aligned} \tag{3.2}$$

y despejando y substituyendo las estimaciones de demanda de ALP presentadas anteriormente, obtenemos la siguiente ecuación para la tasa de crecimiento de

la velocidad de circulación de ALP.

$$\begin{aligned}\Delta \log v &= \Delta \log P + \Delta \log Y - \Delta \log ALP \\ &= -0.023 + 0.29 \Delta \log P + 0.27 \Delta \log Y \\ &\quad - 0.18 \Delta \log (CP/P) + 0.36 \Delta \log EX \\ &\quad - 0.01 \Delta \log X\end{aligned}\tag{3.3}$$

(solución de equilibrio estático, elevada a tasa anual). Similarmente para el caso del logaritmo de la velocidad de circulación de M2 obtenemos

$$\begin{aligned}\log v_2 &= -0.045 + 0.4 \log P - 0.34 \log Y \\ &\quad - 0.1 \log (CP/P) + 0.7 \log EX + 0.012 IR\end{aligned}\tag{3.4}$$

La implicación de estos resultados es que la velocidad de circulación no es una constante, y por consiguiente su tasa de crecimiento no será cero en general. Aunque en principio esta última afirmación puede parecer obvia, sus implicaciones no son en absoluto inocuas. Este punto se puede analizar a partir de la última ecuación de (3.2), en la que imponiendo una velocidad de circulación constante ($\Delta \log v = 0$, por consiguiente), obtenemos

$$\Delta \log ALP = \Delta \log P + \Delta \log Y\tag{3.5}$$

o en otras palabras, una demanda de dinero cuyos únicos determinantes son los precios y la renta con elasticidades unitarias. Esta última forma de la demanda de dinero implica, y está implicada a su vez, en la hipótesis de una velocidad de circulación constante. Por consiguiente, la afirmación hecha anteriormente, en el sentido de que la velocidad de circulación del dinero no es constante, equivale a rechazar la ecuación de demanda de dinero de (3.5). Obviamente, este es un hecho muy importante a tener

en cuenta en la programación monetaria, ya que la aceptación de (3.5) como demanda de dinero, ha sido muy extendida en los últimos años.

Aunque es evidente que si la capacidad explicativa de las ecuaciones de (3.1) es alta, lo mismo deberá ocurrir con las (3.3, 4), los gráficos (5,6) presentan resultados adicionales. El gráfico (5) compara la tasa de variación de la velocidad de circulación de ALP observada con la ajustada a partir de (3.3) y la demanda estimada de ALP. la correlación entre la tasa estimada y la verdadera es de 0.96, lo que se manifiesta gráficamente en la evolución similar de ambas variables. Es interesante también, estudiar la descomposición de la tasa de variación de los ALP en sus factores explicativos. El gráfico (6) recoge los más importantes, y muestra la importancia de la riqueza y los salarios en la evolución de la demanda de ALP (todas las variables se presentan en desviaciones sobre sus respectivas medias, pues de otro modo, las contribuciones relativas de cada variable quedan oscurecidas por el efecto de las constantes).

Uno de los objetivos más importantes en la estimación de ecuaciones de demanda de dinero, es proporcionar un soporte empírico a la fijación de objetivos de crecimiento de ALP, realizada en el contexto del diseño de la programación monetaria. A continuación se presentan las simulaciones realizadas para los años 86, 87 y 88, ya que la estimación se ha realizado utilizando las series hasta el año 85. La simulación es dinámica y las tasas de crecimiento de todas las variables del cuadro presentado a continuación, se dan en términos interanuales (es decir, tasa de crecimiento de la media anual). Para

los años 86 y 87 se comprueba el buen comportamiento de la ecuación en términos agregados tal como se había indicado en los estudios de estabilidad (estabilidad anual, pero no trimestral). El comportamiento de las estimaciones en el 87 debe ser subrayado, ya que parecen captar adecuadamente la expansión de la demanda producida en dicho año, mientras que otros métodos han encontrado graves dificultades para dar cuenta de este fenómeno. Finalmente se presentan las simulaciones para el año 88, dadas unas previsiones de crecimiento del PIB y los precios de 3,5% y 4 % respectivamente. El crecimiento de la demanda de ALP compatible con estas previsiones es, según las estimaciones de este trabajo, del 9,5 % y la banda al 95 % de seguridad de $\pm 1,5\%$ o sea, 8 %-11 % (es decir, que existe un 95 % de posibilidades de que la demanda de ALP no salga de esta banda, dadas las previsiones sobre precios y PIB). Estos resultados coinciden con los objetivos monetarios anunciados recientemente por las autoridades económicas, y por tanto, proporcionan un soporte empírico a los mismos.

	I ALP	II ALP(p)	III PRECIOS(p)	IV PIB(p)
1986	12	11,5		
1987	12,5	13,5	5,5	4
1988		9,5	4	3,5

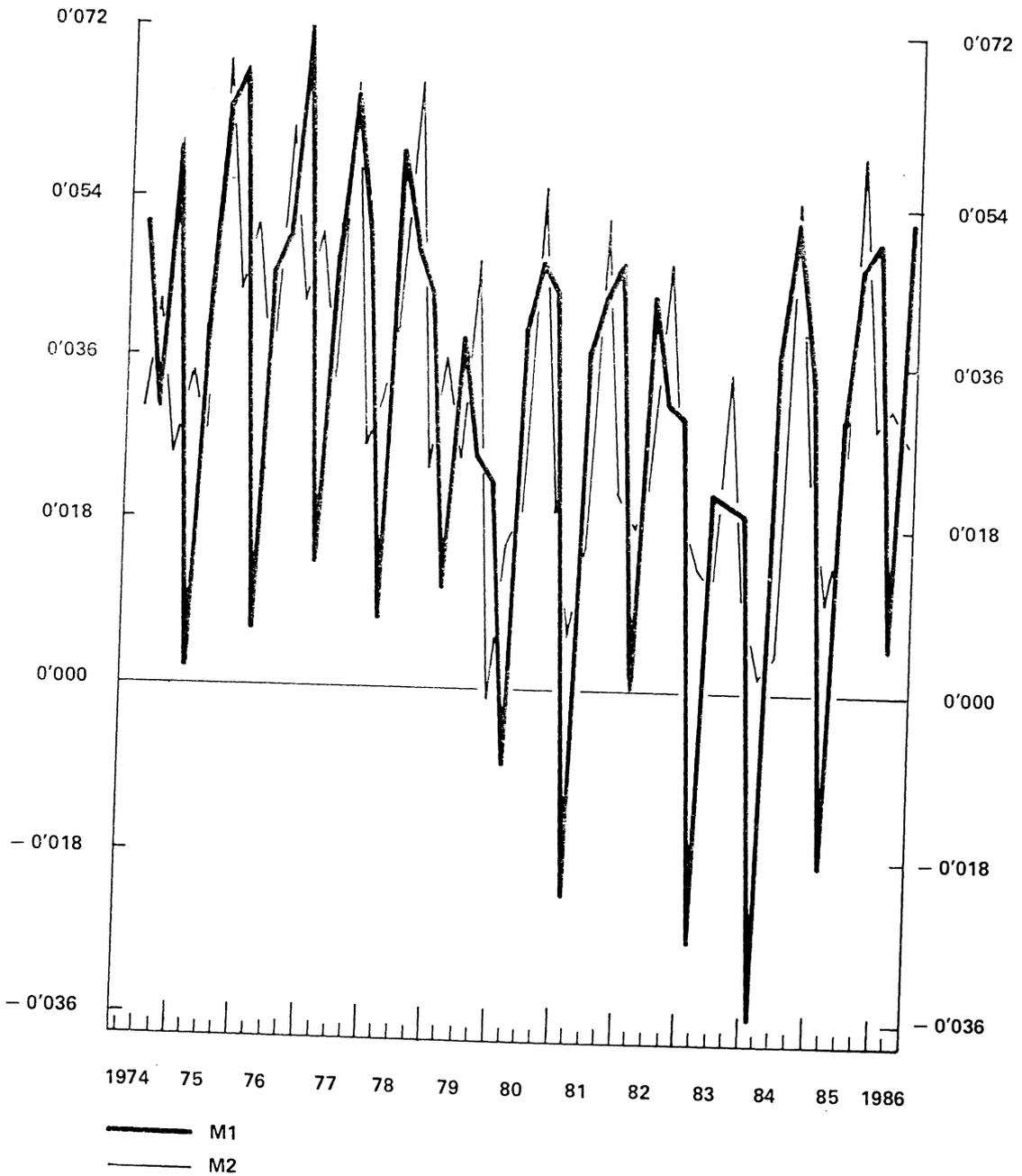
I tasa de crecimiento de ALP observada.

II tasa de crecimiento de ALP prevista según las estimaciones.

III, IV tasas previstas de crecimiento de precios y PIB en el momento de realizar las simulaciones.

Gráfico 1

TASAS DE CRECIMIENTO DE M1 Y M2
(1974-II - 1986-II)



TASAS DE CRECIMIENTO DE M3 Y ALP
(1973-II - 1986-II)

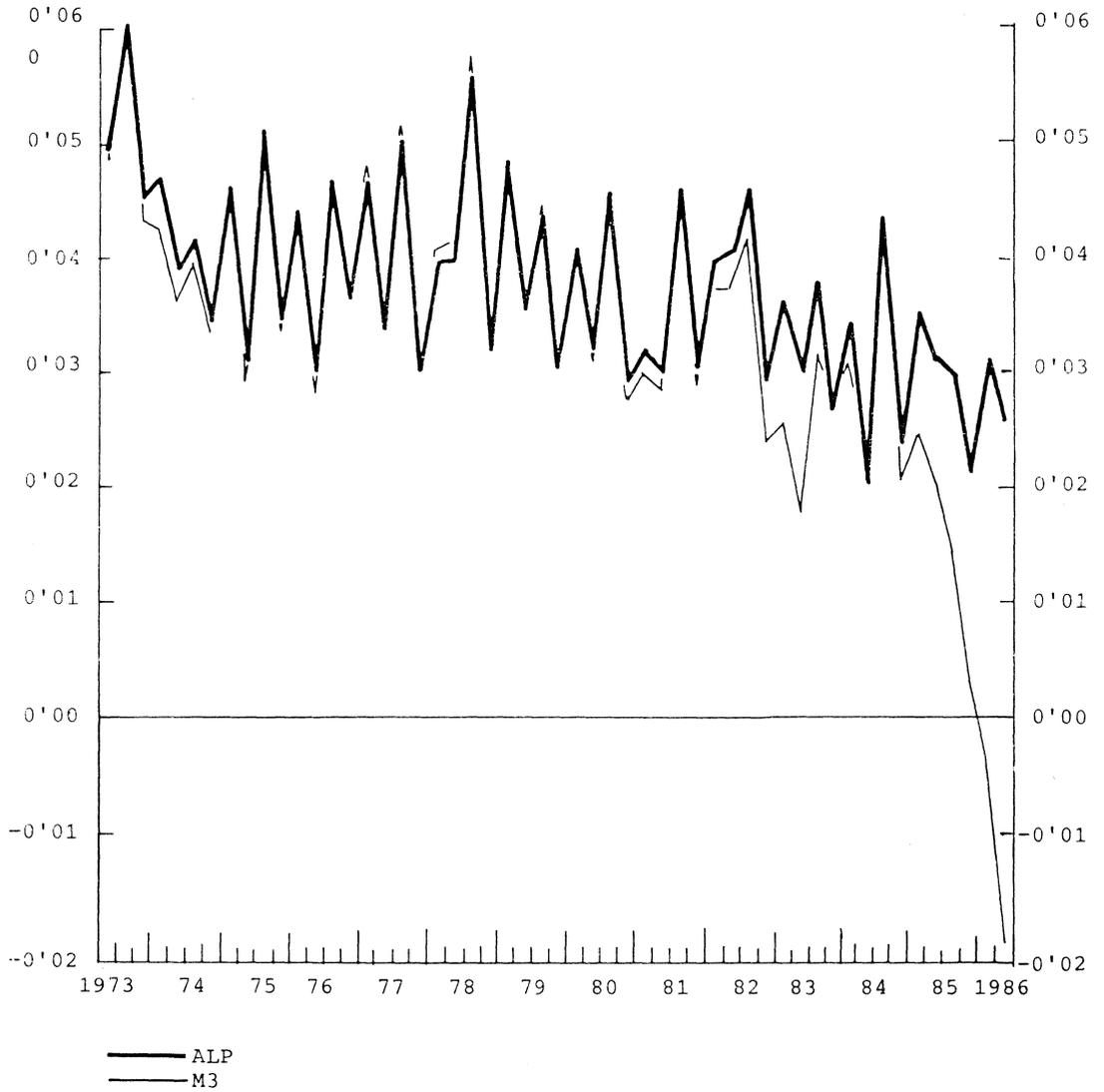


Gráfico 3

ALP: MULTIPLICADORES INTERMEDIOS

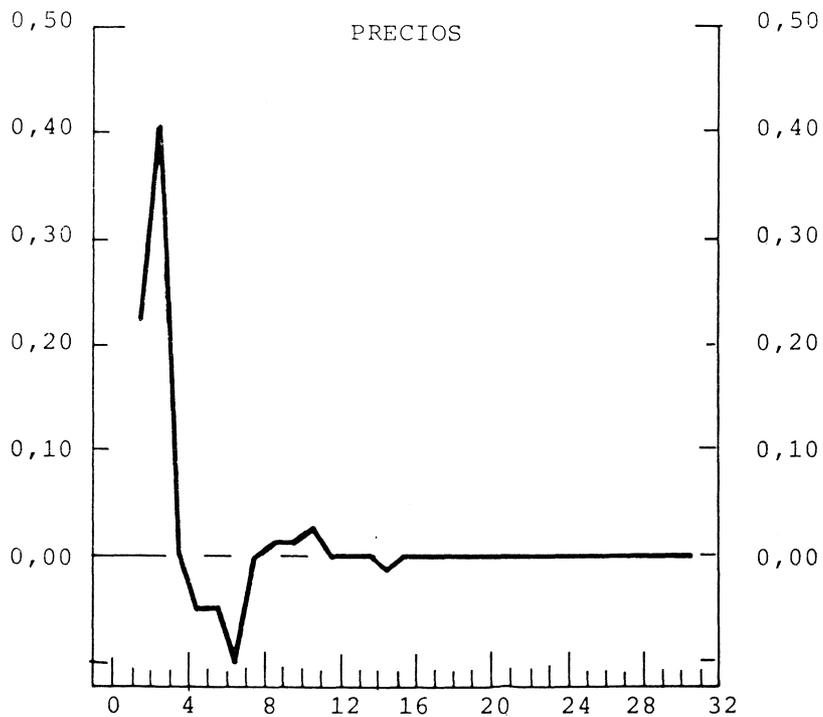
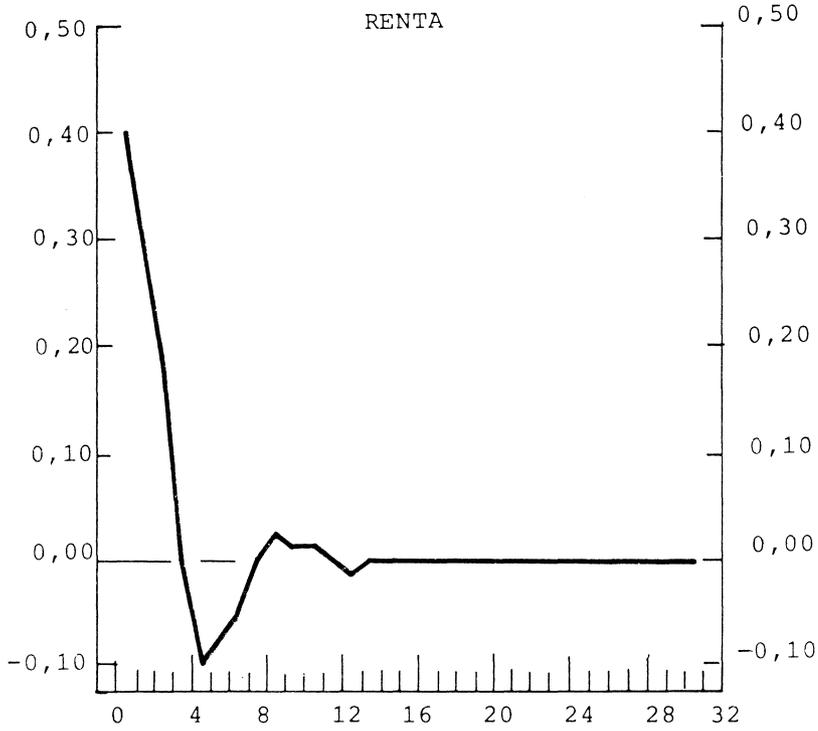


Gráfico 4

M2: MULTIPLICADORES INTERMEDIOS

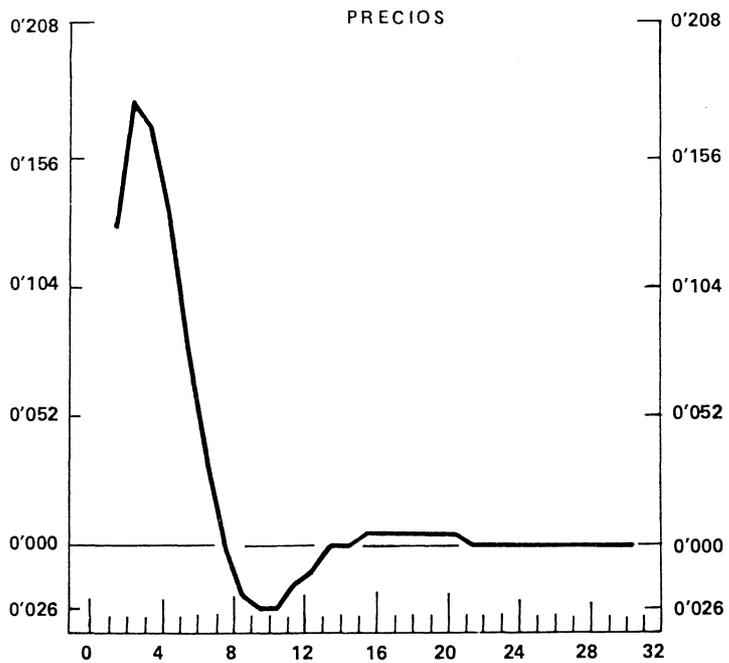
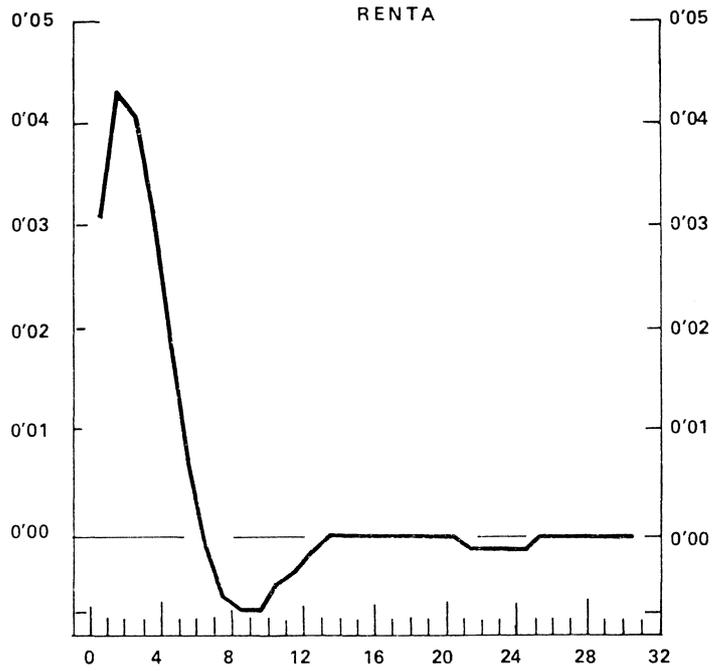
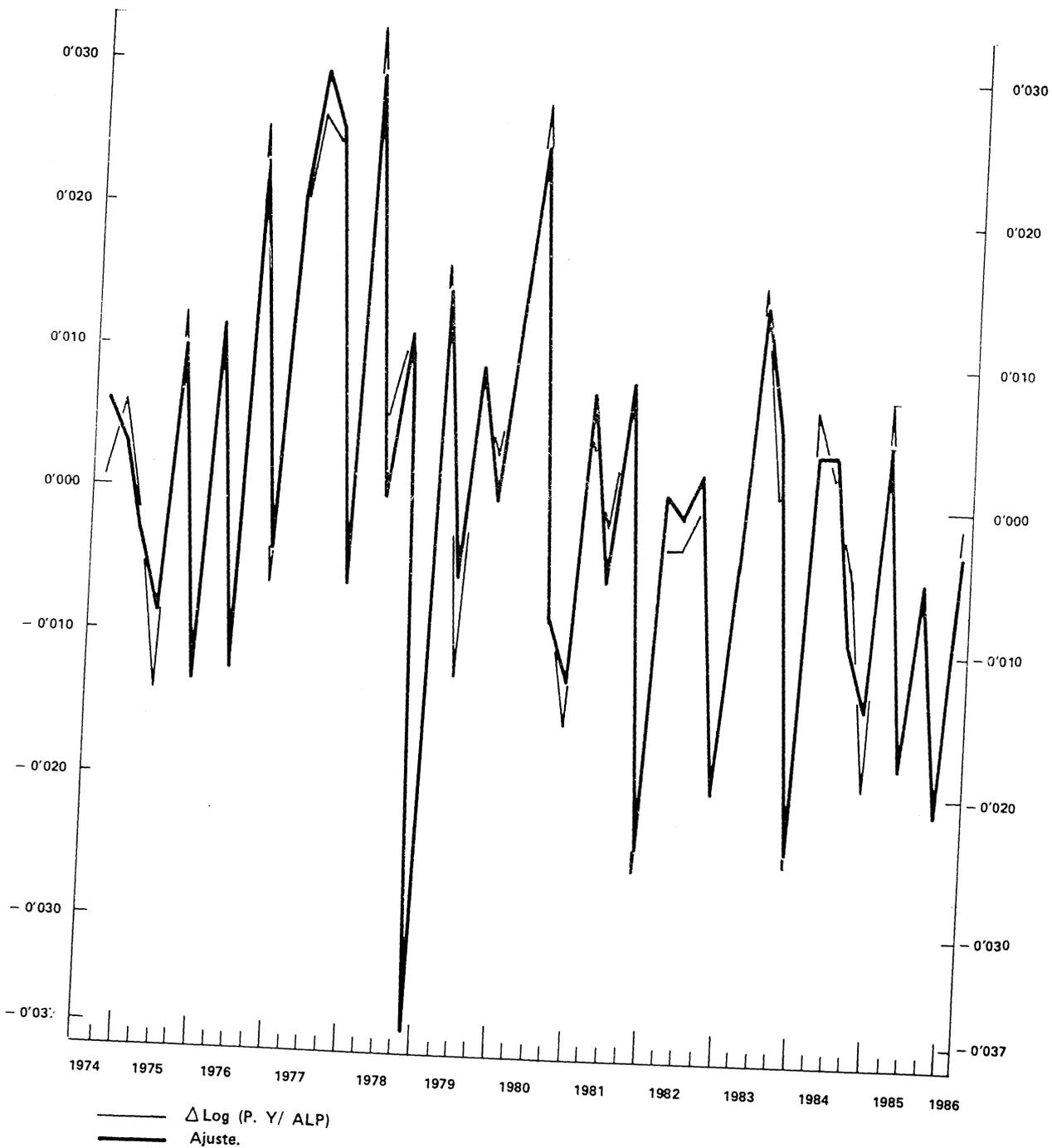
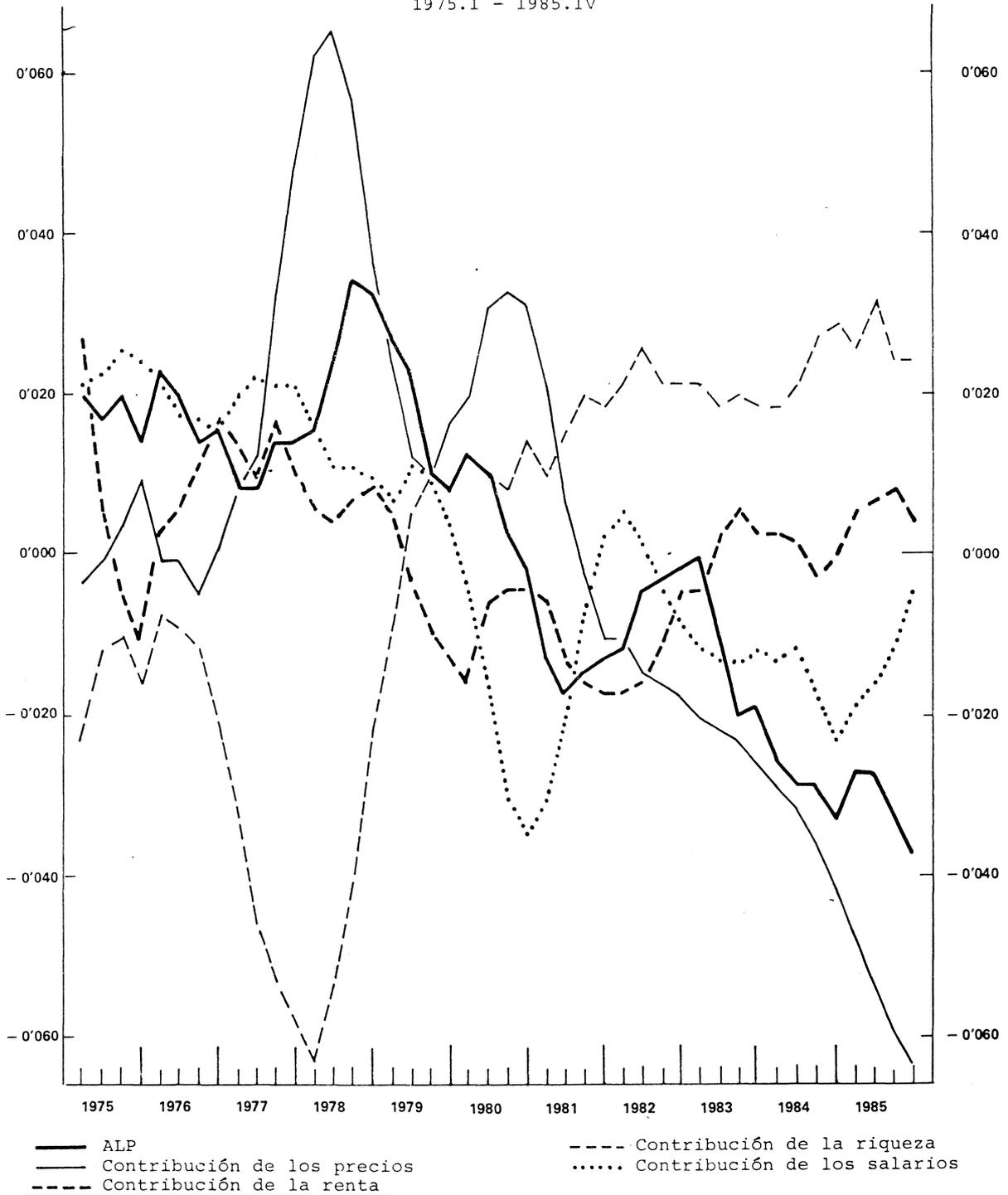


Gráfico 5

AJUSTE DE LA VELOCIDAD DE CIRCULACION DE ALP
(Tasas de variación)
(1974-II - 1985-IV)



DESCOMPOSICION DE LA DEMANDA DE ALP
(Tasas de variación)
1975.I - 1985.IV



IV. Conclusiones

Probablemente las tres conclusiones más importantes de este trabajo son las siguientes: 1) la demanda de dinero no es completamente estable 2) la velocidad de circulación del dinero no es una constante, y su tasa de crecimiento por consiguiente, es distinta de cero, y 3) los ALP son preferibles a M2 como objetivo de la política monetaria.

Respecto a la primera conclusión, la relativa inestabilidad hace referencia a las tres condiciones requeridas en la introducción para que la demanda de dinero sea estable (relación precisa con pocas variables, y constante en el tiempo). Por otra parte, esta conclusión es un efecto del fenómeno de la innovación financiera y no parece depender de la forma en que se defina el agregado, o cual se considere (los índices monetarios de Divisia (Barnett (1980) no son muy prometedores a este respecto [ver también Milbourne (1986)]. La demanda de dinero, en cualquiera de sus definiciones, depende de varias variables con numerosos retardos, y todas ellas son necesarias para estimar relaciones con sentido económico. Los errores de predicción son altos, y sólo en el caso de los ALP, la banda de error al 95 % ($\pm 1'4\%$ anual) coincide con los márgenes máximos de fluctuación fijados por la autoridad monetaria. Además, se detectan ciertas rupturas en algunos momentos del tiempo, especialmente en el año 1984: la ecuación para los ALP detecta unos errores inusualmente altos, a lo largo de ese año aunque admisibles estadísticamente, mientras que la ecuación para M2 es claramente inestable, y el contraste estadístico rechaza la estabilidad. Es notable el hecho de que la demanda de ALP's sea mucho más

estable que la de M2, antes y después del año 84, y este hecho tiene bastante importancia en la elección del agregado, que sirva de objetivo intermedio para la política monetaria. En el momento en que se tomó la decisión (finales del 83) estaba justificada la elección de ALP sobre M2, por ser el primer agregado más controlable, y más estable su demanda. Además, esta decisión y el correspondiente establecimiento del nuevo esquema de control visto retrospectivamente, no alteraron la conducta de los agentes económicos, en el sentido de que a partir de entonces la demanda de M2 sea más estable. Por el contrario, la ventaja comparativa a favor de ALP se acentúa precisamente en el año 84 (Nota 9). Como se ha indicado en la presentación de los resultados empíricos, también ALP es preferible a M2, de acuerdo con varios criterios adicionales como son: menores errores de predicción, ajustes dinámicos más rápidos (y creíbles), interpretabilidad de las estimaciones, etc... En definitiva, estos resultados no hacen sino corroborar los análisis teóricos discutidos en la sección II, en el sentido de que cada unidad monetaria se demanda simultáneamente por varios motivos, y es artificial por tanto, separar la demanda de ALP en dos partes: M2 y resto.

Finalmente, los resultados econométricos de la sección III, justifican la afirmación de que las elasticidades de las diversas variables, en equilibrio a largo plazo, son muy estables especialmente en el caso de la demanda de ALP. En períodos más cortos de tiempo, hay sin embargo, una considerable incertidumbre acerca de la dinámica de la ecuación, y por tanto, acerca de las elasticidades mencionadas anteriormente. Estos resultados justifican una política de cantidades, cuyo objetivo

a largo plazo se fija en términos de dinero, pero que a corto plazo presta mayor atención a las variaciones del tipo de interés para evitar excesivas fluctuaciones de la producción. No obstante, cuando el objetivo primordial es la tasa de inflación, el objetivo de cantidad de dinero cobra mayor importancia porque proporciona un 'anclaje' para los precios, que de otro modo podrían deslizarse peligrosamente (Nota 10).

La segunda conclusión hace referencia al hecho de que la velocidad de circulación es función de una serie amplia de variables, entre las que están la renta, los precios, los salarios, la riqueza, factores tendenciales, y el tipo de interés especialmente en el caso de agregados monetarios restringidos. Como por definición, la velocidad de circulación es $v=(P.Y/M)$, a no ser que las elasticidades de demanda de dinero respecto a renta real y precios sean ambas unitarias, estas variables serán determinantes de la velocidad, como ocurre efectivamente en el caso español. Respecto al resto de factores que afectan a 'v', ya se ha justificado en las secciones II y III la razón de su relevancia. Una consecuencia de este hecho, desde el punto de vista de la programación monetaria, es que la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, compatible con tasas dadas de crecimiento para precios y renta, no será en general la suma de estas dos. La importancia de este resultado, se ve amortiguada sin embargo, por el hecho de que en la demanda de dinero 'anual' (ver sección III), el valor de las elasticidades precio y renta es 0.9, la contribución tendencial es pequeña (2% anual) y las elasticidades de las restantes variables son de menor orden de magnitud.

Otro grupo de resultados, de interés son los siguientes:

- a) Las elasticidades de la demanda de dinero respecto a precios y renta real, se estiman en el intervalo (0.5, 1.0) (caso de ALP). Ambas elasticidades son coherentes con el enfoque de demanda de transacciones, como se discute en la sección II. En el caso de la renta real el resultado es comúnmente aceptado y se encuentra en la mayoría de las estimaciones de demanda de dinero. En el caso de los precios, es un resultado inusual, pero no nuevo (ver referencias en Goldfeld (1973)) sobre este punto), y fácilmente justificable, una vez que se tiene en cuenta el hecho más que probable, de que la 'comisión del intermediario' ('b', 'brokerage fee'), no es proporcional a los precios (Nota 6). En todo caso, la elasticidad no es lejana a la unidad, y puede que la omisión de ciertos componentes de la riqueza sea la explicación, como se discute en la sección II.

- b) La elasticidad del tipo de interés en la demanda de dinero es difícil de determinar. En agregados restringidos, puede detectarse con claridad un signo negativo, pero en el caso de agregados más amplios, aunque la elasticidad es distinta de cero es difícil determinarla empíricamente. Una consecuencia derivada de este hecho es que para estudiar la determinación del tipo de interés es mejor normalizar la ecuación en esta variable (ver por ej. Poole (1970b), Rojo y

Pérez(1977) , Pérez (1977), Servicio de Estudios del Banco de España (1976), Mauleón y Pérez (1985), Mauleón (1987)).

- c) La tasa esperada de inflación, no juega un papel importante en la determinación de la demanda de dinero. En estimaciones anteriores para el caso español, no siempre se ha encontrado que este efecto sea significativo, y en todo caso, su elasticidad ha sido siempre pequeña.

- d) Otras variables de escala aparte de la renta real, son importantes en la determinación de la demanda de dinero, y concretamente, los salarios y la riqueza. Estas dos variables son particularmente importantes cuando se trata de obtener una ecuación explicativa para el tipo de interés, a partir del mercado de dinero. El hecho de que sean también muy significativas en estimaciones independientes de ecuaciones de tipos de interés, (Mauleón (1987)) es coherente, y refuerza por tanto la justificación para que sean también determinantes de la demanda de dinero (las ecuaciones para tipos de interés se obtienen despejando dicha variable en las funciones de demanda de dinero).

- e) Finalmente, aparte de ciertos efectos tendenciales, posiblemente atribuibles en gran medida al extraordinario desarrollo de las transacciones financieras, ninguna de las otras variables sugeridas en la literatura como candidatas en la determinación de la demanda de dinero,

parecen ser relevantes en el caso español (por ej., shocks de oferta de dinero, variabilidad de los tipos de interés, efectos 'ratchet', etc.,). Sin embargo, una variable que todavía no es importante pero que previsiblemente lo será en un futuro próximo, debido a la liberalización de los movimientos exteriores de capitales, es sin duda, el tipo de cambio.

La innovación financiera ha sido en gran medida la respuesta de los agentes económicos a niveles altos de los tipos de interés y de la tasa de inflación, y a una acusada variabilidad de estas variables y de los tipos de cambio. Como por otra parte, el crecimiento desbordado de las magnitudes monetarias ha sido parcialmente la causa de los fenómenos que han conducido a la innovación financiera, es previsible que el curso de este fenómeno se desacelere una vez que la oferta monetaria reduzca su ritmo de crecimiento suficientemente. En esta situación, es previsible que la demanda de dinero se estabilice, lo cual convertirá de nuevo a la cantidad de dinero en un mejor indicador a corto plazo de la situación económica y justificará con mayor razón su utilización como objetivo intermedio. Presumiblemente, entonces será también el momento de obtener estimaciones más precisas de la demanda de dinero.

APENDICE

Este apéndice presenta las estimaciones básicas de la demanda de M2 y ALP en detalle, así como una definición explicativa de las variables utilizadas. También se añaden una serie de resultados y contrastes de interés, para evaluar la fiabilidad de las estimaciones. Los contrastes se presentan con la notación $\chi_n^2(g)$ donde 'g' son los grados de libertad cuando el criterio es una χ^2 . Cuando es una F, la notación es $F_n(g_1, g_2)$, siendo g_1 y g_2 respectivamente los grados de libertad del numerador y el denominador. El símbolo 'n' se refiere a los contrastes siguientes:

- n=1 Contraste de estabilidad de Chow (4 últimas observaciones).
- n=2 Contraste de significatividad de todos los retardos excluidos (hasta el 4 Ω).
- n=3 Contraste de normalidad de los residuos (Bera y Jarque).
- n=4 Contraste de heterocedasticidad tipo ARCH.
- n=5 Contraste de correlación serial de los residuos.

Los valores entre paréntesis debajo de cada coeficiente en las ecuaciones son los coeficientes 't'.

Resultados para la demanda de M2

$$\begin{aligned} \text{LogM2} = & -0.007402 + 0.04503 + 1.37\text{logM2}_{-1} - 0.58\text{logM2}_{-2} \\ & (1.6) \quad (10.8) \quad (12.8) \quad (4.9) \\ & +0.13\text{logP}_{-2} + 0.06\text{log}(\text{CP/P})_{-1} - 0.081\text{log}(\text{CP/P})_{-2} \\ & (3.0) \quad (1.6) \quad (1.4) \\ & +0.042\text{log}(\text{CP/P})_{-3} + 0.33\text{logY}_{-1} - 0.0024\text{IR} \\ & (1.1) \quad (2.7) \quad (1.2) \\ & +0.0025\text{IR}_{-1} - 0.0025\text{IR}_{-2} - 0.15\text{logEx}_{-2} \\ & (0.8) \quad (1.2) \quad (4.5) \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma} = 0.0076; \quad R^2 = 0.9997; \quad T = 47 \quad (74.\text{II} - 85.\text{IV})$$

$$F_1(4, 30) = 3.0; \quad \chi^2(20) = 14.7; \quad \chi^2_3(2) = 1.5$$

$$\chi^2_4(4) = 1.5; \quad \chi^2_5(4) = 5.2$$

Otros resultados

- Cuando se contrasta por separado el año 84, aparece una marcada inestabilidad y el contraste de Chow la detecta al 1%. El resto de observaciones es razonablemente homogéneo.
- los contrastes de correlación serial individuales para los cuatro primeros retrasos tampoco son significativos.
- la tasa de inflación esperada no es significativa y además los coeficientes tienen el signo incorrecto (el contraste utilizado es el de Mauleón 1986).

Resultados para la demanda de ALP

$$\Delta \log ALP = 0.014(D1+D3) - 0.24\Delta \log ALP_{-4}$$

(7.6) (1.9)

$$+0.23 (\Delta \log P_{-1} + \Delta \log P_{-2}) + 0.43\Delta \log P_{-3}$$

(5.2) (5.8)

$$+0.11(\Delta \log CP/P + \Delta \log CP/P_{-3})$$

(7.2)

$$+0.012\Delta \log PX_{-1} + 0.01(\Delta \log PX_{-2} - \Delta \log PX_{-3})$$

(2.5) (2.7)

$$-0.0037\Delta IR + 0.0028\Delta IR_{-1}$$

(2.5) (2.5)

$$+0.415 (\Delta \log Y_{-1} + \Delta \log Y_{-2} + \Delta \log Y_{-3})$$

(4.7)

$$+0.113 (\Delta \log Y_{-2} + 2\Delta \log Y_{-3})$$

(2.2)

$$-0.068 \left(\sum_{s=0}^4 \Delta \log EX_{-s} \right)$$

(5.3)

$$-0.033 \left(\sum_{s=1}^4 s \Delta \log EX_{-s} \right)$$

(3.4)

$$+0.0074 \left(\sum_{s=1}^4 s^2 \Delta \log EX_{-s} \right)$$

(3.3)

$$\hat{\sigma} = 0.0038; \quad R^2 = 0.865; \quad T = 47(74.II - 85.IV)$$

$$F_1(4, 30) = 0.14; \quad \chi^2(19) = 21.6; \quad \chi^2_3(2) = 0.3$$

$$\chi^2_4(4) = 6.2; \quad \chi^2_4(4) = 6.4$$

Los coeficientes de las variables $\Delta \log Y, \Delta \log EX$, son los de un polinomio de Almon de grado 2 y 3 respectivamente. La ecuación está estimada por variables instrumentales, ya que los mínimos cuadrados sesgan marcadamente el coeficiente del tipo de interés hacia cero. Para evitar los problemas derivados de un exceso indiscriminado de instrumentos (Mauleón (1985(a)) se han tomado las variables explicativas de las ecuaciones de tipos de interés estimados en Mauleón (1987).

Otros resultados

- El mecanismo de corrección del error $\log(ALP/PY)$, no ha resultado nunca significativo (se probaron los retrasos del primero al cuarto por separado). Los coeficientes estimados han sido siempre, prácticamente iguales a cero.
- La tasa esperada de inflación no es significativa y tiene el signo incorrecto. El contraste utilizado es el de Mauleón (1986).
- Los 'shocks' de oferta de dinero no son significativos aunque su signo es el correcto. Los 'shocks' de oferta pueden obtenerse a partir del modelo de (2.6), dado por la parte no esperada, o error del modelo en t , condicionado a $t-1$. Las estimaciones para ambas ecuaciones están presentadas en Mauleón (1985b) y Mauleón, Pérez y Sanz (1986).
- La variabilidad del tipo de interés no aparece como variable muy significativa aunque su signo es el correcto (ver Nota 7).

- La ecuación se ha estimado también con el IPC general, aunque esta variable sería más adecuada en un enfoque de transacciones de la demanda de dinero. Los resultados, en general, coinciden aunque la significatividad de los coeficientes y el ajuste de la ecuación, empeoran.
- Los tipos de interés propios del agregado ALP (tipos de los depósitos a plazo, y tipo interbancario) no han resultado ser significativos.

Los valores críticos al 95% para cada contraste se han omitido para simplificar la presentación pero puede comprobarse que, en general, la hipótesis nula se acepta sin demasiados problemas:

VARIABLES UTILIZADAS EN LAS ESTIMACIONES

ALP: activos líquidos en manos del público (incorporan la corrección por los depósitos públicos a partir de Diciembre de 1982).

CP: crédito interno al sector público corregido del pago anticipado de intereses de los pagarés del Tesoro, y sin moneda extranjera (crédito exterior intermediado por entidades domésticas).

EX: $(P.Y)/(W.N)$. No existe una medida trimestral del excedente propiamente dicho $(P.Y-W.N)$. Como $(W.N)/(P.Y)$ es la proporción de renta salarial en la total, $((W.N)/(P.Y))^{-1}$ puede ser un sustituto aproximado del excedente (una 'proxy'). Finalmente, como varias variables trimestrales son índices, al tomar logaritmos se elimina el problema, y únicamente se

modifica la constante de la ecuación (al tomar diferencias desaparece). Obtenemos así, una mejor idea de la elasticidad de respuesta al excedente.

- IR: tipo de interés de las obligaciones privadas medido en tanto por ciento (rendimiento bruto sin desgravación fiscal). Para el período 1973-1983, la variable es el rendimiento total de las obligaciones industriales (media ponderada). A partir del año 1984 incluido, esta serie deja de ser representativa y se substituye por el tipo de las obligaciones eléctricas a medio y largo plazo.
- M2: Efectivo en manos del público, más depósitos a la vista y de ahorro (se excluyen los depósitos del sector público). Obtenida, restando los depósitos a plazo de M3.
- N: Ocupados en sentido estricto (todos los sectores).
- P: Índice de precios no alimenticios (aproximadamente el 70% del IPC total; se elimina el componente alimenticio no elaborado por ser bastante errático). Antes de 1977 está interpolado con las tasas de variación del IPC.
- PX: Posición exterior neta del sector privado de la economía, construída como suma de las dos series siguientes a) posición exterior neta del sistema crediticio, b) activos netos frente al exterior del sector privado.

- Y: PIB trimestralizado por R.Sanz, utilizando como indicador el IPI trimestral desestacionalizado. La interpolación para 1985 es aproximada, suponiendo una tasa de crecimiento anual del 2%.
- W: Ganancia media por persona al mes (media de todas las ramas).

Fuente: Banco de Datos del Servicio de Estudios del Banco de España, I.N.E., y elaboración propia.

Notas

(1) Esta forma de definir la estabilidad en estadística se hace, obviamente, bajo el supuesto de que existen sólidas razones para creer en la estabilidad y constancia de los parámetros, supuesto que por esta razón, sólo se rechazará si la evidencia en contra es importante. En el caso de la demanda de dinero, el supuesto de estabilidad no tiene demasiado sentido, pues toda la información existente sobre los procesos de innovación financiera induce precisamente a pensar lo contrario.

(2) Una forma bastante popular de obtener un efecto significativo de la tasa de inflación en la demanda de dinero es por medio de los modelos de mecanismo de corrección del error (MCE). En síntesis, un modelo de este tipo postula la siguiente forma dinámica (Baba, Hendry, Starr 1985), Dolado (1982, 1985)),

$$\Delta(m-p)_t = -\alpha \Delta p_t - \beta (m-p-Y)_{t-1} + \Phi + \epsilon_t$$

donde todas las variables están en logaritmos, y el resto de determinantes de la demanda de dinero están englobadas en Φ . En equilibrio a largo plazo, se argumenta, $\Delta(m-p)=0$, de modo que,

$$m-p = Y + \Phi/\beta - (\alpha/\beta)\Delta p$$

siendo de esta forma la elasticidad de la demanda de saldos reales respecto a la tasa esperada de inflación, $(\alpha/\beta)E(\Delta p)$.

Para analizar esta forma de resolver el modelo, es útil reescribirlo despejando la renta, es decir,

$$Y = (m-p) + (\alpha/\beta)\Delta p - \Phi/\beta$$

y como esta solución se obtiene bajo el supuesto $\Delta(m-p)=0$, esto implica que $\Delta m = \Delta p$ y substituyendo en la ecuación anterior obtenemos,

$$Y = (m-p) + (\alpha/\beta) \Delta m - \Phi/\beta$$

Por otra parte, $\Delta m = \Delta p$, implica que $(m-p)$ es constante, así que tomando diferencias en la ecuación anterior obtenemos,

$$\Delta Y = (\alpha/\beta) \Delta \Delta m$$

(condicionado a $\Phi = \text{cte.}$). Esta última correlación implica la no superneutralidad del dinero, ya que aceleraciones de la oferta monetaria, tienen un efecto positivo en la tasa de crecimiento del PIB. Pero otra implicación de esta ecuación es que si la tasa de crecimiento de la oferta monetaria es negativa, la tasa de crecimiento del PIB también lo será. Esta forma de solucionar el modelo nos conduce, por lo tanto, a la muy dudosa conclusión de que un crecimiento de la oferta monetaria es compatible con el mismo crecimiento de los precios y con un crecimiento o decrecimiento del PIB, según la oferta monetaria se acelere o no. Matemáticamente no hay nada que objetar, pero el supuesto bajo en cual se deriva la solución de equilibrio, $\Delta m = \Delta p$, es claramente arbitrario y no es defendible desde ninguna posición teórica.

Por otra parte, los modelos MCE suelen tener otras implicaciones inaceptables. Por ejemplo, el coeficiente estimado para ' β ' suele ser muy bajo, lo que si reescribimos la ecuación deshaciendo las diferencias conduce a la siguiente expresión,

$$(m-p)_t = (1-p)(m-p)_{t-1} + \beta Y_{t-1} - \alpha \Delta p_t + \Phi + \epsilon_t$$

El coeficiente de ajuste dinámico $(1-\beta)$, será cercano a la unidad, y por esto, la ecuación se ajustará muy lentamente a los valores de equilibrio. Es decir, se obtienen unos retrasos en el ajuste inaceptablemente largos (ver sección III). Además, el coeficiente estimado para ' α ', suele ser cercano a la unidad, aunque algo menor. Es fácil demostrar que si $\alpha=1$, el sesgo de la estimación nímimo cuadrática, producirá precisamente un valor estimado menor que la unidad. Para ver esto, supongamos que una ecuación de precios incluye como determinante el dinero (como una aproximación a la presión de la demanda nominal, en una ecuación de mark-up por ejemplo (Mauleón 1985 b)). Entonces tenemos el siguiente modelo,

$$\Delta(m-p) = -\alpha\Delta p + \Phi + \varepsilon$$

$$\Delta p = \beta\Delta m + \Psi + v$$

donde (Φ, Ψ) incluyen el resto de las variables, y por comodidad suponemos que $\sigma_{\varepsilon v} = 0$. Suponiendo que $\alpha=1$, es fácil comprobar que $E(p\varepsilon) > 0$, y así, $\hat{\alpha}_{OLS} < 1$, que es lo que suele obtenerse en estas estimaciones. Es decir, parece bastante evidente que $\alpha=1$, y que además la ecuación debe ser especificada en términos nominales (ver también la Nota 5).

Por último, la forma coherente de contrastar la significatividad de la tasa de inflación, y que es el método utilizado en este trabajo, es por medio de la estimación del modelo siguiente,

$$(m-p)_t = \beta Y_t - \alpha \Delta p_{t+1}^e + \Phi + \varepsilon_t$$

siendo Δp_{t+1}^e la tasa esperada de inflación

para $t+1$ con la información disponible en t , y contrastando la hipótesis $\alpha = 0$ (pueden considerarse también previsiones para más períodos, Mauleón (1986)).

(3) A este resultado se recurrirá repetidamente en este trabajo. Como por otra parte, es un resultado que frecuentemente se pasa por alto en análisis macroeconómicos, aunque sea bien conocido entre analistas financieros, se ha considerado oportuno explicarlo aquí. Para simplificar, consideremos un título de deuda consolidada (es decir, no amortizable), que genera una renta R , en un período de tiempo dado. El precio del título P vendrá dado por

$$p = R/i$$

siendo 'i' el tipo de interés de mercado, de la inversión alternativa. Para analizar la elasticidad tipo de interés del precio del título, tomamos logaritmos y diferenciamos, es decir,

$$\begin{aligned} \text{Log } p &= \text{log } R - \text{log } i \\ d\text{log } p / d\text{log } i &= -1 \end{aligned}$$

y así, la elasticidad es unitaria: un incremento del tipo de interés desde el 10 % al 11 %, implicará una caída del 10% en el precio de este título.

Consideremos ahora un título a corto plazo, que se amortiza en un solo período, y cuyo valor nominal es ' β '. Su precio de mercado vendrá dado por,

$$p = (\beta + R) / (1+i)$$

y si $R = \beta i$, entonces esta expresión nos da, $p = \beta$.

como efectivamente tiene que ocurrir. Para hallar la elasticidad seguimos el mismo procedimiento que en el caso anterior y obtenemos,,

$$\log p = \log(\beta+R) - \log(1+i)$$

$$\begin{aligned} d \log p &= - \frac{1}{1+i} di \\ &= - \left(\frac{i}{1+i} \right) \left(\frac{di}{i} \right) \end{aligned}$$

de modo que la elasticidad es ahora $i/(1+i)$. Un incremento del tipo de interés desde el 10 % hasta el 11%, implicará ahora una caída del precio de este título, de solamente un 1%.

En resumen, la sensibilidad del precio de los títulos a largo plazo respecto a variaciones del tipo de interés, es mucho mayor que en el caso de los tipos a corto plazo. Por este motivo, el riesgo de pérdidas de capital es mayor con los títulos a largo, y su tipo de interés suele ser más alto, al incorporar la prima correspondiente a este riesgo.

(4) La demanda de dinero suele presentarse con frecuencia, como una suma de demandas por diferentes motivos. Este procedimiento tiene la dificultad de que induce a creer que cada componente de un agregado amplio de dinero, se demanda por un motivo diferente. En realidad, es difícil hacer esta separación, ya que el dinero, y cada uno de sus componentes, se demandan conjuntamente por varios motivos. Analíticamente es sencillo representar la determinación conjunta de la demanda de dinero por motivos de transacción y de distribución de riqueza. Para ello, supongamos que al principio de un período

un individuo dispone de una renta 'Y', que gasta regularmente de modo que su tenencia media de dinero por motivos de transacción es $M=Y/2$. Si dicho individuo decide reducir sus saldos, manteniendo el dinero en otra forma, y recuperándolo 'n' veces, su tenencia media será ahora $M= Y/2n$. Si reduce sus tenencias a cero, y recupera el dinero cada vez que desea emplearlo en una transacción, sus tenencias medias de bonos serán, $\beta= Y/2$ (suponiendo que esta sea la alternativa al dinero). Y si mantiene dinero y bonos sus tenencias de bonos serán $\beta=Y/2-M$. Si los bonos pagan un tipo de interés 'r', y el coste de convertir bonos en dinero es 'b', la riqueza del individuo será,

$$\begin{aligned} W &= (1+r)\beta + M - bn \\ &= W(r, n) \end{aligned}$$

dado que podemos substituir β y M por funciones de 'n'. Como en el análisis de Tobin, 'r' será una variable con valor desconocido, pero con una distribución de probabilidad. Entonces, la esperanza y varianza de W ($EW, \sigma^2(W)$), serán funciones de 'n'. El problema ahora es maximizar la utilidad de la riqueza esperada teniendo en cuenta que su excesiva variabilidad no es deseable. Matemáticamente el problema es,

$$\max (U (EW_t, \sigma(W)) + \lambda (Y - \beta - M))$$

donde W ha sido definido anteriormente. La maximización se lleva a cabo con respecto a 'n', y se obtiene la demanda de dinero por motivos conjuntos de transacción y distribución de riqueza.. Si 'n' aumenta, la riqueza también lo hace hasta un punto en el que los costes de intermediación (bn) serán

demasiado altos, y la riqueza disminuye. Si los costes de intermediación son nulos ($b=0$), como la varianza de la riqueza aumenta con 'n', en determinado punto la utilidad disminuye, así que finalmente el individuo mantiene conjuntamente bonos y dinero.

También puede introducirse la demanda especulativa, que tiene en cuenta las posibles pérdidas y ganancias de capital, extendiendo el análisis a varios períodos.

En este caso, el componente de riqueza asociado a los bonos sería

$$(1+r_t^e - \Delta r_t^e / r_{t-1}^e) \beta_t$$

siendo r_t^e el valor que se espera para el tipo de interés en el período de (t-1) a t.

(5) Este punto puede verse también del siguiente modo.

Supongamos que la demanda de dinero es,

$$m-p = \Phi + \varepsilon$$

donde las variables están en logaritmos, y Φ engloba todos los determinantes de esta demanda excepto los precios corrientes (renta, tipos de interés, etc...).

Si estimamos adecuadamente el modelo,

$$m = \alpha p + \Phi + \varepsilon$$

obtendremos un valor para ' α ' aproximadamente igual a uno. Si estimamos el modelo,

$$m-p = \beta p + \Phi + \epsilon$$

el valor estimado para ' β ' será cercano a cero.

Supongamos ahora que la verdadera demanda de dinero está dada por,

$$m = \Phi + \epsilon$$

donde los precios aparecen retrasados en la función Φ . Si estimamos ahora (consistentemente) los dos modelos anteriores, obtendremos un valor de ' α ' cercano a cero y el de ' β ' será próximo a menos uno. Y esto es precisamente lo que ocurre en la práctica, proporcionando así, evidencia empírica muy sólida para especificar la ecuación en términos nominales:

(6) En los estudios de demanda de dinero por motivos de transacción juega un papel importante el coste de intercambiar bonos por dinero, ya que si este coste fuese nulo las tenencias de dinero serían también nulas. Este coste, inicialmente se identificó con las comisiones cobradas por los intermediarios financieros por realizar la operación de intercambio (comisión del intermediario, o 'brokerage fee'). Hoy día se considera que existen costes adicionales en la operación de intermediación, y el ejemplo obvio es 'el tiempo empleado en ir al banco de la esquina'. En cualquier caso y por extensión, se continúa denominando como comisión de intermediación (broker's fee), a todos los gastos englobados en la operación de intercambio. Si suponemos que ' b ' incluye un

término constante y otro proporcional al volumen de la operación de cambio de bonos por dinero, podemos escribir,

$$b = \phi p + \gamma (Y/n)^\alpha$$

siendo 'Y' la renta que la unidad económica dispone para un período, y 'n' el número de veces que se realiza la operación de cambiar bonos por dinero en ese período. Suponemos que ϕ y γ son constantes, y que el término variable crece menos que proporcionalmente al volumen de la transacción, es decir $\alpha < 1$. El problema de optimización es ahora,

$$\min (iY/(2n) - bn)$$

con respecto a 'n', siendo 'i' el tipo de interés vigente. La primera condición está dada por,

$$-(iY/2p) - \phi n^2 + \gamma (Y/p)^2 (1-\alpha) p^{\alpha-1} n^{2-\alpha} = 0$$

Esta condición define una función implícita de 'n' con respecto a 'p'. La derivada de 'n' con respecto a 'p' puede obtenerse entonces con facilidad, y se concluye que será positiva si se cumple,

$$\gamma (Y/(np))^\alpha (1-\alpha)(2-\alpha) / 2 > \phi$$

Como la demanda nominal de dinero está definida por la expresión,

$$M = Y/(2n)$$

es claro que si $(dn/dp) > 0$, la elasticidad precio de la demanda nominal será menor que la unidad. Si no hay elementos constantes en b , $\Phi = 0$, y esta condición se cumple siempre.

(7) Normalmente suele definirse la variabilidad de los tipos de interés en un momento 't', del siguiente modo,

$$\sigma^2(i_t) = \frac{1}{2n} \sum_{s=-n}^n i_{t-s}^2 - \left(\sum_{s=-n}^n i_{t-s} / 2n \right)^2$$

Esta es una posible definición, pero no deja de ser una solución arbitraria, y aquí se ha preferido una vía indirecta, que desemboca en un sencillo contraste de heterocedasticidad. Para ver esto, consideremos el siguiente modelo,

$$\begin{aligned} m_t &= \phi_t + \delta \sigma(i_t) + \varepsilon_t \\ &= \phi_t + u_t \end{aligned}$$

de modo que

$$\sigma^2(u_t) = \sigma_\varepsilon^2 + \delta^2 \sigma^2(i_t)$$

En general, se suele admitir que el tipo de interés incorpora la prima de riesgo, y una forma de medir esta variable es precisamente por la variabilidad del tipo de interés. Entonces, podemos escribir,

$$i_t = \lambda \sigma^2(i_t) + \Psi_t$$

donde Ψ engloba el resto de los determinantes del tipo de interés. Despejando ahora $\sigma^2(i_t)$ obtenemos,

$$\sigma^2(i_t) = i_t / \lambda - \Psi_t / \lambda$$

de modo que $\sigma^2(u_t)$ será proporcional a ' i_t ', y puede contrastarse la hipótesis de que ' δ ' es significativo por medio de un contraste standard de heterocedasticidad que relacione $\sigma^2(u_t)$ con i_t (Aunque por supuesto, solo será un contraste aproximado).

(8) Un valor de este cociente ' t ', mayor o igual a 2 (aproximadamente), indica que el correspondiente coeficiente es distinto de cero con una probabilidad del 95%. Dividiendo el coeficiente por la razón ' t ', se obtiene el error standard (S.E.). La probabilidad de que el verdadero valor del coeficiente esté en el intervalo \langle valor estimado del coeficiente $\pm 1.3.S.E \rangle$ es del 80%, y del 95% si se multiplica S.E por 2,

(9) Este problema cobra sentido en el marco de la discusión sobre la conveniencia o no, de una regla para la política monetaria. La opción de las autoridades monetarias de gran número de países en el área de la OCDE en la década de los 70 ha sido, seguir una regla a medio plazo (anual), pero permitiendo desviaciones transitorias para adaptarse a situaciones cambiantes. Esta opción, adoptada más o menos pragmáticamente, ha sido atacada desde posiciones teóricas extremas y antagónicas. Por un lado, los defensores de una regla a ultranza, consideran pernicioso el permitir desviaciones a corto plazo. Según una de las versiones de esta posición, los agentes económicos incorporan en sus decisiones expectativas racionales (acertadas en promedio), acerca del comportamiento de las autoridades. Cambios de la regla monetaria, implican

por tanto cambios de las relaciones económicas para los cuales esa regla era óptima. Así, la nueva situación convierte en subóptima a la nueva regla (esta es una implicación de la posición de Lucas).

Por otro lado, los detractores de todo tipo de regla monetaria, consideran que la realidad económica está sujeta a 'shocks', de modo que es imposible diseñar una regla óptima para todas las situaciones. Además, es imposible controlar ningún agregado monetario, ya que el sector privado de la economía, creará nuevas formas de dinero no sujetas a control (Goodhart). De este modo, el agregado bajo control perdería su significación como indicador de la realidad económica, y su comportamiento se haría inestable.

No es difícil responder a estos dos tipos de crítica, aunque aquí no se va a hacer por alejarse demasiado del objetivo central de este estudio. Sin embargo, la respuesta fundamental es empírica, y como se indica en el texto, es contraria a ambas posiciones pues no se ha detectado ningún tipo de inestabilidad especial en el momento que se cambió de objetivo.

(10) Esta idea puede analizarse de modo esquematizado a partir de la demanda de dinero escrita en la forma siguiente,

$$m = k + \alpha p + \beta y - \gamma i + \epsilon$$

donde todas las variables están en logaritmos, excepto el tipo de interés. Si el nivel de actividad está dado exógenamente (por ejemplo, por su valor de

pleno empleo de los recursos), y se fija una regla de tipo de interés, evidentemente el nivel de precios está indeterminado, ya que solo tenemos una ecuación con dos incógnitas, m y p . Visto de otro modo, cualquier 'shock' en los precios, obligará a una política acomodaticia en la cantidad de dinero para mantener constante el tipo de interés.

Este análisis se basa en una situación extrema que no corresponde estrictamente a la realidad, aunque ayuda a entender la importancia de un objetivo de cantidades. En la realidad, el nivel de actividad depende del tipo de interés, de modo que tendremos un sistema de tres ecuaciones (LM, IS, ecuación de precios), con 4 incógnitas (M, i, Y, p). Fijando una de ellas, i ó M por ejemplo, obtenemos una solución única para las tres restantes.

(11) Un análisis superficial, puede llevar a la conclusión de que la inclusión del crédito al sector público como determinante de la demanda de dinero, puede conducir a la fijación de una regla monetaria acomodante de los déficits fiscales. Así, una expansión del déficit requiere un incremento de la cantidad de dinero si se desea mantener los tipos de interés constantes. Pero este análisis de equilibrio parcial omite la ecuación de precios a través de la cual, el dinero afecta a estos. Por esta razón, una expansión monetaria que intente impedir el alza de los tipos de interés inducida por un crecimiento del déficit fiscal, solo conseguirá, a medio plazo, mayores niveles de precios sin ninguna reducción del tipo de interés.

REFERENCIAS

- ANDERSEN, P.S. (1985) 'The stability of money demand functions: an alternative approach'. Bis economic papers. Basle.
- ATKINSON P., BLUNDELL-WIGNALL A., RONDONI M., and ZIEGELSCHMIDT H. (1984) 'The efficacy of monetary targeting: the stability of demand for money in major OECD countries' OECD economic studies.
- BABA. Y, HENDRY, D.F. and STARR, R.M. (1985) 'U.S. money demand 1960-1984'. Presentado en el Congreso mundial de Econometrica (Boston).
- BARNETT, W.A. (1980) 'Economic monetary aggregates' Journal of Econometrics.
- BOYER, M. (1971) 'La interacción entre procesos monetarios y reales: la controversia teórica y la evidencia empírica en el caso español' en El nuevo monetarismo (ed.) L.A. Rojo I.E.F. Madrid.
- 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.
- _____ (1985) 'La estabilidad de la demanda de dinero en España (1974-84)'. Banco de España Boletín Económico, Septiembre.

- DUESENBERY, J.(1973), comments on 'The demand for money revisited' by S. Goldfeld. Brookings Papers on Economic Activity.
- FAIR, R. C. (1986) 'International evidence on the demand for money' National Bureau of Economic Research. Working Paper nº 2106.
- FRIEDMAN, B.M.(1975) 'Targets, instruments and indicators of monetary policy' Journal of Monetary Economics.
- _____ B.M.(1984) 'Evolución reciente de los mercados financieros de los Estados Unidos'. papeles de Economía Española nº 19.
- GARBADE, K.(1977) 'Two methods for examining the stability of regression coefficients'. Journal of the American Statistical Association.
- GOLDFELD, S.M. (1973) 'The demand for money revisited'. Brookings Papers on Economic Activity.
- _____ (1976) 'The case of the missing money'. Brookings Papers on Economic Activity.
- GUTIERREZ I. (1987) 'La innovación financiera en España' Boletín Económico. Banco de España:

- I.M.F. (1986) 'The velocity of money and the practice of monetary targeting: empirical experience and theoretical foundations' (mimeo) Staff. Studies.
- JUDD, J. and SCADDING, J. (1982) 'The demand for money in the United States: a survey of the Post 1973 literature'. Journal of Economic Literature.
- LAIDLER, D.E.W. (1977) 'The demand for money: theories and evidence'. Dun-Donnelley. New York.
- MAULEON, I. (1984) 'La demanda de activos de caja del sistema bancario en el período 1978-82: un estudio empírico' Revista Española de Economía.
- _____ (1985 a) 'Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios'. Investigaciones Económicas.
- _____ (1985 b) 'A quarterly econometric model for the spanish economy', en 'Proceedings on the first conference on economic modelling in OECD countries' Ed. M. Motamen. Chapman and Hall Londres 1987 (de próxima publicación).
- _____ (1986) 'A test of the future expectations model'. Economic Letters.

- _____ (1987 a) 'Determinantes y perspectivas de los tipos de interés'. Papeles de Economía Española, nº 32.
- _____ (1987 b) 'La demanda de ALP: una estimación provisional'. Boletín Económico del Banco de España (Octubre).
- _____ y, PEREZ, J. (1985) 'Interest rate determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain' en 'Nominal and real interest rates: determinants and influences'. Banco Internacional de Pagos (Basilea). También como Documento de Trabajo nº 8420 del Servicio de Estudios del Banco de España.
- _____ PEREZ, J. y SANZ, B. (1986) 'Los activos de Caja y la oferta de dinero'. Servicio de Estudios del Banco de España. Estudios Económicos nº 40.
- MAKIW, N.G. and SUMMERS, L.M.: (1986) 'Money demand and the effects of fiscal policies'. Journal of Money credit and Banking.
- Mc.CALLUM B.T., (1976) 'Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates'. Econométrica.
- _____ B.T. (1985) 'On consequences and criticisms of monetary targeting'. Journal of Money, Credit and Banking.
- MILBOURNE R. (1986) 'Financial innovation and the demand for liquid assets' Journal of Money Credit and Banking.

- PEREZ, J. (1977) 'El tipo de rendimiento de las obligaciones y demanda de depósitos'. Banco de España Estudios Económicos nº 1.
- PLENDER, J. (1987) 'The money machine is overheating'. Financial Times, April 28.
- POOLE, W. (1970 a) 'Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macromodel'. Quarterly Journal of Economics.
- _____ (1970 b) 'Whither money demand' Brookings Papers on Economic Activity.
- PORTER R. , SIMPSON Th.D., and MAUSKOPF E. (1979) 'Financial innovation and the monetary aggregates'. Brookings Papers en Economic Activity.
- ROJO, L. A. (1978) 'Renta precios y balanza de pagos'. Alianza Universidad (4^a edición) Madrid.
- _____ y PEREZ, J. (1977) 'La política monetaria en España: objetivos e instrumentos'. Servicio de Estudios del Banco de España. Estudios Económicos nº 10.
- _____ y ARISTEGUI, J. (1984) 'Financial innovation and monetary policy in Spain' en 'Financial innovation and monetary policy'. BIS.

SERVICIO de ESTUDIOS del BANCO de ESPAÑA (1976) 'Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española'. Documento interno EC/23.

TORIBIO, J.J. (1984) 'La innovación financiera en España'. Papeles de Economía Española nº19.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1):

- 8501 **Agustín Maravall:** Predicción con modelos de series temporales.
- 8502 **Agustín Maravall:** On structural time series models and the characterization of components.
- 8503 **Ignacio Mauleón:** Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
- 8504 **José Viñals:** El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
- 8505 **José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega:** Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflatores de la Contabilidad Nacional.
- 8506 **José Viñals:** Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
- 8507 **Ignacio Mauleón:** Una función de exportaciones para la economía española.
- 8508 **J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza:** Spanish industrial unemployment: some explanatory factors (*versión inglés*). El desempleo en el sector industrial español: algunos factores explicativos (*versión español*).
- 8509 **Ignacio Mauleón:** Stability testing in regression models.
- 8510 **Ascensión Molina y Ricardo Sanz:** Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
- 8511 **J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina:** An expectational model of labour demand in Spanish industry.
- 8512 **J. Albarracín y A. Yago:** Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
- 8513 **Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega:** Respuestas en el deflactor del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.
- 8514 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984.
- 8515 **Ignacio Mauleón:** La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad.
- 8516 **A. Espasa y R. Galián:** Parsimony and omitted factors: The airline model and the census X-11 assumptions (*versión inglés*). Parquedad en la parametrización y omisiones de factores: el modelo de las líneas aéreas y las hipótesis del census X-11 (*versión español*).
- 8517 **Ignacio Mauleón:** A stability test for simultaneous equation models.
- 8518 **José Viñals:** ¿Aumenta la apertura financiera exterior las fluctuaciones del tipo de cambio? (*versión español*). Does financial openness increase exchange rate fluctuations? (*versión inglés*).
- 8519 **José Viñals:** Deuda exterior y objetivos de balanza de pagos en España: Un análisis de largo plazo.
- 8520 **José Marín Arcas:** Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.
- 8520 **José Marín Arcas:** Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.
- 8601 **Agustín Maravall:** Revisions in ARIMA signal extraction.
- 8602 **Agustín Maravall y David A. Pierce:** A prototypical seasonal adjustment model.
- 8603 **Agustín Maravall:** On minimum mean squared error estimation of the noise in unobserved component models.
- 8604 **Ignacio Mauleón:** Testing the rational expectations model.
- 8605 **Ricardo Sanz:** Efectos de variaciones en los precios energéticos sobre los precios sectoriales y de la demanda final de nuestra economía.
- 8607 **José Viñals:** La política fiscal y la restricción exterior. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
- 8608 **José Viñals y John Cuddington:** Fiscal policy and the current account: what do capital controls do?
- 8609 **Gonzalo Gil:** Política agrícola de la Comunidad Económica Europea y montantes compensatorios monetarios.
- 8610 **José Viñals:** ¿Hacia una menor flexibilidad de los tipos de cambio en el sistema monetario internacional?
- 8701 **Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.

- 8702 **Agustín Maravall**: Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (Con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo**: La peseta y el sistema monetario europeo: un modelo de tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 **Gonzalo Gil**: The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall**: Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: Comentarios y contestación.
- 8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals**: Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 **Anindya Banerjee y Juan Dolado**: Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 **Juan J. Dolado y Tim Jenkinson**: Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 **Ignacio Mauleón**: La demanda de dinero reconsiderada.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1985 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono 446 90 55, ext. 2180
Alcalá, 50. 28014 Madrid