

8215

MODELIZACION DE LA DEMANDA DE EFECTIVO  
EN ESPAÑA (\*)  
(1967 – 1980)

Juan José Dolado

(\*). Se está muy agradecido a J. Pérez por su ayuda y continúa supervisión en la realización de este trabajo. También se agradecen las sugerencias de L.A.Rojo y R.Sanz. M. Carmen Rodríguez realizó la labor mecanográfica. Como es habitual, la responsabilidad de los errores es exclusiva del autor.



## R e s u m e n

Este trabajo describe el método de selección de una ecuación de demanda de dinero efectivo en manos del público. Dado el carácter residual del efectivo en el control de la política monetaria, su función de demanda de saldos reales está bien especificada, siendo sus argumentos renta real, nivel de precios al consumo y tasa de inflación. Parece confirmarse el hecho de que a medida que se desciende en el grado de agregación de las diversas definiciones de dinero, empeora la estabilidad de sus funciones de demanda.



## Introducción

Este trabajo describe el método de selección de una ecuación de demanda de dinero efectivo en manos del público. Los saldos de efectivo constituyen un componente autónomo dentro del control de la cantidad de dinero en España, cuya magnitud se predice con diferentes horizontes a fin de obtener una senda objetivo de depósitos y, a partir de ésta, la correspondiente senda de activos líquidos, cuyo control constituye la variable operativa de las autoridades. En este sentido la modelización es fundamentalmente univariante con análisis de intervención (ver Espasa y Pérez (1979)). En térmi- nos multivariantes los trabajos de Sanz (1979) y Espasa (1980) consideran la demanda de efectivo a la luz de la teoría de la demanda de cualquier otro agregado mone- tario.

Sin embargo, ciertos temas se encuentran le- jos de estar bien fundamentados: diferentes elasticidades, especificaciones, argumentos significativos, etc. Esta ausencia de resultados sólidos puede tanto impu- tarse a la teoría subyacente como a la formulación em pírica.

En este trabajo se tratan dichos temas uti- lizando la metodología descrita en Davidson et al (1978). En la sección A se describe el modelo básico así como temas relacionados con su especificación, mientras que en la sección B se ofrecen los resultados de la estimación. La sección C examina la homogeneidad de los saldos nominales respecto de los precios, pro- piedad no impuesta en el modelo. La sección D compara los resultados obtenidos con otros derivados de vías alternativas de especificación. Por último se ofrecen las conclusiones y un apéndice que recoge los princi- pales resultados.



## Sección A: El modelo y su especificación

El método seguido parte de la estimación de una forma general de la ecuación que representa la hipótesis mantenida. En el marco de dicha ecuación se establecen restricciones plausibles que se contrastan secuencialmente frente a la hipótesis mantenida. La aceptación de dichas restricciones convierte al modelo general en una ecuación mucho más escueta en términos de los parámetros a estimar y que reproduce fielmente aquella información relevante que se encontraba en el modelo de partida. El mayor número de grados de libertad permite mayor eficiencia en la estimación.

En el caso de la estimación de la demanda de efectivo en manos del público, la forma general incluye valores corrientes y desfasados del producto en términos reales, de los precios y de los tipos de interés. El regresando es el efectivo en términos nominales.

La especificación uniecuacional del modelo se basa en el supuesto de que la evolución de los saldos de dinero efectivo está determinada por la demanda del público, lo que elimina la posibilidad de sesgos de simultaneidad en el modelo. Dicho supuesto <sup>resulta plausible</sup> porque, para instrumentar la política monetaria, las autoridades definen sus objetivos de control en términos de crecimiento de las disponibilidades líquidas y atienden en forma pasiva la demanda de dinero efectivo por parte del público. En este sentido, son argumentos propios de una ecuación de demanda de dinero los que deben aparecer como variables explicativas en la evolución de los saldos de efectivo en manos del público y, para unas instituciones y unos hábitos de pagos dados, el análisis económico propone como tales: el volumen de transacciones, un vector de costes de oportunidad -tipos de interés y tasa de inflación- y los costes de transacción. En este trabajo,

tal como se comentó anteriormente, se utiliza el producto interior bruto a precios constantes como una aproximación del volumen de transacciones, el índice de precios al consumo como medida del nivel de precios y algunos tipos de interés -a corto y a largo plazo- y la tasa de inflación como índices del coste de oportunidad, suponiendo finalmente que los costes de transacción permanecen constantes.

La teoría económica postula la homogeneidad a largo plazo de la demanda de efectivo en relación a los precios y sostiene, en consecuencia, que cualquier divergencia respecto a dicho supuesto debe ser rechazada. Sin embargo, en este trabajo, en vez de proceder desde el principio a la estimación de la demanda de efectivo en saldos reales, se ha incluido la variable <sup>precios</sup> y sus valores desfasados para explicar la demanda de saldos nominales de dinero efectivo. Ello tiene su justificación porque, razonablemente, aun cuando la hipótesis de homogeneidad se mantenga en el largo plazo, ello no exige suponer que, ante variaciones de los precios, los individuos respondan inmediatamente ajustando su demanda de saldos nominales para restablecer instantaneamente sus objetivos definidos en términos de saldos reales. Desde luego, es posible imponer la homogeneidad a largo plazo sin suponer ajuste instantáneo; ahora bien, como la elección de un índice de precios en particular <sup>1</sup> puede hacer que la restricción resulte inadecuada, se ha preferido contrastar ambas hipótesis en lugar de imponer apriorísticamente cualquiera de ellas (ver Sección C). En definitiva, aunque un modelo teórico deba incluir dicha propiedad, una ecuación particular, estimada sobre una determinada muestra y utilizada posteriormente con fines de predicción no debe, en general, incorporarla como una restricción más. Una vez contrastadas estas hipótesis, y al igual que en el caso de otros agregados monetarios-M1, M2 y M3- (ver Dolado (1982<sup>a</sup>, 1982<sup>b</sup>)),



el modelo preferido presenta homogeneidad respecto al nivel de precios a largo plazo, pero, en cambio, carece de ajuste inmediato en el plazo de un trimestre.

Hay que señalar, en relación con lo anterior, que la presencia de un polinomio en desfases de la tasa de inflación entre las variables explicativas de la ecuación elegida, deriva de la aceptación de la homogeneidad en precios a largo plazo y de determinadas restricciones contrastadas entre los coeficientes del nivel de precios actual y sus valores desfasados. La presencia de valores corrientes y pasados de la tasa de inflación y el nivel de precios entre los regresores de la forma general provocaría fuertes problemas de colinealidad que se evitan obteniendo la primera variable a partir de restricciones sobre los coeficientes de precios.

En el curso de la estimación se ha supuesto un conjunto dado de instituciones y hábitos de pago. Sin embargo, en los últimos años de la muestra se han registrado cambios profundos que muy probablemente han afectado a la demanda de dinero efectivo por parte del público. En este sentido, la domiciliación rápidamente creciente que de los cobros y pagos se ha hecho en las cuentas bancarias; la utilización más intensa de éstas mediante el mayor uso de transferencias y el pago con talones; la aparición de facilidades tales como los cajeros automáticos; el desarrollo de las tarjetas de crédito, etc., son factores que deben haber contribuido al descenso de la demanda de dinero efectivo y a una mayor inestabilidad de las ecuaciones estimadas, especialmente en la última parte del período muestral.

Las estimaciones de las funciones de demanda de diversos agregados monetarios, que recientemente se han venido llevando a cabo, demuestran que, a medida

que se desciende en el grado de agregación, empeora la estabilidad de dichas ecuaciones. Aún así, en el presente caso la estabilidad intramuestral de la ecuación fué marginalmente aceptada, si bien sus predicciones ex post con dos años de horizonte de predicción (1979 y 1980) empeoran sustancialmente. La falta de identificación de una ecuación que prediga aceptablemente en dicho período postmuestral puede deberse, en gran medida, a la falta de homogeneidad en el comportamiento de algunas de las series durante la muestra disponible así como a la ausencia de algún tipo de variables que puedan recoger las modificaciones registradas en las instituciones y hábitos de pago.

Conviene resaltar que una gran parte de la investigación previa realizada sobre este tipo de funciones de demanda se ha desarrollado utilizando datos ajustados estacionalmente, lo cual puede ser criticable. Dicha crítica se basa en el hecho de que las series ajustadas estacionalmente tendrán ciertas frecuencias atenuadas o acrecentadas en relación con las series originales, con efectos dependientes de los valores de los parámetros en los filtros estacionales. Sin embargo, debe señalarse que los procedimientos de ajuste estacional utilizados hacen algo más que eliminar puramente las estructuras estacionales determinísticas. También tienen en cuenta otros factores conocidos tales como las variaciones en la periodicidad de los pagos impositivos, las vacaciones e incluso permiten variaciones en la estructura estacional. Por tanto, sería conveniente, en una etapa posterior de este trabajo, efectuar una comparación de los resultados obtenidos con variables ajustadas y no ajustadas estacionalmente.<sup>2</sup>

Se ha sugerido con frecuencia que las funciones de demanda de dinero deberían ser estimadas en términos per cápita y de hecho algunos trabajos anterior-

res así lo han hecho. En ausencia de un conocimiento fiable de las proporciones de efectivo mantenidas por particulares y empresas, parece arbitrario deflactar los saldos monetarios por un índice de población, ya que las velocidades de circulación en ambos sectores pueden ser muy diferentes y la falta de información impide desagregar las ecuaciones por tipo de demandante.

La totalidad de las ecuaciones que se exponen a continuación han sido estimadas en forma logarítmica, con la excepción de los tipos de interés que han sido medidos linealmente. Por tanto, una variación de  $x$  puntos porcentuales en los tipos de interés conlleva una variación de  $\gamma x$  por ciento en el efectivo, donde  $\gamma$ , que se supone constante, es la "semi-elasticidad" a largo plazo de los saldos monetarios con respecto a los tipos de interés.

### Sección B : Resultados

Una especificación apropiada de la ecuación de demanda de efectivo en manos del público se ha obtenido a partir de la forma general comentada en la Sección A, utilizando datos trimestrales no ajustados estacionalmente durante el período 1967-1980 (ver Gráfico I en el Apéndice). Los datos correspondientes a los años 1979 y 1980 (8 trimestres en total) no han sido utilizados en el proceso de estimación, con el fin de que constituyesen un conjunto nuevo de datos en el sentido de no haber intervenido en la selección del modelo preferido y poder efectuar predicciones ex-post para dicho período.

La forma general del modelo<sup>3</sup>, se escogió, de la siguiente manera (ver ecuación A.1. en el Apéndice)<sup>4</sup>

$$e_t = c + \sum_{i=1}^3 b_i Q_{it} + \sum_{i=0}^6 \gamma_i p_{t-i} + \sum_{i=0}^6 \delta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^6 \phi_i r_{t-i}^s + \sum_{i=1}^6 \beta_i e_{t-i} + u_t \quad (1)$$

donde

$e = \ln E =$  Saldos en circulación de efectivo en manos del público (m.m. pts)

$p = \ln P =$  Índice de Precios de Consumo (1970 = 1)

$y = \ln Y =$  PIB (m.m. pts) (base 1970)

$r^s =$  Tipo de Interés de los Depósitos a Plazo de un año (en tanto por uno)

$Q_{it} =$  Variables artificiales estacionales.

La ecuación escogida en base al ajuste, propiedades del correlograma de los residuos, bondad de los signos y poder de predicción es de la forma (ver ecuación A.2. del Apéndice):

$$\hat{e}_t = \hat{c} + \sum_{i=1}^3 \hat{b}_i Q_{it} + \hat{\gamma}_0 p_t + \hat{\gamma}_1 p_{t-1} + \hat{\gamma}_2 p_{t-2} + \hat{\delta}_1 y_{t-1} + \hat{\beta}_1 e_{t-1} + \hat{\beta}_2 e_{t-2} \quad (2)$$

donde  $(\hat{\cdot})$  representan los coeficientes estimados a partir de MCO.

Con el fin de obtener una mayor ortogonalidad entre los regresores, mejorar el ajuste y especificar dicha ecuación de forma más consonante con la conducta de los agentes a la hora de demandar dinero efectivo, se reformuló la ecuación en términos de un modelo de Mecanismo de Corrección del Error (MCE).

Dicho tipo de especificación, propuesto recientemente por Hendry (1980) y Hendry-Mizon (1978),<sup>5</sup> toma

la siguiente forma<sup>6</sup>:

$$\begin{aligned} \phi(L) \Delta(e-p)_t = & \theta_0 + \theta_1(L) \Delta y_t + \theta_2(L) y_t + \theta_3(L) r_t^s + \theta_4(L) \Delta r_t^s + \\ & + \theta_5(L) \Delta p_t + \theta_6(L) (e-p-y)_{t-1} + u_t \quad (3) \end{aligned}$$

En el largo plazo, dicha ecuación se transforma en la condición de equilibrio en el estado estacionario:

$$\frac{E}{PY} = KY^\alpha (1+r_t^s)^{-\gamma} (1+p)^{-\beta}$$

donde  $K = \exp - \{ \theta_0 + \theta_1(1) g_y - \phi(1) (g_e - g_p) / \theta_6(1) \}$

$$= -\theta_2(1)/\theta_6(1), \quad \gamma = -\theta_3(1)/\theta_6(1)$$

$\beta = -\theta_5(1)/\theta_6(1)$ , siendo  $g_e$ ,  $g_y$  y  $g_p$  las tasas de crecimiento del efectivo, del producto y de los precios respectivamente.

Una reparametrización adecuada de la ecuación (2) en términos de las variables explicativas que aparecen en (3) conduce a la siguiente ecuación estimada por MCO<sup>7</sup>:

$$\begin{aligned} \Delta(e-p)_t = & 0,56 + 0,05 Q_{1t} + 0,06 Q_{2t} + 0,11 Q_{3t} + 0,30 (e-p)_{t-1} \\ & (3.4) \quad (6.1) \quad (9.0) \quad (18.6) \quad (3.8) \\ & -0,10 y_{t-1} - 0,80 (\Delta p_t - \frac{1}{4} \Delta p_{t-1}) - 0,26 (e-p-y)_{t-1} \quad (4) \\ & (4.0) \quad (9.7) \quad (5.9) \end{aligned}$$

$$T = 42, \quad s = 0,0066, \quad D-W = 2,1, \quad h = 0,37, \quad \chi_{BP}^2(8) = 7,9 \quad R^2 = 0,97$$

$$\chi_{LM}^2(4) = 3,4 \quad \chi_f^2(8) = 32,4 \quad F_{CH}(8,33) = 3,2$$

Esta ecuación, en base a los criterios de selección enunciados previamente, constituye la mejor estimación del modelo estructural subyacente a pesar de

que, como veremos, sus propiedades no son plenamente satisfactorias.

El correlograma de los residuos obtenidos a partir de la ecuación anterior se presente en el Cuadro I

Cuadro I  
Correlograma de los residuos de (4)

	j							
	1	2	3	4	5	6	7	8
$\rho_j$	-0.107	0.06	-0.105	0.124	-0.08	-0.353	0.109	0.06
	(0.7)	(0.4)	(0.7)	(0.8)	(0.5)	(2.2)	(0.7)	(0.4)

De su examen se deduce que existe evidencia de correlación serial en el retardo de orden 6, que puede venir explicado por la existencia de un par de residuos de alta magnitud y de signo contrario a los estimados 6 trimestres antes. Dichas parejas de residuos están localizadas en las fechas 76-I y 77-III por una parte, y 74-IV y 76-II, por otra (ver Gráfico 2 en el Apéndice)<sup>8</sup>. Su aportación al valor de coeficiente de correlación es del 35 %, por lo que si ambos pares de residuos se eliminasen mediante una intervención, el valor de dicho coeficiente se vería reducido a 0,23 con un t-ratio de 1,5 y un valor del test de Box-Pierce de 6,5.

El ajuste del modelo es bueno en comparación con los obtenidos a partir de la modelización de la serie con procedimientos univariantes y función de transferencia (ver Gráfico 3 del Apéndice). El error de predicción un período adelante es del 6,6 por mil. El tipo de interés de los depósitos a plazo de un año, cuando se consideró <sup>con</sup> un coeficiente homogéneo a lo largo del período muestral, no aparecía en ninguna de las

etapas de selección del modelo con coeficientes significativos. Ello puede deberse a que durante buena parte del período muestral dichos tipos de interés han permanecido controlados, con lo que dejaban de representar las condiciones del mercado monetario. Por otra parte al existir una estrecha gama de activos financieros alternativos al dinero, la elección de activos por parte de los agentes estaba, en buena parte, circunscrita a la adquisición de bienes de consumo duraderos y viviendas como alternativas al dinero. Así, pues, no es de extrañar que, en estas circunstancias, la tasa de inflación aparezca como la variable coste de oportunidad en este estudio. Aún así, cuando se rompió la homogeneidad en la serie del tipo de interés, introduciendo la posibilidad de que la respuesta a variaciones en esta variable fuese diferente, a partir del 77-III, estos tipos de interés aparecieron ligeramente significativos a partir de esta fecha, pero con una elasticidad muy baja, de aproximadamente -0,09 (ver ecuación A.3. del Apéndice). Como, por otra parte, empeoraban otras propiedades del modelo y las elasticidades del resto de las variables no diferían apreciablemente, se decidió su exclusión del modelo final.

El test del cociente de verosimilitud de las restricciones impuestas en (1) para obtener (4) indica que la versión restringida del modelo no puede rechazarse ( $\chi^2(21) = 13.1$ ) cuando se compara con la versión general.

Entre las propiedades insatisfactorias del modelo, destaca la pobreza de sus predicciones ex-post dos años por delante, donde los test  $F_{CH}$  y  $\chi^2_f$  rechazan la estabilidad estadística y numérica de los parámetros en el período postmuestral. Sin embargo, hay que señalar que, a través de la inspección de los errores de predicción de todos los modelos que se han estimado, siempre existe una estructura común en los valores de dichos residuos. En efecto, los errores obteni

dos para los períodos 79-III, 80-I y 80-IV, siempre han sido los más elevados, con signo negativo, lo que llevaba a pensar en la posibilidad de que determinadas intervenciones fuesen necesarias. Un análisis muy ligero de dichas intervenciones indicaba, en el primer caso, el trasvase de pagas extraordinarias de los meses de Julio a Junio, lo que reducía la tasa de crecimiento del efectivo de uno a otro mes. Por otra parte, el perfil de la serie de saldos nominales sugiere un cambio en el nivel de la serie a partir del 80-IV, lo que sugeriría la introducción de una variable artificial que tomase el valor 1 a partir de dicha fecha. En cuanto a lo ocurrido en el 80-I, en esta primera etapa, no ha podido detectarse un hecho concreto que alterase determinísticamente la estructura de la serie, si bien la permanencia invariable al modelo estimado de un residuo alto en dicha fecha, y el hecho de que la tasa de crecimiento de los saldos nominales (se trata de un período de estabilidad en la tasa de inflación) haya sido en ese período muy reducida respecto a lo ocurrido en años anteriores, sugiere una intervención que deberá investigarse más a fondo. También se ha intentado analizar si la mala predicción del modelo podría corregirse a partir de una variable artificial que captase un cambio de tendencia a partir del 79-I. Aunque el coeficiente de dicha variable resulta significativo, la magnitud de los errores de predicción continuaba siendo poco satisfactoria (ver ecuación A.4. en el Apéndice). Cuando se introdujeron los tipos de interés de los depósitos a plazo con coeficientes diferentes en los períodos de no intervención e intervención, empeoraba el valor de los test de estabilidad de los parámetros, con la misma estructura señalada en los errores de predicción, sólo que aumentada en los 3 períodos señalados. Cuando el modelo se estimaba hasta el 80-I y se predecía 3 trimestres adelante, el test de predicción  $\chi_f^2(3)$  y el test  $F_{CH}(3,38)$  tomaban valo



res 3,2 y 1,6 respectivamente, los cuales, están, aunque ligeramente, dentro de los límites de permisibilidad, lo que indica la mayor importancia de los dos primeros errores respecto del tercero.

A la vista de los comentarios anteriores, se estimó el modelo utilizando la muestra completa e introduciendo 3 variables artificiales de impulso en las fechas expuestas anteriormente (ver ecuación A.5. en el Apéndice). Utilizando los coeficientes estimados para dichas variables, se corrigieron los datos originales de la variable dependiente. Siguiendo este procedimiento, las variables artificiales aparecieron muy significativas, sin producirse alteraciones evidentes en el resto de los coeficientes estimados ni en el resto de propiedades del modelo; el test de Chow  $F_{CH}(8,33) = 0,68$  y el test  $\chi_f^2(8) = 4,1$ , obtenidos a partir de (4) utilizando los datos corregidos para las tasas de variación de los saldos reales en efectivo, demuestran que el modelo ahora sí es estable y tiene fuerte capacidad de predicción. Este procedimiento también se ha seguido considerando únicamente las dos fechas identificadas con intervención, obteniendo entonces los tests los valores siguientes:  $\chi_F^2(8) = 12,4$ .  $F_{CH}(8,33) = 1,7$  (ver ecuación A.6. en el Apéndice). Obsérvese que aunque la variable dependiente aparece con una diferencia regular en (4), esta diferencia procede de reparametrizar el modelo (2) adecuadamente, por lo que si las variables artificiales aparecían en niveles en dicha ecuación, deben continuar apareciendo en niveles en la ecuación (4).

El ajuste de la ecuación, volvemos a repetir, es muy satisfactorio, con un error estándar de regresión ligeramente superior al 1 por mil del nivel de los saldos nominales de efectivo. Los coeficientes

de todas las variables son significativos y tienen los signos los esperados. Para obtener las elasticidades a largo plazo de los regresores, se resuelve el modelo en su solución de estado estacionario, obteniéndose,

$$\frac{E}{PY} = K_i Y^{-0,400} (1+p)^{-0,073}$$

tal que  $K_i = \exp \{ 2.16 + 0.19 Q_{1t} + 0.23 Q_{2t} + 0.43 Q_{3t} - 2.7(g_e - g_p) \}$

Por tanto, la constante varía estacionalmente y, evaluando  $(g_e - g_p)$  en su media muestral, toma un valor máximo de 13,1 en el tercer trimestre y un valor mínimo de 8,5 en el 4° trimestre. La elasticidad a largo plazo del PIB es de 0,6, con un t-ratio asintótico de 0,05; estos valores se hallan en consonancia con estimaciones previas<sup>9</sup>. La tasa de inflación, elevada a tasa anual, tiene una elasticidad a largo de -0,073 (valor calculado a partir de la semielasticidad evaluada en la media muestral de dicha tasa) y, por tanto, una elevación del 10 por ciento del nivel de la tasa de inflación supone una reducción de 0,73 puntos en los saldos reales. El desfase medio es aproximadamente de dos trimestres y medio con respecto a la renta ( $\eta = 2,4$ ). La formulación (4) engloba una elasticidad unitaria a largo plazo de los saldos nominales con respecto a los precios; y, puesto que constituye uno de los rasgos relevantes del modelo, conviene que sea contrastada una vez más. Para ello se le añadió  $p_{t-1}$  a (4) como un regresor adicional. Si el coeficiente de dicho regresor fuese significativamente diferente de cero, la homogeneidad quedaría rechazada. En nuestro caso no resultó significativa ( $t = 0,23$ ), por lo que, una vez más, se aceptó la hipótesis.

Con el fin de examinar la estabilidad intramuestral de la ecuación, se dividió el período muestral en 2 mitades con centro en 1972, obteniéndose un

test de Chow  $F_{CH}(9,24): 2,1$  cuyo valor, aunque en la zona límite, no rechaza la hipótesis de estabilidad. De la misma manera, se efectuaron estimaciones del modelo preferido, variando secuencialmente el período final de la muestra y teniendo en cuenta que, a partir de 1979, se introdujeron las tres intervenciones comentadas anteriormente (Ver ecuaciones A.7. del Apéndice). Los coeficientes muestran una estabilidad razonable, excepto quizá en el coeficiente de la tasa de inflación, reflejando la progresiva aceleración de esta variable y la consiguiente sensibilidad de los saldos nominales a tales variaciones. Las elasticidades son relativamente constantes, con una cierta tendencia a la baja en la elasticidad-renta que puede reflejar, en parte la progresiva domiciliación en cuentas corrientes, la aparición de tarjetas de créditos y otros medios alternativos de pago. La ausencia de influencia de los tipos de interés, previamente comentada, contrasta con su importancia en la determinación de M1, lo que sugiere que los depósitos a la vista muestran una mayor sensibilidad a los tipos de interés. Desde este punto de vista puede resultar poco apropiada la agregación del efectivo con los depósitos a la vista para estimar una ecuación de M1.

### Sección C. Homogeneidad respecto al nivel de precios

Tanto la forma general como las formas restringidas que han conducido a la elección del modelo preferido, han estado sujetas a la contrastación de la homogeneidad a corto y largo plazo respecto de los precios. Un test de <sup>la</sup>razón de verosimilitud ha sido utilizado para contrastar dichas restricciones. Se utilizó un nivel convencional de significación del 5%, pero los resultados obtenidos serían idénticos para una amplia gama de tamaños del test. Con el fin de

examinar un caso de aplicación de dicho contraste,  $t_0$  mes, a modo de ejemplo, la ecuación (1) del texto. Si se impone la homogeneidad a largo plazo respecto de los precios, dicha restricción supone que

$$\sum_{i=0}^6 \beta_i = 1 - \sum_{i=0}^6 \gamma_i$$

con lo que, sustituyendo para  $\gamma_0$ , la forma general se convierte en

$$(e_t - p_t) = c + \sum_{i=1}^3 b_i Q_{it} + \sum_{i=1}^6 \gamma_i (p_{t-i} - p_t) + \sum_{i=0}^6 \delta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^6 \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^6 (e_{t-i} - p_t) \quad (5)$$

Si se impone un ajuste instantáneo, ello requiere que  $\gamma_i = \beta_i$  para todo  $i$ , con lo que la forma general se convierte en

$$e_t - p_t = c + \sum_{i=1}^3 b_i Q_{it} + \sum_{i=0}^6 \delta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^6 \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \beta_i (e_{t-i} - p_{t-i}) \quad (6)$$

Las sumas de cuadrados de los residuos procedentes de la estimación de (1), (5) y (6) son 0,00105, 0,00107 y 0,00160, respectivamente. Computando un test de la razón de verosimilitud (RMV)<sup>10</sup> se obtiene  $RMV = T \ln \frac{RSS}{USS}$  (donde  $T$  es el tamaño muestral,  $RSS$  y  $USS$  las sumas restringida y no restringida de los cuadrados de los residuos) con valores 0,79 para la homogeneidad a largo plazo y 17,7 para el ajuste instantáneo. Como  $RMV$  se distribuye asintóticamente conforme a una distribución  $\chi_1^2$  cuyo valor crítico es 3,84, se acepta la primera hipótesis y se rechaza la segunda.

#### Sección D. Modelos alternativos.

Con objeto de comparar los resultados obtenidos mediante el procedimiento de selección de una

ecuación seguido en este trabajo con los de otros procedimientos alternativos, se ha escogido la especificación más comúnmente utilizada en la literatura de funciones de demanda de dinero,

$$(e-p)_t = c_0 + \sum_{i=1}^3 b_i Q_{it} + c_1 \Delta p_t + c_2 r_t^s + c_3 r_t^l + c_4 Y_t + c_5 (e-p)_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Dicha especificación es obtenible bien mediante una hipótesis de ajuste parcial sobre una ecuación estática de equilibrio, en saldos reales, bien mediante una hipótesis de expectativas adaptables para la formación de los valores esperados de los regresores. La formulación (7) es incapaz de discriminar entre ambas hipótesis y ha sido aplicada con relativo éxito en un buen número de países. Un supuesto adicional que usualmente acompaña a dicha especificación es el de permitir que la perturbación  $u_t$  venga generada por un proceso autoregresivo de orden uno, con el fin de que recoja posibles desfases de las variables, omitidas en (7). Por tanto,

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad ; |\rho| < 1, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

Los resultados de dicha estimación se encuentran en el Cuadro A.8. del Apéndice. Las diferentes ecuaciones estimadas representan diferentes combinaciones de las variables que denotan costes de oportunidad, tanto de activos financieros como de activos reales. Un rasgo común a todas las ecuaciones es el hecho de que una hipótesis simple como la formulada para la estructura de las perturbaciones resulta ineficaz (los coeficientes nunca son significativos) a la hora de captar una determinada estructura en el correlograma (obsérvese que los valores del test de Box-Pierce en la estimación por MCO siempre indican divergencia respecto de

la hipótesis del "ruido blanco" en los residuos). Una serie de rasgos comunes aparecen en todas las especificaciones: elasticidades renta ligeramente sesgadas a la baja respecto a las calculadas en el modelo preferido; tipos de interés no significativos y semielasticidades de magnitud muy baja; ajustes de calidad inferior, resultando el menor error estándar de las ecuaciones estimadas 1,2 veces superior al del modelo preferido; una predicción ex-post deficiente, con los residuos de mayor magnitud situados en las mismas fechas que se comentaron previamente, lo que indirectamente confirma la conveniencia de introducir intervenciones potenciales en dichos períodos; valores de las semielasticidades con respecto a la tasa de inflación ligeramente superiores a los obtenidos para la ecuación (4) y clara preferencia en la presencia de este regresor sobre los tipos de interés. Los tests  $\chi^2_{AU}$  (.) contrastan las restricciones necesarias para que, ante una evidencia de correlación serial en los residuos, la especificación más adecuada para la estimación sea un proceso autorregresivo. Sus valores altos rechazan en la mayoría de los casos dicha hipótesis tanto en el caso de procesos de orden uno como de orden cuatro. Por todo ello, parece conveniente rechazar este tipo de formulaciones simples frente a aquellas que someten a un análisis más concienzudo la búsqueda de una especificación dinámica más adecuada.

Una comprobación final sobre la estructura dinámica del modelo (4) se basa en la comparación de esta especificación de la demanda de saldos reales de efectivo con una representación univariante del proceso que genera  $e_t$ . Como es bien conocido, un estándar mínimo para que un modelo econométrico resulte adecuado es que su ajuste a los datos sea al menos tan bueno como el de un modelo univariante. Una posible descrip

ción escueta para  $e_t$ , viene dada por el siguiente modelo ARI:

$$\begin{array}{cc} (1 - 0,495 L) & (1 - 0,613 L^4) \\ (3.8) & (4.8) \end{array} \Delta \Delta_4 e_t + u_t$$

$$\chi_{BP}^2 = 5.2 \quad s = 0,0091 \quad T = 42$$

Como puede observarse el ajuste intramuestral del modelo econométrico es claramente superior. Por otro lado en lo referente a la capacidad predictiva para los 8 períodos post-muestrales, el modelo univariante ofrece un ECM<sub>11</sub> de 0,120 (obtenido a partir de predicciones dinámicas) mientras que con el modelo (4) se obtiene 0,0150<sub>12</sub>, sin efectuar las correcciones correspondientes a las intervenciones discutidas anteriormente. Estos resultados refuerzan la conclusión de que la especificación (4) no debe rechazarse en base a los datos disponibles.

### Conclusiones

Se ha presentado un modelo de la demanda de dinero en efectivo por parte del público que es consistente con los datos al mismo tiempo que ofrece resultados sensatos desde el punto de vista teórico. En particular, la solución en estado estacionario de la función de demanda estimada es homogénea de grado uno respecto de los precios. La demanda de saldos reales se determina en términos de renta y tasa de inflación, una vez que se ha tratado cuidadosamente la especificación dinámica del modelo y la forma funcional. En lo referente a la dinámica, un modelo de mecanismo de corrección del error parece operar correctamente. Las elasticidades respecto a la renta y la inflación son de 0,6 y -0,073 respectivamente, no apreciándose efectos significativos de los tipos de interés. El poder predictivo

del modelo es insuficiente si no se tiene en cuenta la sucesiva aparición de procedimientos que alteran los hábitos de pago y los costes de transacción, tarea que ha de llevarse a cabo en mayor profundidad. Finalmente, el comportamiento del procedimiento de especificación dinámica elegido se compara favorablemente con vías alternativas, tanto uni como multivariantes.



## Apêndice

(A.1.)

	0	1	2	3	4	5	6	$\Sigma$
$e_{t-i}$	-1	1,091 (4,3)	-0,263 (1,6)	-0,177 (0,4)	0,270 (0,7)	-0,265 (0,3)	0,106 (0,3)	-0,238
$p_{t-i}$	0,083 (1,3)	0,117 (1,0)	0,082 (0,9)	-0,001 (0,0)	-0,116 (0,4)	0,145 (0,5)	-0,006 (0,2)	0,230
$y_{t-i}$	-0,065 (0,6)	0,126 (1,6)	0,125 (0,6)	0,048 (0,2)	-0,068 (0,3)	0,092 (0,5)	-0,117 (1,0)	0,141
$r_{t-i}^s$	-0,774 (0,6)	0,902 (0,5)	-0,333 (0,2)	0,386 (0,2)	-0,478 (0,3)	-0,060 (0,1)	0,250 (0,2)	-0,107
$k_i$	0,603 (1,4)	0,047 (1,1)	0,066 (1,1)	0,099 (2,1)				

$T = 42, \quad s = 0,00876 \quad \chi_{BP}^2(8) = 10,73, \quad \chi_{LM}^2(4) = 5,2, \quad R^2 = 0,99$   
 $\chi_F^2(8) = 36,3 \quad F_{CH}(8,11) = 5,1$

(A.2.)

$$e_t = 0,554 + 0,056 Q_{1t} + 0,064 Q_{2t} + 0,113 Q_{3t} + 0,133 y_{t-1} + 0,204 p_t -$$

(3,1)
(4,0)
(6,0)
(12,6)
(1,6)
(2,2)

$$-0,03 p_{t-1} + 0,094 p_{t-2} + 1,070 e_{t-1} - 0,335 e_{t-2}$$

(1,2)
(1,0)
(7,6)
(2,5)

$$T=42, \quad s = 0,0069, \quad \chi_{BP}^2(8) = 8,4, \quad \chi_{LM}^2(4) = 4,1, \quad \chi_f^2(8) = 30,9, \quad F_{CH}(8,32) = 2,6$$

$$R^2 = 0,98$$

(A.3.)

$$\Delta(e-p)_t = 0,438 + 0,044 Q_{1t} + 0,056 Q_{2t} + 0,107 Q_{3t} - 0,103 y_{t-1} -$$

(2,7)
(5,2)
(8,4)
(18,9)
(3,2)

$$-0,779 \left( \Delta p_t - \frac{1}{4} \Delta p_{t-1} \right) + 0,211 \Delta(e-p)_{t-1} - 0,222(e-p-y)_{t-1} - 0,255 r_t^{s1}$$

(2,3)
(2,6)
(4,6)
(1,8)

$$T = 42, \quad s = 0,00622, \quad \chi_{BP}^2(8) = 13,3, \quad \chi_{LM}^2(4) = 5,8, \quad \chi_f^2(4) = 48,4,$$

$$R^2 = 0,99, \quad F_{CH}(8,32) = 3,2, \quad h = -0,26$$

(A.4.)

$$\Delta(e-p)_t = 0,574 + 0,052 Q_{1t} + 0,062 Q_{2t} + 0,109 Q_{3t} - 0,135 y_{t-1} -$$

$$(3,8) \quad (5,9) \quad (8,8) \quad (18,1) \quad (4,5)$$

$$- 0,820 (\Delta p_t - \frac{1}{4} \Delta p_{t-1}) - 0,308 \Delta(e-p)_{t-1} - 0,297 (e-p-y)_{t-1} -$$

$$(8,6) \quad (3,8) \quad (5,6)$$

$$- 0,002 D_4$$

$$(2,6)$$

$$T = 50, \quad s = 0,0079, \quad \chi_{BP}^2(8) = 8,7, \quad \chi_{LM}^2(4) = 4,1, \quad R^2 = 0,97, \quad h = -0,41$$

(A.5.)

$$\Delta(e-p)_t = 0,583 + 0,052 Q_{1t} + 0,060 Q_{2t} + 0,110 Q_{3t} + 0,289 \Delta(e-p)_{t-1} -$$

$$(3,9) \quad (7,1) \quad (10,2) \quad (21,5) \quad (4,2)$$

$$- 0,116 y_{t-1} - 0,796 (\Delta p_t - \frac{1}{4} \Delta p_{t-1}) - 0,264 (e-p-y)_{t-1} - 0,027 D_1 -$$

$$(4,5) \quad (10,2) \quad (5,8) \quad (3,6)$$

$$- 0,024 D_2 - 0,017 D_3$$

$$(3,3) \quad (2,3)$$

$$T = 50, \quad s = 0,0067, \quad \chi_{BP}^2(8) = 5,4, \quad \chi_{LM}^2(4) = 3,3, \quad R^2 = 0,98, \quad h = 0,23$$

(A.6.)

$$\Delta(e-p)_t = 0,578 + 0,051 Q_{1t} + 0,060 Q_{2t} + 0,111 Q_{3t} - 0,300 \Delta(e-p)_{t-1} -$$

$$(3,4) \quad (6,2) \quad (9,2) \quad (19,4) \quad (3,9)$$

$$- 0,115 y_{t-1} - 0,802 (\Delta p_t - \frac{1}{4} \Delta p_{t-1}) - 0,257 (e-p-y)_{t-1} -$$

$$(4,0) \quad (9,1) \quad (5,0)$$

$$- 0,026 D_1 - 0,016 D_3$$

$$(3,2) \quad (2,1)$$

$$T = 50, \quad s = 0,0074, \quad \chi_{BP}^2(8) = 5,6, \quad \chi_{LM}^2(4) = 3,3, \quad R^2 = 0,97, \quad h = -0,31$$

(A. 7.)

	<u>c</u>	<u>Q<sub>1</sub></u>	<u>Q<sub>2</sub></u>	<u>Q<sub>3</sub></u>	<u>y<sub>1</sub></u>	<u>(Δp - 1/4 Δp<sub>-1</sub>)</u>	<u>(e-p-y)<sub>-1</sub></u>	<u>Δ(e-p)<sub>-1</sub></u>	<u>R<sup>2</sup></u>	<u>s</u>	<u>χ<sup>2</sup><sub>BP(8)</sub></u>
67.I - 75. IV	0,470 (1,2)	0,062 (6,0)	0,065 (8,1)	0,104 (16,3)	-0,009 (1,6)	-0,853 (10,3)	0,281 (2,5)	0,323 (4,0)	0,98	0,0064	12,6
67.I - 76. IV	0,519 (1,4)	0,055 (4,9)	0,061 (7,1)	0,114 (15,3)	-0,112 (2,0)	-0,927 (9,6)	0,303 (3,1)	0,303 (3,2)	0,98	0,0069	11,1
67.I - 77. IV	0,479 (1,5)	0,047 (4,0)	0,058 (6,1)	0,111 (14,5)	-0,112 (2,1)	-0,862 (10,1)	0,273 (3,3)	0,333 (3,3)	0,97	0,0072	10,2
67.I - 78. IV	0,561 (3,4)	0,051 (6,1)	0,060 (9,0)	0,112 (18,6)	-0,102 (4,0)	-0,800 (9,7)	0,259 (5,9)	0,300 (3,8)	0,98	0,00659	7,9
67.I - 79. IV	0,539 (3,6)	0,050 (6,4)	0,058 (9,3)	0,111 (19,3)	-0,113 (4,2)	-0,813 (9,8)	0,258 (5,7)	0,312 (4,0)	0,98	0,00670	5,6
68.I - 80. IV	0,583 (3,9)	0,052 (7,1)	0,060 (10,2)	0,110 (21,5)	-0,116 (4,5)	-0,796 (10,2)	0,264 (5,8)	0,289 (4,2)	0,98	0,00668	5,4
			<u>ε<sub>y</sub></u>		<u>ε<sub>p</sub></u>						
			0,68		-3,03						
			0,63		-3,06						
			0,59		-3,16						
			0,60		-3,09						
			0,58		-3,12						
			0,58		-3,10						

(\*) Se trata de semielasticidades

(A.8.)

$$(e-p)_t = c_0 + \sum_{i=1}^3 b_i Q_{it} + c_1 y_t + c_2 \Delta p_t + c_3 r_t^1 + c_4 r_t^s + c_s (e-p)_{t-1} \quad (T=42) \quad (*)$$

		$c_0$	$Q_1$	$Q_2$	$Q_3$	$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4$	$c_s$	$R^2$	$s$	DW	$\chi^2_{BP}(8)$	$\chi^2_f(8)$	$\chi^2_{AU}(\cdot)$
I	OLS	0,448 (2,1)	0,021 (5,2)	0,025 (5,1)	0,081 (13,8)	0,128 (4,8)	-0,715 (7,2)	-0,137 (0,7)	0,105 (0,5)	0,770 (13,5)	0,98	0,0082	1,6	18,5	32,1	
	(**)															
II	CORC(1)	0,285 (1,6)	0,019 (4,2)	0,023 (7,2)	0,079 (9,3)	0,133 (3,6)	-0,670 (6,7)	-0,078 (0,3)	0,050 (0,2)	0,728 (7,0)	0,98	0,0079	2,0	11,4	25,8	14,2(4)
	$\rho = 0,3(1,3)$															
I	OLS	0,479 (2,4)	0,020 (5,2)	0,025 (5,1)	0,081 (14,0)	0,123 (4,8)	-0,715 (7,3)	-	0,011 (0,1)	0,764 (13,6)	0,98	0,0081	1,6	16,3	33,6	
II	CORC(1)	0,652 (1,8)	0,020 (4,3)	0,023 (3,2)	0,079 (9,4)	0,131 (3,6)	-0,671 (6,9)	-	-0,002 (0,1)	0,724 (7,2)	0,98	0,0078	2,1	10,7	26,8	13,2(3)
	$\rho = 0,3(1,4)$															
I	OLS	0,477 (2,4)	0,020 (5,3)	0,025 (5,3)	0,081 (11,4)	0,125 (5,6)	-0,715 (7,4)	-	-	0,764 (13,9)	0,98	0,0080	1,6	16,4	33,8	
II	CORC(1)	0,653 (1,8)	0,019 (4,4)	0,023 (3,4)	0,079 (9,8)	0,131 (4,1)	-0,670 (7,0)	-	-	0,724 (7,4)	0,99	0,0077	2,0	10,6	27,7	11,5(2)
	$\rho = 0,3(1,4)$															
I	OLS	1,11 (3,9)	0,017 (3,0)	0,023 (3,0)	0,078 (8,5)	0,08 (1,1)	-	-	0,06 (0,3)	0,694 (8,0)	0,96	0,0127	1,6	19,2	20,6	
II	CORC(1)	2,75 (3,8)	0,003 (0,3)	-0,064 (0,7)	0,045 (2,8)	0,211 (3,2)	-	-	0,303 (0,6)	0,244 (1,1)	0,96	0,0123	2,1	12,5	20,8	0,61(2)
	$\rho = 0,6(3,2)$															
III	CORC(4)	0,930 (2,1)	0,018 (4,1)	0,025 (4,2)	0,081 (8,3)	0,073 (2,5)	-	-	-0,0006 (0,1)	0,793 (8,1)	0,97	0,0124	1,9	11,9	19,9	8,4(2)
	$\rho = -0,21(1,8)$															

(\*) El significado preciso de los diversos tests que acompañan a cada estimación ha sido ofrecido en el texto. Se aplicó un procedimiento de estimación que tuviese en cuenta correlación serial de orden cuarto en las perturbaciones, cuando existía evidencia favorable en el correlograma de los residuos. En el test  $\chi^2_{AU}(\cdot)$ , la cifra que acompaña entre paréntesis representa los grados de libertad a aplicar.

(\*\*) Procedimiento de Cochrane-Orcutt

GRAFICO 1.

EFFECTIVO EN MANOS DEL PUBLICO (EF)  
Datos trimestrales, 1967.I-1980.IV

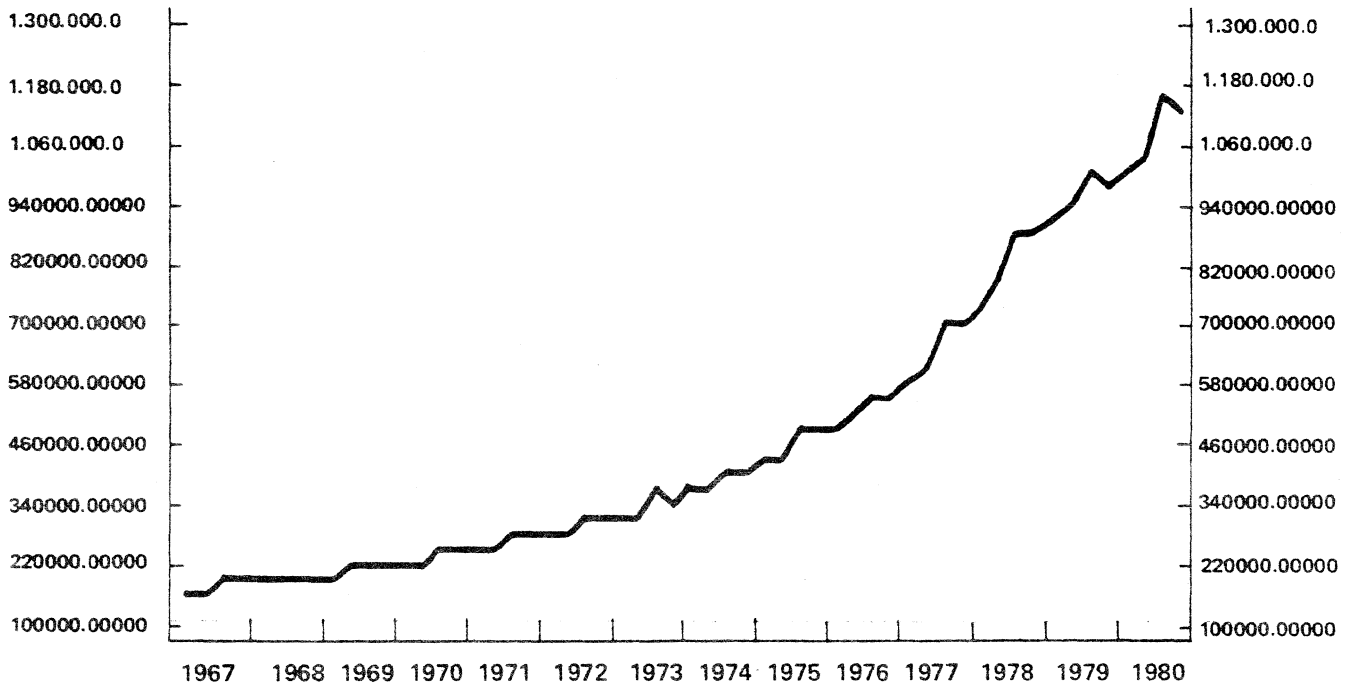
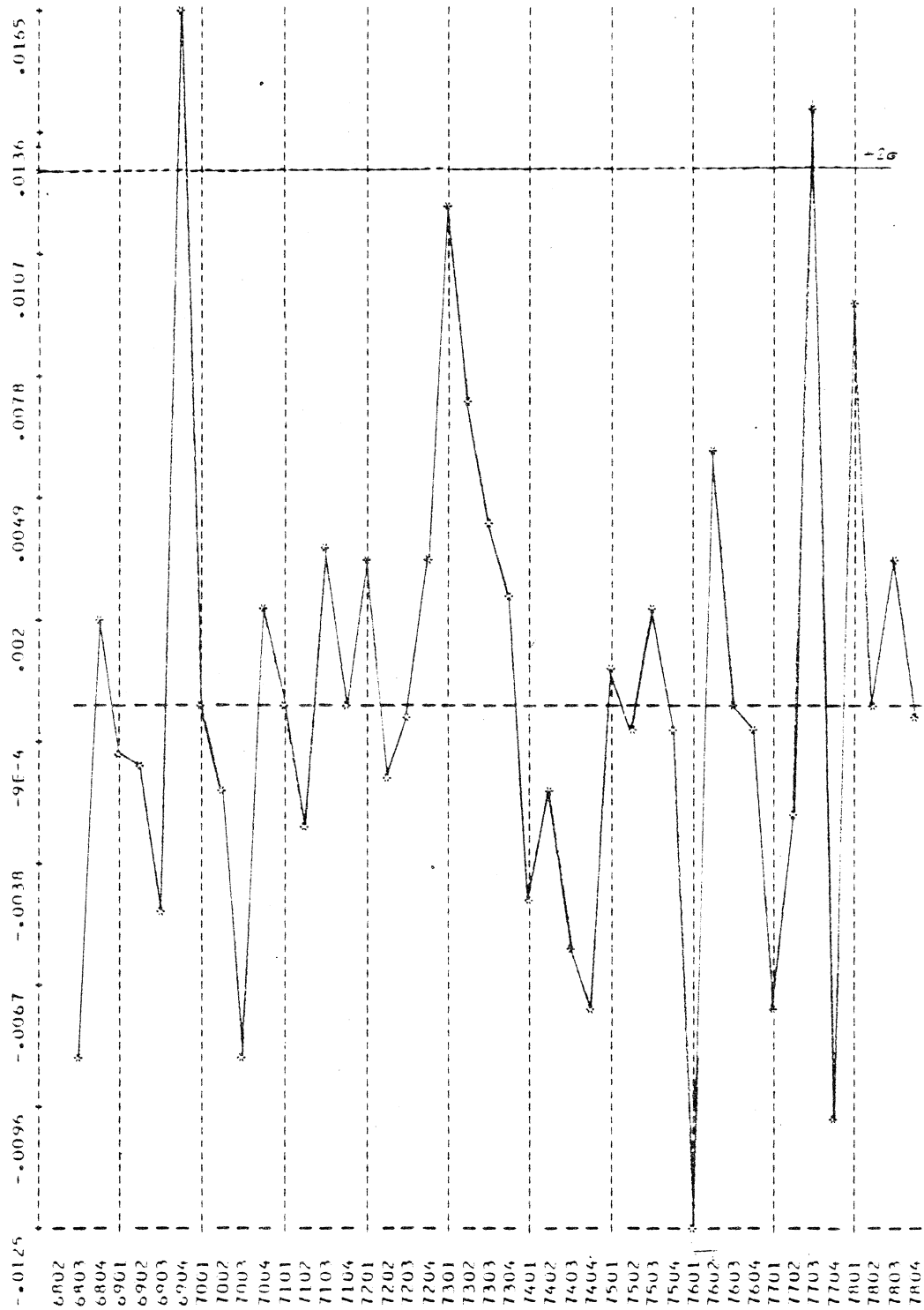
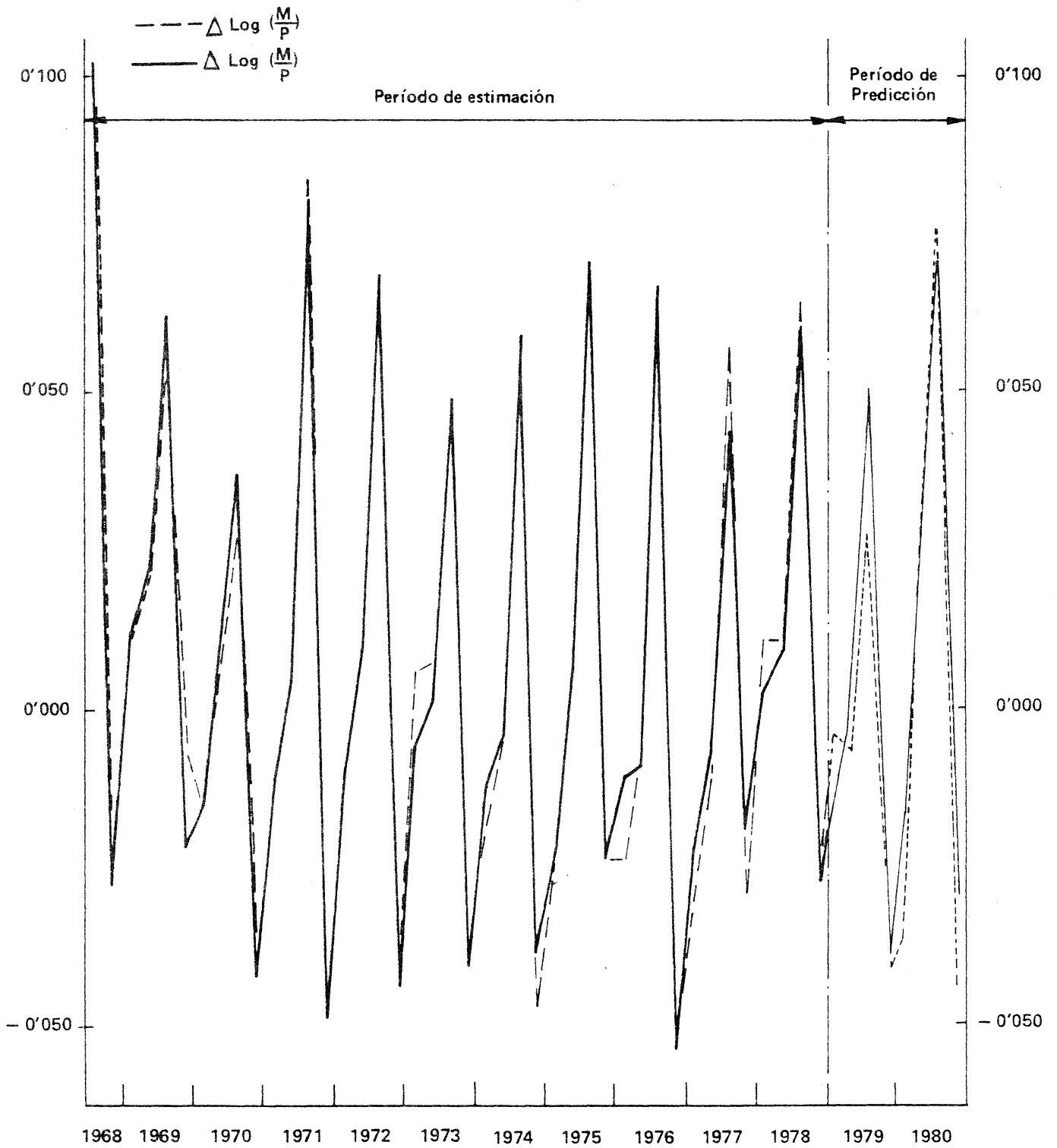


GRAFICO 2.

## RESIDUOS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION (4) DEL TEXTO



## AJUSTE DE LA ECUACION (4) DEL TEXTO



Notas

1. O bien la posible multicolinealidad entre las variaciones del ni vel general de precios y los costes de transacción, que se han su puesto constantes.
2. Hendry y Mizon (1978) señalan que el uso de filtros estacionales diferentes para cada variable puede crear problemas de correlación serial y especificación dinámica que conllevan estimaciones inconsistentes e ineficientes. Una forma posible de contras tar dicho problema consistiría en regresar la variable dependien te sobre valores futuros y pasados de las variables explicativas, contrastando si los coeficientes de los valores futuros son sig nificativos.
3. Originalmente se introdujeron en la forma general tipos de inte rés a largo plazo  $r_t^1$ , representados por el rendimiento interno de las obligaciones industriales. Nunca fueron significativos, por lo que fueron excluidos posteriormente de dicha forma gene ral.
4. Las perturbaciones  $u_t$ , mientras no se especifica lo contrario, siempre serán "ruido blanco", i.e.  $NID(0, \sigma_u^2)$
5. Una aplicación de dicho procedimiento a la especificación de fun ciones de demanda de dinero en España se encuentra en Dolado (op. cit.)
6.  $L$  es el operador de retardos tal que  $L^j X_t = X_{t-j}$ ,  $\Delta = 1-L$  y  $\theta_i(L)$  representa un polinomio en desfases, sin especificar su grado.
7. Donde  $T$  es el número de observaciones utilizadas en la esti mación;  $s$  el error estandar de la regresión;  $DW$  y  $h$  los esta dísticos habituales para contrastar autocorrelación de primer orden,  $\chi_{BP}^2(.)$  es el estadístico Box-Pierce sobre la aleato riedad del correlograma;  $\chi_{LM}^2(.)$  contrasta correlación serial de orden cuarto, bien en forma AR or MA, ya que los datos no



están ajustados estacionalmente;  $F_{CH}(\dots)$  es el test de Chow de estabilidad de los parámetros;  $\chi_f^2(\dots)$  es el test de Hendry de predicción. Entre paréntesis siempre aparecen los t-ratios.

8. Los altos residuos positivos en 77-III y 78-I pueden deberse a la celebración de elecciones y a la implantación de la reforma fiscal.
9. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Espasa (1981) utilizando un enfoque de función de transferencia para un período muestral idéntico. Las elasticidades renta y precios a largo plazo son 0,50 ( $\pm 0,06$ ) y 1,10 ( $\pm 0,04$ ) respectivamente.
10. Los resultados no difieren cuando se aplica un test RMV teniendo en cuenta la corrección por grados de libertad.
11. Para obtener predicciones dinámicas de los saldos nominales a partir de (4), se reformuló ésta, dejando como variable dependiente  $e_t$ , siendo los nuevos coeficientes los no restringidos obtenidos a partir de (4).
12. La magnitud de dicho error cuadrático medio es debida a que, como se comentó previamente, el nivel de la serie de saldos nominales experimenta una cierta caída de nivel a partir de 1978, por lo que las predicciones de modelo univariante estarán sobrevalorando, en forma creciente, los valores observados.
13.  $D_1$ ,  $D_2$  y  $D_3$  denotan variables artificiales de impulso para las fechas 79-III, 80-I y 80-IV;  $D_4$  es una variable artificial de cambio de tendencia a partir de la fecha 78-I.

## Referencias

- Davidson, J., D. Hendry, F. Sraba y S. Yeo (1978). "Econometric modelling of Aggregate Time Series Relationship between Consumers Expenditure and Income in the U.K." Economic Journal 88.
- Dolado, J. (1982<sup>a</sup>). "Procedimientos de búsqueda de especificación dinámica: El caso de la demanda de M3 en España". Estudios Económicos n°27. Banco de España. Servicio de Estudios.
- Dolado, J. (1982<sup>b</sup>). "Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España". EC/ 1982/ 23. Banco de España. Servicio de Estudios.
- Espasa, A. y J. Pérez (1979). "Within month predictions for monetary aggregates and spanish monetary policy implementation" (presentado a la Conferencia de Modelos Monetarios y Financieros. Roma 1979).
- Espasa, A. (1980). "Las elasticidades precio y renta en la determinación del efectivo en manos del público" Estadística Española 89.
- Hendry, D. y Mizon, G. (1978). "Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance: A Comment on a study of the Demand for Money by the Bank of England." Economic Journal 88.
- Hendry, D. (1980). "Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: The Tran

saction Demand for Money Function" in P. Ormerod (ed.) Modelling the Economy, London: Heinemann.

Sanz, R. (1979). "Comportamiento del público ante el efectivo" EC/ 1979/ 02. Servicio de Estudios. Banco de España.



## DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- 7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico.
- 7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (**Agotado**). (Publicadas nuevas versiones en Documentos de Trabajo núms. 8211 y 8301).
- 7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas. (Publicado en Estudios Económicos n.º 15).
- 7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.
- 7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español. Reeditado con el número 8001.
- 7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.
- 7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros.
- 7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales)  $M_3$  y  $M_2$ .
- 7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo (**Agotado**).
- 7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.
- 7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.
- 7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.
- 7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.
- 7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.
- 7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA-D-K-L-N-O-Q (**Agotado**).
- 7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.
- 8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (**Agotado**).
- 8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (**Agotado**).
- 8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.
- 8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (**Agotado**). (Publicada una versión actualizada en Estudios Económicos n.º 29).
- 8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.º 20).
- 8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.
- 8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.
- 8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de  $M_3$ . Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.
- 8104 Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.

- 8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.
- 8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.
- 8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.
- 8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
- 8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
- 8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
- 8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
- 8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
- 8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
- 8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
- 8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas.
- 8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz:** Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad. (Véase Documento de Trabajo n.º 8301).
- 8212 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de valores: Administraciones Públicas. Series históricas (1962-1981).
- 8213 **Antoni Espasa:** Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
- 8214 **Antoni Espasa:** Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.
- 8215 **Juan José Dolado:** Modelización de la demanda de efectivo en España (1967-1980).
- 8216 **Juan José Dolado:** Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España.
- 8301 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad series revisadas
- 8302 **Cuestionario OCDE. Servicio de Estudios. Estadística.** Cuadro de flujos financieros de la economía española (1971-1981).
- 8303 **José María Bonilla Herrera y Juan José Camio de Allo:** El comercio mundial y el comercio exterior de España en el período 1970-1981: Algunos rasgos básicos.
- 8304 **Eloísa Ortega:** Índice de precios al consumo e índice de precios percibidos.
- 8305 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de Valores: Instituciones financieras. Renta fija. Series históricas (1962-1982).
- 8306 **Antoni Espasa:** Deterministic and stochastic seasonality: an univariate study of the Spanish Industrial Production Index.
- 8307 **Agustín Maravall:** Identificación de modelos dinámicos con errores en las variables.

*\*\*Estas publicaciones –que, por su carácter especializado, son de tirada reducida– se distribuyen gratuitamente a las personas o entidades interesadas que las soliciten por correo.*

**Información:** Banco de España, Servicio de Publicaciones. Alcalá, 50. Madrid-14.