

8216

CONTRASTACION DE HIPOTESIS NO ANIDADAS EN EL
CASO DE LA DEMANDA DE DINERO EN ESPAÑA (*)

Juan José Dolado

(*). Se agradece la colaboración, en la parte computacional, de Gregorio G. Jareño y Manuel M. Bartolomé. José Pérez ofreció contínuas y fructíferas sugerencias. Como es habitual en estos casos, quedan eximidos de cualquier responsabilidad en los errores. M. Carmen Rodríguez realizó la labor mecanográfica.

Resumen

Este trabajo examina la utilización de diversos contrastes de hipótesis no anidadas para determinar la especificación de las demandas de M1 y M2. Dichos contrastes son asintóticamente equivalentes pero su comportamiento en muestras finitas difiere. Sin embargo, los resultados obtenidos son bastante satisfactorios en cuanto a la ausencia de contradicciones entre los mismos.

Las ecuaciones de demanda de dinero escogidas parecen consistentes con los datos a la vez que ofrecen resultados que son sensatos desde el punto de vista teórico. Así, en ambos casos, los argumentos relevantes son renta, inflación y un tipo de interés a corto representado por el de los depósitos a plazo, además de un término que representa al desequilibrio en la velocidad renta deseada. No ha sido posible encontrar evidencia en favor de la inclusión de un tipo de interés a largo plazo ni de diferenciales en los diversos tipos de interés. La estabilidad de los modelos es bastante satisfactoria y su poder explicativo y predictivo es suficientemente alto frente a alternativas más simples.

Introducción

Este trabajo examina, en términos de un ejemplo aplicado, la utilización de diversos contrastes de hipótesis no anidadas que han venido apareciendo en la literatura a lo largo de los últimos años. Los orígenes de este tipo de principio de contrastación se remontan a Cox (1961,62) y las aportaciones posteriores (para un buen resumen de las mismas, en su vertiente econométrica, ver Mizon y Richard (1982) y Pesaran (1982)) han estado, en buena medida, basadas en sugerencias que aparecían en dichos artículos. Sin embargo, a pesar de la utilidad potencial de este tipo de contrastes, su utilización en trabajo aplicado ha sido escasa (ver Deaton (1978)). Ello ha podido ser debido a que pese a que la mayoría de dichos contrastes son asintóticamente equivalentes, sus propiedades en muestras reducidas son poco conocidas y, en general, la evidencia presentada por los respectivos experimentos de Monte-Carlo era, en muchos casos, contradictoria.

El plan de este trabajo es el siguiente. En la Sección I se examina un conjunto limitado de procedimientos alternativos de contrastar modelos de regresión no anidados. La selección de dichos contrastes se ha llevado a cabo en base a su simplicidad de cálculo conjuntamente con sus propiedades satisfactorias, que es, al fin y al cabo,

lo que interesa al investigador aplicado. En la Sección II, se examina su aplicación a un ejemplo empírico relacionado con especificaciones alternativas de funciones de demanda de M1 y M2 durante el período 1967-80 para la economía española. La Sección III sirve para analizar en mayor detalle el comportamiento de las ecuaciones preferidas. Finalmente se ofrecen algunas conclusiones.

Sección I

El problema estándar de contrastación de hipótesis es el siguiente. Sea y una variable aleatoria con función de densidad $f(y; \theta)$ donde θ es un vector p -dimensional de parámetros, perteneciente en general a un correspondiente espacio p -dimensional, $\theta \in \Theta$. La hipótesis nula se expresa mediante la restricción $\theta \in \Theta_0$, donde $\Theta \cap \Theta_0 = \Theta_0$. Es esta última circunstancia la que posibilita la utilización de contrastes basados en el ratio de verosimilitud, puesto que denotando como $L(\theta)$ al logaritmo de la función de verosimilitud, se garantiza que,

$$\lambda = \max_{\theta \in \Theta_0} L(\theta) - \max_{\theta \in \Theta} L(\theta) \leq 0$$

Es esta condición la que obviamente permite demostrar que asintóticamente, bajo determinadas condiciones de regularidad (ver Silvey (1970)), -2λ tenga una distribución χ^2 con un número de grados de libertad igual al número de restricciones impuestas por la hipótesis sobre θ .

A la vista de la condición anterior, es evidente que el principio de contrastación precedente no es aplicable cuando la hipótesis nula y alternativa se encuentren no anidadas. Si denotamos como H_0 y H_1 ambas hipótesis con funciones de densidad respectivas $f_0(y; \theta_0)$ y $f_1(y; \theta_1)$ tal que $\theta_0 \in \Theta_0$ y $\theta_1 \in \Theta_1$, la no anidación implicará que $\Theta_0 \cap \Theta_1 \neq \Theta_0$ y $\Theta_0 \cap \Theta_1 \neq \Theta_1$, con lo cual la propiedad anterior no se verificará. Ejemplos de este estilo son muy comunes en econometría, siendo el caso más obvio la selección de regresores

en una ecuación de regresión así como su forma funcional¹.

El procedimiento de Cox está basado en una generalización del ratio de verosimilitud $L_0(\theta_0) - L_1(\theta_1)$, donde L_0 y L_1 son las funciones de verosimilitud bajo H_0 y H_1 respectivamente. La generalización es de la forma,

$$\lambda_C = [L_0(\hat{\theta}_0) - L_1(\hat{\theta}_1)] - E_{\hat{\theta}_0} [L_0(\hat{\theta}_0) - L_1(\hat{\theta}_1)] \quad (I,1)$$

donde $\hat{\theta}_0$ y $\hat{\theta}_1$ son los estimadores máximo verosímiles bajo H_0 y H_1 , E_{θ_0} es el operador esperanza bajo H_0 y $E_{\hat{\theta}_0}$ es el mismo operador evaluado en $\theta_0 = \hat{\theta}_0$.

Intuitivamente, la corrección implica que el procedimiento para contrastar la hipótesis nula compara el comportamiento de la alternativa con su comportamiento esperado bajo la hipótesis nula². En este sentido, H_0 se rechazará frente a H_1 si esta alternativa se comporta mejor de lo esperado bajo H_0 . Es claro que este procedimiento requiere que posteriormente se inviertan los papeles de H_0 y H_1 . Para facilitar la comprensión del lector, un ejemplo burdo de la idea subyacente en el principio sería el siguiente: Supongamos que queremos comprobar si el equipo de fútbol A es mejor que el B o viceversa, entonces un buen procedimiento sería comparar los resultados de ambos en sus estadios respectivos.

La especialización de dicho principio al caso de la elección entre modelos de regresión lineal, con las hipótesis clásicas, ha sido realizada por Pesaran (1974). Su resultado principal puede resumirse de la siguiente forma. Sean, en la notación habitual,

$$\begin{aligned} H_0: y &= x\beta + u_0; u_0 \sim N(0, \sigma_0^2 I) \\ H_1: y &= Z\gamma + u_1; u_1 \sim N(0, \sigma_1^2 I) \end{aligned} \quad (I.2)$$

donde y es un vector de T observaciones de la variable dependiente, X y Z matrices de k y g regresores no estocásticos linealmente independientes y β y γ vectores de k y g parámetros desconocidos³. Definamos las siguientes expresiones: sean $\hat{\sigma}_0^2$ y $\hat{\sigma}_1^2$ las varianzas residuales estimadas bajo H_0 y H_1 ; sea e_{10} el vector de residuos mínimo cuadráticos en la regresión de $\hat{y}_0 = X\hat{\beta}$ sobre Z ; sea e_{010} el vector de residuos mínimo cuadráticos en la regresión de e_{10} sobre X ; y finalmente sea $\hat{\sigma}_{10}^2 = \hat{\sigma}_1^2 + \frac{1}{n} e_{10}' e_{10}$. Entonces, definiendo,

$$C_1 = \frac{T}{2} \log \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_{10}^2} \quad (I.3)$$

$$V_1 = \frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}_{10}^4} e_{10}' e_{010} e_{010}$$

el estadístico

$$d_1 = \frac{C_1}{V_1^{1/2}} \quad (I.4)$$

se distribuye asintóticamente como $N(0,1)$ bajo H_0 . Para computar bajo H_1 se invierte el significado de las definiciones anteriores. Este contraste recibirá en la discusión posterior el nombre de CPD (Cox-Pesaran - Deaton) en base a su utilización posterior por Pesaran y Deaton (1978), en el marco de modelos de regresión no lineales.

Bajo el supuesto de que, bajo H_0 , $\hat{\theta}_1$ converge en probabilidad a un límite $\theta_1(\theta_0)$ (nótese que $\theta_1(\theta_0)$ es una función de θ_0 solamente), puede obtenerse la transformación de C_1 propuesta por Atkinson (1970), tal que,

$$\lambda_A = [L_0(\hat{\theta}_0) - L_1(\hat{\theta}_1)] - E_{\hat{\theta}_0} [L_0(\hat{\theta}_0) - L_1(\theta_1(\hat{\theta}_0))] \quad (I.5)$$

de donde se obtiene la correspondiente especialización C_2 al caso lineal. Otra alternativa, en el mismo marco, propuesta por Fisher y McAleer (1981) es la siguiente. Si el límite en probabilidad de $\hat{\sigma}_1^2$ es σ_{10}^2 y un estimador consistente de ésta última es $\hat{\sigma}_{10}^2$, las varianzas estimadas $\hat{\sigma}_1^2$ y $\hat{\sigma}_{10}^2$ serán asintóticamente equivalentes bajo H_0 , pudiendo definirse la expresión $x = \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_{10}^2 / \hat{\sigma}_{10}^2$, cuyo límite probabilístico es nulo. Como en C_1 aparece $\log(1+x)$, una expansión lineal del mismo nos dará,

$$C_3 = \frac{T}{2} \frac{\hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_{10}^2}{\hat{\sigma}_{10}^2} \quad (I.6)$$

Puede además demostrarse que,

$$C_2 = C_3 + \frac{T}{2} \frac{\hat{\sigma}_{aa}^2}{\hat{\sigma}_{10}^2} \quad (I.7)$$

donde $\hat{\sigma}_{aa}^2$ es la varianza residual de e_{100} , ie. los residuos de la regresión de los residuos de H_0 sobre Z . Como varianzas de dichas expresiones se utiliza la expresión V_1 , y los estadísticos así contruídos son asintóticamente equivalentes, aunque sus propiedades en nuestras finitas difieren (ver Mizon y Richard (op.cit)).

Otra alternativa para contrastar modelos no anidados es el método de la anidación artificial. Para ello se combinan las funciones de densidad de las hipótesis alternativas y sus respectivos parámetros en un espacio de dimensión superior con ayuda de la elección de un parámetro λ . La función de densidad conjunta se construye de la siguiente forma,

$$h(y; \theta_0; \theta_1; \lambda) = k f_0(y; \theta_0)^{1-\lambda} f_1(y; \theta_1)^\lambda \quad (I.8)$$

en donde la idea es que el modelo compuesto sirva para realizar inferencias acerca de λ^4 . Resulta fácilmente demostrable (ver Quandt (1974)) que dicha combinación conduce

al modelo de regresión.

$$y = (1-\alpha)X\beta + \alpha Z\gamma + u \quad (\text{I.9})$$

donde α es una función λ , σ_0^2 y σ_1^2 (en el caso de que $\sigma_0^2 = \sigma_1^2$, $\alpha = \lambda$). Es evidente que los parámetros α , β y γ no están identificados en (I.9). Con el fin de identificar el parámetro de interés α , Davidson y Mc Kinnon (1981^a, 1981^b) proponer varias alternativas simples. La primera consiste en construir la regresión,

$$y = (1-\alpha)X\beta + \alpha Z\hat{\gamma} + u \quad (\text{I.10})$$

donde $\hat{\gamma}$ es el estimador maximaverosímil (mínimo cuadrático) de γ en H_1 . Si H_0 es cierta, entonces el verdadero valor de α es cero. Como Z y X son ortogonales a u por hipótesis y la influencia de cada perturbación en los estimadores tiende a cero asintóticamente, $Z\hat{\gamma}$ constituirá un regresor independiente de u_t , así que para contrastar $\alpha=0$, el t-ratio asintótico convencional se distribuirá como $N(0,1)$.

Una segunda alternativa consistiría en estimar,

$$y = (1-\alpha)X\hat{\beta} + \alpha Z\hat{\gamma} + u \quad \text{o} \quad y - X\hat{\beta} = \alpha(Z\hat{\gamma} - X\hat{\beta}) + u \quad (\text{I.11})$$

donde $\hat{\beta}$ es el estimador máximoverosímil (mínimocuadrático) de β en H_0 . Sin embargo, el t-ratio de $\hat{\alpha}$ en esta regresión provee un contraste cuyo tamaño asintótico es inferior al nominal (es decir se distribuye asintóticamente como $N(0,a)$, $a < 1$). Por tanto, en este caso, el t-ratio convencional de $\hat{\alpha}$ estará infravalorado y el hecho de que se rechace $\alpha=0$ constituirá evidencia fuerte en contra de H_0 . Los autores, demuestran asimismo que bajo H_0 estos contrastes y los comentados anteriormente son asintóticamente equivalentes. Al contraste propuesto en (I.10) se le denominará J puesto que se estiman α y β conjuntamente ("jointly"). Al propuesto en (I.11) se le denomina C, pues procede a estimar α condicional en $\hat{\beta}$.

Por último, siguiendo la idea de la corrección de Atkinson, Fisher y Mc Aleer (op. cit.) argumentan en favor de evaluar el estadístico obtenido en (I.10) bajo H_0 en vez de H_1 , con lo que $\hat{\gamma}$ se reemplaza por $\hat{\gamma}_0 = (Z'Z)^{-1}Z'\hat{y}_0$, tal que $\hat{y}_0 = X(X'X)^{-1}X'y$, obteniéndose la regresión,

$$y = (1 - \alpha)X\beta + \alpha Z\hat{\gamma}_0 + u \quad (I.12)$$

denominando al t-ratio de $\hat{\alpha}$ en dicha regresión JA(J-Atkinson)¹⁵

Sección II

Como ilustración de los contrastes propuestos, se analiza a continuación la especificación de la demanda de saldos de M1 y M2 en el caso de la economía española durante el período 1967-80 (datos trimestrales). La búsqueda de especificaciones adecuadas para la demanda de otros agregados monetarios ha sido objeto de estudios recientes (ver Dolado (1981^a, 1982^b), poniéndose de manifiesto en dichos trabajos como la gran mayoría de investigaciones sobre el tema adoptan, sin mucha justificación, procedimientos simples de ajuste parcial, expectativas adaptables, etc., frente a especificaciones de dinámica más compleja, pero que resultan más flexibles y estables. La metodología seguida en este trabajo sigue las líneas de ciertas contribuciones recientes en la modelización econométrica (ver Mizón y Hendry (1978), Davidson et al (1978), Hendry (1980)), en donde se sugiere, como procedimiento adecuado, comenzar con modelos generales sobreparametrizados, es decir, con suficientes variables explicativas y desfases como para que el "verdadero"¹⁶ modelo se encuentre anidado dentro del modelo general. Una vez especificada la forma general del modelo se propone seguir una secuencia ordenada de contrastes de hipótesis anidadas que se comparan utilizando estadísticos adecuados (ver Mizón (1977)).

La idea básica del procedimiento reside en el hecho de que aunque un modelo sobreparametrizado implica una pér

dida de grados de libertad y posiblemente la presencia de alta multicolinealidad entre los regresores, reduce el peligro de analizar modelos excesivamente presimplificados. Rechazar un modelo anidado frente a otro más general cuando aquél es el "verdadero", resulta menos peligroso que utilizar un modelo restringido, cuando las restricciones son falsas.

La forma general del modelo puede utilizarse como una hipótesis mantenida, H_0 , a lo largo del proceso que trata de encontrar el modelo "verdadero" dentro del inicial. Si el modelo "verdadero" se encuentra anidado en la forma general, la distribución de los contrastes bajo H_0 será correcta y los datos, consecuentemente, pueden guiarnos hacia el proceso que mejor los explique. Los contrastes de especificación en la forma de secuencias anidadas presentan propiedades asintóticas muy aconsejables (ver Anderson (1971)). Sin embargo, en la práctica resulta muy complicado seleccionar una única secuencia ordenada, y de hecho, varias secuencias pueden presentarse como razonables. Por tanto, frecuentemente aparecerán diferentes vías de búsqueda de especificación, con la idea común de que cuando una hipótesis en la secuencia no sea rechazada por los datos se le imponga al modelo. Como una salvaguardia para no cometer errores de especificación al comienzo, se eligió un modelo general que tuviese perturbaciones serialmente incorrelacionadas, y sólo cuando ello no fué posible, se intentó modelizar el error como un proceso autorregresivo simple. Ello tiene la ventaja de que la dinámica se incorpora en la parte sistemática de la ecuación en vez de incluirse parte de la misma en el término de error, lo que simplifica la interpretación de los parámetros en términos de la teoría económica. Una vez especificada la forma general, la vía secuencial de simplificación se guía

en base a t-ratios coherencia con los postulados teóricos y una batería de tests de especificación (estabilidad, correlación serial, etc.)¹⁷.

En este trabajo se consideraron tres vías de especificación para cada función de demanda de dinero (M_1 y M_2), que diferían en los tipos de interés que entraban como argumentos en las funciones. Conviene, antes de seguir, hacer notar que una mala especificación de las funciones de demanda de dinero presenta importantes y desagradables implicaciones para el control de la política monetaria. Una mala especificación dinámica puede conducir a inferencias inválidas cara a la selección de regresores, estabilidad del modelo, elasticidades, consistencia de los estimadores, etc. Aún así, muchos de estos modelos mal especificados han servido para presentar evidencias en polémicas como la keynesiana-monetarista. El grado de respuesta de la demanda de dinero a variaciones en los tipos de interés, por ejemplo, tiene importantes consecuencias en la eficacia de la política monetaria, y la magnitud de las elasticidades obtenidas han sido elementos importantes en la polémica.

Teniendo presentes las anteriores consideraciones, pasamos a examinar las seis estimaciones diferentes que se ofrecen en el Cuadro I, bajo la denominación $(L,P)_1$... $(A,P)_2$. Cada ecuación, expresada en términos de tasas de variación de saldos reales, incorpora valores presentes y pasados de una variable de escala, el PIB,^{la} inflación; y los tipos de interés, así como valores desfasados de la variable endógena. Lo que difiere de una a otra, a parte de los desfases con que entran las variables, es la combinación de tipos de interés que aparecen como regresores. Se disponía de tres series de tipos de interés: dos tipos a "corto plazo" representados por los tipos de los depósitos de

ahorro y los de a plazo y un tipo a largo, representado por el rendimiento interno de las obligaciones industriales. Se han combinado en pares para la demanda de M1 y M2, apareciendo, por tanto, un total de 6 ecuaciones donde, por ejemplo, la notación $(A,P)_2$ indica que se incluyeron los tipos de interés de los depósitos de ahorro y a plazo en la estimación de una función de demanda de M2, y así sucesivamente.

Dado que se eliminaron las ocho últimas observaciones con el fin de contrastar la estabilidad postmuestreal de los modelos, se partió de forma generales en que las variables entraban con cuatro desfases (hipótesis razonable dado que la periodicidad es trimestral), en la forma

$$A_4(L)m_t = c + B_4(L)y_t + C_4(L)p_t + D_4(L)r_t^i + E_4(L)r_t^j + u_t$$

$$(i, j = a, p, l) \quad (m_t = \log M1, \log M2) \quad (II.1)$$

donde los polinomios en el operador de retardos L , tienen orden 4. Todas las variables entran en forma logarítmica excepto los tipos de interés, de forma que la respuesta de la variable endógena sea idéntica frente a variaciones absolutas y no frente a variaciones relativas de los tipos de interés, que aparecen en tanto por uno. Así, pues, cuando se citen las elasticidades respecto a los tipos de interés (y tasa de inflación posteriormente)⁸, se estará hablando de semielasticidades, cuya transformación a elasticidad implica la evaluación de aquellas en, por ejemplo, la media muestral de la variable en cuestión. Los residuos de las formas generales (II.1) no presentaban una alta evidencia de correlación serial, excepto en el caso $(A,P)_1$, donde existía evidencia de correlación de orden cuarto⁹, hipótesis que se mantuvo a lo largo de todo el proceso secuencial de simplificación. Por último, es necesario hacer no-

tar que en la estimación de los residuos de predicción se observaron dos residuos anómalos, de gran magnitud en los períodos 1979 (IV) y 1980 (I). Ambos residuos siempre aparecían, fuese cual fuese el modelo estimado, lo que hizo sospechar de un hecho anómalo en dichas fechas. En efecto, como consecuencia de un endurecimiento de la política inspectora del Banco de España con respecto a los bancos comerciales, determinados depósitos que se computaban como a la vista y de ahorro, sobre los que se pagaban extra-tipos, pasaron a clasificarse como depósitos a plazo (ver Boletín Económico Mensual del Banco de España Noviembre 1979, páginas 6, 7) . Este proceso de conversión debió llevarse a cabo en dichos trimestres, lo que justifica la aparición de fuertes residuos negativos en los dos períodos. Como no se tenían magnitudes del total de los depósitos convertidos, se corrigieron los datos de dichos trimestres, utilizando dos variables artificiales de impulso a las que se sustrajo la media de los errores de predicción en los dos últimos años. Todas las variables han sido utilizadas sin ajustar estacionalmente con el fin de evitar el denominado "efecto Wallis", teniéndose en cuenta la estacionalidad mediante el uso de variables artificiales.

Los modelos preferidos que aparecen en el Cuadro I, han sido estimados en la forma de Mecanismos de Corrección del Error, lo que impone una dinámica a las ecuaciones muy aconsejable desde el punto de vista teórico (ver Salmon (1982)). Por tanto, dichas ecuaciones son casos particulares de la siguiente expresión general¹⁰,

$$F(L)\Delta(m-p)_t = k + G(L)y_t + H(L)\Delta p_t + I(L)r_t^i + J(L)r_t^j + K(L)\Delta y_t + M(L)\Delta r_t^i + N(L)\Delta r_t^j + O(L)(m-p-y)_{t-1} + u_t \quad (II.2)$$

donde los polinomios en desfases pueden diferir en su orden. El término de corrección del error, $(m-p-y)_{t-1}$, tie-

Cuadro I: Estimación de funciones de demanda de M1 y M2, 1967-80 (variable de pendiente

 $\Delta(m-p)_t$

Variable	$(L,P)_2$	$(L,A)_2$	$(A,P)_2$	$(L,P)_1$	$(L,A)_1$	$(A,P)_1$
$\Delta(m-p)_{t-1}$	0.263(4.6)	0.364(2.5)	0.440(4.4)	0.219(3.4)	-	-
$\Delta(m-p)_{t-3}$	-0.149(2.3)	-	-	-	-	-
$(m-p-y)_{t-1}$	-0.349(8.1)	-0.185(4.0)	-0.244(6.6)	-0.358(8.0)	-0.246(5.9)	-0.269(8.6)
y_t	-	-	-	-	-	0.174(11.0)
y_{t-1}	-	-	-	-	0.131(6.3)	-
y_{t-3}	0.162(9.7)	0.067(4.8)	0.105(6.5)	0.206(9.6)	-	-
ϵ_{MY}	1.46	1.36	1.43	1.57	1.51	1.64
Δp_t	-0.955(15.4)	-0.920(10.0)	-0.930(13.0)	-1.040(12.3)	-1.071(10.7)	-0.970(11.3)
Δp_{t-1}	-	0.275(1.8)	0.287(2.4)	-	-	-0.101(1.8)
Δp_{t-2}	-	-	-0.204(2.3)	-0.277(3.2)	-	-
$1/2(\Delta p_{t-2} + \Delta p_{t-3})$	-0.694(4.5)	-	-	-	-	-
ϵ_{Mp}	-0.10	-0.10	-0.10	-0.10	-0.12	-0.11
r_t^L	-	-	-0.084(2.6)	-	-	-
r_{t-1}^L	-	-0.878(2.2)	-	-	-0.848(3.0)	-
r_{t-3}^L	-	0.605(1.9)	-	-	1.233(2.4)	-
r_{t-3}^L	-	-	-	-	-0.955(2.3)	-
ϵ_{Mr1}	0	-0.18	-	0	-0.28	-

(Cont...)

r_t^p	-1.438(7.1)	-	-2.094(8.4)	2.261(10.0)	-	-2.448(15.5)
r_{t-3}^p	-0.950(3.2)	-	-	-	-	-
r_{t-4}^p	-	-	-	-0.443(2.1)	-	-
ϵ_{Mr}^p	-0.36	-	-0.45	-0.40	-	-0.48
r_t^a	-	2.763(5.8)	-	-	-3.281(7.7)	-
r_{t-1}^a	-	-	-	-	-	0.438(4.6)
r_{t-2}^a	-	-2.189(2.2)	-	-	-	-
r_{t-3}^a	-	1.631(2.1)	0.882(2.1)	-	-	-
ϵ_{Mr}^a	-	0.32	0.097	-	-0.36	0.04
Δr_t^l	-1.131(4.1)	-	-	-	-	-
Δr_{t-2}^a	-	-	0.965(2.5)	-	-	-
D79(IV)	-0.018(2.8)	-0.021(2.8)	-0.018(3.0)	-0.016(2.5)	-0.019(2.4)	-0.018(2.3)
D80(I)	-0.012(2.0)	-0.013(2.0)	-0.011(2.3)	-0.011(1.9)	-0.011(2.2)	-0.013(2.2)
Const	-0.629(7.8)	-0.632(3.4)	-0.393(4.8)	-1.135(9.4)	-0.659(5.8)	-0.968(10.1)
ρ AR(4)	-	-	-	-	-	-0.511(3.0)
ESTADISTICOS						
s	0.0049	0.0067	0.0050	0.0067	0.0078	0.0069
s*	0.0060	0.0072	0.0062	0.0072	0.0088	0.0080
χ_{BP}^2 (8)	8.3	5.1	7.5	8.2	7.9	7.7
χ_{LM}^2 (4)	2.3	0.6	0.7	2.2	0.8	-
MLM F	1.8(4,18)	0.5(4,20)	0.5(4,19)	1.9(4,16)	1.2(4,16)	-
F_{CH}	0.61(8,30)	0.81(8,32)	0.67(8,31)	0.56(8,28)	1.1(8,28)	1.4(8,27)
χ_q^2 (8)	8.4	7.8	6.1	4.5	8.3	10.2
UNR F	0.62(15,31)	0.84(14,30)	0.57(14,30)	0.81(16,31)	1.12(16,31)	0.82(17,32)

Variables utilizadas

m= M1 y M2 corregidas de rupturas en las series ocasionadas por los cambios en el proceso de recogida de datos (en logs)

y= PIB trimestralizado a precios constantes (base 1970) (en logs)

p= Índice de Precios al Consumo (1970=1) (en logs)

r^l =Rendimiento Interno de las Obligaciones Industriales (total media simple)

r^s =Tipo de interés de los Depósitos a Plazo a menos de un año.

r^a =Tipo de interés de los Depósitos de Ahorro.

\dot{p} =Tasa de inflación trimestral (calculada como $\Delta \log P$)

(Fuentes: "Boletín Estadístico del Banco de España";
Rodríguez J. y R. Sanz: "La trimestralización del PIB por ramas de actividad", Banco de España. Documento de Trabajo (1982)).

ne en cuenta el efecto sobre las variaciones en los saldos, de desequilibrios en los saldos nominales comparados con el total de gasto nominal en el período $t-1$. En el estado estacionario la especificación (II.2) implica una velocidad de circulación que varía estacionalmente y cuyo valor depende de los niveles de renta y tipos de interés, además de las tasas de variación de las variables, que prevalecen en el estado estacionario. La estimación de todas las ecuaciones se realizó por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales (IV)¹¹, y puesto que los resultados no diferían apreciablemente, los coeficientes que se muestran son los minimocuadráticos. En la forma general de los modelos se contrastó la hipótesis de homogeneidad de los saldos nominales en precios (ver Dolado (1981^a)), no rechazándose en ningún caso.

No se discutirán en gran detalle las estimaciones que se presentan en el Cuadro I, excepto hacer notar que todos los modelos poseen un alto grado de poder explicativo y no existe fuerte evidencia de correlación serial. Los contrastes de especificación indican una cierta estabilidad estructural (una vez que se corrigieron los datos). Un examen de las elasticidades indica valores a largo plazo con los signos esperados, excepto en un caso poco importante, y magnitudes dentro de los límites esperados. Así, aunque no son significativamente distintas, la elasticidad renta de M2 es puntualmente inferior a la de M1, indicando quizá una cierta característica de bien inferior de los depósitos de ahorro frente a las otras clases de depósitos. El tipo de interés a largo plazo aparece como poco significativo (en algunos casos ni siquiera aparece en el modelo final) cuando se combina con los tipos a corto. En las ecuaciones en que aparecen los dos tipos a corto, el de los depósitos a plazo domina, en cuanto a magnitud de las elasticidades, al de los depósitos de ahorro. Ello puede ser debido a la alta correlación existente entre ambas variables

($\rho=0,93$), unido al hecho de que, por ejemplo, en M2, r^a actúa como tipo propio frente a los depósitos de ahorro y como tipo alternativo frente a las tenencias de M1, por lo que la agregación puede debilitar los efectos de este tipo de interés. La elasticidad respecto de la tasa de inflación presenta un valor casi uniforme a lo largo de las estimaciones, en consonancia con las magnitudes obtenidas en otros estudios.

Como comprobación final de la estructura dinámica de los modelos estimados, se comparan dichas especificaciones con los modelos univariantes de M1 y M2 para el mismo período muestral. Como es bien conocido, se exige como estándar mínimo que el modelo econométrico superé al menos el ajuste de estos modelos univariantes. Una posible descripción escueta de los dos modelos ARIMA, es la siguiente:

$$\text{M1) } (1-0.624L)\Delta\Delta_4 m_t = (1+0.869L)u_t$$

(5.2) (17.0)

$$\chi_{BP}^2(8)=2.0, \quad \chi_{BP}^2(12)=6.8, \quad \chi_{BP}^2(24)=16.1,$$

$$s=0.0124$$

$$\text{M2) } (1-0.750L)\Delta\Delta_4 m_t = (1-0.683L^4)u_t$$

(7.0) (6.1)

$$\chi_{BP}^2(8)=4.5, \quad \chi_{BP}^2(12)=7.2, \quad \chi_{BP}^2(24)=16.8,$$

$$s=0.0113$$

Tal como se observa, el poder explicativo de los modelos econométricos es muy superior, con desviaciones típicas 1,85 y 2,26 veces superiores en los modelos univariantes.

A efectos del ejercicio que se pretende llevar a cabo, parece razonable suponer que los seis modelos es-

timados constituyen aceptables representaciones de las funciones de demanda de M1 y M2. Queda, por tanto, elegir dentro de cada agregado monetario, aquel modelo que constituye la representación más adecuada del proceso generador de los datos. Con este fin se han utilizado los contrastes CPD, J, C y JA discutidos en la Sección I¹⁴ que en modelos con regresores estocásticos, como en el presente caso, siguen teniendo validez asintótica. Como existe evidencia de discrepancias entre los valores nominales y actuales de los contrastes en muestras finitas y a ello se une la simplificación secuencial llevada a cabo hasta llegar a los modelos finales, se ha preferido utilizar contrastes bidireccionales a un nivel no superior al 2%.

Los contrastes obtenidos se ofrecen en el Cuadro II, en forma de comparaciones por pares. Para mayor información, junto con el valor de los tests se ofrece el estimador $\hat{\alpha}$ obtenido a partir de los contrastes J, C JA. Con el tamaño de los tests utilizados, un intervalo de confianza de α , bajo H_0 , vendrá dado por $(\hat{\alpha} \pm 2.34 \cdot SE(\hat{\alpha}))$. De esta manera se puede observar si en el caso de que se rechace H_0 , α está cercano a la unidad¹⁵. La importancia de esta observación reside en el hecho de que al situar los parámetros β y γ en un espacio de dimensión superior, con ayuda de α , deja de contrastarse H_0 frente H_1 , para pasar a contrastar H_0 frente a H_2 (en donde H_0 y H_1 se ponderan por $(1-\alpha)$ y α respectivamente) y también H_1 frente a H_2 . Cualquiera que sea el criterio de decisión empleado, pueden aparecer los siguientes casos: (1) H_0 se rechaza y H_1 no se rechaza; (2) H_1 se rechaza y H_0 no se rechaza; (3) se rechazan ambas H_0 y H_1 ; (4) no se rechaza ninguna. Los dos primeros casos discriminan entre H_0 y H_1 . El caso (3) equivale a aceptar H_2 y en el caso (4) se puede interpretar que no hay suficiente información para discriminar entre las hipótesis.

Cuadro II: Comparaciones en pares de los modelos de demanda de M1 y M2

		H_1					
		$(A,P)_1$	$(L,P)_1$	$(A,L)_1$	$(A,P)_2$	$(L,P)_2$	$(A,L)_2$
H_0	$(A,P)_1$	-	-4.19 0.81 (3.22) 0.76 (3.51) 0.68 (1.81)	-1.76 0.40 (1.62) 0.32 (1.58) -0.05 (0.15)			
	$(L,P)_1$	-0.36 0.41 (1.21) 0.23 (1.12) 0.36 (1.03)	-	-1.62 0.45 (1.9) 0.16 (0.98) 0.08 (0.28)			
	$(A,L)_1$	-5.32 1.04 (3.82) 0.68 (3.44) 1.02 (3.02)	-5.68 0.81 (3.34) 0.84 (4.74) 1.29 (3.12)	-			
	$(A,P)_2$				-	-6.42 0.76 (3.18) 0.65 (3.51) 1.28 (2.65)	-0.13 0.01 (0.04) 0.03 (0.03) -0.08 (0.03)
	$(L,P)_2$				-2.45 0.24 (2.01) 0.35 (1.8) 0.68 (0.26)	-	-0.17 0.02 (0.06) 0.006 (0.05) 0.03 (0.04)
	$(A,L)_2$				-12.88 1.14 (6.27) 0.96 (8.51) 1.01 (4.34)	-13.17 1.07 (6.43) 0.99 (7.12) 1.12 (5.12)	

Nota: Las diversas entradas en el Cuadro representan las ecuaciones de demanda de M1 y M2 con diferentes combinaciones de tipos de interés. El primer elemento de cada casilla representa el test CPD, el segundo el test J, el tercero el test C y el cuarto el test JA. Se ofrecen asimismo los valores de α en los tres últimos casos.

A la vista de los resultados obtenidos, pueden realizarse las siguientes consideraciones relativas a la elección entre las distintas especificaciones. Previamente introduciremos la notación " $a > b$ " en el sentido habitual de "a es preferido a b". En el caso de M1, las comparaciones son bastante claras, excepto quizás en el caso de $(L,P)_1$ y $(A,P)_1$, que presentan ajustes similares, pudiendo establecerse las siguientes preferencias,

$(L,P)_1 > (A,P)_1; (L,P)_1 > (A,L)_1; (A,P)_1 > (A,L)_1 \Rightarrow (L,P)_1$
es el "modelo preferido".

En el caso de M2, vuelve a haber ciertas dificultades en el caso $(L,P)_2$ y $(A,P)_2$, pero puede establecerse el siguiente conjunto de preferencias,

$(L,P)_2 > (A,P)_2; (L,P)_2 > (A,L)_2; (A,P)_2 > (A,L)_2 \Rightarrow (L,P)_2$
es el "modelo preferido".

Las magnitudes de los diferentes tests indican rechazo o no rechazo siempre en la misma dirección y en todos los casos el signo del C P D es el contrario al de J, en consonancia con el resultado de que existe una perfecta correlación asintótica de menos uno entre ambos tests (ver Davidson y McKinnon (1981^a)). Por otra parte, tal como se muestra en el Cuadro III los intervalos de confianza creados en torno a los parámetros α cuando los modelos preferidos actúan como H_1 , contienen en todos los casos el valor uno, con una única excepción en el que el parámetro no es significativamente distinto de cero y uno.

Por último se ha examinado la evidencia de un resultado reciente en el que se demuestra la inconsistencia de los tests anteriores en el caso de hipótesis alternativas infraparametrizadas^{16j} (ver McAleer-Fisher y Volker (1982)). Para ello se ha escogido el par. $(L,A)_2$ y $(L,P)_2$ y se han eliminado los regresores Δp_t , $1/2(\Delta p_{t-2} + \Delta p_{t-3})$ y Δr_t

Cuadro III: Intervalos de confianza para el parametro α en los tests
J, C y JA

Par	$\hat{\alpha}$	Intervalo
$(L,P)_1 - (A,L)_1$	0.81	0.24 - 1.38
	0.84	0.43 - 1.25
	1.29	0.33 - 2.25
$(L,P)_1 - (A,P)_1$	0.81	0.23 - 1.39
	0.76	0.26 - 1.26
	0.68	-0.20 - 1.56
$(L,P)_2 - (A,L)_2$	1.07	0.66 - 1.46
	0.99	0.67 - 1.31
	1.12	0.61 - 1.63
$(L,P)_2 - (A,P)_2$	0.76	0.21 - 1.31
	0.65	0.22 - 1.08
	1.28	0.16 - 1.40

Nota: Los estimadores $\hat{\alpha}$ se encuentran en el orden correspondiente a los tests J, C y JA. Los intervalos de confianza son del 98 %.

de la segunda regresión. Como el correlograma de la nueva regresión (claramente infraparametrizada) indicaba autocorrelación de primer orden, en su estimación se empleó un procedimiento de Cochrane-Orcutt. Los resultados obtenidos en la comparación de ambas hipótesis se muestran a continuación en el Cuadro IV, en donde $(L,P)_2^*$ indica la nueva especificación.

Cuadro IV: Inconsistencias en modelos infraparametrizados.

		← H_1 →	
		$(L,P)_2^*$	$(L,A)_2$
$\begin{array}{c} \uparrow \\ H_0 \\ \downarrow \end{array}$	$(L,P)_2^*$	-	-3.12 0.67 (3.15) 0.75 (2.57) 1.61 (3.81)
	$(L,A)_2$	-2.15 0.42 (2.00) 0.34 (1.61) -0.58 (1.40)	-

Nota: El significado de las entradas del Cuadro es idéntico a las del Cuadro II.

A la vista del Cuadro IV, se observa como ahora $(L,A)_2 \succ (L,P)_2^*$, (siendo JA el test que con más fuerza apoya esta hipótesis), lo que implica que no se rechaza $(L,A)_2$, un modelo que se rechazó previamente ante una hipótesis bien especificado. Esta inconsistencia no ocurre cuando la alternativa está sobreparametrizada, de lo que se deriva la preferencia a utilizar modelos sobreespecificados en la comparación, en vez de modelos apriorísticamente muy simplificados que pueden conducir a inconsistencias.

Sección III

En esta última sección se comentan brevemente algunos de los rasgos más salientes de las ecuaciones escogidas así como un análisis más detallado de la dinámica de las mismas con fines de predicción.

En ambas ecuaciones, el tipo de interés a largo es no significativo en el largo plazo, aunque en la ecuación de M2 presente efectos a corto. Conforme se avanza en la escala de agregados monetarios, dicho efecto se va trasladando al largo plazo tal como ocurre en la estimación de M3 (ver Dolado (op.cit)), lo cual es de esperar dada la menor liquidez de los sucesivos componentes y, por consiguiente el mayor efecto especulación. En cuanto a las elasticidades respecto al tipo de los depósitos a plazo, éstas no resultan ser significativamente diferentes, si bien puntualmente la elasticidad de M2 es ^{ligeramente} inferior, confirmando la menor movilidad de los depósitos de ahorro. Los desfases medios de respuesta son en el caso de M1 de 2.9 trimestres para la renta y 1.90 trimestres para el tipo de interés y en el caso de M2 de 3.1 y 2.70 trimestres respectivamente.

La estimación de ambas ecuaciones cambiando el período final de la muestra se ofrecen en los Cuadros V y VI. Parece observarse una aceptable estabilidad de los parámetros confirmada por los tests de Chow. La elasticidad renta de M2 presenta un perfil casi decreciente, consonante con la progresiva elevación de la velocidad renta. A este hecho se une una progresiva elevación de las elasticidades respecto a la tasa de inflación y el tipo de interés, en el caso de M1, que sirven como contrapeso a la ligera elevación de la elasticidad renta.

Finalmente el Cuadro VII ofrece el resultado de dividir la muestra en dos partes tomando como punto de rup

tura el último trimestre de 1973. Obviamente la pérdida de grados de libertad es muy fuerte y algunos de los coeficientes no están bien determinados, lo que afecta al cálculo de las elasticidades a largo plazo en algunos casos. Pese a todo, los resultados pueden calificarse de satisfactorios, aceptándose la hipótesis de estabilidad en ambos casos ($F_{CH}(11,30)=1.8$, $F_{CH}(16,20)=1.6$).

Por último los gráficos 1 y 2, ofrecen los ajustes de ambos modelos así como las predicciones dinámicas para 1979 y 1980.

Cuadro V: Estimación de la demanda de M1 para diversos períodos (variable dependiente $\Delta(m-p)_t$)

Var. t	$\Delta(m-p)_{-1}$	$(m-p-y)_{-1}$	y_{-3}	Δp	Δp_{-2}	r^p	r^p_{-4}	s	ϵ_{MY}	ϵ_{Mp}	ϵ_{Mr^p}
1967-74	0.232 (2.1)	-0.432 (4.6)	0.227 (6.3)	-1.004 (7.4)	-0.291 (2.1)	-2.316 (5.4)	-0.535 (1.8)	0.0074	1.52	-0.06	-0.29
1967-76	0.253 (2.4)	-0.422 (5.5)	0.220 (7.5)	-1.024 (9.9)	-0.260 (2.1)	-2.178 (6.8)	-0.528 (2.7)	0.0065	1.52	-0.07	-0.31
1967-78	0.219 (3.4)	-0.358 (8.0)	0.205 (9.6)	-1.040 (12.3)	-0.277 (3.2)	-2.261 (10.0)	-0.443 (2.1)	0.0067	1.57	-0.10	-0.40
1967-80	0.229 (4.1)	-0.371 (8.5)	0.220 (10.2)	-1.053 (11.9)	-0.287 (3.1)	-2.317 (10.8)	-0.627 (2.7)	0.0070	1.59	-0.11	-0.46

Nota: Entre paréntesis t-ratios

Cuadro VI: Estimación de la ecuación de demanda de M2 para diversos períodos (variable dependiente $\Delta(m-p)_t$)

Var. t	$\Delta(m-p)_{-1}$	$\Delta(m-p)_{-3}$	$(m-p-y)_{-1}$	y_{-3}	Δ_p	$1/2 \sum_{i=2}^3 \Delta p_{-i}$	Δr^1	r^p	r_{-3}^p	s	ϵ_{MY}	$\epsilon_{M\dot{p}}$	ϵ_{Mr^p}
1967-74	0.260 (2.7)	-0.256 (2.7)	-0.300 (2.7)	0.171 (5.7)	-0.970 (9.8)	-0.908 (3.1)	-0.860 (2.3)	-1.779 (3.0)	-0.860 (1.8)	0.0054	1.57	-0.12	-0.40
1967-76	0.263 (3.0)	-0.216 (2.7)	-0.296 (4.1)	0.168 (8.1)	-0.963 (12.4)	-0.850 (3.9)	-1.174 (3.9)	-1.548 (4.8)	-0.807 (2.0)	0.0049	1.57	-0.15	-0.39
1967-78	0.263 (4.6)	-0.149 (2.3)	-0.349 (8.1)	0.162 (9.7)	-0.955 (15.4)	-0.694 (4.5)	-1.131 (4.1)	-1.438 (7.1)	-0.950 (3.2)	0.0049	1.46	-0.10	-0.36
1967-80	0.290 (5.1)	-0.169 (2.5)	-0.349 (8.5)	0.168 (9.8)	-0.965 (14.5)	-0.656 (4.3)	-0.996 (3.5)	-1.543 (7.5)	-1.040 (3.4)	0.0052	1.48	-0.14	-0.43

Nota: Entre paréntesis t-ratios

Cuadro VII: Estimación de las ecuaciones de demanda de M1 y M2 antes y después de 1973 (variable dependiente: $\Delta(m-p)_t$)

t	1967-73	1973-80	1967-73	1973-80
$\Delta(m-p)_{-1}$	0.251 (2.8)	0.328 (4.6)	0.331 (3.0)	0.343 (5.4)
$\Delta(m-p)_{-3}$	-	-	-0.124 (3.7)	-0.079 (1.0)
$(m-p-y)_{-1}$	-0.471 (4.3)	-0.428 (6.5)	-0.460 (4.0)	-0.443 (5.5)
y_{-3}	0.248 (6.0)	0.232 (2.7)	0.222 (6.8)	0.271 (5.3)
Δ_p	-0.990 (7.2)	-1.154 (7.7)	-0.963 (10.9)	-1.064 (10.8)
Δ_{p-2}	-0.325 (2.0)	-0.178 (1.1)	-	-
$1/2 \sum_{i=2}^3 \Delta_{p-i}$	-	-	-0.851 (4.6)	-0.614 (2.8)
Δr^1	-	-	-1.036 (2.2)	-1.068 (2.6)
r^p	-2.111 (4.8)	-2.861 (6.2)	-1.597 (1.7)	-2.005 (4.9)
r_{-3}^p	-	-	-1.795 (2.8)	-1.434 (2.5)

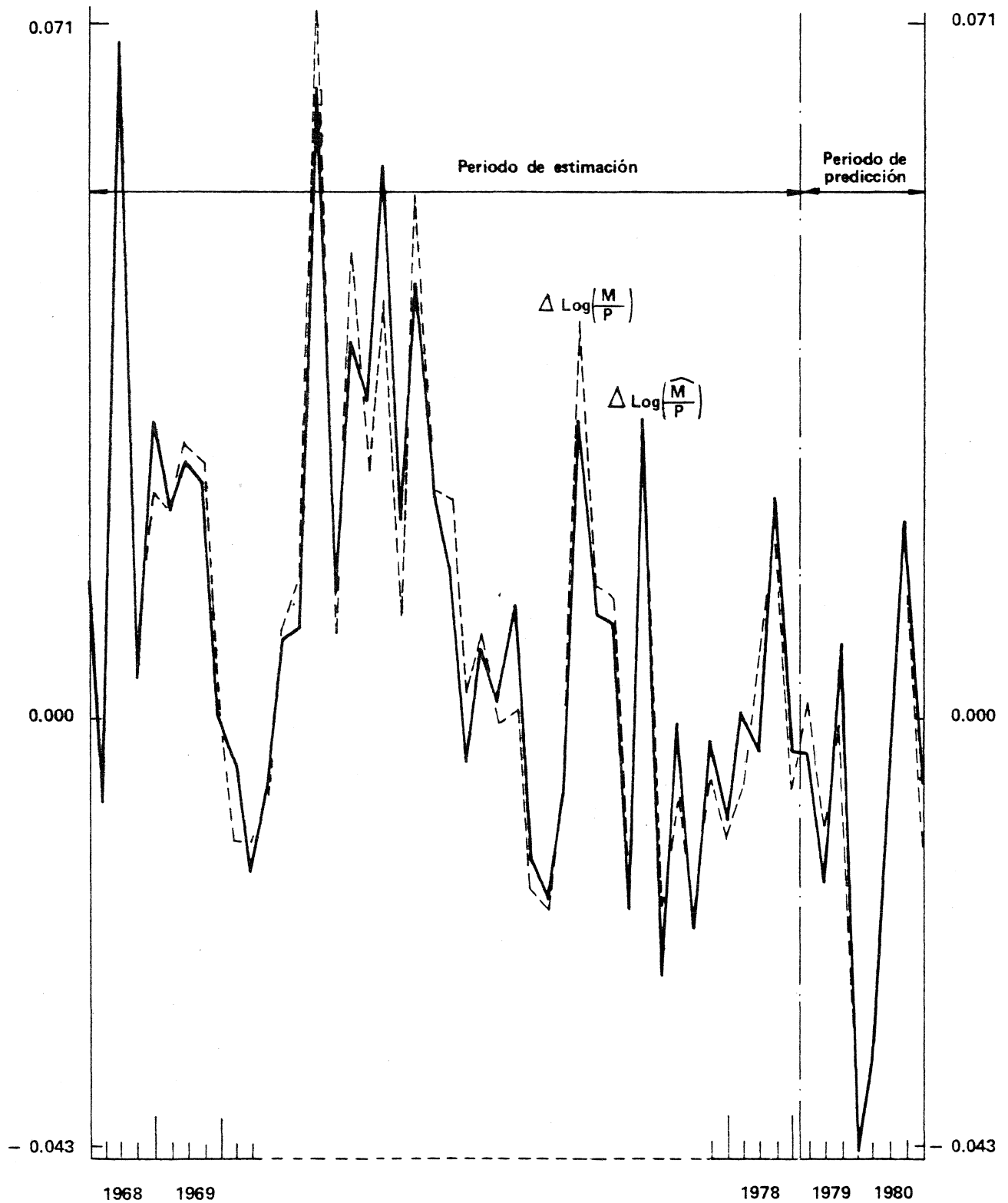
(Cont...)

(Cont...)

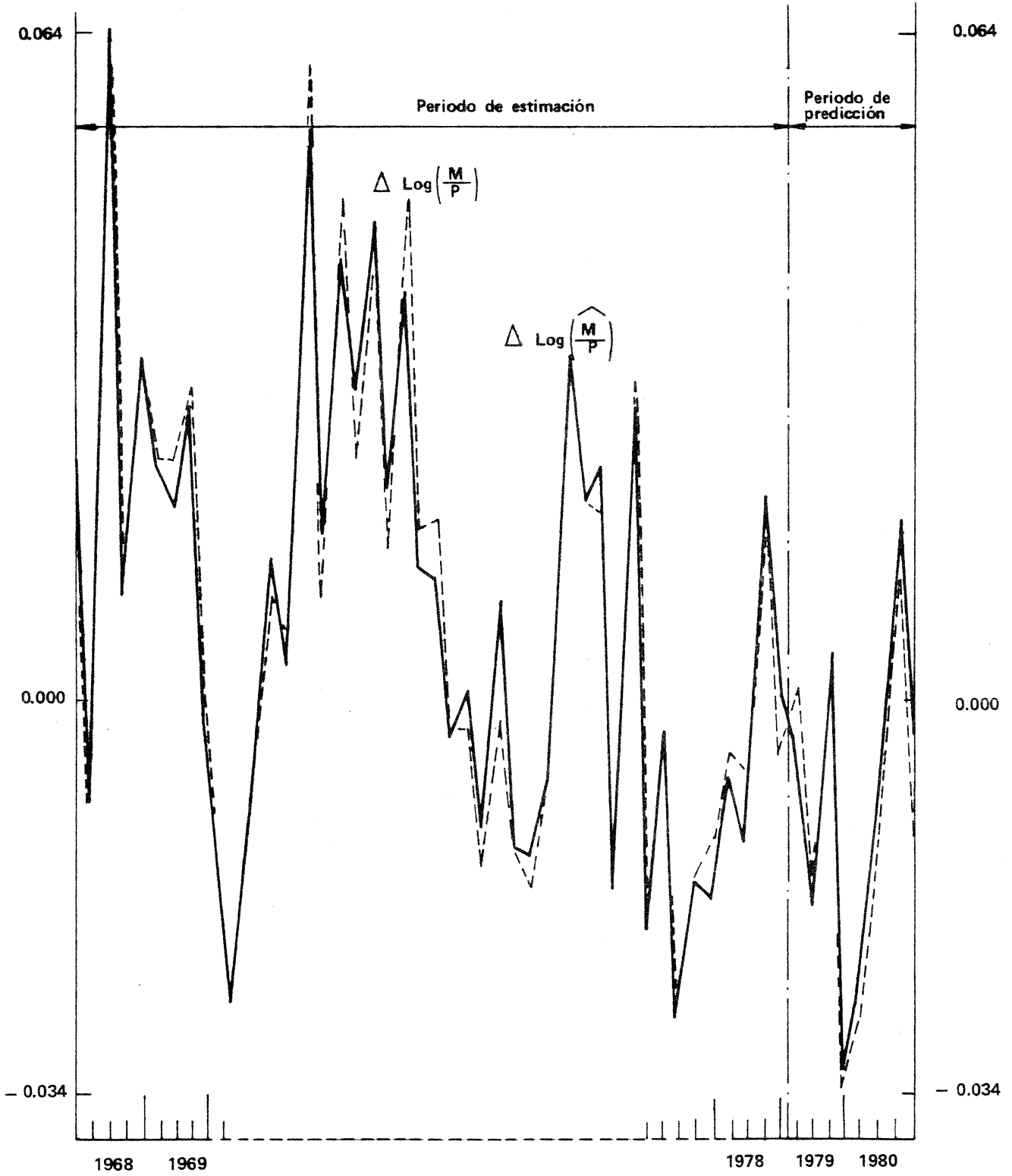
r_{-4}^p	-0.928 (1.9)	-0.407 (0.8)	-	-
s	0.0072	0.0064	0.0046	0.0042
$\chi_{BP}^2 (8)$	11.6	5.7	10.2	9.6
ϵ_{MY}	1.53	1.54	1.48	1.61
ϵ_{Mp}	-0.05 [3.8]	-0.12 [3.1]	-0.08 [3.5]	-0.14 [3.6]
ϵ_{Mr^p}	-0.29 [6.4]	-0.54 [7.2]	-0.37 [7.4]	-0.55 [7.8]

Nota: Las dos primeras columnas corresponden a la ecuación de M1 y las dos últimas a la de M2. Entre paréntesis t-ratios. En las dos últimas filas, junto con el valor de las elasticidades aparece entre corchetes, el valor de la semielasticidad.

AJUSTE DE LA ECUACION DE DEMANDA DE M1
 (Variable dependiente: $\Delta (m-p)_t$)



AJUSTE DE LA ECUACION DE DEMANDA DE M2
 (Variable dependiente: $\Delta (m-p)_t$)



Conclusiones

En este trabajo se han elegido dos modelos para determinar la demanda de M1 y M2 en base a un conjunto de contrastes de hipótesis no anidadas. Dichos contrastes son asintóticamente equivalentes pero su comportamiento en muestras finitas difiere. Sin embargo, los resultados obtenidos son bastante satisfactorios en cuanto a la ausencia de contradicciones entre los mismos. Ello puede explicarse como consecuencia de la metodología empleada en la especificación y estimación de los diversos modelos, que parte de formas generales sobreespecificadas y contrasta sucesivas hipótesis en forma secuencial, imponiendo además una dinámica a corto plazo basada en un mecanismo de corrección del error. Puesto que en otros trabajos donde se han aplicado dichos tests (ver Backus (1982)) los resultados, insatisfactorios, se han obtenido a partir de modelos excesivamente presimplificados, parece existir evidencia tanto teórica como empírica en favor de un enfoque "de lo general a lo particular".

Las ecuaciones de demanda de dinero escogidas parecen consistentes con los datos a la vez que ofrecen resultados que son sensatos desde el punto de vista teórico. Así, en ambos casos, los argumentos relevantes son renta, inflación y un tipo de interés a corto representado por el \bar{r} de los depósitos a plazo, además de un término que representa el desequilibrio en la velocidad renta deseada. No ha sido posible encontrar evidencia en favor de la inclusión de un tipo de interés a largo plazo ni de diferenciales en los diversos tipos de interés. La estabilidad de los modelos es bastante satisfactoria y su poder explicativo y predictivo suficientemente alto frente a alternativas más simples.

NOTAS

1. Otros ejemplos clásicos son el tipo de distribuciones (Pareto, Log normal, etc.) que caracteriza a las rentas de los individuos o la forma aditiva o multiplicativa en que debe entrar la perturbación en una función de producción Cobb-Douglas.
2. Cox demuestra como λ_c se distribuye asintóticamente como una distribución normal como media cero bajo H_0 , pero con media negativa bajo H_1 .
3. Además existe un supuesto adicional que permite evitar casos de colinealidad perfecta en anidaciones del tipo (I.9,) cuando existen regresores comunes en H_0 y H_1 . Dicho supuesto afirma que "si se denomina $S[\cdot]$, al sistema de generadores de las columnas de una matriz, entonces $S[X]$ y $S[Z]$ son ortogonales y la dimensión de su intersección, $S[X] \cap S[Z]$, es estrictamente menor que $\min(k, g)$ ".
4. Una posible dificultad de este procedimiento reside en computar el factor de proporcionalidad, que al tener la forma,

$$k = \left[\int_{-\infty}^{\infty} f_0(y; \theta_0)^{1-\lambda} f_1(y; \theta_1)^{\lambda} dy \right]^{-1}$$
 puede exigir métodos numéricos de integración.
5. La idea de aplicar dicha transformación se basa en los resultados de Milliken y Graybill (1970) por el cual en el caso de regresores exógenos si ZY puede expresarse como una función de \hat{y}_0 , el t-ratio de α en (I.9) se distribuirá exactamente como una t con $T-k-1$ grados de libertad. Claramente $Z\hat{y}_0$ es una función de \hat{y}_0 , pero ZY no lo es.
6. Por "verdadero" se entiende aquel modelo que mejor representa el proceso generador de los datos.
7. Claramente el uso de t-ratios en la simplificación secuencial no es un procedimiento óptimo dado la posible colinealidad y correlación serial existente en las formas generales. Sin embargo, dado que los modelos de partida y los sucesivos modelos anidados se han elegido, entre otros criterios, en base a la bondad de sus correlogramas, se espera que permanezca su consistencia.

8. La variable tasa de inflación no aparece directamente en la forma general (II.1.) con el fin de no reducir aún más el número de grados de libertad. Se obtiene en la forma final, vía restricciones en los coeficientes de p_t , p_{t-1} , etc.

9. El correlograma obtenido es el siguiente,

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0.15	-0.17	-0.05	-0.37	-0.37	0.05	0.05	0.14

10. Dado que los datos son trimestrales, otra posible alternativa residía en tomar diferencias de orden cuarto. La elección de primeras diferencias se basa en criterios puramente pragmáticos de mejores ajustes.

11. Los instrumentos utilizados han sido: una constante, variables artificiales estacionales, una tendencia y valores desfasados de inflación y tipos de interés (suficientemente desfasados cuando existía correlación serial). En el caso del modelo (A,P)₁ se empleó el procedimiento de Hatanaka.

12. Existe evidencia (ver Kiviet (1981)) que el test del multiplicador de Lagrange para correlación serial tiene un tamaño actual superior al nominal en muestras pequeñas, para modelos sobreparametrizados. Por eso se utiliza junto con $\chi^2_{LM}(4)$, la modificación sugerida por Kiviet.

$$MLM \quad F = \frac{T - (k+4)}{4} \frac{R^2}{1-R^2} \sim F(4, T-k-4)$$

donde el R^2 se obtiene de regresar \hat{u}_t sobre $\hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-4}$ y los otros regresores incluidos en la ecuación (en número k).

13. Existe evidencia (ver Wadwhani(1982)) de mejor comportamiento de F_{CH} (...) que $\chi^2_F(\cdot)$ en nuestras finitas. Sin embargo se citan ambos puesto que mientras el primero contrasta la constancia estadística de los parámetros, el segundo contrasta la constancia numérica, lo que puede presentar interés adicional.

14. Existía la posibilidad de utilizar un test F de exclusión de parámetros en una regresión general que incluyese los tres tipos de interés aparte del resto de variables. Sin embargo, dado el número de aquellas y la sobreparametrización de des fases como punto de partida, la pérdida de grados de libertad podía ser excesiva, por lo que se prefirió agrupar a los tipos de interés en pares. Además existe un resultado debido a Pesaran (op.cit.) donde se demuestra que el test de Cox tiene mayor poder asintótico que el test F, siempre que el número de variables no coincidentes de los modelos sea ma yor que uno, como ocurre en el caso presente. Aún así, con el fin de examinar la posibilidad de que los tres tipos apareciesen en el modelo final, se construyó una forma general con cuatro desfases de cada variable (con $\chi_{BP}^2(8) = 7,5$ en el caso de M1 y $\chi_{BP}^2(8) = 9,2$ en el caso de M2). A continuación se exa minaron las restricciones impuestas en los modelos $(L,P)_1$ y $(L,P)_2$ obteniéndose un valor de los test F como sigue: $F(19,33) = 1,2$ para M1 y $F(20,33) = 1,1$ para M2; por lo que las restricciones no se rechazan p.ej. al 5% de nivel de sign nificación.
15. Esto no es totalmente cierto, ya que si bien, si H_1 es el mo delo "verdadero", los estimadores de α convergerán asintóticamente a uno, los t-ratios obtenidos en los diferentes tests están condicionados a H_0 y no a H_1 . Por tanto un t-ratio que es válido para contrastar H_0 , no será válido para contrastar H_1 .
16. Dichos autores demuestran que: (i) los tests empleados son consistentes para H_0 , cuando H_1 está sobreparametrizada; (ii) son inconsistentes para H_0 cuando H_1 esta infraparametrizada; y (iii) errores de especificación en H_0 no afectan la consis tencia de los tests (Nota: un test es consistente si su potencia tiende a uno asintóticamente).

Referencias

- Anderson, T.W. (1971), The Statistical Analysis of Time Series, New York, J.Wiley and Sons
- Atkinson, A.C. (1970), "A method for discriminating between models", Journal of the Royal Statistical Society B 32.
- Backus, D.E, "Empirical models of the exchange rate: Separating the wheat from the chaff" (presentado a la reunión de la European Econometric Society. Dublin 1982)
- Cox, D.R. (1961), "Tests of separate families of hypothesis" "Proceedings of the Fourth Berkeley. Symposium on Mathematical Statistics and Probability 1 (University of California Press)
- _____ (1962), "Further results on tests of separate families of hypothesis". Journal of the Royal Statistical Society B.24
- Davidson, R. y J. McKinnon (1981^a). "Several tests for model specification in the presence of alternative hypothesis", Econometrica 49.
- _____ (1981^b), "Some non-nested hypothesis tests and the relations among them", Discussion Paper 409 (Queen's University. Canada)
- Davidson, J., D.Hendry, F.Srba y S.Yeo (1978). "Econometric modelling of Aggregate Time Series Relationship between Consumers Expenditure and Income in the U.K". Economic Journal 88.
- Deaton, A.S. (1978), "Specification and testing in applied demand analysis". Economic Journal 88
- Dolado, J.J. (1982^a), "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)'

- _____ (1982^b), "Un modelo econométrico de la demanda de Efectivo en España (1967-80)". Documento Interno EC/11 (Banco de España. Servicio de Estudios).
- Hendry, D.F.(1980), " Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: The transaction demand for money function" en Ormerod, P.(ed): Modelling the Economy, London, Heinemann.
- Fisher, G.R. y M.McAleer (1981), "Alternative procedures and associated tests of significance for non-nested hypothesis," Journal of Econometrics 16
- Kiviet, J.F.(1981), " On the rigour of some Specification Tests for modelling Dynamic relationships" (presentado a la reunión de la European Econometric Society. Amsterdam 1981)
- Milliken G.A y F. Graybill(1970), " Extension of the general linear hypothesis model", Journal of the American Statistical Association 65
- Mizon, G.E.(1977), " Model Selection Procedures", en Artis, G. y A. Nobay (eds): Studies in Modern Economic Analysis, Oxford, Basil Blackwell.
- Mizon, G.E y J.F. Richard (1982), "The Encompassing Principle and its application to non-nested hypothesis" (presentado a la reunión de la European Econometric Society. Dublín 1982)
- McAleer, M.G.Fisher y P.Volker (1982). "Separate Misspecified Regressions and the U.S. long run demand for money function" (presentado a la reunión de la European Econometric Society. Dublín 1982)

- Pesaran, M.H. (1979), "On the general problem of model selection." Review of Economic Studies 41.
- (1982), "On the Comprehensive Method of Testing Non-nested-Regression models". Journal of Econometrics 51.
- Pesaran, M.H. y A.S. Deaton (1978). "Testing non-nested non linear Regression models". Econometrica 46
- Quandt, R.E. (1974), "A comparison of methods for testing non-nested hypothesis". Review of Economics and Statistics 56.
- Salmon, M.J. (1982), "Error Correction Mechanisms" Economic Journal 92.
- Silvey, S.D. (1970), "Statistical Inference", Chapman and Hall. London
- Wadhvani, S.B. (1982), "A comparison of Two Alternative Tests of Parameter Constancy", Working Paper 412 Centre for Labour Economics. L.S.E.

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.