



W
28
(8909)

Documento de Trabajo

8 9 0 9

UNA APLICACION DE LOS CONTRASTES M Y DE
LA MATRIZ DE INFORMACION DINAMICA: EL CASO
DE LA DEMANDA DE DINERO NORTEAMERICANA,
1960-1984

Teodosio Pérez Amaral

Una aplicación de los contrastes m y de la matriz
de información dinámica: el caso de la demanda
de dinero norteamericana, 1960-1984 *

Revisado en Noviembre de 1988

Teodosio Pérez Amaral

Universidad Complutense de Madrid,
Departamento de Economía Cuantitativa
y Servicio de Estudios del Banco de España

(*) Este trabajo fué hecho a sugerencia de Halbert White y Robert F. Engle. Se agradecen los comentarios de J. Camio y J. Albarracín, así como el apoyo de Iñaki Mauleón. El apoyo informático ha corrido a cargo de V. Poveda, L. Villanueva y P. González. Mecanografiado por Carmen Rodríguez.

Resumen

El propósito de este trabajo es doble

- 1) Estudiar el comportamiento de los contrastes m y de la matriz de información dinámica con datos económicos reales y
- 2) estudiar la especificación del modelo de demanda de dinero para la economía norteamericana que ha sido propuesto recientemente por Baba, Hendry y Starr (1987).

Podemos clasificar las conclusiones de este estudio en dos grupos:

- primero: los contrastes de la matriz de información dinámica que usan estimadores del producto exterior de la matriz de información se comportan bien cuando se usan en datos económicos. Esto confirma resultados anteriores de simulación.
- segundo: la especificación propuesta por Baba, Hendry y Starr es rechazada por algunos contrastes de especificación. Además usan variables de intervención para captar cambios de régimen, la especificación presenta no constancia de los parámetros, usa variables explicativas mutuamente inconsistentes, tiene respuestas dinámicas excesivamente lentas y poco justificables y algunos valores de los coeficientes son incompatibles con la teoría. El mecanismo de aprendizaje propuesto por los autores parece también poco adecuado para el mercado considerado.

NOTA BIOGRAFICA

Teodosio Pérez Amaral es Catedrático Interino de
Econometría del Departamento de Análisis Económico II de
la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la
Universidad Complutense de Madrid, Titulado del Servicio de
Estudios del Banco de España, Doctor en Ciencias
Económicas, Master de Economía por la Universidad de
California en San Diego y Licenciado en Ciencias
Económicas. Ha sido profesor del Centro de Formación del
Banco de España, del Centro de Estudios Monetarios y
Financieros del Banco de España (CEMFI) y profesor
ayudante de la Universidad de California en San Diego.

Esquema

- 1) Introducción.
- 2) Réplica de la ecuación definitiva de Baba, Hendry y Starr.
- 3) Contrastes de especificación.
- 4) Análisis de las variables usadas en la especificación de la ecuación definitiva.
- 5) Comportamiento dinámico del modelo.
- 6) Consideraciones teóricas.
- 7) Conclusiones.
- 8) Notas.
- 9) Referencias.

1. Introducción

La especificación de una función de demanda de dinero para Estados Unidos, estable y compatible con la teoría económica ha sido el foco de un debate profesional desde mediados de los años cincuenta.

Yoshihisa Baba, David Hendry y Ross M. Starr (1987) presentan un trabajo sobre la demanda de M1 estadounidense¹: "U.S. Money Demand. 1960-1984". Este trabajo ha sido presentado por sus autores como un ejemplo de especificación dinámica, y ha sido aceptado para su publicación en la Review of Economics and Statistics.

Estos hechos y la disponibilidad de los datos originales² hacen a este estudio un terreno de pruebas idóneo para los contrastes m y de la matriz de información dinámica propuestos originalmente por Newey(1985), Tauchen (1985), White(1985) y Pérez Amaral(1986, 1988).

En el contexto de regresión lineal, los contrastes m , los contrastes de los multiplicadores de Lagrange y los contrastes de la matriz de información dinámica que usan un estimador de la forma de producto exterior de la matriz de información son contrastes de especificación consistentes a heteroscedasticidad. Pueden ser computados como n (número de observaciones) veces el R^2 (no ajustado por el uso de una constante) de una regresión auxiliar de mínimos cuadrados ordinarios donde la variable dependiente es una columna de unos y las variables independientes son productos cruzados de los residuos estimados de la regresión original con los regresores y los residuos retrasados.

Los contrastes m , de los multiplicadores de Lagrange (LM) y de la matrix de información dinámica (DIM)

que usan estimadores de la forma hessiana de la matriz de información son válidos bajo homoscedasticidad condicional y se pueden computar en la manera usual del nR^2 de una regresión auxiliar de mínimos cuadrados ordinarios de los residuos sobre productos de residuos retrasados y productos cruzados de los regresores de la ecuación original.

En este trabajo aplicamos estos procedimientos de contrastación a la ecuación definitiva (ecuación 17) de Baba, Hendry y Starr (de ahora en adelante, BHS).

Hemos usado esta ecuación no sólo por su interés intrínseco, sino porque es un terreno difícil para contrastes que usan estimadores de la forma de producto exterior de la matriz de información. La dificultad estriba en que podemos suponer con bastante certeza que tenemos una situación de homoscedasticidad condicional. Por lo tanto comparamos el comportamiento de los nuevos contrastes (consistentes a heteroscedasticidad en este caso particular) con sus homónimos inconsistentes a heteroscedasticidad en un terreno que sería favorable en principio a los contrastes inconsistentes a heteroscedasticidad (tradicionales).

Lo primero que hacemos en la sección 2 es replicar la ecuación original de Baba, Hendry y Starr (1987), la ecuación 17 de la página 28.

En la sección 3 aplicamos una batería de contrastes de especificación a la ecuación anterior, en sus versiones consistentes e inconsistente a heteroscedasticidad. Encontramos un comportamiento en pequeñas muestras muy satisfactorio de los contrastes que usan la forma de producto exterior de la matriz de información, lo cual confirma los resultados de las simulaciones de Pérez Amaral (1988).

En la sección 4 presentamos gráficos de algunas de las variables usadas como regresores por BHS y observamos que dos de ellas: Δrmc y $rmcz$ son de hecho variables de intervención (dummies). Sustituyendo estas variables por variables de intervención explícitas obtenemos ajustes similares y en algunos casos mejores que el original de la ecuación 17 de BHS. Encontramos fuertes razones para creer que la estabilidad de la ecuación a partir de 1981 es obtenida a través del uso de estas dos variables de intervención, estrategia esta que había sido desechada explícitamente por los autores como inadecuada en la sección III de su trabajo. También presentamos ecuaciones que tienen un mejor ajuste que la original al tiempo que reconocen explícitamente el uso de variables de intervención, esto es, la existencia de diferentes regímenes.

En la sección 5 analizamos y mostramos gráficos del ajuste dinámico del modelo, encontrándolo inaceptable según varios estándares bien establecidos.

En la sección 6 discutimos algunas consideraciones teóricas que resultan en un rechazo del modelo debido a su inconsistencia con la teoría económica.

En la sección 7 presentamos las conclusiones de este estudio. De entre estas cabe destacar el buen comportamiento en muestras finitas de algunos contrastes que usan estimadores de la forma del producto exterior de la matriz de información y también la necesidad de ulterior investigación de la especificación de una ecuación de demanda de $M1$ para Estados Unidos que sea estable y tenga fundamento teórico. De cualquier manera no está del todo claro que la búsqueda de la estabilidad sea una estrategia sensata de investigación en un mundo con condiciones financieras rápidamente cambiantes. En la sección 8 se encuentran las notas.

2. Réplica de la ecuación definitiva

En esta sección replicamos la ecuación definitiva de BHS. Antes de hacer eso definimos las variables que ellos usan. En las líneas que siguen reproducimos literalmente su descripción de la definición de las variables para facilitar las referencias.

En la sección IV de su trabajo, BHS postulan una ecuación de la forma:

$$\left(\frac{M}{P} \right) = KY^{\alpha_0} (1+S^*)^{\alpha_1} (1+s^*)^{\alpha_2} (1+p)^{\alpha_3} (1+RMZ)^{\alpha_4} \\ (1+RMOZ^*)^{\alpha_5} \exp(\alpha_6 VA_t)$$

Donde M=M1, P= deflactor implícito de precios del GNP (Producto Nacional Bruto). Y=GNP real. S=diferencial de tipos de interés entre bonos y pagarés, s=diferencial de tipos de interés entre pagarés e instrumentos incluidos en M2; * significa después de impuestos, esto es, un ajuste para el tratamiento fiscal de los tipos de interés. RMZ=el tipo de interés más alto sobre los instrumentos incluidos en M2, ajustado por el mecanismo de aprendizaje (diseñado para tener en cuenta el cambio institucional, en particular la introducción de nuevos instrumentos). VA_t = desviación estándar móvil de la rentabilidad de los bonos a largo plazo (mide el riesgo de mantener deuda a largo plazo). p=la tasa de inflación, y RMOZ= la máxima rentabilidad, ajustada por el mecanismo de aprendizaje, de las cuentas NOW³ y SuperNOW⁴.

La medida de riesgo usada efectivamente es VA_t . Intenta sintetizar el riesgo asociado a la tenencia de bonos a largo plazo y se aproxima por la desviación estándar de los rendimientos por período de tenencia (cupón más ganancia de capital) del activo.

VA_t se forma de la manera siguiente, usando datos mensuales. Sea H_t el rendimiento de la tenencia de un bono del Tesoro a 20 años durante un mes (a tasa mensual) y sea

$$\bar{H} = \left[\sum_{i=1}^{12} H_{t-i} \right] / 12$$

La representación del riesgo de tenencia por período se hace entonces por una desviación estándar anual del rendimiento de un período mensual. En el mes t , definimos

$$VA_t = \sqrt{\frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (H_{t-j} - \bar{H}_{t-j})^2}$$

Promediando a un retraso de seis trimestres, tenemos

$$AVA_t = 1/4 (VA_t + VA_{t-2} + VA_{t-4} + VA_{t-6})$$

En la Figura 1 vemos un gráfico del comportamiento de AVA a lo largo del tiempo. BHS señalan que AVA tiene un mínimo local en 1973 IV y un máximo local en 1981 IV. Estas fechas son inmediatamente anteriores a períodos de cambio estructural en la mayoría de los otros modelos de demanda de M1, que se caracterizan por sobrepredicciones de la demanda en 1974-1976 e infrapredicciones en 1982-1983.

Nótese que AVA es una medida obtenida después de considerable manipulación de los datos y la optimalidad de elegir una media móvil de siete trimestres de una media móvil de 12 meses dista de ser obvia.

En particular la dependencia temporal parece excesiva: dos años y medio. El esquema de ponderaciones

también parece arbitrario: da el mismo peso a una variación que ocurrió hace 30 meses que a otra que ocurrió este mes. Encima de todo esto, la variable entra en la especificación con un retraso de nueve meses, lo cual resalta la no coincidencia temporal entre los episodios de sobrepredicción e infrapredicción y los episodios de baja o alta variabilidad en el rendimiento de los bonos a largo plazo. Comentaremos estos aspectos con más detalle en la sección 4.3.

BHS reconocen en la página 24 de su trabajo el hecho de que la innovación financiera ha tomado, en parte, la forma de crear nuevos instrumentos financieros que son sustitutos muy próximos para otros instrumentos monetarios pero que tienen rendimientos diferentes, normalmente más altos. Ellos postulan que hace falta un período de tiempo para que los tenedores de riqueza se adapten, aprendan todo lo relacionado con el nuevo instrumento y lo utilicen. Usan un esquema de ponderaciones para aproximar el proceso de aprendizaje de los tenedores de riqueza. Suponen que un período de 20 trimestres (5 años) es suficiente para la efectividad completa del nuevo instrumento.

El efecto de aprendizaje viene dado por $w(t)=$

$$\begin{array}{ll}
 0 & t_0 < t \\
 1 - \exp(-(0,1(t-t_0+1)^2)) & t_0 \leq t \leq 20+t_0 \quad [1] \\
 1 & t > 20+t_0
 \end{array}$$

El gráfico de $w(t)$ está en la Figura 2, que hemos tomado de BHS.

Los rendimientos originales que BHS consideran son:

RP : tipo de interés de cuentas corrientes.

RBC: tipo de los pequeños certificados de depósito bancarios.

RMMMF: tipo de los fondos del mercado de dinero.

RN: tipo de las cuentas NOW, que se toma como nulo (=cero) antes de la introducción de las cuentas NOW en 1981.I e igual a RP a partir de entonces.

RSN= tipo de las cuentas Super NOW, que se toma como nulo (= cero) antes de la introducción de las cuentas SuperNOW a nivel nacional en 1983.I.

Definamos los siguientes pesos como en [1]: para pequeños certificados de depósito bancarios w_{bc} , con $t_o=1965.IV$; para fondos mutuos del mercado de dinero, w_{mmmf} , con $t_o=1974,III$; cuentas NOW, w_n , con $t_o=1983.I$. Usamos esas ponderaciones para formular una familia de rendimientos ajustados para representar el aprendizaje gradual y el ajuste de los tenedores de riqueza a los nuevos instrumentos:

$$\begin{aligned} RBCZ &= RP + (w_{bc} (RBC-RP)) \\ RMMMFZ &= RBCA + (w_{mmmf} (RMMMF-RBC)) \\ RMZ &= \max [RP, RBCZ, RMMMFZ] \\ RNZ &= w_n \cdot RN \\ RSNZ &= RNZ + (w_{sn} (RSN-RN)) \\ RMOZ &= \max [RNZ, RSNZ] \\ RMOC &= \max [RN, RSN] \end{aligned}$$

BHS usan RMZ como un rendimiento representativo ajustado por el mecanismo de aprendizaje de la parte de M2 que no está ligada al motivo transacción. RMOC es un tipo máximo no ajustado de otros fondos movilizables con

cheques. RMOCZ será el rendimiento representativo ajustado por el mecanismo de aprendizaje de otros fondos movilizables con cheques incluidos en M1.

BHS continúan, en la página 26, describiendo un procedimiento para tener en cuenta los efectos del sistema impositivo sobre los rendimientos.

Las variables y fuentes de los datos están descritos en detalle en el Apéndice del trabajo de BHS. En resumen son las siguientes:

$m_t = \ln M1$, ajustado estacionalmente.

$p_t = \ln$ del deflactor del GNP, ajustado estacionalmente.

$R_t =$ rendimiento en el momento del vencimiento de los bonos del Tesoro a 20 años.

$r_t =$ rendimiento equivalente al cupón de los Bonos del Tesoro a 1 mes.

$$S_t = \ln(1 + \alpha_t R_t) - \ln(1 + \alpha_t r_t)$$

$$AS_t = 1/3(S_t + S_{t-1} + S_{t-2})$$

$RMZ_t =$ máximo rendimiento de los instrumentos en M2 ajustado por el mecanismo de aprendizaje.

$$rmz_t = \ln(1 + RMZ_t)$$

$$SZ_t = \ln(1 + \alpha_t r_t) - \ln(1 + \alpha_t RMZ_t)$$

$$ASZ_t = 1/2(SZ_t + SZ_{t-1})$$

$y_t = \ln$ del PNB real.

$Ay_t = 2/3 y_t + 1/3 y_{t-1}$
 (un polinomio de Almon usado previamente por Rose (1984)).

$$S*AVA_t = (\max(0, R_t - r_t)) \cdot AVA_t^5$$

$D_t =$ intervención para el período de control de crédito,
 -1 en 1980.II, +1 en 1980.III, y 0(cero) en los
 demás períodos.

$$rmoc_t = \ln(1 + \alpha_t RMOc_t)$$

$$rmocz_t = \ln(1 + \alpha_t RMOcZ_t)$$

Todos los tipos de interés están expresados en
 decimales, y en tasas anuales.

BHS presentan el siguiente modelo definitivo para
 la demanda de M1 usando datos trimestrales 1960.II-1984.II
 (T= 97 observaciones, con errores estándar entre
 paréntesis, y estimado por mínimos cuadrados ordinarios):

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & -0,337 - 0,243\Delta(m-p)_{t-4} - 0,141(m-p-(1/2)y)_{t-2} \\ & (0,0355) \quad (0,0496) \quad (0,0143) \\ & - 1,749 AS_t - 0,662 Asz_t - 0,889rmz_t - 0,744\Delta p_t \\ & (0,1734) \quad (0,114) \quad (0,0864) \quad (0,052) \\ & + 0,338 \Delta Ay_t + 0,00439 AVA_{t-3} + 0,155 S*AVA_{t-1} \\ & (0,0550) \quad (0,000725) \quad (0,0233) \\ & + 0,276 rmocz_t + 0,461 \Delta rmoc_t + 0,013D_t \\ & (0,1014) \quad (0,1172) \quad (0,0028) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,858, \quad \sigma = 0,378\%$$

En el Cuadro 1 resumimos los resultados de la estimación de BHS y nuestras réplicas con 97 observaciones y con 103 observaciones.

Observamos que la coincidencia de los coeficientes estimados es casi perfecta entre las estimaciones de BHS y nuestra réplica con 97 observaciones, con diferencias mínimas probablemente debidas al redondeo. Con respecto a los errores estándar estimados, las diferencias son también pequeñas, excepto las de $\Delta(m-p)_{t-4}$ y de Δp_t , que parecen ser errores tipográficos en el original. La replicación de la ecuación definitiva de BHS parece adecuada para nuestros propósitos⁶.

En la última columna del Cuadro 1 mostramos el resultado de estimar el mismo modelo con 6 observaciones más y observamos inmediatamente que los errores estándar aumentan cuando aumentamos el tamaño de la muestra, excepto precisamente el de $rmocz_t$, que disminuye. Sin embargo el estimador puntual de este coeficiente ha cambiado dramáticamente pasando de 0,277 a 0,4468, y de hecho un test formal de constancia de parámetros rechaza la hipótesis nula de igualdad entre estas dos estimaciones.

Este problema es reconocido por los autores al final de la sección IX: "... Esto aparece en el modelo reestimado como una elasticidad de la demanda de dinero al tipo de interés propio (RMOCZ) significativamente mayor que el estimado dentro de la muestra ..."

Nuestra hipótesis es que este cambio en el valor del parámetro es debido a que la variable $rmocz_t$ es en realidad una variable de intervención que recoge un cambio de régimen, como podemos ver en la Figura 3. La existencia y el punto exacto de aparición del cambio de régimen es

estudiado cuidadosamente en Rasche(1987). Rasche sitúa ese cambio de régimen al principio de 1982. Volveremos a este punto más tarde. Conviene hacer notar que el error estándar de la regresión aumenta de 0,378% a 0,4204% cuando aumentamos el número de observaciones de 97 a 103. Esto se puede deber a un excesivo agotamiento de los datos (data mining). En la sección siguiente procedemos a aplicar a la ecuación replicada una serie de contrastes de especificación que están diseñados para comprobar la adecuación del modelo en una amplia variedad de posibles direcciones.

3. Contrastes de especificación

En esta sección analizamos nuestra ecuación replicada, sometiendo al modelo a una batería de contrastes de especificación en una amplia gama de direcciones. El propósito de ese ejercicio es doble

- 1º) Estudiar la coherencia del modelo con los datos de la muestra.
- 2º) Estudiar el comportamiento de los contrastes m y de la matriz de información dinámica en muestras finitas y compararlos con la manera usual de computar los contrastes LM que usan estimadores de la forma Hesiana de la matriz de información.

Comenzamos nuestro estudio con los contrastes LM usuales de autocorrelación serial (contrastos inconsistentes a heteroscedasticidad) que en este caso se reducen a contrastes t sobre el coeficiente de la variable r_{t-j} para $j=1, \dots, 8$ en la regresión auxiliar de mínimos cuadrados ordinarios

$$r_t \text{ sobre } r_{t-j}, X_t$$

Donde r_t son los residuos estimados en la ecuación replicada con 97 observaciones, r_{t-j} es el residuo retrasado j trimestres y X_t es el conjunto de los regresores para la observación t -ésima (incluida la constante) del modelo replicado.

Una versión asintóticamente equivalente del contraste anterior que es válida, además, bajo heteroscedasticidad (véase Pérez Amaral (1986)) se puede computar corriendo una regresión de mínimos cuadrados ordinarios en la cual la variable dependiente es una

columna de unos y las variables independientes son los regresores de la regresión original, cada uno multiplicado por el residuo, esto es:

$$1 \text{ sobre } r_t \quad r_{t-j}, \quad r_t X_t$$

donde $r_t X_t$ significa que cada uno de los regresores, incluida la constante, está multiplicado por r_t . El contraste de la hipótesis de ausencia de correlación serial se realiza contrastando la significatividad del parámetro de $r_t \quad r_{t-j}$ con un test t en la regresión anterior.

Un contraste asintóticamente equivalente al anterior, también válido bajo heteroscedasticidad condicional, que usa un estimador de la matriz de varianzas y covarianzas insesgado se puede computar sustituyendo los residuos observados por $r_t^* = r_t / \sqrt{1 - k_{tt}}$, esto es, los residuos estandarizados, donde k_{tt} es el t -ésimo elemento diagonal de la matriz de predicción $X(X'X)^{-1}X'$, donde X es la matriz de regresores de la ecuación replicada.

Los méritos relativos de estos tres tipos diferentes de contrastes han sido analizados por Pérez Amaral (1988), encontrándose un comportamiento muy satisfactorio en muestras finitas de los contrastes consistentes a heteroscedasticidad. La metodología empleada en estos estudios fué la de los estudios de simulación (técnicas de Monte Carlo).

Antes de proceder a la comparación del comportamiento de los contrastes es conveniente saber si vamos a poder detectar la presencia de heteroscedasticidad en nuestra muestra. Para eso le aplicamos una batería de contrastes de heteroscedasticidad del tipo LM, o vistos desde otro punto de vista, casos particulares del test de

White (1980) de heteroscedasticidad donde se han seleccionado algunos indicadores especiales con una matrix de selección apropiada ⁷.

Los contrastes toman la forma de una regresión de mínimos cuadrados ordinarios de

$$r_t^2 \text{ sobre } 1, x_t$$

donde r_t^2 son los cuadrados de los residuos mínimo cuadráticos, 1 es una constante y x_t es la variable sospechosa de causar heteroscedasticidad.

En el Cuadro 2 sintetizamos los principales resultados de nuestros contrastes de heteroscedasticidad. Cinco de ellos exploran la posible existencia de heteroscedasticidad causada por la interacción de algunos regresores. Como vemos, ninguno de los contrastes que llevamos a cabo es significativo para los niveles convencionales de significatividad. Además hacemos contrastes de la existencia de residuos con heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), un caso particular de heteroscedasticidad condicional que fué introducido por Engle (1982) y que se caracteriza por el agrupamiento de períodos de pequeña variabilidad seguidos por otros períodos de alta variabilidad. Esta situación es en general un signo de mala especificación de origen desconocido; véase para ello Granger y Andersen (1978).

Estos contrastes son también casos particulares de contrastes de la matrix de información dinámica y pueden ser llevados a cabo mediante una regresión de mínimos cuadrados ordinarios de los residuos al cuadrado sobre los residuos al cuadrado retrasados y una constante

$$r_t^2 \text{ sobre } 1, r_{t-j}^2$$

El contraste es, de nuevo, el test t del coeficiente de r_{t-j}^2 en la regresión anterior.

El contraste t de ARCH de primer orden es $-0,3114$, y el de ARCH de orden cuatro es $-0,6899$. Estos resultados no contradicen la hipótesis de ausencia de estos efectos, como BHS discuten en su trabajo. Podemos, entonces, proceder como si no hubiese heteroscedasticidad en el modelo. Esta puede no ser una buena estrategia en general, como señalan Mackinnon y White (1985), puesto que los contrastes de heteroscedasticidad tienen en general poder bajo, pero para cubrirnos de esta posibilidad usamos también contrastes consistentes a heteroscedasticidad.

En el Cuadro 3 sintetizamos nuestros resultados de los contrastes de autocorrelación de órdenes uno al ocho. Lo primero que uno nota es que los tres contrastes conducen casi siempre a adoptar las mismas decisiones.

Lo segundo es que hay alguna evidencia de autocorrelación de órdenes tres y ocho. Este hecho lo admiten BHS. A causa del alto número de contrastes que hemos realizado, uno debería interpretar estos rechazos con precaución y evaluarlos a la luz de más evidencia adicional.

La autocorrelación negativa de orden ocho puede observarse a simple vista en un gráfico de los residuos de la ecuación, Figura 4, especialmente en la primera parte de la muestra, y puede deberse a la desestacionalización de los datos, aunque puede también revelar problemas profundos que discutimos más adelante.

La detección de la autocorrelación de tercer orden puede deberse al hecho de que no se contrastó individualmente en el proceso de búsqueda de especificación y por tanto no fué corregida.

La manera apropiada de ver estos tres tipos de contrastes es considerarlos complementarios más que sustitutos. En concreto el test de autocorrelación de orden 3 inconsistente a heteroscedasticidad rechaza al nivel del 5% pero no al del 1%, mientras que los contrastes consistentes a heteroscedasticidad rechazan al nivel del 1%. Esto puede ser interpretado como evidencia adicional en contra de la hipótesis nula. Posponemós la evaluación de estos rechazos hasta que tengamos una idea más clara de la situación en su conjunto.

El siguiente paso en nuestro análisis es aplicar una batería de nuevos contrastes de la matriz de información dinámica a este modelo. Estos contrastes son sensibles a malas especificaciones que causan inconsistencia de los estimadores usuales de la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros estimados y pueden ser considerados contrastes LM de forma funcional y mala especificación dinámica. La derivación asintótica y el comportamiento en pequeñas muestras de estos tests se estudia en White (1985) y Pérez Amaral (1986, 1988). Un ejemplo de los contrastes que acabamos de mencionar es el que se fija en el elemento $r_t r_{t-1} \text{day}_{t-1}$ de la matriz de indicadores de la matriz de información dinámica.

Hay una analogía muy sugerente en el contexto de regresión lineal entre estos contrastes de la matriz de información dinámica y los contrastes de la matriz de información estática que fueron propuestos originalmente por White (1982).

La mayoría de los contrastes de la matriz de información estática son sensibles a heteroscedasticidad que ocurre en direcciones que están correlacionadas con los productos cruzados de los regresores.

La mayoría de los contrastes de la matriz de información dinámica son sensibles a autocorrelación en los residuos y residuos al cuadrado en direcciones que están correlacionadas con los productos cruzados de regresores y regresores retrasados.

Sin embargo encontramos que el comportamiento en muestras de tamaño moderado de los tests de la matriz de información dinámica es mucho mejor que el comportamiento de los tests de la matriz de información estática. Esto puede ser debido al hecho de que la autocorrelación (error en la media condicional) es más fácil de detectar que la heteroscedasticidad (error en la varianza condicional).

Un contraste de la matriz de información dinámica basado en el indicador $r_t r_{t-1} \text{day}_{t-1}$ se puede llevar a cabo en su versión inconsistente a heteroscedasticidad como el test t del coeficiente de $r_{t-1} \text{day}_{t-1}$ en la regresión de mínimos cuadrados ordinarios de

$$r_t \text{ sobre } r_{t-1} \text{day}_{t-1}, \quad X_t$$

donde los símbolos representan lo mismo que antes, y day_t es la diferencia del polinomio de Almon en renta (difference average income), que puede ser considerado como una variable que aproxima la renta permanente.

Vale la pena notar de nuevo la gran similitud entre estos contrastes y los contrastes LM tradicionales de autocorrelación, y que este nuevo contraste puede ser interpretado como un contraste de autocorrelación que varía con uno de los regresores.

Una versión consistente a heteroscedasticidad del anterior contraste es el estadístico t del regresor $r_t r_{t-1} \text{day}$ en la regresión de mínimos cuadrados ordinarios de

1 sobre $r_t r_{t-1}^{\text{day}} r_{t-1}$, $r_t X_t$

donde $r_t X_t$ representa un vector cuyos componentes son cada uno de los regresores multiplicado por el residuo.

De nuevo, una versión consistente a heteroscedasticidad que usa un estimador insesgado de la matriz de varianzas y covarianzas se puede computar sustituyendo r_t por $r_t^* = r_t / \sqrt{1 - k_{tt}}$ en la regresión anterior.

Un rechazo basado en estos contrastes generalmente indicará la existencia de mala especificación que causa inconsistencia del estimador usual de la matriz de varianzas y covarianzas y/o mala especificación dinámica de forma desconocida.

El Cuadro 4 sintetiza los resultados de estos contrastes. Observamos, de nuevo, la correspondencia casi perfecta entre los resultados de las diferentes versiones de los contrastes y cabe destacar el hecho de que ninguno de ellos rechaza la hipótesis nula de ausencia de mala especificación dinámica en las direcciones que hemos elegido.

Otro conjunto de contrastes que hemos realizado son los tests de efectos ARCH-M, propuestos originalmente por Engle, Lilien y Robins (1987), que son sensibles a mala especificación que causa que la varianza del proceso en periodos pasados afecte a la media condicional del proceso en el período actual.

Estos contrastes se realizan de forma análoga a los anteriores. Una versión inconsistente a heteroscedasticidad será el test t del coeficiente de r_{t-1}^2 en la regresión auxiliar de mínimos cuadrados ordinarios de

$$r_t \text{ sobre } r_{t-1}^2, \quad X_t$$

donde X_t es el conjunto de regresores de la observación t -ésima en la regresión original (incluida la constante).

También podemos computar versiones consistentes a heteroscedasticidad condicional de forma desconocida usando la regresión auxiliar de mínimos cuadrados ordinarios

$$1 \text{ sobre } r_t r_{t-1}^2, \quad r_t X_t$$

o bien

$$1 \text{ sobre } r_t^* r_{t-1}^{*2}, \quad r_t^* X_t$$

si uno decide usar el estimador de varianzas y covarianzas insesgado. Los contrastes serían el test t del coeficiente de $r_t r_{t-1}^2$ o bien el test t del coeficiente de $r_t^* r_{t-1}^{*2}$, en cada caso de los anteriores.

Para completar esta sección de contrastes de especificación vamos a estudiar el papel que juegan algunos regresores. En concreto si uno mira los gráficos de $rmocz$ (Gráfico 3) y de $\Delta rmoc$ (Gráfico 4) notamos inmediatamente que estos regresores tienen formas muy extrañas. En concreto, $rmocz$ se parece tremendamente a una variable de cambio de régimen y $drmoc$ parece una variable de intervención con tres (o dos) impulsos. Además el mecanismo de corrección del error se comporta como una tendencia temporal y de hecho no añade mucho poder explicativo al uso de una tendencia temporal explícita $trend_t = 1, 2, 3, \dots, 97$.

Para contrastar estas conjeturas hemos construido variables artificiales que replican el comportamiento de

algunos de los regresores que se asemejan a variables de intervención. La primera que hemos construido es $rm\text{dum}$ que es una variable de intervención que reproduce el comportamiento de $rm\text{ocz}$ (véase la Figura 3). $rm\text{dum}_t$ toma el valor cero para $t=1$, hasta 83 y los valores 1, 2, ..., 14, para $t=84$ hasta 97.

En el Cuadro 5 sintetizamos los resultados de la sustitución de algunos regresores por variables de intervención explícitas, y comparamos los resultados con el modelo definitivo de BHS, página 28.

Lo primero que observamos es que si sustituimos $rm\text{ocz}$ por $rm\text{dum}$, el estadístico t del coeficiente se incrementa desde 2,722 (el de $rm\text{ocz}$) hasta 2,859 (el de $rm\text{dum}$) y además el R^2 aumenta desde 0,858 hasta 0,859 mientras que el error estándar de la regresión disminuye de un 0,378% a un 0,3768%.

En el Cuadro 6, fila uno, resumimos los resultados de aplicar contrastes de variables excluidas a la ecuación en la cual $rm\text{ocz}$ ha sido sustituido por $rm\text{dum}$. Todas las versiones de los contrastes concuerdan en señalar que la inclusión de $rm\text{ocz}$ añade muy poco al uso de una variable de intervención para recoger un cambio de régimen tal como $rm\text{dum}$.

Por lo tanto la inspección del gráfico de $rm\text{ocz}$ y los contrastes formales sugieren que esta variable es esencialmente una variable de intervención que recoge un cambio de régimen. Además la forma especial de $rm\text{ocz}$ que aumenta suavemente es debida al artificio de usar un mecanismo de aprendizaje muy largo sobre el tipo de interés propio. Este hecho se subraya por el desplazamiento que experimenta el valor del parámetro de $rm\text{ocz}$ desde 0,277 hasta 0,4373 cuando aumentamos la

muestra de 97 a 103 observaciones (véase el Cuadro 1). Este desplazamiento es reconocido por los autores en la sección IX, página 43.

Las columnas 3 y 4 del Cuadro 5 sintetizan los resultados de usar alternativamente *Ar dum* en vez de *Armoc* y *trend* (=1, 2, ..., 97) en vez de *dmpy2*.

En estos casos observamos que el ajuste empeora ligeramente con respecto al modelo definitivo, aunque los contrastes formales de exclusión de variables sintetizados en la Tabla 6 muestran que la exclusión de esas variables no aparece como estadísticamente significativa. *drmoc* y *rmocz* tienen medias que son diferentes de cero y por tanto pueden actuar también como variables de intervención que permitan desplazamientos en la constante. El modelo ha sido reestimado usando variables (*drmoc* y *rmocz*) que tienen media cero, hallándose diferencias mínimas en la estimación de la constante (-0,3363 para el modelo ajustado y -0,337 para el modelo sin ajustar). Nótese también que el uso simultáneo de un tipo ajustado por el mecanismo de aprendizaje y otro tipo no ajustado es difícil de justificar. Volveremos a este punto más tarde.

Resumiendo, algunos de los regresores son de hecho muy similares a variables de intervención y de hecho añaden muy poco a lo que explica un conjunto de variables de intervención.

En particular, el sustituir *drmoc* por una variable de intervención explícita mejora la estimación. Además uno debería de tener en mente que la forma tan particular de *rmocz* es debida al mecanismo de aprendizaje postulado, que asigna un tiempo de 20 trimestres para el aprendizaje del funcionamiento de los nuevos instrumentos financieros. Si postulásemos un

período de aprendizaje más realista, de, digamos, cuatro trimestres, la variable $rmocz$ no se parecería tanto a una variable de intervención, pero ¿sería entonces significativa?

4. Análisis de las variables usadas en la especificación del modelo definitivo.

En esta sección aceptamos provisionalmente el marco de análisis propuesto por BHS y discutimos la elección de variables relevantes en la ecuación (17) de BHS, el modelo definitivo. La reproducimos aquí por facilidad de referencia

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & -0,337 - 0,243\Delta(m-p)_{t-4} - 0,141(m-p-(1/2 y))_{t-2} \\ & (0,0355)(0,0496) \quad (0,0143) \\ & - 1,749 AS_t - 0,662 ASz_t - 0,889 rmz_t - 0,744\Delta p_t \\ & (0,1734) \quad (0,114) \quad (0,0864) \quad (0,052) \\ & + 0,338\Delta Ay_t + 0,00439 AVA_{t-3} + 0,155 S*AVA_{t-1} \\ & (0,0550) \quad (0,000725) \quad (0,0233) \\ & + 0,276 rmocz_t + 0,461 \Delta rmocz_t + 0,013 D_t \\ & (0,1014) \quad (0,1172) \quad (0,0028) \end{aligned}$$

$$T = 97 \text{ observaciones,} \quad R^2 = 0,858 \quad \sigma = 0,378\%$$

La ecuación propuesta parece razonable a primera vista, aunque este enfoque sería más apropiado para una demanda por motivo depósito de valor que por motivo transacciones. Por ejemplo la sustituibilidad entre M1 y bonos del Tesoro a 20 años no es totalmente obvia y de hecho esta variable no se usa en otras especificaciones de la demanda de dinero por motivo transacciones que han sido derivadas de la teoría económica. Véase para ello Cooley y Leroy (1981), McAleer, Pagan y Volker (1983) y Rasche (1987). Además, Rasche no encuentra ningún efecto significativo de los tipos de interés a largo adicional al efecto de los tipos a corto. Este efecto había sido

señalado como potencialmente relevante por Hamburger (1966, 1977, 1983).

Sin embargo, si uno adopta la especificación de demanda de dinero por motivo selección de cartera, una variable potencialmente excluida sería la variable riqueza, tal como ha sugerido Kopcke (1986) y como fué investigado por Rasche (1987).

Hemos clasificado las inconsistencias de la ecuación en los siguientes grupos que hacen referencia a

- 1) La variable dependiente
- 2) Los tipos de interés
 - a) mecanismo de aprendizaje
 - b) uso simultáneo de tipos y diferenciales
 - c) simultaneidad
 - d) tipos de interés que son en realidad variables de intervención.
- 3) La medida de variabilidad
- 4) Agotamiento de los datos

4.1. La variable dependiente

BHS usan saldos reales de M1 como la variable dependiente. Sin embargo la variable relevante que el público ajusta es M1: saldos nominales, puesto que el nivel de precios es tomado como exógeno por los agentes económicos individuales. Véase Andersen (1985) y Fair (1987). Fair propone y lleva a cabo un test sencillo de esta hipótesis y encuentra que para la mayoría de los países el ajuste ocurre en términos nominales. Esto ocurre en particular para la demanda de M1 norteamericana.

Además el aceptar que la variable relevante son los saldos reales implica aceptar (sin contrastarla previamente) la homogeneidad de grado uno en precios de la demanda de dinero. Esta restricción no se satisface siempre cuando se contrasta explícitamente. Véase Bryant (1984, p. 141), Goldfeld (1976), Whalen (1966) y Rasche (1987, p.25).

La homogeneidad de grado uno en precios está fundamentada teóricamente sólo bajo supuestos restrictivos, véase Whalen (1966). M. Friedman (1959) propone la brillante idea de que el público reacciona no al nivel de precios corriente, que es difícil de predecir y observar, sino a un nivel de precios "permanente", cuando tratan de ajustar sus tenencias de saldos nominales. Tal y como ha señalado Rasche "... esta idea parece haberse perdido en el marasmo de trabajo empírico sobre la demanda de dinero".

4.2. Los tipos de interés

4.2.a. El mecanismo de aprendizaje

El sufijo z significa que la variable en cuestión ha sido transformada por el mecanismo de aprendizaje para aproximar el tiempo que la gente se toma para aprender acerca y reaccionar a la existencia de nuevas condiciones financieras.

En el modelo definitivo AS trata de representar el coste de oportunidad a largo plazo de mantener M1. Asz trata de reflejar el coste de oportunidad de mantener M1 con respecto a M2. Sin embargo el uso simultáneo de estos dos diferenciales puede no ser apropiado porque

- 1) AS es la media de los tres últimos diferenciales mientras que Asz es la media de sólo los dos últimos.
- 2) AS no está ajustado por el mecanismo de aprendizaje mientras que Asz sí lo está. Es claro que
 - a) o bien uno cree que el mecanismo de aprendizaje es apropiado y debería ser usado para todos los tipos de interés o
 - b) no es apropiado y no debería ser usado (o debía ser sustituido).

Este hecho es agravado cuando el tipo propio se usa simultáneamente con y sin el mecanismo de aprendizaje, en las variables $rmocz$ y $\Delta rmoc$.

Además Asz es la media de sz_t y sz_{t-1} . La definición de esta variable es

$$sz_t = \ln(1 + \alpha_t r_t) - \ln(1 + \alpha_t RMZ)$$

y vemos que este diferencial entre tipo propio de interés r_t y tipo alternativo en Letras del Tesoro a 20 años se define como la diferencia entre un tipo sin ajustar (r_t) y otro ajustado por el mecanismo de aprendizaje (RMZ). El comentario previo se aplicaría.

4.2.b. Uso simultáneo de diferenciales y tipos

La variable rmz es una variable que aproxima la rentabilidad máxima ajustada por el mecanismo de aprendizaje de los instrumentos en M2, y se usa adicionalmente a Asz , el diferencial medio entre rendimientos de M1 y M2.

Si uno cree que uno de ellos es el coste de oportunidad apropiado de M1 en términos de M2, entonces solo uno, no los dos, se debería usar. La significatividad del otro podría ser interpretada como un contraste de Wald significativo de la omisión de esa variable y podría llevar al rechazo del modelo. De todas formas cabría señalar que es posible reescribir el modelo definitivo para que solo dependa de los rendimientos de M1 y M2.

4.2.c. Simultaneidad

Es bien conocido que cuando se consideran, en una ecuación de demanda, cantidades y precios de un bien, el hecho de que ambos se determinen simultáneamente en el mismo mercado causa inconsistencia del estimador del coeficiente de la variable determinada endógenamente que se usa como variable independiente. Este puede muy bien ser el caso de rmz , $\Delta rmoc$, $rmocz$ y Asz .

La solución habitual para este problema es usar variables instrumentales (VI) para predecir las variables endógenas usadas como regresores.

Una posible vía de escape a esta crítica es que ya se han usado variables instrumentales y se ha encontrado que el estimador es prácticamente el mismo que el de mínimos cuadrados ordinarios para el caso de los tipos de interés propios.

Sin embargo esa respuesta no tiene porqué ser satisfactoria, puesto que si uno usa un gran número de variables instrumentales, la predicción del tipo de interés tiende a emular casi perfectamente a la serie original. Este hecho invalidaría el resultado de la

estimación por variables instrumentales. En vez de eso se debería usar una ecuación explícita sensata para los tipos de interés. Sin embargo no hemos llevado a cabo este ejercicio porque la validez del marco general de BHS no está clara.

En cualquier caso la proposición de que la cantidad de dinero y el tipo de interés no están determinados simultáneamente es difícilmente defendible, especialmente cuando tratamos con datos trimestrales puesto que el dinero y los mercados financieros responden rápidamente a los cambios en los costes relevantes.

4.3. La medida de variabilidad

Una de las principales conclusiones del trabajo de BHS es que la medida de variabilidad, AVA, es crucial para obtener la estabilidad de la demanda de M1 (BHS, sección XI, (ii)). Una inspección detenida de la construcción de esa variable revela que difícilmente puede ser aceptada como una elección sensata por un observador imparcial.

La construcción de VA y AVA se describe por BHS como sigue (y lo reproducimos aquí para facilidad de referencia).

La medida de riesgo usada es VA. Trata de captar el riesgo derivado de la tenencia de bonos a largo plazo y se aproxima por la desviación estándar de los rendimientos durante el período de tenencia (cupón más ganancia de capital) del activo.

VA se forma de la siguiente manera, usando datos mensuales: sea H_t = rendimiento durante el período de

tenencia de un mes de un bono del Tesoro a 20 años (a tasa mensual) y sea

$$\bar{H}_t = \left[\sum_{i=1}^{12} H_{t-i} \right] / 12$$

La representación del riesgo asociado al período de tenencia del bono se hace entonces por una desviación estándar anual del rendimiento del período de tenencia. En el mes t , tenemos

$$VA_t = \sqrt{\frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (H_{t-j} - \bar{H}_{t-j})^2}$$

promediando a un retraso de seis trimestres tenemos que

$$AVA_t \equiv 1/4 (VA_t + VA_{t-2} + VA_{t-4} + VA_{t-6})$$

En la Figura 1 vimos un gráfico de AVA a través del tiempo.

La crítica al uso de esta variable como regresor está basada en tres consideraciones

- 1) La dependencia temporal excesivamente larga de AVA.
- 2) El esquema de ponderaciones usado.
- 3) Se usa adicionalmente con un retraso de tres trimestres e indirectamente con un retraso de un trimestre en el término de interacción censurado $S*AVA$.

A continuación explicamos las anteriores consideraciones.

- 1) AVA está definido como una media móvil de variabilidades presentes y hasta seis trimestres hacia

atrás del rendimiento de instrumentos incluidos en M2. El esquema de ponderaciones depende, por tanto, de la variabilidad de 37 meses.

- 2) Además, el perfil de las ponderaciones es arbitrario, puesto que atribuye la misma importancia a la variabilidad del mes pasado que a la de hace 37 meses. Además de eso, se le da más importancia a la variabilidad que ocurre hacia el centro del período que a la más reciente.
- 3) Un factor que agrava esa dependencia temporal excesiva y arbitraria es que la variable AVA entra directamente en la especificación con un retraso de tres trimestres, implicando por tanto que la demanda de M1 depende directamente solo de la variabilidad que ocurrió hace entre 10 y 46 meses pero no de la variabilidad del mes presente y los 9 anteriores. Esto parece ser lo más grave.

Por el contrario, parecería razonable imponer (y posiblemente contrastar) un esquema de ponderaciones más corto que daría más importancia a la variabilidad reciente que a la que ocurrió hace años. Rasche (1987) señala que la alta variabilidad y los períodos de alta demanda no coinciden en el tiempo.

El éxito relativo del uso de AVA como variable explicativa parece ser el resultado de un sofisticado proceso de prueba y error.

4.4. Agotamiento de los datos (data mining)

La especificación final es el resultado de un intenso proceso de agotamiento de los datos en el cual:

- 1) Se han probado muchas versiones diferentes de cada variable explicativa.
- 2) Se han probado varios retrasos de cada variable explicativa (desde cero hasta cuatro, según BHS, sección III, página 20).
- 3) El modelo general no restringido ha sido reducido a base de contrastes de Wald sucesivos.
- 4) La coherencia de la especificación final no ha recibido suficiente atención.
- 5) Este proceso puede haber llevado a la elección de un conjunto sofisticado de variables de intervención que aparentemente ajustan bien dentro de la muestra.

Comentamos algunas de estas observaciones más abajo.

- 1) Cada uno de los regresores ha sido cuidadosamente contrastado y se han probado varias versiones de muchos de ellos. Por ejemplo, la variable de escala finalmente elegida fué GNP72. Sin embargo se probaron otras variables de escala tales como gasto real total final (RFTE), absorción (= GNP72 - balanza comercial, ABS), y absorción real (RABS = ABS/ GD72).
- 3) La dinámica de un modelo construido en la manera ideal propuesta por los autores debía ser impecable, sin embargo el modelo definitivo se rechaza en base a contrastes de autocorrelación de órdenes 3 y 8, tal y como hemos visto en la sección 3.
- 4) El principal problema parece ser sin embargo que la coherencia interna de la especificación final no ha

sido estudiada, dando lugar al uso de varios tipos de interés mutuamente incoherentes y un comportamiento dinámico inaceptable. A continuación pasamos a estudiar estas cuestiones en detalle.

5. Comportamiento dinámico del modelo

Algunos investigadores aplicados a veces argumentan que la teoría económica no ofrece ninguna guía con respecto a la forma y la duración del ajuste dinámico de un proceso económico dado (véase Hagen y Neumann (1988)), justificando así cualquier respuesta dinámica que obtengan empíricamente. Sin embargo, para el caso de la demanda de M1 en Estados Unidos sí tenemos algunas ideas sobre patrones de ajuste dinámicos admisibles e inadmisibles. Estos patrones se han obtenido de la Teoría Económica y de estudios anteriores. Según estos patrones, el ajuste dinámico del modelo propuesto por Baba, Hendry y Starr (1987) está sujeto a crítica.

Los resultados del estudio de la respuesta dinámica de M1 a cambios en la renta, precios, tipos propios y tipos alternativos (Bonos del Tesoro a 20 años) los presentamos en el Cuadro 7. Los gráficos 6 al 11 muestran los multiplicadores intermedios y totales para cada una de estas variables.

Observamos inmediatamente que sólo alrededor del 40% de cada uno de los ajustes tiene lugar dentro del año siguiente a la realización del impulso. Este horizonte temporal es particularmente relevante porque es el período de tiempo que la programación monetaria considera en la mayoría de los países occidentales. Programar la política monetaria en base a esa ecuación sería erróneo porque llevaría a incrementos excesivamente pequeños en la cantidad de dinero para unas predicciones dadas de renta, precios y tipos de interés. La programación monetaria normalmente supone que al menos el 90% de la respuesta total ocurre dentro del año.

Con el modelo propuesto por BHS, un aumento del 1% en la renta real debía ser acomodado con un aumento del 0,2% en M1, mientras que un valor típico de la mayoría de los países occidentales sería del 0,9 a un 1%.

Además de eso, la demanda de dinero por motivo transacciones es una demanda de un activo financiero cuya velocidad de ajuste debía ser muy rápida. y en esta ecuación la demanda de M1 se ajustaría solo en un 40% el año siguiente al impulso.

Por la ley de Walras debe ser cierto que otros mercados (bonos, acciones, inmobiliario, bienes, dinero no en M1) se ajustan al 100% y además se sobreajustan pasivamente para compensar el ajuste lento de la demanda de transacciones (M1). Este punto se puede derivar fácilmente de la elegante formalización de Brainard y Tobin (1969, p.106).

Otra crítica a la dinámica del modelo propuesto por BHS es que tiene unas colas inaceptablemente largas, con lo cual son necesarios 18 trimestres para que ocurra el 90% del ajuste a un cambio en la renta. La respuesta dinámica con respecto a las otras variables es igualmente lenta. Véase el Cuadro 7.

La forma del ajuste dinámico a precios y renta es totalmente inadmisibles, como se puede ver en las Figuras 6 y 8, con algunos multiplicadores intermedios grandes y negativos y un perfil en diente de sierra muy difícil de justificar teóricamente que puede ser un indicio del hecho de que algunos de los regresores son en realidad variables de intervención ¹⁰.

En este caso es especialmente claro que el hecho de dar solamente una medida de la tendencia central de la

estructura de retrasos puede ser improcedente. Hace falta por lo menos alguna medida de la dispersión de los coeficientes para tener una idea más clara de la situación.

El uso de esta estructura de retrasos tan larga es agravado por el hecho de imponer un mecanismo de aprendizaje a algunos (pero no todos) los tipos de interés. Esto podría añadir aproximadamente diez trimestres al ajuste de aquellos tipos de interés (rmz, rmocz, RMZ) que están afectados por ese mecanismo (En el Cuadro 7 solo hemos usado tipos de interés que no están afectados por el mecanismo de aprendizaje para no aumentar los retrasos en los ajustes).

El ajuste dinámico implícito en la ecuación definitiva de BHS puede estar en contradicción con lo que se ha aceptado como sensato en la profesión. Por ejemplo Modigliani, Rasche y Cooper (1979, p.178) estiman una demanda de depósitos para los Estados Unidos en la cual el 77% del ajuste a renta tiene lugar dentro del año y el 100% en 7 trimestres. La respuesta dinámica de la ecuación de Modigliani et al (1970), es igualmente rápida para otras variables. Estos autores discuten y dibujan (página 176) posibles patrones de ajuste de ecuaciones de demanda de dinero a sus principales argumentos.

Volviendo al Cuadro 7, observamos que los retrasos medios (cuando están definidos)¹¹ son mayores que los retrasos mediana. Esto es una consecuencia de que la distribución de la estructura de retrasos tenga una cola muy larga (Harvey (1981, p.235)). La respuesta dinámica de la ecuación definitiva con respecto a otros regresores ha sido analizada con resultados similares.

La falta de adecuación de la respuesta dinámica de la ecuación definitiva de demanda de M_1 se reconoce implícitamente por los autores aunque no la analizan con detalle.

"Los retrasos medios para los tipos de interés y la tasa de inflación son mucho más largos..." (BHS, sección V, página 31).

Habiendo mostrado que la dinámica de la ecuación definitiva es criticable, pasamos a discutir algunas cuestiones teóricas en la sección siguiente.

6. Consideraciones teóricas

En esta sección comentamos algunos aspectos de la ecuación definitiva de BHS que están sujetos a crítica.

- 1) La elasticidad renta
- 2) El mecanismo de aprendizaje
- 3) Comparación con el modelo de ajuste parcial

6.1. La elasticidad renta

La primera cosa que uno nota es la elasticidad tan baja a largo plazo de M_1 con respecto a la renta: 0,5. Este coeficiente, sin embargo, ha sido impuesto en la forma del mecanismo de corrección del error, y hubiese sido 0,490 si no hubiese sido restringido (BHS, sección V, página 30).

Baumol (1952) y Tobin (1956) sugieren en su análisis de teoría de inventario que la demanda de efectivo podría tener un valor de su elasticidad renta tan bajo como 0,5. Sin embargo en vista de las teorías posteriores y más refinadas sobre este tema, el valor de 0,5 resulta una cota inferior inalcanzable más bien que una cota factible. En particular nos referimos a la existencia de restricciones de números enteros en el número de transacciones que un individuo puede elegir realizar para optimizar sus tenencias de efectivo. Cuando se toma en cuenta la existencia de esta restricción (y como el número medio de transacciones es 1,5 en los Estados Unidos ...), "... la elasticidad de la demanda de dinero agregada es una media ponderada de los valores de Baumol y aquellos predichos por una teoría Fisheriana según la cual los individuos no usan el activo financiero alternativo y por lo tanto mantienen un saldo medio en efectivo igual a un medio de cada ingreso de renta", Barro (1976).

Además si uno adopta explícitamente un enfoque de selección de activos en la modelización de la demanda de M_1 , podría ser razonable incluir alguna medida de la riqueza neta. El excluir esta variable podría causar una sobreestimación del parámetro de renta, posiblemente incluso por encima de la unidad.

La teoría del valor del tiempo de Karni (1974) también implica una elasticidad renta mayor que 0,5, puesto que toma en cuenta el coste (en ingresos perdidos) de hacer transacciones entre dinero y bonos.

Brunner y Meltzer (1967) critican fuertemente los modelos de Baumol (1956) y Tobin (1952) señalando que la existencia de economías de escala en las tenencias de efectivo es un resultado de los supuestos extremos e irreales de estos modelos.

En particular la existencia de la restricción de números enteros y el bajo número medio de transacciones en los Estados Unidos implica que para muchas unidades individuales el aumento de renta será tal que no cambiará su número óptimo de transacciones. Esto significa que para la mayoría de las unidades económicas las predicciones de la teoría de Fisher de elasticidad unitaria se cumplirán. Y eso también se notará en el agregado.

En cualquier caso, la existencia de economías de escala en la tenencia de dinero es una cuestión empírica, pero como señalan Brunner y Meltzer (1967, página 435), la evidencia sugiere que las economías de escala son pequeñas y no observables. Además, Sprenkle (1966) afirma que cuando se toman en cuenta todos los rendimientos de tener depósitos a la vista para las grandes unidades económicas, el modelo de la teoría de inventarios debe ser modificado dando lugar a una elasticidad renta del dinero

sustancialmente mayor que 0,5 y posiblemente mayor que la unidad. Friedman (1959) sugiere que el dinero es un lujo y deberíamos tener una elasticidad renta mayor que la unidad cuando se descuentan los otros factores relevantes. "Otros, como Ando y Modigliani (1965) sugieren que ambos efectos pueden estar presentes, pero son de importancia menor y se cancelan mutuamente, resultando en un efecto neto no significativo" (Modigliani, Rasche y Cooper (1970, página 174)).

En cualquier caso la elasticidad de M1 a la renta real podría estar más cerca de la unidad que de 0,5, especialmente cuando ahora M1 es en parte depósito de valor (BHS, sección IV, página 24). Un valor de 0,490 está fuera del rango admisible. Además esa elasticidad ocurre solo a largo plazo, mientras que la elasticidad dentro del primer año es sólo 0,2004.

6.2. El mecanismo de aprendizaje

BHS proponen un mecanismo de aprendizaje arbitrario por el cual el público tarda 20 trimestres en entender y reaccionar a algunos (pero no todos) los tipos de interés. Este mecanismo es difícilmente creíble en los mercados financieros modernos, especialmente debido a su larga duración. Sin embargo este mecanismo es el responsable del buen comportamiento de $rmocz$ como variable explicativa, puesto que se transforma en una variable de intervención, como hemos visto en la Figura 3.

Además de eso el mecanismo se usa solamente en algunos tipos de interés (Asz , rmz , $rmocz$), pero no en otros (o variables construidas con tipos de interés): AS , AVA , $\Delta rmoc$.

El caso se hace realmente nítido en la definición de sz (un sufijo z significa ajustado por el mecanismo de aprendizaje)

$$sz = \ln(1+\alpha r) - \ln(1+\alpha RMZ) \quad (2)$$

Esta variable se usa para construir Asz : diferencial medio ajustado por aprendizaje entre Letras del Tesoro a 20 años y depósitos a la vista (BHS, sección IV, página 27).

Aparte de un error en los signos (comparado con la definición de S_t), parece inconsistente dar a entender que el público entiende y reacciona inmediatamente a cambios en el tipo de interés propio r (α es el ajuste por el tipo impositivo marginal) al tiempo que tardan 20 trimestres en entender y reaccionar a cambios en el tipo de las Letras del Tesoro a 20 años. Esto es una implicación inmediata de la anterior definición de sz .

Estas inconsistencias aparecen en la inestabilidad muestral del coeficiente de $rmocz$ (como ya hemos visto en el Cuadro 1 de la sección 2) y en la baja elasticidad a largo plazo de $M1$ a $rmocz$. Los autores reconocen este hecho en la sección V, página 30.

"... Finalmente, la elasticidad con respecto a $RMOCZ$ parece baja en vista de sus características de liquidez: la estructura temporal arbitrariamente impuesta del mecanismo de aprendizaje puede ser poco fiable".

6.3. Comparación con un modelo de ajuste parcial

En la sección VI, BHS comparan su especificación con un modelo de ajuste parcial. La comparación no es

justa, sin embargo, porque ellos

- 1) No usan medias móviles de las variables explicativas importantes.
- 2) Excluyen variables importantes
- 3) Usan retrasos inapropiados para algunas de las variables explicativas.
- 4) Usan la misma combinación de tipos ajustados y sin ajustar por el mecanismo de aprendizaje que usaron en su ecuación definitiva (la cual no tiene por qué ser óptima para el modelo de ajuste parcial).

Pasamos a explicar estos puntos con más detalle. El modelo de ajuste parcial lo estiman de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 (m-p)_t = & -0,329 - 0,899 S_t - 0,500 Sz_t - 0,676 rmz_t \\
 & (0,0456) (0,307) (0,0170) (0,132) \\
 & - 1,10 \Delta p_t + 0,644 y_t - 0,00377 AVA_t \\
 & (0,153) (0,00971) (0,00110) \\
 & + 0,0742 S*AVA_t + 0,0147 rmocz_t + 0,0154 D_t \\
 & (0,0581) (0,143) (0,00422) \\
 & + 0,895 (m-p)_{t-1} \\
 & (0,0318)
 \end{aligned}$$

$$T = 97, \quad K = 11, \quad \sigma = 0,539\% \quad R^2 = 0,988$$

A continuación explicamos nuestros comentarios sobre la objetividad de la comparación:

- 1) Usan sólo valores contemporáneos de los diferenciales de rendimientos y de renta en el modelo alternativo, mientras que en el definitivo usan medias móviles de estas variables como regresores. El uso de medias móviles o de algún tipo de estructura de retrasos restringidos parece ser crucial a la hora de obtener coeficientes interpretables en la mayoría de los estudios de demanda de dinero norteamericanos.
- 2) En la especificación alternativa se excluye la variable Δr_{moc} mientras que en la ecuación definitiva tiene un estadístico t superior a 4.
- 3) Después de una experimentación intensiva, AVA retrasada tres trimestres y S*AVA retrasada un trimestre fueron elegidas como regresores del modelo definitivo. Los valores contemporáneos de AVA y S*AVA fueron hallados no significativos.

Parece poco equitativo, por tanto, que se usen solo valores contemporáneos de estas variables en el modelo de ajuste parcial.

- 4) La combinación de rendimientos ajustados y no ajustados por el mecanismo de aprendizaje que se usan en el modelo de ajuste parcial es la que resultó tener más éxito en el modelo definitivo (con mecanismo de corrección del error), aunque ya hemos visto que esa combinación es inadmisibles en el caso de la ecuación definitiva (modelo de corrección de error).

Sin embargo si quisiéramos dar una oportunidad "justa" al modelo de ajuste parcial (especificación alternativa) podríamos haber elegido una combinación posiblemente diferente de tipos ajustados y no ajustados por el mecanismo de aprendizaje.

De todas formas el modelo de ajuste parcial empleado no parece funcionar mucho peor que el de BHS y quizá con un poco de esfuerzo la diferencia llegaría a ser aún menor.

En cualquier caso la mejor alternativa al modelo de BHS no tiene por qué ser un modelo de ajuste parcial. Alternativas más sensatas serían los modelos de MacAleer, Pagan y Volcker (1982) o bien el de Rasche (1987).

La especificación propuesta por Rasche (1987) a niveles anual, trimestral y mensual encuentra una elasticidad unitaria a largo plazo que ocurre solo después de 3 trimestres o nueve meses, dependiendo de la agregación temporal usada. También encuentra (como habían señalado previamente Cooley y Leroy (1981)) fuerte evidencia de la importancia del problema de la simultaneidad cuando se investigan las ecuaciones de demanda de dinero.

7. Conclusiones

Este trabajo sugiere dos grupos de conclusiones

- 1) Las que se refieren a los contrastes de especificación dinámica que usan estimadores de la forma de producto exterior de la matriz de información y
- 2) Las que se refieren a la especificación de la demanda de M1 para Estados Unidos de Hendry, Baba y Starr (1987).

En el primer grupo de conclusiones la más obvia es que los contrastes de especificación dinámica que usan estimadores de la forma de producto exterior de la matriz de información pueden comportarse bien cuando se confrontan con datos económicos reales. Incluso en situaciones como la presente en la que sería apropiado usar contrastes que utilizan la forma hessiana de la matriz de información los contrastes que usan la forma de producto exterior tienen un comportamiento muy satisfactorio, conduciéndonos a conclusiones que están esencialmente de acuerdo con las de contrastes más conocidos (tipo LM). Estos resultados se resumen en los cuadros 3, 4 y 6.

Estas conclusiones confirmarían resultados anteriores de Pérez Amaral (1988) usando técnicas de simulación y abren un campo muy amplio a la aplicabilidad de estos contrastes a situaciones no estándar en las cuales no sea apropiado usar los contrastes que emplean la forma hessiana de la matriz de información o bien sean computacionalmente intratables. Cabe destacar de entre esos casos los modelos logit, probit, logit multinomial, poisson, regresión lineal bajo heteroscedsticidad

condicional, ARCH, GARCH, ARCH-M, etc. En todos estos casos se pueden computar contrastes de especificación fácilmente interpretables corriendo una regresión de mínimos cuadrados ordinarios. En esta regresión artificial la variable dependiente sería una columna de unos y los regresores serían algunos indicadores apropiadamente elegidos y el gradiente del logaritmo de la verosimilitud condicional (véase Tauchen (1985), Newey (1985), White (1986) y Pérez-Amaral (1986, 1988)).

El segundo grupo de conclusiones se refiere al trabajo reciente de Baba, Hendry y Starr (1987) "U.S. Money Demand, 1960-1984", aceptado para publicación en la Review of Economics and Statistics.

El modelo definitivo propuesto por los autores resulta inadecuado por varios estándares bien establecidos.

- 1) Presenta autocorrelación de órdenes 3 y 8 (Cuadro 3).
- 2) Usa variables explicativas que son en realidad variables de intervención (Cuadro 5 y Figuras 3 y 5).
- 3) Presenta cambio estructural en el parámetro de la variable $rmocz$ (Cuadro 1).
- 4) Usa un mecanismo de aprendizaje ad-hoc para algunos (pero no todos) los tipos de interés que es excesivamente largo (20 trimestres, véase la Figura 2) y los propios autores lo reconocen como inadecuado (BHS, sección U, página 30).
- 5) Es teóricamente discutible porque mezcla tipos ajustados por el mecanismo de aprendizaje y tipos sin ajustar, por ejemplo en la definición de la variable sz , que es la diferencia entre el tipo propio (sin

ajustar) y el tipo de los instrumentos en M2 ajustado por el mecanismo de aprendizaje (BHS, sección IV, página 27).

- 6) Es teóricamente discutible porque usa simultáneamente tipos de interés ajustados por el mecanismo de aprendizaje Asz , rmz , $rmocz$ y tipos de interés (o variables construidas a partir de ellos) no ajustados por el mecanismo de aprendizaje: AS , AVA , $S*AVA$, $\Delta rmoc$.
- 7) La medida de variabilidad propuesta asigna ponderaciones inapropiadas a la variabilidad pasada de los tipos de interés, dando la misma ponderación a la variabilidad que ocurrió hace 10 meses que a la que ocurrió hace 46 meses. Además asigna más peso a los meses del medio y ningún peso en absoluto a la variabilidad contemporánea y de los últimos nueve meses (conviene notar que AVA retrasada tres períodos es la variable que entra directamente en la regresión). Rasche (1987) señala la falta de coincidencia temporal entre períodos de alta variabilidad y los de alta demanda de dinero.

Además no está claro teóricamente que la demanda de transacciones dependa de la variabilidad. Sería más apropiado si usásemos una definición más amplia de dinero y un enfoque de selección de activos.
- 8) La elasticidad renta (impuesta) es muy baja (0,5) según los estándares de otros estudios. Véase Modigliani, Rasche y Cooper (1970), Karni (1974), Barro (1976), Brunner y Meltzer (1967) y Rasche (1987).
- 9) El ajuste dinámico del modelo es lento. Solo alrededor del 40% del ajuste tiene lugar en el primer año (Cuadro 7). Además se alternan los multiplicadores

intermedios negativos y positivos, de una forma muy difícil de justificar teóricamente.

Un ajuste de este tipo parece poco creíble según los estándares de Brainard y Tobin (1970).

- 10) La combinación de los puntos 8 y 9 significa que si la renta real aumenta en un 1% en un año dado, la respuesta esperada (en el primer año) de la demanda de M1 es 0,2%.

Estas conclusiones no deberían ser muy sorprendentes para los investigadores que están familiarizados con la especificación de ecuaciones de demanda de dinero. La inestabilidad de la demanda de definiciones estrechas de dinero es un hecho común que se ha repetido en muchos países y que ha motivado a las autoridades monetarias a controlar definiciones cada vez más amplias de dinero. La inestabilidad ha sido modelizada por Rasche (1987) como un desplazamiento en la deriva de la ecuación de demanda de M1.

Esta inestabilidad se debe esencialmente al fenómeno de innovación financiera que ha sido la respuesta a un mundo de alta inflación y altos tipos de interés nominales que ocurren simultáneamente a una alta variabilidad de los tipos de interés e inflación. Esta es probablemente una consecuencia de la crisis del petróleo y los altos déficit fiscales. Este aumento en la inestabilidad de la demanda de dinero es lo que ha llevado a los gobiernos a fijarse de manera creciente en los tipos de interés como variable intermedia; véase Poole (1970). La Reserva Federal norteamericana ha suspendido recientemente la fijación de objetivos en términos de M1 debido a la inestabilidad de su demanda (febrero de 1987, Board of Governors, 1987, pp. 6-7).

8. Notas

1. En los Estados Unidos M1 se define como la suma de (a) efectivo (b) depósitos a la vista (c) cheques de viajero y (d) otros depósitos movilizables mediante cheques.
2. Los datos fueron amablemente suministrados por el Profesor Ross M. Starr y Yen Tien Chou ("Ray").
3. Las cuentas NOW son cuentas movilizables mediante cheques que pagan un interés.
4. Las cuentas SuperNow son cuentas movilizables mediante cheques, introducidas en 1983 que permiten escribir cheques sin límite cada mes, pero exigen un saldo mínimo alto (2.500 \$ a mediados de 1983).
5. Nótese que en esta definición se usa una aproximación diferente al diferencial de tipos, del que se usaba en la definición de S_t anterior, además de la censura al tomar el máximo.
6. Un problema análogo a este fué encontrado por McAleer, Pagan y Volcker (1985) cuando replicaron el estudio de Cooley y Leroy (1985) usando los datos facilitados por Cooley. Véase McAleer et al (1985, p. 301).
7. Conviene notar que en general es apropiado contrastar primero la especificación de la media condicional y después la de la varianza condicional: véase Domowitz y White (1982). En este trabajo alteramos esta secuencia con el propósito de hacer comparaciones entre contrastes consistentes e inconsistentes a heteroscedasticidad bajo el supuesto de homoscedasticidad condicional.

8. El uso de cotas de Bonferroni estaría indicado en una situación como la presente.
9. Los contrastes tradicionales de autocorrelación son casos especiales en los que la correlación serial $r_t r_{t-j}$ se encuentra en la dirección del producto cruzado de las constantes.
10. Conviene destacar que los gráficos de los multiplicadores intermedios y totales están ligeramente desplazados a la izquierda medio trimestre debido al programa usado para dibujarlos.
11. Conviene hacer notar que el trabajo de BHS los retrasos medio y mediana con respecto a la renta están incorrectamente calculados como 3 1/2 y "ligeramente por encima de 1/2 trimestre". Véase BHS, sección V, página 31.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Akerloff y Milbourne (1980) "The short run demand for money", the Economic Journal, 90, December, pp. 885-900.
- Ando, A. y Modigliani F. (1965) "Velocity and the Investment Multiplier", American Economic Review, 693-728.
- Baba Y., Hendry D. y Starr R. (1987) "U.S. Money Demand. 1960-1984" mimeo, Nuffield College, Oxford, aceptado para su publicación en la Review of Economics and Statistics.
- Barro, R. (1976) "Integral constraints and aggregation in an inventory model of money demand", Journal of Finance, 31, pp. 77-88.
- Baumol, W.J.(1952) "The Transactions Demand for Cash", Quarterly Journal of Economics, November, 545-554.
- Bera, Anil K. (1986) "Model Specification Test Through Eigenvalues", Working Paper, Departament of Economics, University of Illinois.
- Bollerslev , Tim (1986) "Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, 31, pp. 307-327.
- Brainard W. y Tobin J. (1968) "Pitfalls in Financial Model Building", American Economic Review, 58, 99-122.
- Brunner K. y Meltzer (1967) "Economies of scale in cash balances reconsidered", Quarterly Journal of Economics, pp. 422-436.

- Bryant, R. (1984) Controlling Money: the Federal Reserve and its Critics. The Brookings Institution.
- Campbell J. y Shiller, R. (1983) "A simple account of the Behavior of Long-Term interest rates", NBER Working Paper, September.
- Chesher, A. y Spady, R. (1986) "The Finite Sample Properties of the Information Matrix Test", mimeo, University of Bristol y Bell Communications Research.
- Cooley, T. y Leroy, S. (1981) "Identification and Estimation of Money Demand", American Economic Review, December, 71, 825-44.
- Davidson R. y James G. Mackinnon (1985) "Heteroskedasticity-Robust Tests in Regression Directions", manuscrito, Queen's University, Department of Economics.
- Domowitz I. y White H. (1982) "Misspecified models with dependent observations", Journal of Econometrics 20, 35-58.
- Dorfman, A. (1988) "A finite Sample Comparison of White's Direct and Simple Tests for Heteroskedasticity" Journal of Statistical Computations and Simulation, Vol. 29, pp. 299-308.
- Engle, R. F. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, 50, pp 987-1007.

- Engle, R. Lilien, D. y Robins (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M model", *Econometrica* 55, no.2, p. 391-408.
- Fair, R. (1987) "International Evidence on the Demand for Money", *The Review of Economics and Statistics*, , pp.473-480.
- Friedman , M. (1959) "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results", *Journal of political Economy*, 327-51.
- Goldfeld, S. (1973) "The Demand for Money Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, pp. 577-638.
- Goldfeld, S.(1976) "The case of the missing money", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, pp. 683-739.
- Gordon, R. J. (1984) "The Short Run Demand for Money: A Reconsideration", NBER, working paper n^o 1421, Agosto.
- Granger C. y Andersen, (1978), *An Introduction to Bilinear Time Series Models*. Vandehoeck & Ruprecht.
- Hamburger , M.J. (1966) "The Demand for Money by Households, Money Substitutes and Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, 87 pp. 600-623.
- Hamburger , M.J. (1977) "Behavior of the Money Stock: Is there a Puzzle?", *Journal of Monetary Economics*, pp. 265-288.

- Hamburger , M.J. (1983) "Recent Velocity Behavior, the demand for Money and Monetary Policy", Monetary Targeting and Velocity, Federal Reserve Bank of San Francisco. pp. 108-128.
- Karni, E. (1974) "The Value of Time and the Demand for Money", Journal of Money, Credit and Banking, no. 6, pp. 45-64.
- Kennan y Neumann (1988) "Why does the Information Matrix Test Reject Too Often?", mimeo, University of Iowa.
- Kiviet, Jan F. (1981), "On the rigour of some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships", manuscrito, University of Amsterdam.
- Kopcke, R.W. (1986) "How erratic is Money Growth", New England Economic Review, May/June, pp. 3-20.
- McAleer , M., Pagan, A., y Volker, P. (1985) "What will take the Con Out of Econometrics?", American Economic Review, 1, pp. 293-307.
- MacKinnon y White, (1985), "Some Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties," Journal of Econometrics, Vol.29, No.3, pp. 305-326.
- Miller, M. y Orr, D. (1966), "A model of the demand for money by Firms", Quarterly Journal of Economics, pp. 413-435.
- Newey, W. (1985), "Maximun Likelihood Specification Testing and Conditional Moment Tests", Econometrica 53, 1047-1070.

- Orme, Chris (1987) "The small sample performance of the Information Matrix Test", Working Paper, Department of Economics, University of Nottingham.
- Pérez-Amaral, T. (1986) "M-tests and Dynamic Information Matrix Tests with an Application to Linear Regression". University of California San Diego, mimeo.
- Pérez-Amaral, T. (1988) "Monte Carlo evidence on the small sample behavior of m-tests and dynamic information matrix tests", mimeo, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Rasche, R. (1987) "M1-Velocity and Money-Demand Functions: do stable relationships exist?", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 27, pp. 9-88, Brunner y Meltzer editores.
- Rose, A. K. (1984) "An Alternative Approach to the American Demand for Money", mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Rudd, P.A. (1984), "Tests of Specification in Econometrics", *Econometric Reviews* 3, pp 211-242.
- Sprenkle, C. (1966) "Large economic units, banks and the transactions demand for money" *Quarterly Journal of Economics*, pp. 436-442.
- Tauchen, G. (1984), "Diagnostic Testing and Evaluation of Maximum Likelihood Models", *Duke University Working Papers in Economics*, 84-01.

- Tobin, J. (1956) "The interest elasticity of Transactions Demand for Cash", *Review of Economics and Statistics*, 241-47.
- Whalen, E. (1966) "A rationalization of the precautionary demand for cash", *Quarterly Journal of Economics*, , pp. 314-324.
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix and A Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, pp. 817-838.
- White, H. (1982) "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models", *Econometrica*, 50, no. 1, 1-26.
- White, H. (1986) "Specification Testing in Dynamic Models", UCSD Discussion Paper 85-30R.

Medida del riesgo financiero asociado a la tenencia de bonos a largo (AVA)

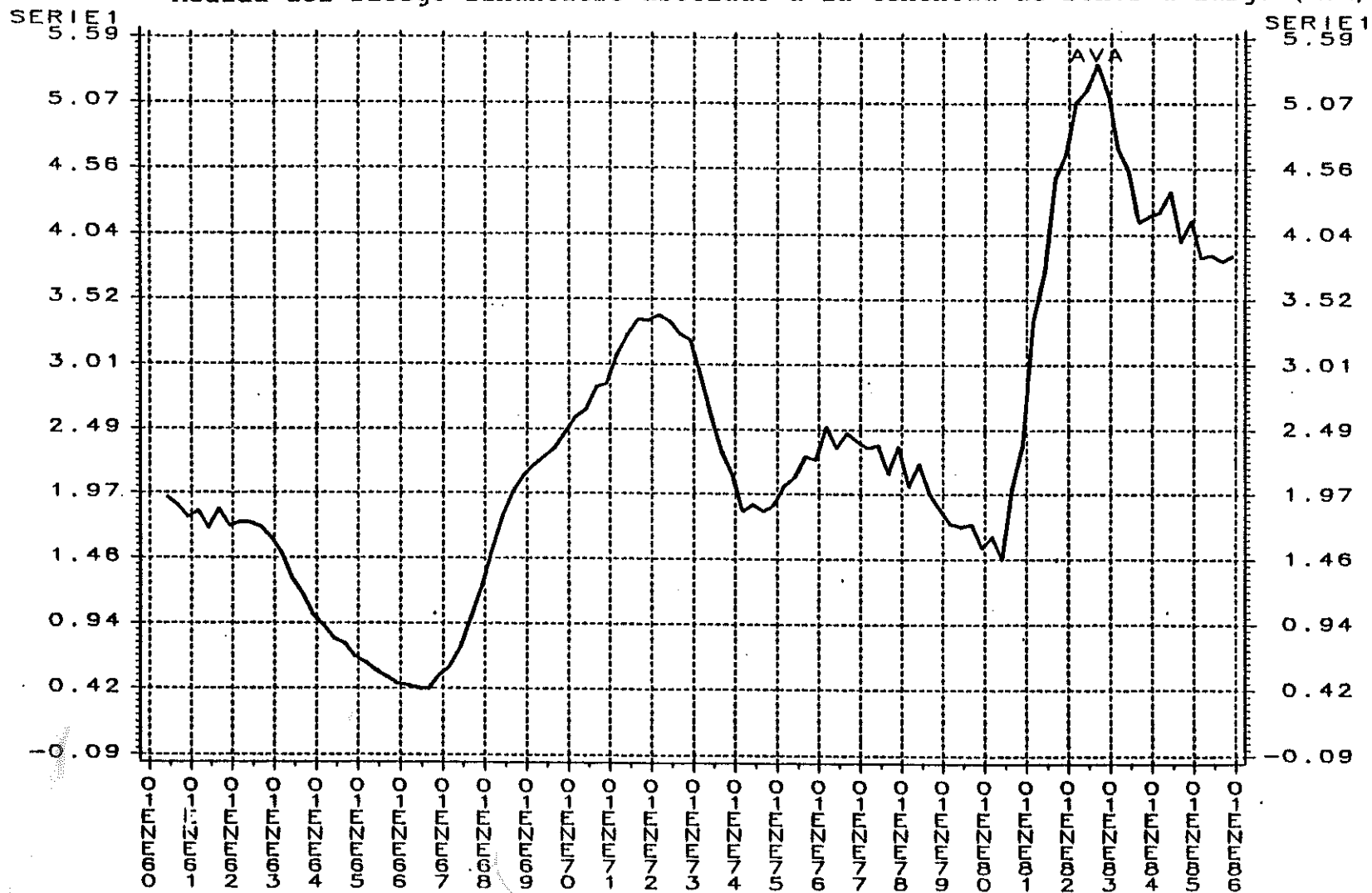


Figura 1

Gráfico de la función de ponderaciones del mecanismo de aprendizaje

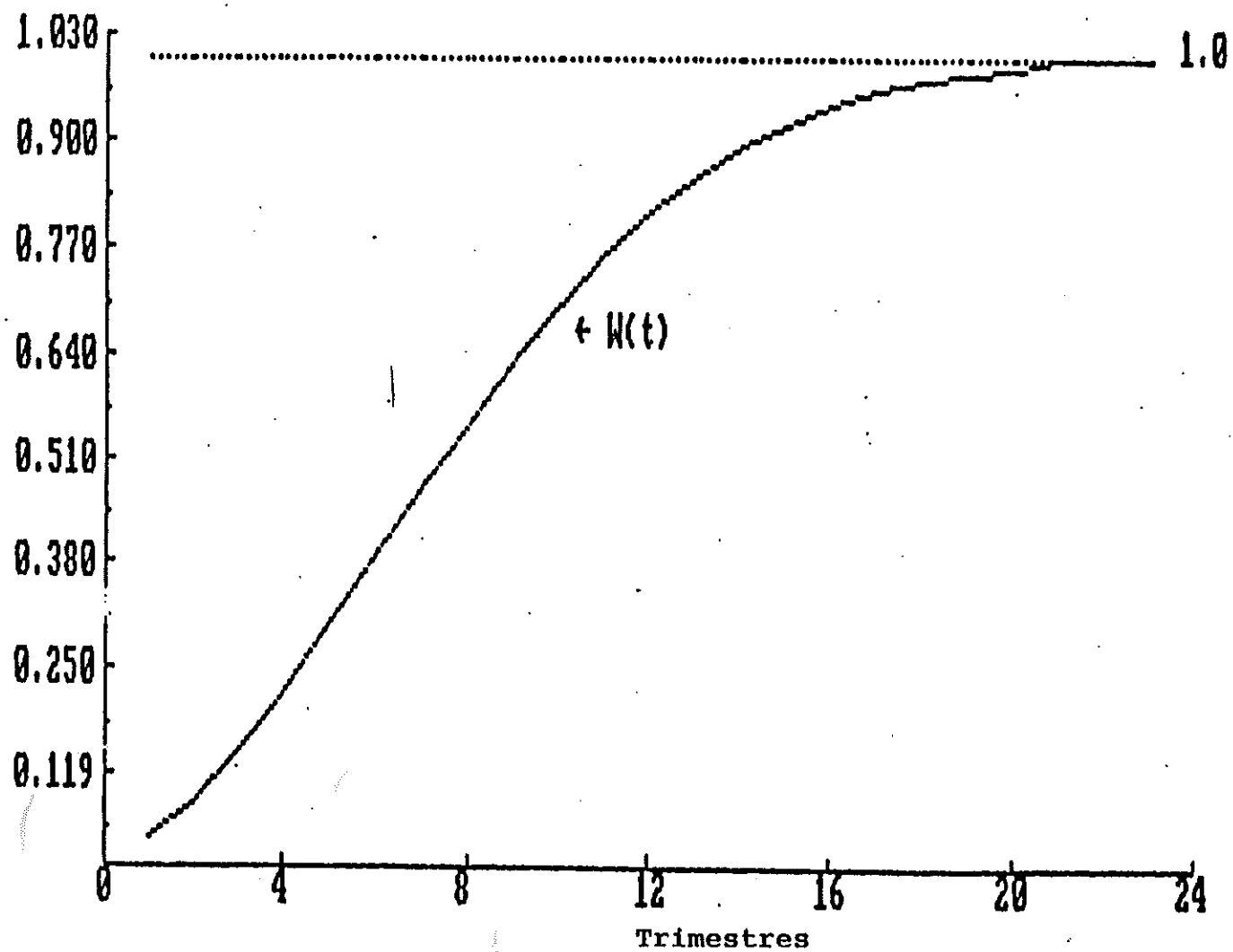
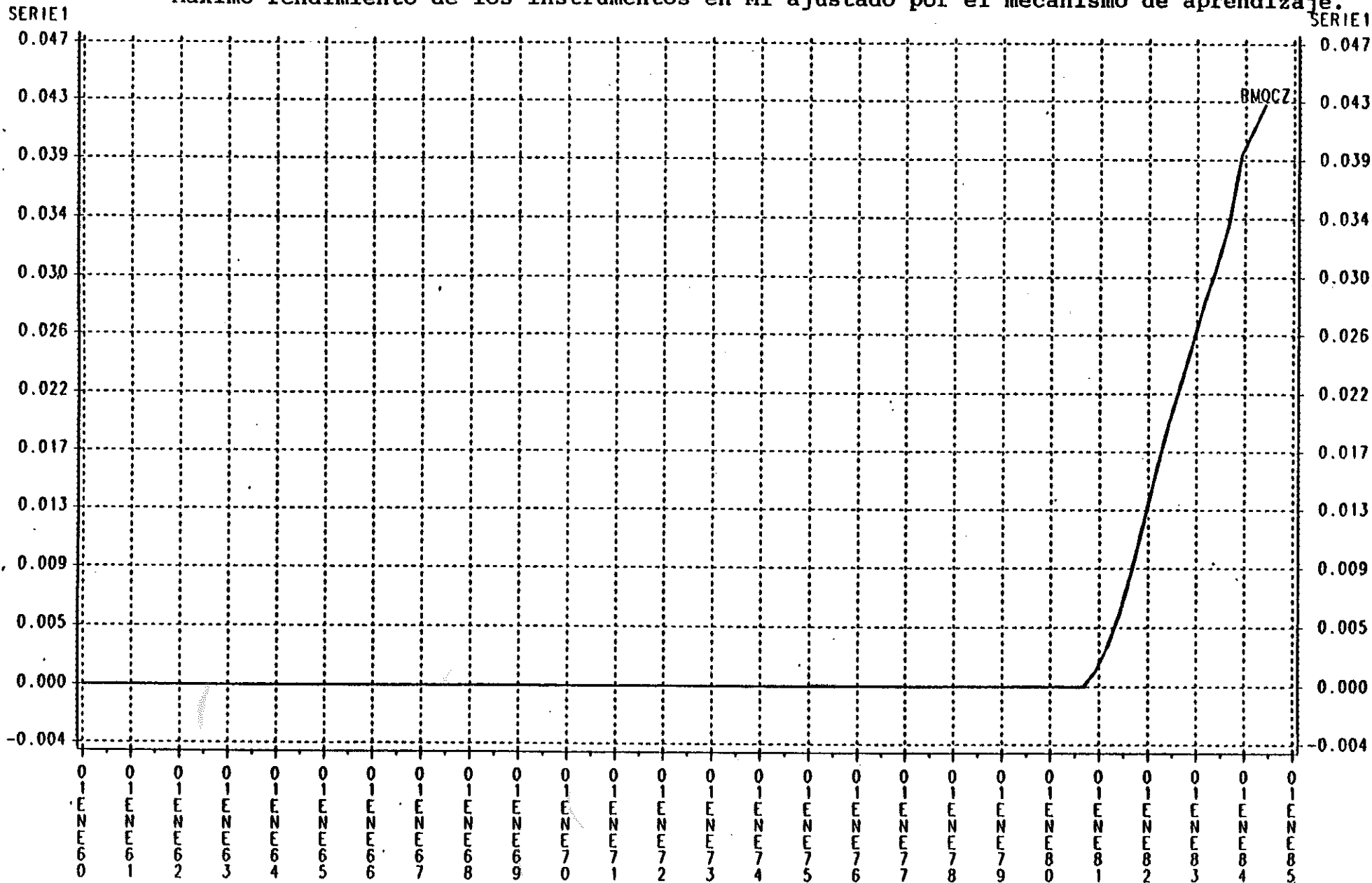


Figura 2

Máximo rendimiento de los instrumentos en M1 ajustado por el mecanismo de aprendizaje.



Nota: la forma se debe esencialmente al mecanismo

FIGURA 3

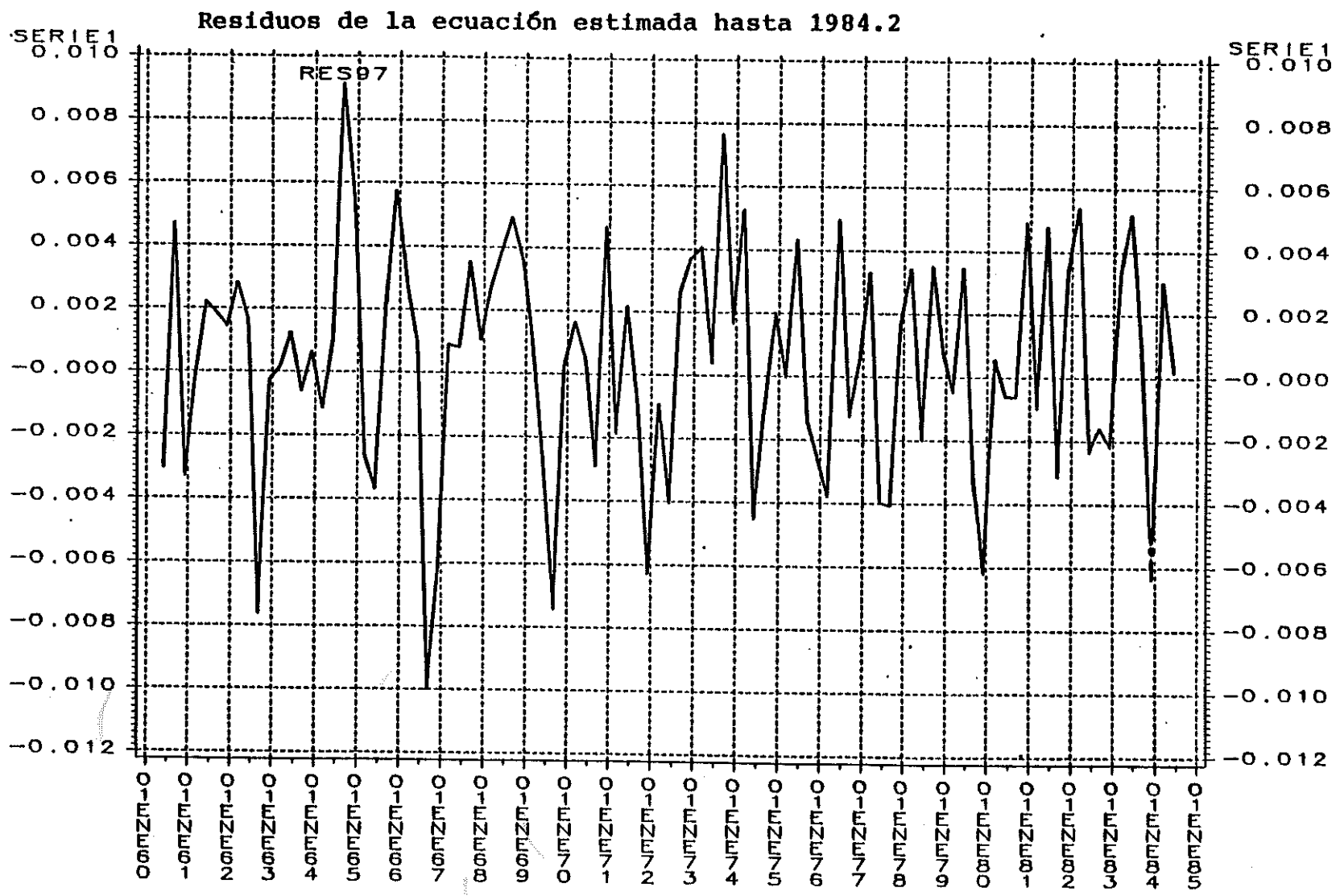


Figura 4

Diferencia del máximo rendimiento de los instrumentos en M1.

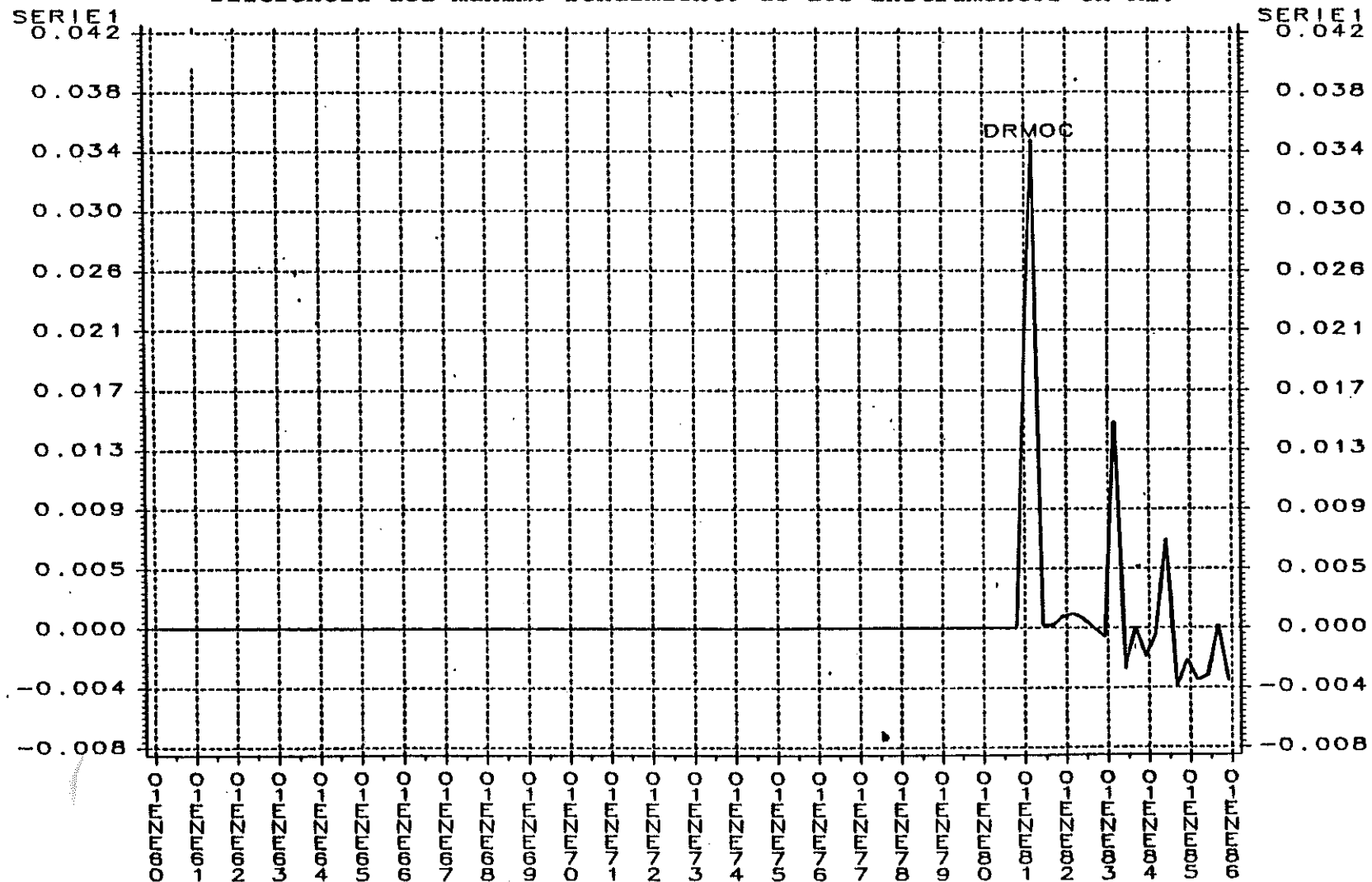


Figura 5

Ajuste dinámico de M1 a renta: my (multiplicadores intermedios)

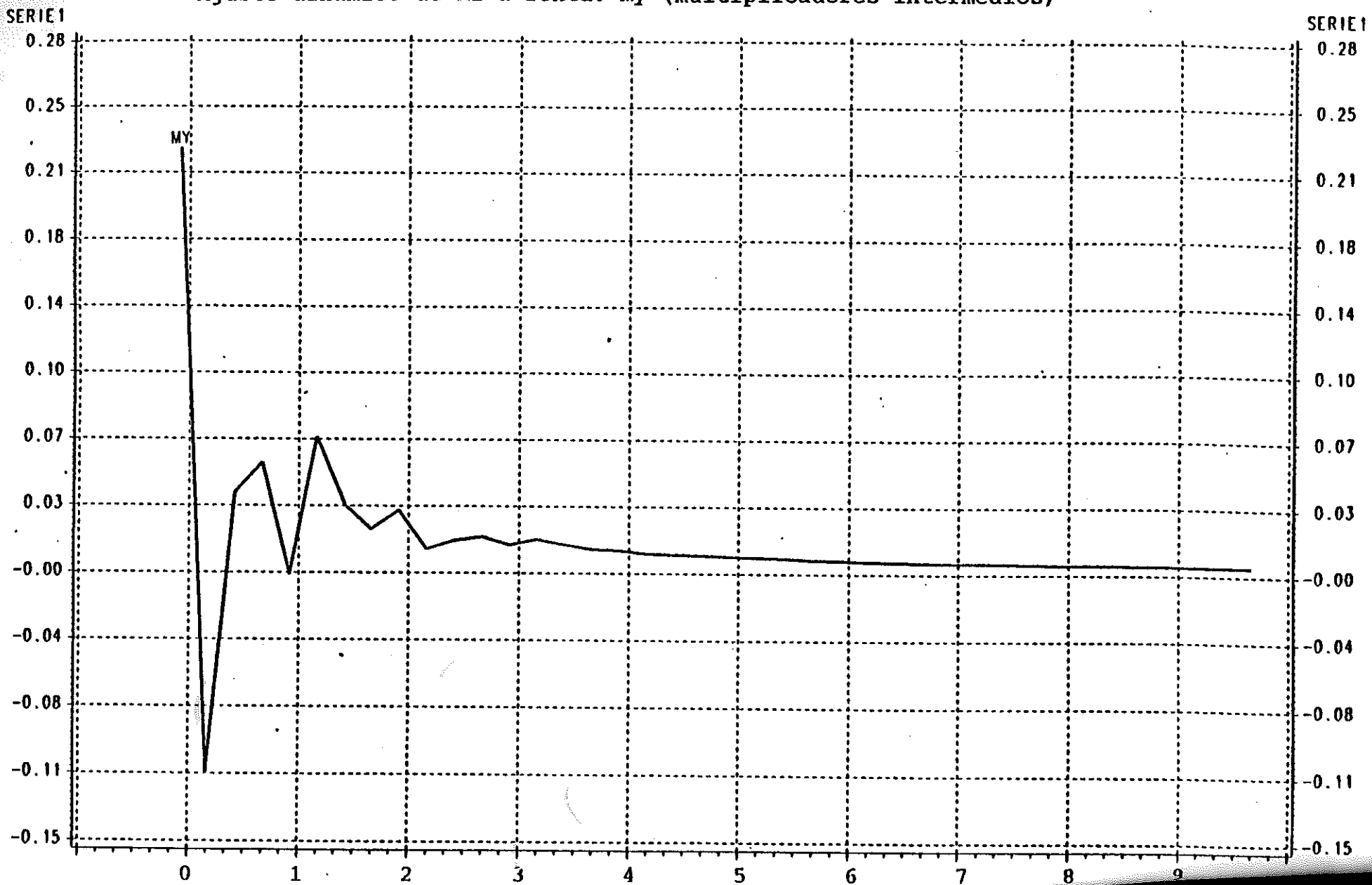


Figura 6

SERIE 1

SERIE 1

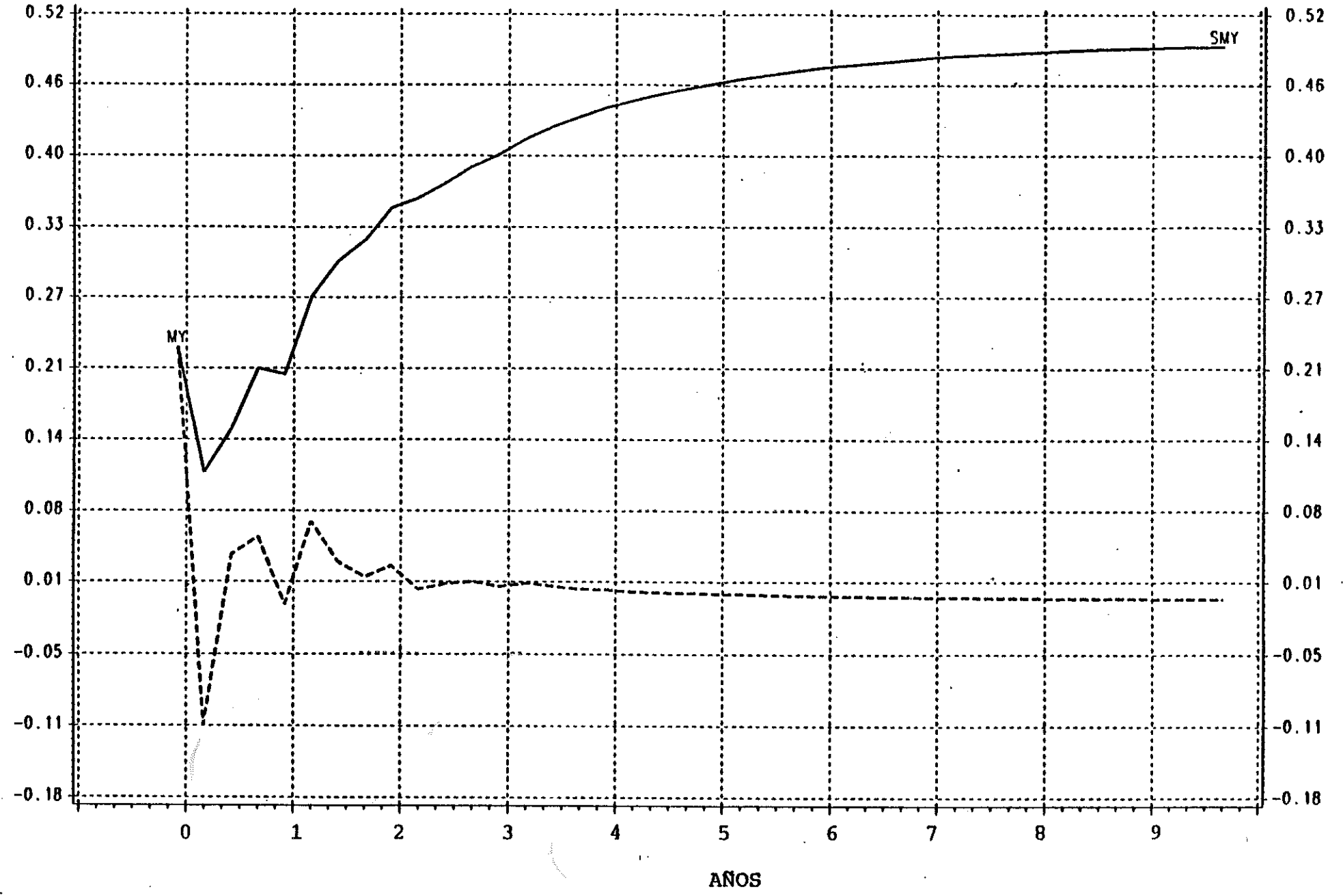


Figura 7

Ajuste dinámico de M1 a precios: mp (multiplicadores intermedios)

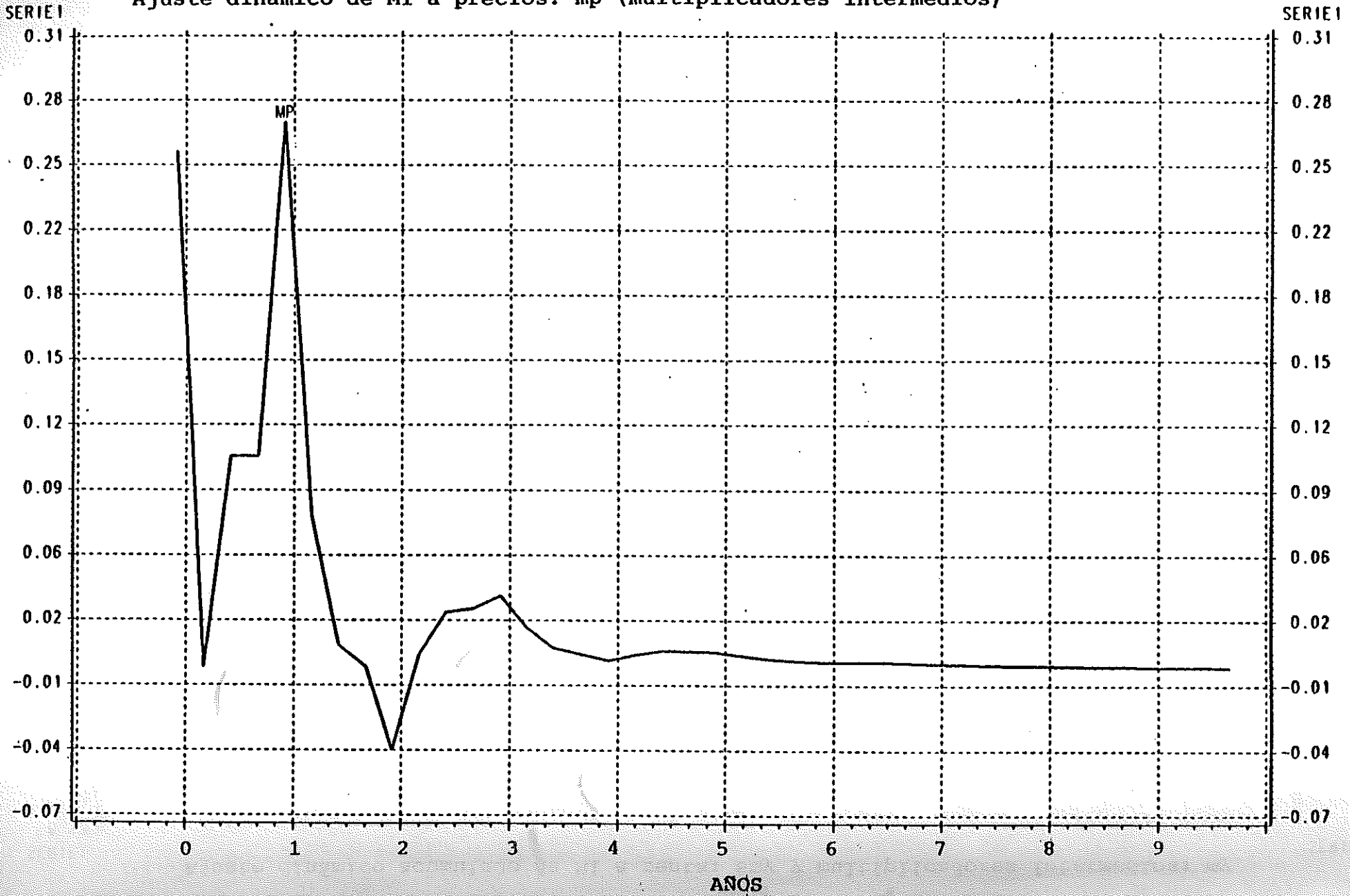


Figura 8

Ajuste acumulado de M1 a precios: smp y multiplicadores intermedios: mp

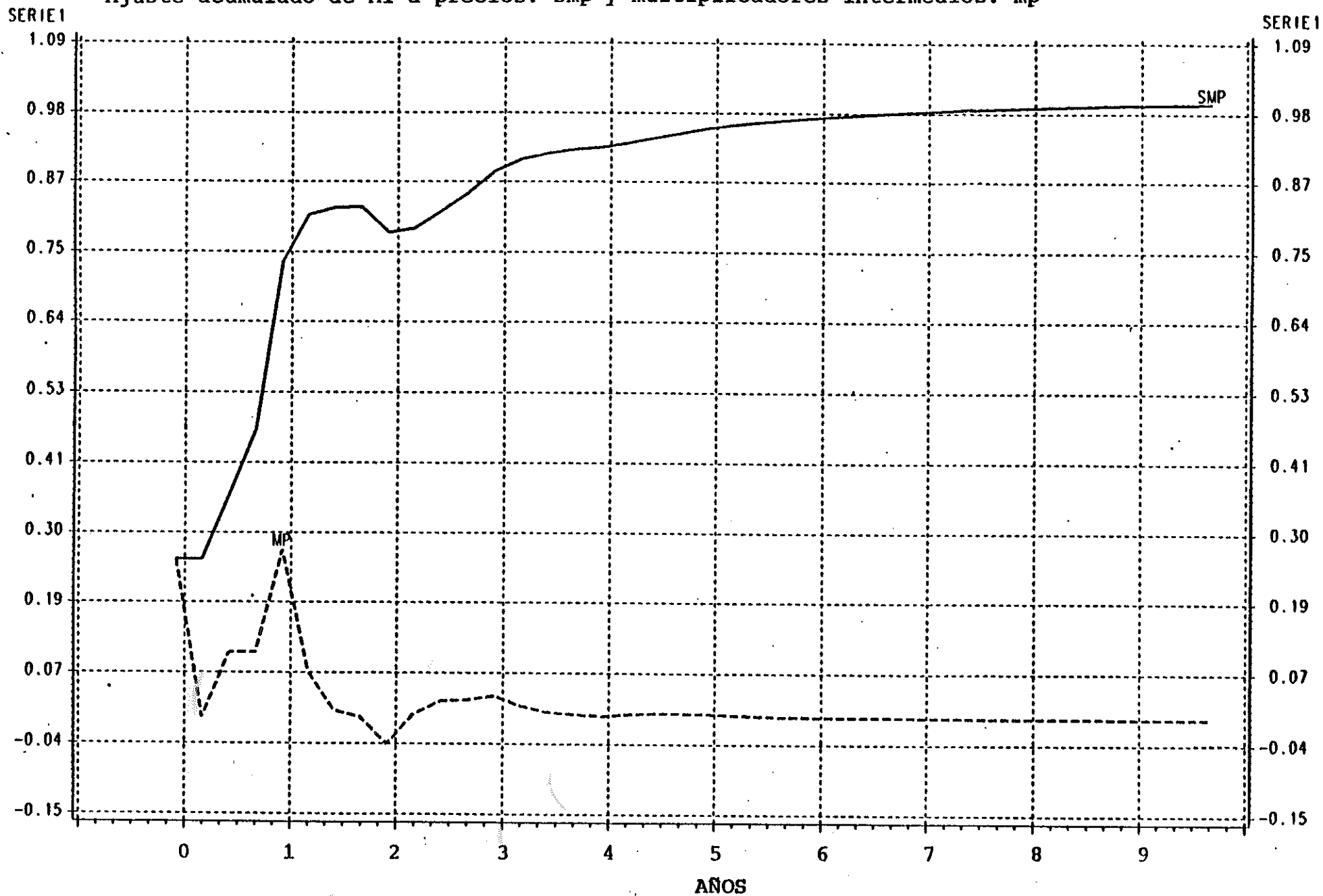


FIGURA. 9

Ajuste acumulado de M1 al tipo propio: smr y multiplicadores intermedios: mr

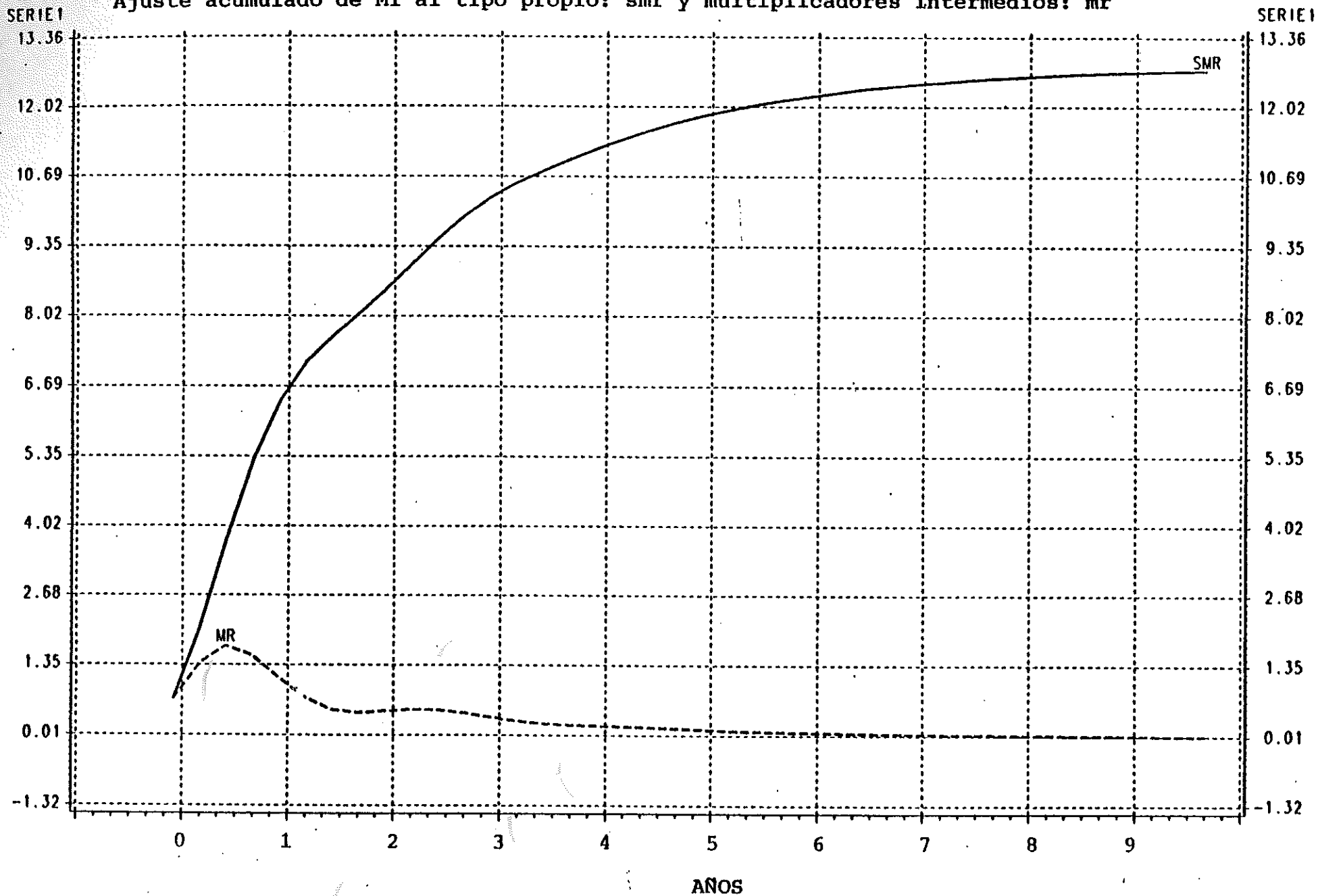


Figura 10

SERIE 1

Ajuste acumulado de M1 al tipo alternativo: smrl y multiplicadores intermedios: mrl

SERIE 1

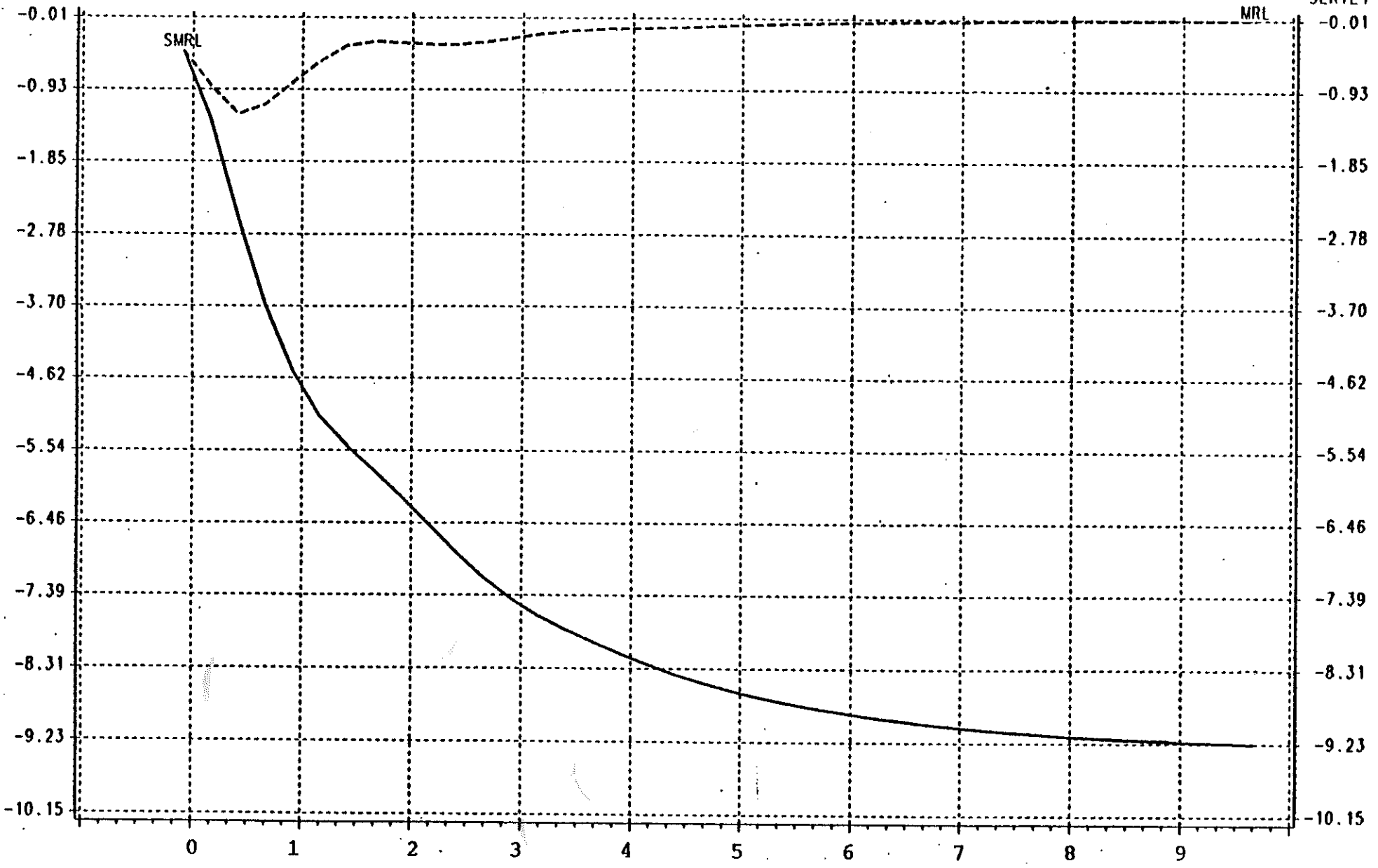


FIGURA 11

Cuadro 1: Modelo definitivo de BHS y réplicas

Modelo	BHS 97 observac.	Réplica 97 observac.	Réplica 103 observac.
período	1960.II-1984.II	1960.II-1984.II	1960.II-1985.IV
Constante	-0,337 (0,0355)	-0,337 (0,0354)	-0,325 (0,0377)
$\Delta(m-p)_{t-4}$	-0,243 (0,0864)	-0,242 (0,0496)	-0,257 (0,0532)
$(m-p-(1/2)y)_{t-2}$	-0,141 (0,0143)	-0,141 (0,0143)	-0,137 (0,0152)
AS_t	-1,749 (0,1734)	-1,748 (0,1733)	-1,682 (0,186)
Asz_t	-0,662 (0,114)	-0,662 (0,114)	-0,681 (0,123)
rmz_t	-0,889 (0,0864)	-0,889 (0,0864)	-0,892 (0,0911)
ΔP_t	-0,744 (0,052)	-0,743 (0,0952)	-0,679 (0,1021)
ΔAy_t	0,338 (0,0550)	0,338 (0,055)	0,310 (0,0600)
AVA_{t-3}	0,00439 (0,000725)	0,00438 (0,000725)	0,00396 (0,000771)
S^*AVA_{t-1}	0,155 (0,0233)	0,155 (0,0233)	0,1457 (0,0253)
$rmocz_t$	0,276 (0,1172)	0,277 (0,1172)	0,4468 (0,1260)
$\Delta rmocz_t$	0,461 (0,1172)	0,462 (0,1172)	0,4373 (0,1260)
D_t	0,013 (0,0028)	0,013 (0,0028)	0,013 (0,00301)

Cuadro 2: Contrastes de heteroscedasticidad efectuados

en la ecuación definitiva de Baba, Hendry y Starr(1987)

<u>Variable sospechosa</u>	<u>Estadístico t</u>
(DMP) ²	-0,2767
(MPY2) ²	-0,6614
(AS) ²	-0,9204
(ASZ) ²	-0,5472
(RMZ) ²	-0,3254
(dp) ²	-1,1920
(AVA) ²	-0,4712
(SAVA1) ²	-0,1596
(RMOCZ) ²	-0,0838
(DRMOC) ²	-0,6324
AVA*AS	-0,7713
DMP*RMOCZ	-0,4197
DMP*DRMOC	0,1815
DMP*AS	-0,5386
DMP*AVA	-0,3925
r _{t-1} ²	-0,3114
r _{t-4} ²	-0,6899

Notas: El valor crítico de la t al nivel del 99% y 96 grados de libertad es 2,37⁸.

Cuadro 3

Comparación de contrastes de autocorrelación (contraste t)

tipo de test orden	LM usual (inconsistente a heterocedasticidad)	Consistente a heterocedasticidad	Consistente a heterocedasticidad, matriz de covarianzas insesgada
1	0,80	0,81	0,49
2	-1,14	-1,47	-1,24
3	-1,74 *	-2,55 **	-2,57 **
4	-1,34	-1,60	-1,47
5	0,19	0,26	0,45
6	0,42	0,68	0,50
7	-1,65	-1,55	-1,50
8	-3,97 **	-3,15 **	-3,27 **

Notas: Bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial del orden especificado, todos los estadísticos se deberían comportar como una t con 97 menos el orden y menos 13 grados de libertad. El número de grados de libertad va desde 83 para primer orden hasta 75 para octavo orden. Los estadísticos que son significativos al nivel del 5 % están marcados con una estrella y los que lo son al 1 % están marcado con dos estrellas.

Cuadro 4

Contrastes de forma funcional, no linealidades y especificación
dinámica (nuevos tests de la matriz de información dinámica)

Indicador	tipo de contraste	Inconsistente a heterosce- dasticidad	Consistente a heterosce- dasticidad	Consistente a heteroscedasti- dad, matriz de co- varianzas insseg.
$r_t^{\text{day}} r_{t-1} r_{t-1}$		1,389	1,630	1,316
$r_t^{\text{dmp}} r_{t-1} r_{t-1}$		1,614	1,965	1,909
$r_t^{\text{rmz}} r_{t-1} r_{t-1}$		0,0735	0,0462	-0,440
$r_t^{\text{ava}} r_{t-4} r_{t-1}$		-0,0586	-0,0748	-0,457
$r_t^{\text{ava}} r_{t-4}^{\text{rmz}} r_{t-1} r_{t-1}$		-0,529	-0,635	-1,004
$r_t^2 r_{t-1}$		-0,869	0,670	-0,5855
$r_t^2 r_{t-1}^{\text{sava}} r_{t-1}$		0,263	0,329	0,338
$r_t^2 r_{t-3}^{\text{dp}} r_{t-3}$		0,107	0,137	-0,279

Notas: el número de grados de libertad para cada contraste es de 83, excepto para los tres últimos que es de 81. Los tres últimos son sensibles a efectos del tipo ARCH-M y ARCH-M generalizados. Los contrastes se comportarían asintóticamente como una variable aleatoria t bajo la hipótesis nula.

Cuadro 5

Comparación de la ecuación definitiva de BHS con modelos
que usan variables de intervención explícitas

Regresores	constante ecuación definitiva	rmdum en vez de rmocz	rdum en vez de rmoc	trend en vez de (m-p-(1/2) y) t-2
constante	-0,337 (0,0355)	-0,338 (0,0353)	-0,334 (0,035)	0,019 (0,00244)
$\Delta(m-p)_{t-4}$	-0,243 (0,0496)	-0,245 (0,0495)	-0,239 (0,0497)	-0,234 (0,058)
$\Delta(m-p-(1/2)y)_{t-2}$	-0,141 (0,0143)	-0,142 (0,0143)	-0,1399 (0,0143)	...
trend _t	0,3574 (0,0509)
AS _t	-1,749 (0,1734)	-1,757 (0,1729)	-1,736 (0,1733)	-1,363 (0,1870)
ASZ _t	-0,662 (0,114)	-0,6639 (0,1125)	-0,6608 (0,1143)	-0,6333 (0,134)
rmz _t	-0,889 (0,0864)	-0,9062 (0,0882)	-0,8768 (0,0858)	-0,5968 (0,0828)
Δp_t	-0,744 (0,052)	-0,722 (0,0976)	-0,749 (0,095)	-0,987 (0,1324)
Δy_t	0,338 (0,0550)	0,340 (0,0547)	0,334 (0,0553)	0,2239 (0,0648)
AVA _{t-3}	0,00439 (0,000725)	0,00427 (0,000719)	0,00438 (0,000727)	0,0019 (0,00076)
S*AVA _{t-1}	0,155 (0,0233)	0,156 (0,0231)	0,1541 (0,0233)	0,1581 (0,0271)
rmocz _t	0,276 (0,1014)	...	0,2647 (0,1014)	0,1313 (0,1182)
rmdum _t	...	0,787 (0,275)
rdum _t	0,461 (0,1172)	0,469 (0,1171)	...	0,4082 (0,1364)
rdum _t	6,697 (1,7410)	...
D _t	0,13 (0,0028)	0,013 (0,0028)	0,01313 (0,0028)	0,0164 (0,00319)
R ²	0,858	0,859	0,8568	0,8068
$\hat{\sigma}^2$	0,378%	0,3768%	0,3796%	0,441%

Cuadro 5 (continuado)

Notas: 97 observaciones. La estimación se hace por mínimos cuadrados ordinarios. rmdum se define como una variable de intervención $rmdum_t = 0$ para $t = 1, \dots, 83$; $rmdum_t = 1, 2, \dots, 14$ para $t = 84$ para 97. $\Delta rmdum_{84} = 2.329$; $\Delta rmdum_{92} = 1$; $\Delta rmdum_{97} = .444$; $\Delta rmdum_t = 0$ para todos los trimestres excepto los mencionados anteriormente. $trend_t = 1, 2, \dots, 97$ para $t = 1, 2, \dots, 97$.

Cuadro 6

Contrastes LM de exclusión de cada regresor después de haber

incluido una variable de intervención implícita

variable posiblemente excluida	tipo de contraste	Inconsistente a hetero- ce- dasticidad	Consistente a hetero- ce- dasticidad	Consistente a heteroscedasti- dad, matriz de covarianzas insesgada
$rmocz_t$		-0,5043	1,124	-1,240
$\Delta rmoc_t$		-1,021	0,7381	0,8333

Notas: Cada contraste se realiza de la misma forma, por ejemplo: sustituimos $rmocz_t$ por una variable de intervención explícita $rm dum_t$, y luego contrastamos el modelo con esa variable de intervención con respecto a la posible exclusión de $rmocz_t$. Los contrastes son del tipo LM y los estadísticos serían asintóticamente variables aleatorias t bajo la hipótesis nula.

Cuadro 7

Respuesta dinámica de la ecuación de demanda de dinero de Baba, Hendry y Starr
a renta, precios, tipo propio y tipo alternativo (Letras del Tesoro a 20 años)

	Renta	Precios	Tipo propio	Tipo alternativo (Letras Tesoro a 20 años)
Retraso medio	no definido	no definido	7,67	7,81
% del ajuste que ocurre dentro del 1º año	41%	46%	41%	39%
retraso mediana (nº trimestres necesarios para que ocurra el 50% del ajuste)	5	4	4	5
nº trimestres necesarios para que ocurra el 90% del ajuste	18	13	18	18
nº trimestres necesarios para que ocurra el 95% del ajuste	24	20	28	24

Notas: los retrasos medios del ajuste a renta y precios no están bien definidos debido a la existencia de algunos multiplicadores intermedios negativos. La diferencia entre retrasos medios (cuando están definidos) y retrasos mediana se debe a las colas largas de los multiplicadores intermedios. "La cola larga de la distribución significa que el retraso medio excederá a veces al retraso mediana en una cantidad bastante grande", Harvey (1981, p. 235).