

LOS EFECTOS DE LA EXPANSION MONETARIA EN LA ECONOMIA REAL DE ESTADOS UNIDOS

Rafael Flores de Frutos*

Universidad Complutense de Madrid

Con objeto de elaborar un modelo econométrico de la economía de EE.UU., en este trabajo se utilizan técnicas de análisis de series temporales múltiples y un nuevo marco de referencia conceptual para el tratamiento de fenómenos monetarios. La utilización de estos dos instrumentos de forma integrada, revela algunos resultados importantes sobre el efecto de la expansión monetaria en el sector real de la economía estadounidense.

1. Introducción

El problema de integrar la teoría económica y el análisis de series temporales es un problema clásico, Zellner y Palm (1974), Prothero y Wallis (1976), Wallis (1977), Zellner (1979) y Wallis (1980) han aportado resultados importantes sobre el tema. En estos trabajos se presenta el modelo econométrico estructural tradicional como un caso especial restringido de un modelo estocástico multivariante de series temporales. Gracias a esta visión, incluso los modelos estocásticos univariantes, considerados por la econometría convencional como meros instrumentos predictivos, adquieren valor desde el punto de vista de la teoría económica ya que también pueden reflejar adecuadamente la evolución a largo plazo de una variable económica. A pesar de estos avances teóricos, el problema de como integrar la teoría económica y el análisis empírico de series temporales continúa sin resolverse; los problemas relacionados con la especificación dinámica de las ecuaciones y el problema de como tratar adecuadamente las correlaciones contemporáneas entre las variables apoyan esta afirmación.

En este trabajo se presenta un modelo econométrico dinámico de la economía de EE.UU., cuyo fin es estudiar los efectos de la expansión monetaria

* Los resultados que se presentan en este artículo forman parte de los obtenidos en mi tesis doctoral «Análisis Econométrico sobre la incidencia de la economía de EE.UU. y economía mundial en la economía española» dirigida por el profesor A. B. Treadway. Quiero agradecer muy especialmente al profesor A. B. Treadway la dirección de mi tesis doctoral. También quiero agradecer a M. Gracia, M. Jerez y a un evaluador anónimo sus valiosos comentarios. Por supuesto los errores que pudiera contener este artículo son de mi exclusiva responsabilidad.

sobre la economía real estadounidense. En su elaboración se ha pretendido integrar de forma adecuada la teoría económica con el análisis empírico de series temporales. Creemos que este objetivo se ha conseguido y es por ello que este artículo puede ser considerado como una contribución más en esa línea.

El trabajo parte del modelo teórico desarrollado en Treadway *et al.* (1986). Dicho modelo se describe brevemente en la Sección 2. A continuación, en la Sección 3, se utiliza la metodología de análisis de series temporales desarrollada en Box y Jenkins (1970), Alavi y Jenkins (1981) y Box y Tiao (1981) para elaborar, utilizando las series de datos consideradas, un modelo estocástico multivariante (MS). A partir de este modelo se estiman cada uno de los parámetros del modelo teórico y se contrastan las hipótesis generales de Neutralidad Monetaria, Superneutralidad Monetaria, Ausencia de Efectos Monetarios y Ausencia de Realimentación del sector real. Posteriormente, en la Sección 4, se analiza la forma y cuantía de las respuestas de las variables reales elegidas (Saldos Reales Monetarios, Producto Nacional Bruto y Tipo de Interés de las Letras del Tesoro) frente a la expansión monetaria. El modelo de la Sección 2 no está exactamente identificado en cuanto a la estructura de la economía real se refiere, ya que permite múltiples interpretaciones de la misma. Cada interpretación está directamente relacionada con otra paralela acerca de la *matriz* de correlaciones residuales del modelo. Interpretar dichas correlaciones significa decidir acerca de la dirección de los efectos contemporáneos entre dichas variables, o lo que es lo mismo, significa decidirse por una forma concreta de diagonalizar dicha *matriz*. Al variar las hipótesis interpretativas sobre las correlaciones contemporáneas existentes, varía la forma de diagonalizar la *matriz* y por consiguiente las funciones de respuesta de unas variables reales sobre otras. Este hecho da lugar a diferentes estructuras de la economía real que estudiamos en la Sección 5. Por último la Sección 6 resume los resultados y conclusiones más interesantes.

Es necesario advertir, que aunque los modelos econométricos presentados en esta investigación han sido estimados utilizando el criterio de máxima verosimilitud exacta, Hillmer y Tiao (1979), las series de datos utilizadas son de escasa longitud (31 observaciones anuales). Los distintos contrastes realizados sobre el grado de robustez de los modelos estimados indican que éste parece adecuado; no obstante, los resultados del análisis deben ser utilizados con cautela.

2. Modelo teórico

Treadway *et al.* (1986) proponen la división del universo de los agentes económicos en dos sectores: el sector «Tenedor de Dinero» («T»), que es el que detenta el stock nominal de dinero en cualquier instante del tiempo, y el sector «Creador de Dinero» («C»), que crea el flujo de incrementos de dicho stock.

El sector «T» determina «el estado de la economía real en cada período». Este viene representado por un vector n -dimensional de variables reales Z_t que el sector «T» determina en función de un conjunto de información (I_t). Dicho conjunto de información incluye el pasado de Z_t y el presente y pasado del stock nominal de dinero ($X_t = \ln M_t$).

El sector «C» determina el ritmo de crecimiento del stock nominal de dinero (∇X_t) en función de I_t y, hasta que se especifique la hipótesis de «ausencia de realimentación contemporánea», también de Z_t .

Estas funciones llevadas a cabo por los dos sectores se pueden representar matemáticamente de la forma siguiente:

Sector «T»

$$\begin{matrix} Z_t & = & v_z(B) & X_t & + & N_{zt} \\ (n \times 1) & & (n \times 1) & (1 \times 1) & & (n \times 1) \end{matrix} \quad [1]$$

$$\begin{matrix} \pi_z(B) & N_{zt} & = & a_{zt} \\ (n \times n) & (n \times 1) & & (n \times 1) \end{matrix} \quad [2]$$

donde $v_z(B)$ es un vector ($n \times 1$) de funciones de transferencia estables y N_{zt} un vector de errores estocásticos que sigue un proceso estocástico general lineal, no explosivo e invertible, multivariante de dimensión n . La matriz $\pi_z(B)$ es una matriz polinomial en el operador de retardos B y representa la estructura de este proceso. Por último, a_{zt} es un vector de ruido blanco con matriz de varianzas-covarianzas contemporánea constante Σ_z , que se supone simétrica y definida positiva.

Sector «C»

$$\begin{matrix} \nabla X_t & = & v_x(B) & Z_t & + & N_{xt} \\ (1 \times 1) & & (1 \times n) & (n \times 1) & & (1 \times 1) \end{matrix} \quad [3]$$

$$\begin{matrix} \pi_x(B) & N_{xt} & = & a_{xt} \\ (1 \times 1) & (1 \times 1) & & (1 \times 1) \end{matrix} \quad [4]$$

donde $v_x(B)$ es un vector ($1 \times n$) de funciones de transferencia estables y el ruido N_{xt} sigue un proceso estocástico general lineal, no explosivo e invertible, univariante, representado por el operador $\pi_x(B)$ (que puede ser, al igual que los operadores que forman la matriz $\pi_z(B)$, de orden infinito). El término a_{xt} representa un proceso de ruido blanco con varianza σ_x^2 .

Se puede pensar en [1] y [2] como el sistema principal y en [3] y [4] como la relación de realimentación, en algunos casos la representación del comportamiento de la política monetaria.

Coherentemente con la distinción funcional de los dos sectores antes establecida, y para permitir una interpretación unívoca de la correlación contemporánea entre Z_t y X_t , se establecen las dos hipótesis siguientes:

2.1. Hipótesis de independencia

Supone que los errores $a_{z,t}$ y $a_{x,t}$ son independientes:

$$E(a_{z,t}, a_{x,t'}) = 0 \text{ para todo } t \text{ y } t' \quad [5]$$

Esta hipótesis es fundamental para la distinción funcional de los dos sectores.

2.2. Hipótesis de ausencia de realimentación contemporánea

Supone que el efecto instantáneo del sector real de la economía sobre la expansión monetaria es nulo:

$$v_x(0) = 0 \quad [6]$$

El modelo conceptual, mediante esta hipótesis, restringe el sentido de los posibles efectos instantáneos entre Z_t y X_t , a uno en el que X_t influye en Z_t , sin realimentación.

Estas hipótesis son suficientes, aunque no únicas, para la identificabilidad exacta y posterior estimación de las ecuaciones del modelo teórico. Si bien ambas son discutibles, la hipótesis de ausencia de realimentación contemporánea en el caso de la economía de Estados Unidos y con datos anuales, lo es más. Dicha hipótesis establece el desconocimiento voluntario o involuntario, por parte de la autoridad monetaria, de las variables del sector real de la economía en el momento de determinar el crecimiento de X_t . Este supuesto, que puede ser plausible con datos mensuales o trimestrales (dado el retraso con que se procesa la información de macromagnitudes), no lo es tanto cuando se trabaja con series anuales. En la Sección 4 se analiza el efecto del incumplimiento de esta hipótesis sobre nuestros resultados finales. En cuanto a la hipótesis de independencia, supone que no se han omitido en el modelo cierto tipo de variables Z ; también implica que las variables no están sujetas a errores de medida. Es evidente que cualquiera de estas condiciones puede no ser válida en la realidad pero por otra parte *no* parece lógico, si se dan los factores anteriores, plantearse los posibles efectos sin actuar previamente en el campo empírico, introduciendo por ejemplo las variables omitidas. Cabe observar también que esta hipótesis, al igual que la anterior, podría relajarse, al menos en cuanto a la correlación contemporánea se refiere, si surgiera un caso en el que pudiera imponerse *a priori* otras estructuras teóricas.

No se hace ningún supuesto interpretativo *a priori* acerca de las correlaciones contemporáneas entre las variables del vector Z_t , será el investigador el que tenga que hacerlo una vez haya encontrado las estructuras más sobresalientes de correlación lineal entre las variables y haya contemplado las diversas interpretaciones económicas que éstas admiten (Sección 5).

El comportamiento de ambos sectores puede representarse como un modelo estocástico multivariante:

$$\begin{bmatrix} \pi_z(B) & -\pi_z(B)v_x(B) \\ -\pi_x(B)v_z(B) & \pi_x(B)\nabla \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{z,t} \\ a_{x,t} \end{bmatrix} \quad [7]$$

con matriz de varianzas-covarianzas:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_z & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 \end{bmatrix} \tag{8}$$

La representación [7] - [8] no está normalizada en el sentido de Alavi (1973); esto se consigue premultiplicando el modelo por:

$$\pi(0)^{-1} = \begin{bmatrix} I & v_{z,0} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \tag{9}$$

así tenemos:

$$\begin{bmatrix} \pi_z(B) - \pi_x(B)v_{z,0}v_x(B) & v_{z,0}\pi_x(B)\nabla - \pi_z(B)v_z(B) \\ -\pi_x(B)v_x(B) & \pi_x(B)\nabla \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{z,t}^* \\ a_{x,t} \end{bmatrix} \tag{10}$$

donde:

$$a_{z,t}^* = a_{z,t} + v_{z,0}a_{x,t} \quad y$$

$$\Sigma^* = \begin{bmatrix} \Sigma_z + v_{z,0}v_{z,0}'\sigma_x^2 & v_{z,0}\sigma_x^2 \\ v_{z,0}'\sigma_x^2 & \sigma_x^2 \end{bmatrix}$$

Un análisis estocástico multivariante de las series de datos en cuestión genera estimaciones maximoverosimiles de Σ^* , de donde pueden obtenerse los valores estimados de σ_x^2 , $v_{z,0}$ y Σ_z . El análisis empírico también genera una versión ARIMA paramétrica y estimada de [10]. Premultiplicando la versión estimada de [10] por $\hat{\pi}(0)$ se obtiene la versión estimada de [7] y [8], lo que permite obtener unívocamente los valores estimados de $\pi_z(B)$, $v_z(B)$, $\pi_x(B)$ y $v_x(B)$.

Las hipótesis 2.1 y 2.2 hacen que el modelo [10] esté exactamente identificado, ya que es justamente capaz de describir la estructura lineal de correlación para un conjunto de datos; siempre y cuando la forma ARIMA de [10] sea no-explósiva e invertible.

Entre las hipótesis que pueden ser contrastadas utilizando este modelo conceptual, sin que para ello sea necesario especificar el contenido específico del vector Z_t , hipótesis generales, se encuentra la hipótesis de Neutralidad Monetaria, esto es, que una variación permanente en el nivel del stock nominal de dinero no influye, a largo plazo, en las variables reales de la economía ($g_z = 0$). Si esto se impone *a priori*, el modelo [10] queda:

$$\begin{bmatrix} \pi_z(B) - \pi_x(B)v_{z,0}v_x(B) & v_{z,0}\pi_x(B) - \pi_z(B)v_z^*(B) \\ -\pi_x(B)v_x(B) & \pi_x(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ \nabla X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{z,t}^* \\ a_{x,t} \end{bmatrix} \tag{11}$$

dado que con neutralidad $v_z(B) = v_z^*(B)\nabla$.

Vemos que la imposición de Neutralidad modifica ligeramente la estructura inicial del modelo. En la práctica, muchas veces resulta más claro parametri-

zar [11] que [10]. Una vez parametrizado [11], y para relajar la hipótesis impuesta, sólo es necesario añadir a la última columna de la matriz AR de [11] un término $(1 - \alpha_i B)$ a cada elemento $i = 1, 2, \dots, n$ y un ∇ al elemento $n + 1$, eliminando la ∇ de ∇X_t . Estimado este último modelo, el contraste de Neutralidad es inmediato, basta contrastar la $H_0 : g_i = 0$ para $i = 1, \dots, n$ (se entiende que g_i es la ganancia del elemento i -ésimo de la última columna de la matriz AR).

Junto con la hipótesis de Neutralidad existen otras hipótesis, también de carácter general, con implicaciones importantes para la estructura del modelo conceptual expuesto: a). Superneutralidad monetaria ($g_z^* = v_z^*(1) = 0$ para toda selección de Z), b). Ausencia de efectos monetarios ($v_z(B) = 0$ para toda selección de Z) y c) Ausencia de realimentación ($v_x(B) = 0$ para toda selección de Z).

Estas hipótesis restringen el modelo general sin depender de la especificación del contenido del vector Z_t , por tanto pueden ser contrastadas y utilizadas en cualquier análisis monetario.

3. Modelo estocástico multivariante de series de datos de EE.UU.

En esta sección se presenta el modelo MS elaborado utilizando las series de datos para la economía estadounidense; este modelo servirá para estimar cada uno de los parámetros del modelo teórico de la sección anterior. Dado que aquí sólo se presenta el modelo final, el lector interesado en los detalles del proceso de elaboración puede consultar el trabajo de Flores (1987).

El vector Z_t de la sección anterior queda formado por las siguientes variables:

$$\begin{bmatrix} \ln(M1/P_t) \\ \ln PNB U_t \\ \ln(1 + RC_t) \end{bmatrix}$$

donde:

PNBU: Producto Nacional Bruto de Estados Unidos. Precios constantes 1980 (m. m. de dólares USA).

P : Deflactor implícito del PNB U. Año base 1980.

M1 : Dinero (m. m. de dólares USA: Fin período).

RC : Tipo de interés de las Letras del Tesoro.

Los datos empleados en este análisis han sido obtenidos en su totalidad de la publicación del Fondo Monetario Internacional: «Estadísticas Financieras Internacionales», Anuarios 1981 y 1984. Las series temporales analizadas constan de 31 observaciones anuales, desde 1953 hasta 1983.

La elección de un vector Z_t concreto tiene dos etapas: la primera consiste en seleccionar las variables genéricas que van a formar parte del vector, y la

segunda consiste en elegir la medida estadística concreta que va a representar a cada una de estas variables genéricas. En este trabajo se han seleccionado tres variables genéricas: Saldos reales monetarios, producto y tipo de interés; estas variables forman a nuestro juicio un conjunto mínimo con el que representar la estructura de la economía real de Estados Unidos. La inclusión de otras variables es siempre posible ya que el modelo teórico lo permite; en ese sentido consideramos la ampliación del vector Z_t como un tema abierto para futuras investigaciones.

Como medida estadística del producto de EE.UU. se ha elegido el *PNBU* debido a su importancia en la predicción del Producto Interior Bruto español, véase Flores (1989). En cuanto a la variable precios, parece lógico elegir el deflactor implícito del *PNBU* con objeto de mantener la homogeneidad con la variable de escala escogida.

La elección de la medida del Stock Nominal de Dinero es importante ya que una definición concreta de dinero ubica a un agente determinado en el sector «T» o «C». Una definición incorrecta para una economía concreta, implicaría la imposibilidad de diferenciar las funciones de los dos sectores, no pudiendo ser representadas por los sistemas [1]-[2] y [3]-[4] anteriores. Análisis estocásticos bivariantes de las series $M1$ (Dinero) y $M3$ (Disponibilidades Líquidas) de EE.UU. revelan una fuerte correlación contemporánea como única estructura de relación entre las dos series. Lo mismo ocurre con los tipos de interés RC y RL (Rendimiento de los Bonos del Gobierno a largo plazo) como medidas alternativas de la variable tipo de interés. Estos resultados parecen indicar que cualquier combinación dinero-tipo de interés podría resultar válida para el análisis empírico, de esta manera se opta por la combinación $M1$ y RC , es decir, una definición restringida de dinero frecuentemente empleada en análisis de la Demanda Agregada de Dinero (DAD) en EE.UU. y un tipo de interés a corto plazo como mejor medida del coste oportunidad al mantenimiento del dinero así definido.

El modelo estocástico multivariante finalmente estimado ($MS4$) se presenta en el Cuadro 1 al final de la sección, tanto los estadísticos correspondientes a la etapa de diagnosis como las funciones de autocorrelación y correlación cruzada (Gráficos 1-16), indican que este modelo recoge de forma aparentemente adecuada los aspectos más sobresalientes de los datos. Únicamente la correlación cruzada retardada dos períodos entre las series de residuos del tipo de interés versus expansión monetaria (.39), supera el límite de $\pm 2\sqrt{n}$ ($\pm .37$). Este valor se justifica con la presencia de dos leves anomalías separadas dos períodos entre los residuos de RC (1971 y 1979) y $\ln M1$ (1969 y 1977).

El modelo $MS4$ es un modelo MS ARMA (2,1) en el que llaman la atención su estructura AR diagonal y el determinante de la matriz MA que es igual a uno. Esta última característica hace pensar en una representación puramente autorregresiva y finita del modelo $MS4$ como primera alternativa a la representación mixta. Utilizando también en este caso el criterio de máxima verosimilitud exacta se estima la representación AR, pero la presencia de fuertes

correlaciones entre las estimaciones de los parámetros sugieren que dicha formulación es ineficiente. La representación mixta al ser más escueta en el uso de parámetros parece mejor.

La matriz de correlaciones contemporáneas residual (Cuadro 1) presenta sólo tres correlaciones significativas: a) la correlación entre los residuos de $\ln(M1/P)$ y RC (.50), b) la correlación entre los residuos de $\ln(M1/P)$ y $\nabla \ln M1$ (.92) y c) la existente entre los residuos de RC y de $\nabla \ln M1$ (.36). La hipótesis de ausencia de realimentación contemporánea, utilizada en la elaboración del modelo conceptual, resuelve el problema de determinar el sentido de la correlación contemporánea en los dos últimos casos. Dicha hipótesis implica aceptar que el *Federal Reserve Board (Fed)* no dispone de información acerca del valor corriente de las variables integrantes del vector Z_t , o no quiere en caso de disponer de ella, usar esa información para modificar sus objetivos de expansión monetaria dentro del mismo período en el que el vector Z_t se determina. Esta hipótesis es consistente con una situación en la que la política monetaria se expresa en términos de un determinado ritmo de expansión de $M1$, anunciado al comienzo del período para que pueda formar parte del conjunto de información detentado por el sector «Tenedor de Dinero». No es consistente sin embargo con una política económica basada en el control de RC . Políticas de este último tipo se emplearon en Estados Unidos en épocas anteriores a 1953. Para el período considerado en este análisis no se tienen noticias de que el *Fed* haya llevado a cabo políticas sistemáticas de control de RC .

El signo negativo de la correlación contemporánea entre los residuos de RC y $\nabla \ln M1$ podría interpretarse como un síntoma de realimentación de RC , aunque también podría reflejar un efecto a corto plazo de $\nabla \ln M1$ sobre dicho tipo de interés. Se opta aquí por la segunda interpretación. No obstante en la sección siguiente se analiza la sensibilidad de nuestros resultados frente a la posibilidad de realimentación contemporánea de RC . La correlación instantánea entre los residuos de $\ln(M1/P)$ y RC se podría interpretar como el efecto contemporáneo que sobre la demanda de saldos reales tendría una variación en el tipo de interés.

El modelo MS5 (Cuadro 2) muestra el resultado del contraste de la hipótesis de Neutralidad Monetaria bajo la cual se ha elaborado el modelo MS4. El polinomio situado en la posición (4,4) de la matriz autorregresiva del modelo MS4 se multiplica por $(1-\alpha B)$, suprimiéndose al mismo tiempo un factor ∇ de la variable $\nabla^2 \ln M1$. El contraste de neutralidad se reduce de esta forma al contraste de la hipótesis nula « $\alpha = 1$ » en el polinomio antes mencionado. La hipótesis no se rechaza.

CUADRO 1

MODELO: MS4

N = 31 (1953-1983)

$$\begin{bmatrix} \Phi_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{22}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Phi_{44}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1+RC_t) \\ \nabla^2 \ln M1_t \end{bmatrix} =$$

$$= \begin{bmatrix} \Theta_{11}(B) & 0 & \Theta_{13}(B) & 0 \\ 0 & \Theta_{22}(B) & \Theta_{23}(B) & \Theta_{24}(B) \\ 0 & 0 & \Theta_{33}(B) & \Theta_{34}(B) \\ 0 & 0 & 0 & \Theta_{44}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{y,t}^* \\ a_{y,t}^* \\ a_{r,t}^* \\ a_{M,t}^* \end{bmatrix}$$

$$\Phi_{11}(B) = 1 - .30B \quad (.08)$$

$$\Phi_{22}(B) = 1 ; \mu = .03 \quad (.01)$$

$$\Phi_{33}(B) = 1 - .37B \quad (.002)$$

$$\Phi_{44}(B) = 1 + .50B + .40B^2 ; \text{per} = 3.2 \text{ años}, d = .63 \quad (.45) \quad (.15)$$

$$\Theta_{11}(B) = 1 ; \Theta_{13}(B) = -.42B \quad (.09)$$

$$\Theta_{22}(B) = 1 ; \Theta_{23}(B) = -1.90B ; \Theta_{24}(B) = .60B \quad (.05) \quad (.08)$$

$$\Theta_{33}(B) = 1 ; \Theta_{34}(B) = .48B \quad (.07)$$

$$\Theta_{44}(B) = 1$$

No existen correlaciones superiores a .7 entre parámetros

	MS4	US.	
$\hat{\sigma}_{y^*} \times 100 =$	2.3	2.3	$\bar{a}_{y^*} = .002$ (.004)
$\hat{\sigma}_{y^*} \times 100 =$	1.4	2.5	$\bar{a}_{y^*} = .0004$ (.0040)
$\hat{\sigma}_{r^*} \times 100 =$.6	1.1	$\bar{a}_{r^*} = .001$ (.002)
$\hat{\sigma}_{M^*} \times 100 =$	1.9	1.8	$\bar{a}_{M^*} = .003$ (.004)

$$P = \begin{bmatrix} 1 & & & & \\ .19 & 1 & & & \\ -.50 & .12 & & 1 & \\ .92 & .25 & -.36 & & 1 \end{bmatrix}$$

$$Q'(8) = \begin{bmatrix} 6.5 & 10.1 & 4.7 & 7.5 \\ 5.7 & 1.5 & 6.2 & 7.4 \\ 7.6 & 8.5 & 3.9 & 7.8 \\ 5.9 & 7.9 & 5.6 & 6.6 \end{bmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos:

Serie	Fecha	Valor en unid. σ
a_{st}^*	1967	2.1
a_{yt}^*	1969	-2.0
	1982	-2.2
a_{rt}^*	1971	-2.2
	1979	2.1
a_{st}	1967	2.0
	1972	2.0

Nota: P es la matriz de correlaciones residuales y Q' es la matriz de estadísticos Box-Ljung correspondientes a las funciones de correlación cruzada calculadas sobre las series de residuos.

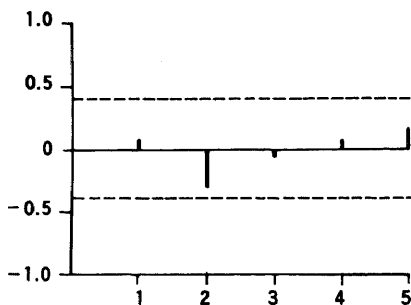


Gráfico 1

acf Residuos $\ln(M1/P)$

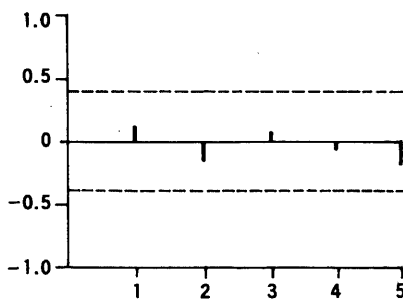


Gráfico 2

acf Residuos $\ln(1+RC)$

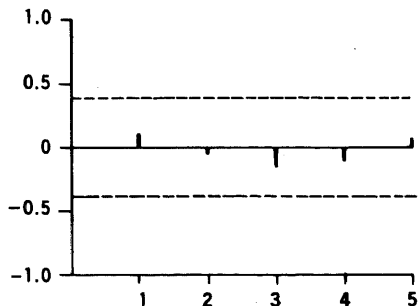


Gráfico 3

acf Residuos $\ln PNBU$

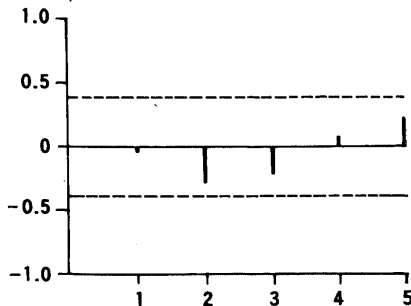


Gráfico 4

acf Residuos $\ln M1$

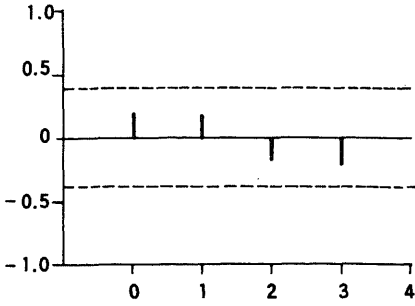


Gráfico 5

ccf Res. $\ln(M1/P)$ vs Res. $\ln PNBU$

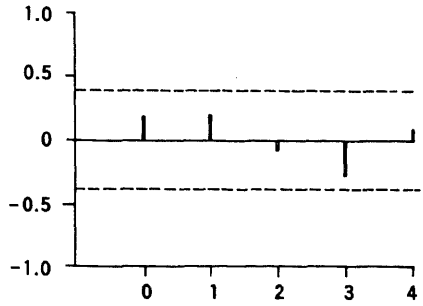


Gráfico 6

ccf Res. $\ln PNBU$ vs Res. $\ln(M1/P)$

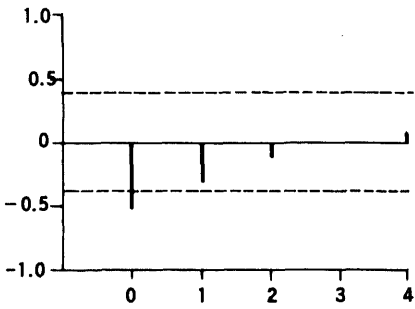


Gráfico 7

ccf Res. $\ln(M1/P)$ vs Res. $\ln(1+RC)$

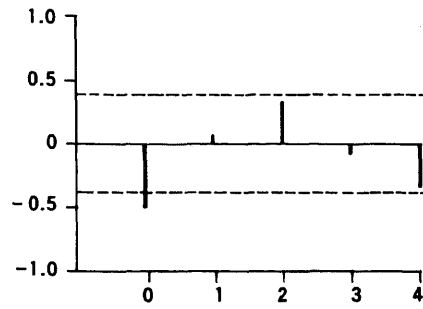


Gráfico 8

ccf Res. $\ln(1+RC)$ vs Res. $\ln(M1/P)$

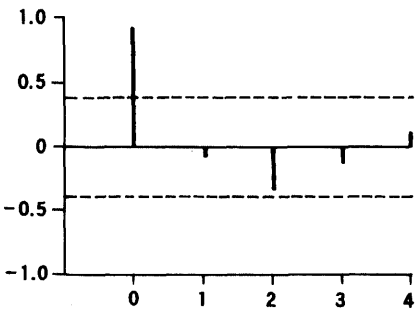


Gráfico 9

ccf Res. $\ln(M1/P)$ vs Res. $\nabla \ln M1$

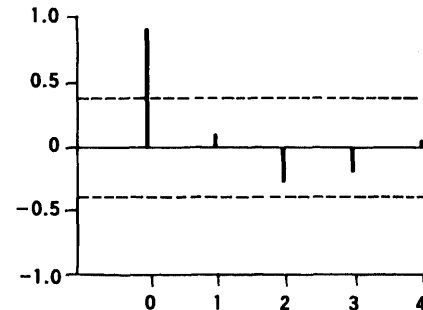


Gráfico 10

ccf Res. $\nabla \ln M1$ vs Res. $\ln(M1/P)$

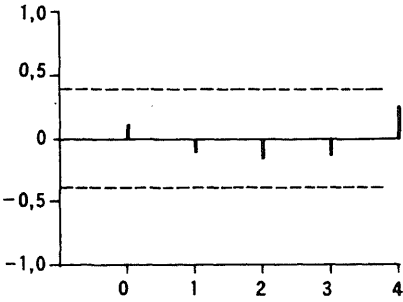


Gráfico 11

ccf Res. $\ln PNBU$ vs Res. $\ln(1+RC)$

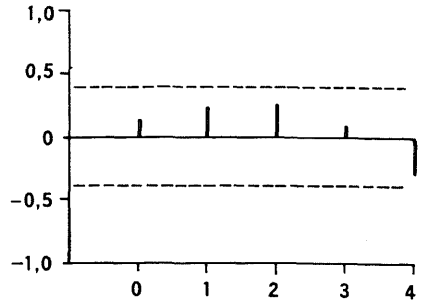


Gráfico 12

ccf Res. $\ln(1+RC)$ vs Res. $\ln PNBU$

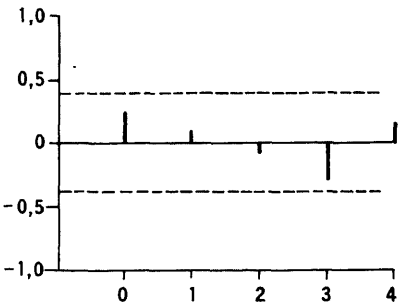


Gráfico 13

ccf Res. $\ln PNBU$ vs Res. $\nabla \ln M1$

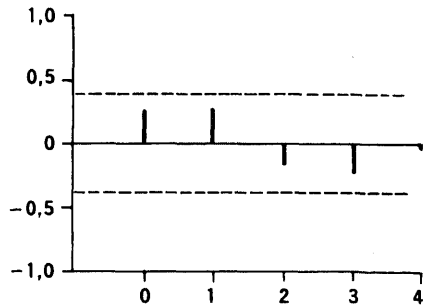


Gráfico 14

ccf Res. $\nabla \ln M1$ vs Res. $\ln PNBU$

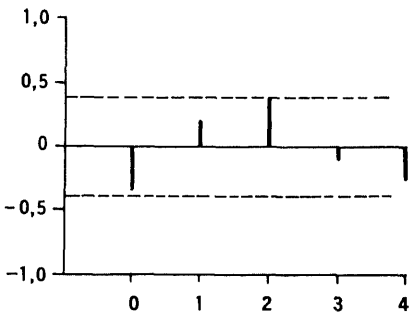


Gráfico 15

ccf Res. $\ln(1+RC)$ vs Res. $\nabla \ln M1$

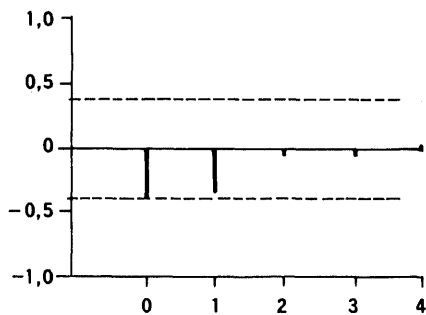


Gráfico 16

ccf Res. $\nabla \ln M1$ vs Res. $\ln(1+RC)$

CUADRO 2

MODELO: MS5

N = 31 (1953-1983)

$$\begin{bmatrix} \Phi_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{22}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Phi_{44}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1+RC_t) \\ \nabla \ln M1_t \end{bmatrix} =$$

$$= \begin{bmatrix} \Theta_{11}(B) & 0 & \Theta_{13}(B) & 0 \\ 0 & \Theta_{22}(B) & \Theta_{23}(B) & \Theta_{24}(B) \\ 0 & 0 & \Theta_{33}(B) & \Theta_{34}(B) \\ 0 & 0 & 0 & \Theta_{44}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t}^* \\ a_{2t}^* \\ a_{3t}^* \\ a_{4t}^* \end{bmatrix}$$

$$\Phi_{11}(B) = 1 - .26B \quad (.08)$$

$$\Phi_{22}(B) = 1 ; \mu = .03 \quad (.01)$$

$$\Phi_{33}(B) = 1 - .28B \quad (.003)$$

$$\Phi_{44}(B) = 1 - .46B - .10B^2 - .44B^3 = \nabla(1 + .54B + .44B^2) \quad (.43) \quad (.16) \quad (.09)$$

$$\Theta_{11}(B) = 1 ; \Theta_{13}(B) = -.18B \quad (.09)$$

$$\Theta_{22}(B) = 1 ; \Theta_{23}(B) = -1.93B ; \Theta_{24}(B) = .50B \quad (.08) \quad (.08)$$

$$\Theta_{33}(B) = 1 ; \Theta_{34}(B) = .46B \quad (.07)$$

$$\Theta_{44}(B) = 1$$

No existen correlaciones superiores a .7 entre parámetros

	MS5	US.	
$\hat{\sigma}_{y^*} \times 100 =$	2.4	2.3	$\bar{a}_{y^*} = .002$ (.004)
$\hat{\sigma}_{y^*} \times 100 =$	1.5	2.5	$\bar{a}_{y^*} = .0008$ (.0020)
$\hat{\sigma}_{r^*} \times 100 =$.7	1.1	$\bar{a}_{r^*} = .0004$ (.0010)
$\hat{\sigma}_x \times 100 =$	1.9	1.8	$\bar{a}_x = .002$ (.003)

$$P = \begin{bmatrix} 1 & & & \\ .13 & 1 & & \\ -.56 & .18 & 1 & \\ .92 & .22 & -.38 & 1 \end{bmatrix} \quad Q'(8) = \begin{bmatrix} 7.8 & 10.2 & 6.3 & 9.0 \\ 6.8 & 1.7 & 5.9 & 7.9 \\ 7.5 & 6.0 & 4.8 & 8.2 \\ 7.1 & 7.5 & 6.5 & 7.7 \end{bmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos:

Serie	Fecha	Valor en unid. σ
a_{st}°	1967	2.1
a_{yt}°	1969	-2.0
	1982	-2.2
a_{rt}°	1971	-2.2
	1979	2.1
a_{xt}°	1967	2.0
	1972	2.0

4. Respuestas monetarias

El comportamiento de los sectores «T» y «C» se estima a partir del modelo empírico MS4. Los resultados se presentan ordenados según las formulaciones matemáticas [1]-[2] y [3]-[4] de la Sección 2. También se presentan las desviaciones típicas residuales y coeficientes de determinación corregidos, correspondientes a los modelos estocásticos univariantes (US) de cada serie temporal, para facilitar las comparaciones.

SECTOR «T»

$$\begin{bmatrix} \ln(M1/P)_t \\ \ln PNBU_t \\ \ln(1 + RC_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{(1.11 + .05B)(1 + .50B + .40B^2)}{(1 - .30B)} \\ (.81B)(1 + .50B + .40B^2) \\ \frac{(-.11 + .48B)(1 + .50B + .40B^2)}{(1 - .37B)} \end{bmatrix} \nabla \ln M1_t + \begin{bmatrix} N_{st} \\ N_{yt} \\ N_{rt} \end{bmatrix}$$

$$\hat{g}_s^{\circ} = 3.15 \quad \hat{g}_y^{\circ} = 1.54 \quad \hat{g}_r^{\circ} = 1.12$$

$$(1.33) \quad (.49) \quad (.41)$$

$$\begin{bmatrix} (1 - .30B)\nabla & 0 & (.42B - .16B^2)\nabla \\ 0 & \nabla & (1.90B - .70B^2)\nabla \\ 0 & 0 & (1 - .37B)\nabla \end{bmatrix} \begin{bmatrix} N_{st} \\ N_{yt} \\ N_{rt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{st} \\ a_{yt} \\ a_{rt} \end{bmatrix}$$

SECTOR «C»

$$\nabla \ln M1_t = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \ln(M1/P)_t \\ \ln PNBU_t \\ \ln(1+RC_t) \end{bmatrix} + N_{vt}$$

$$(1 + .50B + .40B^2) \nabla N_{vt} = a_{vt}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} .08 & & & & \\ -.01 & .19 & & & \\ -.03 & .03 & .04 & & \\ 0 & 0 & 0 & .37 & \end{bmatrix} \times 10^{-3} \quad P = \begin{bmatrix} 1 & & & & \\ -.06 & 1 & & & \\ -.53 & .34 & 1 & & \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \end{bmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

$$\hat{\sigma}_{a_s} \times 100 = .9; \quad \hat{\sigma}_{a_y} \times 100 = 1.4; \quad \hat{\sigma}_{a_r} \times 100 = .6; \quad \hat{\sigma}_x \times 100 = 1.8$$

$$\bar{R}_s^2 = .85 \quad \bar{R}_y^2 = .63 \quad \bar{R}_r^2 = .68 \quad \bar{R}_x^2 = .22$$

Calculados sobre series estacionarias y corregidos teniendo en cuenta el número de parámetros estimados dentro de cada ecuación

US:

$$\hat{\sigma}_{a_s} \times 100 = 2.3; \quad \hat{\sigma}_{a_y} \times 100 = 2.5; \quad \hat{\sigma}_{a_r} \times 100 = 1.3; \quad \hat{\sigma}_x \times 100 = 1.8$$

$$\bar{R}_s^2 = .38 \quad \bar{R}_y^2 = .0 \quad \bar{R}_r^2 = .35 \quad \bar{R}_x^2 = .22$$

Los coeficientes de determinación corregidos están calculados sobre las series estacionarias

La respuesta directa de la variable saldos reales monetarios ($S = M/P$) a variaciones en la expansión monetaria viene dada por el modelo:

$$\ln(M1/P) = \frac{(1.11 + .05B)(1 + .50B + .40B^2)}{(1 - .30B)} \nabla \ln M1_t + N_{vt}$$

$$\hat{g}_i^* = 3.15$$

(1.33)

donde \hat{g}_i^* es la ganancia de la función de transferencia que resulta ser positiva y claramente significativa. La función de respuesta a un impulso tiene un retardo medio de 2.6 años y un retardo mediano de 6 meses aproximadamente.

Llama la atención de forma destacada el signo positivo de \hat{g}_i^* . Este es un resultado frecuente en los estudios realizados para la economía española por Treadway *et al.* (1986). No sólo se rechaza la hipótesis de superneutralidad ($g_i^* = 0$) sino que se rechaza en favor de $g_i^* > 0$.

Un resultado del tipo $\hat{g}_i^* < 0$ podría justificarse haciendo uso de la Teoría de la demanda agregada de dinero bajo la circunstancia especial de hiperinflación.

Ni en el caso estadounidense ni en el español se presenta una situación de hiperinflación, lo que justifica la no presencia de $\hat{g}_i^* < 0$ aunque no justifica $\hat{g}_i^* > 0$. Moviéndonos siempre en el marco teórico de la demanda agregada de dinero, este resultado ($\hat{g}_i^* > 0$) podría tener lugar si aceptamos que mayores niveles de $\nabla \ln M1$ (inflación a largo plazo) pueden disminuir la precisión con que los individuos proveen su futuro poder de compra, y llevarles a preferir mantener más dinero con el fin de alcanzar el nivel deseado de servicios. El riesgo adicional que, en el rendimiento obtenido por la posesión de dinero, puede generar un valor mayor de $\nabla \ln M1$, podría justificar este comportamiento. Véase Klein (1977).

La respuesta directa de la variable $\ln PNB U$ a variaciones en la expansión monetaria viene dada por:

$$\ln PNB U_t = (81B) (1 + .50B + .40B^2) \nabla \ln M1_t + N_{yt}$$

$$\hat{g}_y^* = 1.54$$

$$(.49)$$

La función de respuesta a un impulso tiene un tiempo muerto de un año, un retardo medio de 2.6 años y un retardo mediano de un año aproximadamente.

Así como $\hat{g}_i^* > 0$ es un resultado sorprendente, la presencia de $\hat{g}_y^* > 0$ no presenta ningún enigma y es fácil de entender mediante la Teoría Keynesiana. Únicamente es necesario recordar que \hat{g}_y^* hace referencia al efecto directo a largo plazo de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln PNB U$, y manejar correctamente la distinción entre el largo plazo y el corto plazo. Este resultado es típicamente keynesiano, pues sin negar que un incremento en *el nivel* de $\ln M1$ no cambiará *el nivel* de $\ln PNB U$ a largo plazo, es decir, $g_y = v_y(1) = 0$, una consecuencia de lo que hemos llamado neutralidad monetaria, afirma que a *corto plazo* el nivel de $\ln PNB U$ será mayor debido al incremento sufrido por el nivel de $\ln M1$.

Para el pensamiento keynesino lo que resulta fundamental es la función de respuesta al escalón:

$$\sum_{j=0}^k v_{yj} \quad \text{como función de } k$$

y esta debe ser positiva hasta algún retardo k^* donde podríamos decir que estaría el límite del corto plazo keynesiano. En este último caso k^* es igual a cuatro años, esto es, cuatro años aproximadamente tarda en agotarse el efecto de un aumento transitorio en $\nabla \ln M1$ sobre $\ln PNB U$. En el caso de $\ln(M1/P)$, k^* es infinito debido a la presencia del factor $(1 - .30B)$ en el denominador de la función de transferencia. No obstante, si consideramos agotado el efecto de un aumento transitorio en $\nabla \ln M1$ cuando se ha agotado el 99 % del mismo, también en este caso k^* sería igual a cuatro años.

El efecto positivo a largo plazo de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln PNB U$ es una implicación de la presencia de efectos a corto plazo de $\ln M1$ sobre $\ln PNB U$. La suma de efectos a corto plazo (todos positivos) de $\ln M1$ sobre $\ln PNB U$ constituyen el efecto a

largo plazo de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln PNB U$, véase Treadway *et al.* (1986). La consecuencia inmediata es que si se postula una tasa natural de producto, se está postulando que $\ln M1$ no tiene ningún efecto (ni siquiera transitorio) sobre dicha variable real.

Tanto en el caso de saldos reales monetarios, como en el de $\ln PNB U$, se rechazan las hipótesis de superneutralidad, $\hat{g}_z^* = 0$ y $\hat{g}_y^* = 0$, respectivamente, así como las de ausencia de efectos monetarios.

Por último la respuesta directa del tipo de interés de $\nabla \ln M1$ queda estimada en:

$$\ln(1 + RC)_t = \frac{(-.11 + .48B)(1 + .50B + .40B^2)}{(1 - .37B)} \nabla \ln M1_t + N_{rt}$$

$$\hat{g}_r^* = 1.12$$

$$(.41)$$

La respuesta a largo plazo es positiva, significativamente distinta de cero y *estadísticamente no diferente de 1.0*. El retardo medio es de 2.8 años, el retardo mediano de aproximadamente 1.5 años y el 99 % de una variación transitoria en $\nabla \ln M1$ se agota al cabo de cuatro años, como en el caso de $\ln(M1/P)$.

N_{rt} es el tipo de interés nominal depurado de los efectos de la expansión monetaria o inflación a largo plazo, luego puede representar plausiblemente el tipo real de interés.

No se debe olvidar que las estimaciones obtenidas de los parámetros del modelo MS teórico se han realizado bajo el supuesto de «Ausencia de Realimentación Contemporánea», $v_x(0) = 0$. Si bien resulta plausible suponer que el Sector «C» no utiliza o no dispone de información intra-anual acerca de variables como el $PNBU$ o su deflactor P , no lo es tanto el suponer que no conoce RC .

Es necesario pues investigar qué efecto tendría sobre las estimaciones el fenómeno de realimentación contemporánea del tipo de interés. El análisis es laborioso y consiste fundamentalmente en invertir el proceso de normalización llevado a cabo sobre el modelo MS teórico.

En primer lugar, a partir del modelo MS empírico (MS4) y con la matriz de efectos instantáneos recogiendo el efecto de la realimentación del tipo de interés, se expresan $v_z(B)$, $\pi_x(B)$ y $v_x(B)$ en función de los efectos instantáneos de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln(M1/P)$ (v_{z0}), $\ln PNB U$ (v_{y0}) y $\ln(1+RC)$ (v_{r0}), y del efecto del $\ln(1+RC)$ sobre $\nabla \ln M1$ (v_{xr0}). En segundo lugar, y suponiendo que: (1) Σ , al igual que $\hat{\Sigma}$, tiene ceros en las posiciones (2,1), (3,2) y (4,2), (2) $v_{xr0} \neq \hat{\sigma}_m^2 / \hat{\sigma}_{rm}^2$ (suponer la igualdad es equivalente a suponer $\sigma_x = 0$) y (3) $v_{xr0} > 0$, $v_{r0} < 0$ y $v_{z0} > 0$, se verifica que:

$$(a) v_{z0} = 0$$

$$(b) v_{r0} / v_{xr0} < 0$$

$$(c) v_{z0} / v_{xr0} > 0$$

Por último, y utilizando estas expresiones junto con las de $v_z(B)$, $v_x(B)$ y $\pi_x(B)$, se puede demostrar que en el caso de existir efectos de realimentación del tipo de interés sobre $\nabla \ln M1$:

1. Infraestimaríamos: g_s^* , g_y^* y el efecto a largo plazo de $\ln(1 + RC)$ sobre $\nabla \ln M1$,
2. Sobreestimaríamos g_r^* y
3. $\pi_x(B)$ pasaría de ser un proceso AR(2) a ser un proceso AR(3) y dejaría de corresponder al modelo US de $\nabla \ln M1$.

Como se desprende de estos resultados, el ignorar indebidamente un efecto instantáneo de $\ln(1 + RC)$ sobre $\nabla \ln M1$ produciría en general efectos de infraestimación, que refuerzan el rechazo de la hipótesis de superneutralidad.

5. Estructura de la economía real

La economía real se representa a través de las variables N_{st} , N_{yt} y N_{rt} . Estas se pueden ver como las antiguas variables Z_t una vez «depuradas» de los efectos de la expansión monetaria o inflación a largo plazo.

El modelo $\hat{\pi}_z(B)N_{st} = a_{st}$ y la matriz $\hat{\Sigma}_z$ recogen las estructuras de correlación existentes en los datos, y al mismo tiempo la matriz:

$$\hat{\pi}_z(B) = \begin{bmatrix} \hat{\pi}_{11}(B) & 0 & \hat{\pi}_{13}(B) \\ 0 & \hat{\pi}_{22}(B) & \hat{\pi}_{23}(B) \\ 0 & 0 & \hat{\pi}_{33}(B) \end{bmatrix}, \text{ donde}$$

$$\hat{\pi}_{11}(B) = (1 - .30B) \nabla$$

$$\hat{\pi}_{13}(B) = (.42B + .16B^2) \nabla$$

$$\hat{\pi}_{22}(B) = \nabla$$

$$\hat{\pi}_{23}(B) = (1.90B - .70B^2) \nabla$$

$$\hat{\pi}_{33}(B) = (1 - .37B) \nabla$$

y la matriz

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} .08 & & \\ -.01 & .19 & \\ -.03 & .03 & .04 \end{bmatrix} \times 10^{-3} \text{ ó } \hat{P} = \begin{bmatrix} 1 & & \\ -.06 & 1 & \\ -.53 & .34 & 1 \end{bmatrix}$$

dan lugar a tres ecuaciones que relacionan las variables:

$$N_{st} = \ln(M1_t/P_t) - v_s(B) m_t$$

$$N_{yt} = \ln PNB U_t - v_y(B) m_t$$

$$N_{rt} = \ln(1 + RC_t) - v_r(B) m_t$$

Una vez realizadas las hipótesis interpretativas de la matriz $\hat{\Sigma}_z$, esto es, una vez que con ayuda de la Teoría Económica o supuestos convenientes, se logre determinar la estructura de dependencias entre las variables del vector a_{zt} , estableciéndose así una dirección concreta para la correlación instantánea entre cada par de variables, será posible determinar cada una de las tres variables anteriores en términos de los valores *presentes* y *pasados* de las otras dos.

En nuestro caso, la estructura de la matriz $\hat{\pi}_z(B)$ es triangular con $\ln(1+RC)$ influyendo en $\ln(M1/P)$ y en $\ln PNB U$. Al inspeccionar $\hat{\Sigma}_z$ (o \hat{P}_z) se advierte que a_{rt} y a_{st} se encuentran en fuerte correlación ($r_{rs} = -.53$); a_{yt} y a_{rt} también lo están ($r_{ry} = .34$), y dependiendo de las interpretaciones de estas dos correlaciones mayores, tal vez se podría encontrar (aunque menos probablemente, dado lo pequeño de la correlación $r_{ys} = -.06$) una relación significativa entre a_{yt} y a_{st} .

En este apartado, y como ejemplo, se consideran dos de las distintas hipótesis posibles para interpretar la matriz Σ_z . La primera de ellas (Hipótesis A) se basa en los supuestos: (A1) existe una relación instantánea de a_{rt} y a_{yt} hacia a_{st} , y (A2) existe una relación instantánea de a_{rt} hacia a_{yt} . La segunda (Hipótesis B) se basa en el supuesto (B1) de existencia de una relación instantánea de a_{st} y a_{yt} hacia a_{rt} . Hay que decir que suponer la Hipótesis A, dados nuestros resultados empíricos, equivale a suponer que el tipo real de interés es exógeno, lo cual parece poco plausible.

Antes de seguir adelante con el desarrollo de estas dos hipótesis conviene realizar tres comentarios. Primero, la escasa Teoría Económica disponible sugiere tres relaciones: a) una relación de equilibrio entre el tipo de interés y la renta en el mercado de dinero y activos financieros (curva LM); b) otra en el mercado de bienes (curva IS) y c) una curva de oferta agregada de la economía. No obstante ninguna de estas teorías ofrece sugerencias definitivas acerca de la estructura de dependencias relativa entre los componentes del vector a_{zt} . Segunda, la Teoría Económica de largo plazo sólo sugiere en algunos casos los signos de las ganancias en estado estacionario (elasticidades cuando las variables son logarítmicas), siendo en otros casos polémica, confusa o simplemente inexistente. Y tercero, es fundamental en la interpretación de la estructura de la economía real, que las variables que nos preocupan son las N_{zt} y no las Z_t , esto es, las variables Z_t «depuradas» de los efectos de $\nabla \ln M1$, lo que nos permite razonar según el esquema tradicional de la Teoría Macroeconómica de las relaciones citadas.

5.1. Hipótesis A

SUPUESTOS:

$$A1) a_{st} = .13a_{yt} - .84a_{rt} + a_{st}^{oo} \quad (\text{Parece una LM instantánea})$$

$$(.21) \quad (.10)$$

$$A2) a_{yt} = .75a_{rt} + a_{yt}^{oo}$$

$$(.15)$$

donde a_{zt}^{**} , a_{yt}^{**} y a_{rt} son independientes. Estos supuestos dan lugar a la matriz:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -.13 & .84 \\ 0 & 1 & -.75 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

que premultiplicada a $\hat{\pi}_z(B)N_{zt} = a_{zt}$, transforma este modelo en otro $\pi_z^{**}(B)N_{zt} = a_{zt}^{**}$, donde $a_{zt}^{**} \rightarrow n(0, \Sigma^{**})$ con Σ^{**} diagonal.

Del nuevo modelo se derivan los modelos de transferencia siguientes:

$$\begin{aligned} \text{i) } N_{zt} &= \frac{.13}{(1 - .30B)} N_{yt} - \frac{(.84 - .14B - .07B^2)}{(1 - .30B)} N_{rt} + N_{zt}^{**} \\ \hat{g}_{zy} &= .17 & \hat{g}_{sr} &= .82 \\ &(.28) & &(.36) \end{aligned}$$

$$N_{zt}^{**} = \frac{a_{zt}^{**}}{(1 - .30B)\nabla} \quad \hat{\sigma}_s^{**} \times 100 = .7$$

$$\begin{aligned} \text{ii) } N_{yt} &= (.75 - 2.18B + .70B^2)N_{rt} + N_{yt}^{**} \\ \hat{g}_{yr} &= -.72 \\ &(.01) \end{aligned}$$

$$N_{yt}^{**} = a_{yt}^{**}/\nabla \quad \hat{\sigma}_y^{**} \times 100 = 1.3$$

$$\text{iii) } (1 - .37B)\nabla N_{rt} = a_{rt}^{**}/\nabla \quad \hat{\sigma}_r^{**} \times 100 = .6$$

A largo plazo, con $N_{zt} = N_z$, $N_{rt} = N_r$ y $N_{yt} = N_y$, la ecuación (i) podría interpretarse como la curva LM (DAD a largo plazo), que en este caso sería horizontal, pues como se ve la elasticidad renta a largo plazo no difiere estadísticamente de cero. La ecuación (ii) podría interpretarse como la curva IS con su tradicional pendiente negativa y con una elasticidad de $-.72$ aproximadamente. El tipo de interés «real» N_{rt} , resultaría exógeno bajo esta interpretación.

A pesar de que los signos de las elasticidades se corresponden con los sugeridos por la Teoría Económica, no parece muy plausible una elasticidad renta estadísticamente igual a cero en la DAD a largo plazo. Por otro lado, aunque el supuesto (A1) puede ser interpretado como una DAD instantánea (¿horizontal?), es difícil dar una interpretación convincente y necesariamente distinta de la dada, a la correlación positiva que se deriva del supuesto A2 entre a_{rt} y a_{yt} . Estos resultados sugieren el rechazo de la hipótesis anterior.

La segunda interpretación de la matriz Σ_z que consideramos está basada en el supuesto de una relación DAD instantánea en la que se determina el tipo de interés, dados el producto y los precios. Esta interpretación es radicalmente opuesta a la anterior.

5.2. Hipótesis B

SUPUESTOS:

$$B1) a_{rt} = .15a_{yt} - .38a_{rt} + a_{rt}^{**} \text{ (Parece una LM instantánea)} \\ (.07) \quad (.10)$$

donde a_{st} , a_{yt} y a_{rt}^{**} son independientes. Estos supuestos dan lugar a la matriz:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ .38 & -.15 & 1 \end{bmatrix}$$

que premultiplicada a $\hat{\pi}_z(B)N_{zt} = a_{zt}$, transforma este modelo en otro $\pi_z^{**}(B)N_{zt} = a_{zt}^{**}$, donde los componentes del vector a_{zt}^{**} son estadísticamente independientes.

Del nuevo modelo se derivan los modelos de transferencia siguientes:

$$iv) N_{st} = \frac{-.42B + .16B^2}{(1 - .30B)} N_{rt} + N_{st}^{**} \\ \hat{g}_{sr} = -.34 \\ (.07)$$

$$N_{st}^{**} = \frac{a_{st}^{**}}{(1 - .30B)\nabla} \quad \hat{\sigma}_s^{**} \times 100 = .9$$

$$v) N_{yt} = (-1.90B + .70B^2)N_{rt} + N_{yt}^{**} \\ \hat{g}_{yr} = -1.20 \\ (.03)$$

$$N_{yt}^{**} = a_{yt}^{**}/\nabla \quad \hat{\sigma}_y^{**} \times 100 = 1.4$$

$$vi) N_{rt} = \frac{.15}{(1 - .49B + .04B^2)} N_{yt} - \frac{.38}{(1 - .49B + .04B^2)} N_{st} + N_{rt}^{**} \\ \hat{g}_{ry} = .27 \quad \hat{g}_{rs} = -.69 \\ (.17) \quad (.15)$$

$$N_{rt}^{**} = \frac{a_{rt}^{**}}{(1 - .49B + .04B^2)\nabla} \quad \hat{\sigma}_r^{**} \times 100 = .5$$

La ecuación (B1) puede interpretarse como la ecuación de DAD instantánea que determina a_{rt} dados a_{yt} y a_{st} . Esta relación escrita con a_{st} como variable dependiente es:

$$a_{st} = .39a_{yt} - 2.63a_{rt} + a_{rt}^{**}/.38 \\ (.21) \quad (.69)$$

y recuerda fuertemente a la DAD tradicional.

A largo plazo, con $N_{yt} = N_y$, $N_{yt} = N_y$ y $N_{rt} = N_r$, la ecuación (vi) pueden interpretarse como la DAD a largo plazo, de la que se derivan las elasticidades N_y versus N_y y N_r versus N_r , de .39 y -1.45 respectivamente, con desviaciones típicas de .21 y .31.

La relación (v) parece adaptarse bien a la configuración tradicional de una curva IS, y (iv) podría recoger el efecto de realimentación del tipo de interés hacia $\ln P$.

A partir de (vi) es posible calcular fácilmente la elasticidad a largo plazo de $M1/P$ respecto a $\nabla \ln M1$ en la DAD; esta resulta ser de 4.2 con una desviación típica estimada de 1.5. Dicha elasticidad recoge no sólo el efecto directo de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln(M1/P)$ sino también los efectos de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln PNB$ y $\ln(1+RC)$.

6. Conclusiones

En el estudio de los efectos de la expansión monetaria sobre saldos reales monetarios, producto nacional bruto y el tipo de interés de las letras del tesoro para la economía de EE.UU., se ha llevado a cabo un ejercicio de modelización econométrica con el que se pretende ilustrar un método de integración de la teoría económica y el análisis empírico de series temporales. En esta tarea se han combinado dos elementos básicos:

— *Un modelo teórico* que: a) está expresado como un modelo estocástico multivariante, b) no impone ninguna configuración particular de correlación lineal *a priori* entre las variables, c) admite efectos de realimentación entre las variables y d) se mantiene neutral en lo referente a distintas teorías e hipótesis susceptibles de ser contrastadas empíricamente.

— *Una metodología de análisis de series temporales* que: e) contempla una gran variedad de modelos con los que poder representar el amplio conjunto de procesos observados en la práctica; f) presta un interés sistemático y prioritario a las propiedades típicas de las series temporales (no-estacionariedad, valores extremos, etc.) y g) facilita el proceso iterativo de elaboración de modelos econométricos (especificación, estimación, diagnóstico y reformulación).

En cuanto al modelo teórico, este incorpora dos hipótesis sin contraste previo: la hipótesis de independencia y la hipótesis de ausencia de realimentación contemporánea. Dudas acerca del incumplimiento de esta segunda hipótesis, nos han llevado a analizar la sensibilidad de nuestros resultados ante la presencia de realimentación contemporánea del tipo de interés (única variable sobre la que la autoridad monetaria seguramente tiene información más desagregada en el tiempo); dicho análisis viene a reafirmar un resultado tan importante como el rechazo de la hipótesis de superneutralidad monetaria.

En cuanto al modelo de los datos, el modelo MS4 representa la estructura de correlación visible en cuatro series temporales de EE.UU., en él se aprecia

que $\ln PNBU$ se encuentra en relación dinámica con $\ln(1+RC)$ y $\nabla \ln M1$, manteniendo al mismo tiempo con ellas una débil correlación contemporánea.

Una vez identificada en el modelo teórico la estructura de dependencias contemporáneas entre las variables, el modelo MS4 resulta especialmente útil para llevar a cabo el contraste de distintas hipótesis teóricas. Utilizando las hipótesis de independencia y ausencia de realimentación contemporánea identificamos exactamente la estructura de correlación entre las variables del sector real y la expansión monetaria, pudiendo contrastar fácilmente sobre el modelo MS4 las hipótesis generales de neutralidad monetaria, superneutralidad monetaria, ausencia de efectos monetarios y ausencia de realimentación. Un resultado importante es el no rechazar la hipótesis clásica de neutralidad monetaria, rechazando hipótesis, antikeynesianas, como la ausencia de efectos monetarios y la superneutralidad. Cabe señalar la ausencia de cualquier efecto de realimentación entre los componentes del vector Z_t y $\nabla \ln M1_t$.

La construcción del modelo teórico completo de la economía real, queda sujeto a la aceptación de hipótesis del tipo «A» o «B» de la Sección 5 y su compatibilidad con la Teoría Económica del largo plazo. Vemos como distintas hipótesis (o teorías) acerca de las dependencias contemporáneas nos llevan a estructuras diferentes de la economía real. En nuestro caso, aceptar los supuestos A1 y A2 implica aceptar, además de la exogeneidad del tipo de interés real, que el producto no es una variable relevante en la DAD ni a corto ni a largo plazo, así como explicaciones poco convincentes (o ausencia de las mismas) acerca de la correlación contemporánea positiva entre N_{it} y N_{yt} . Por el contrario la Hipótesis «B» parece ofrecer unos resultados más razonables basados en la consideración del tipo de interés como la variable de ajuste contemporáneo.

Es importante también el aumento experimentado por los coeficientes de determinación corregidos correspondientes a cada una de las variables del vector Z , una vez depuradas de los efectos de $\nabla \ln M1$ y consideradas conjuntamente dentro de un modelo MS, respecto de los obtenidos en la elaboración de los modelos US.

Referencias

- Alavi, A. S. (1973): «Some multivariate extensions of Box-Jenkins forecasting», PhD. Thesis, Systems Engineering Dept. University of Lancaster, England.
- Alavi, A. S. y Jenkins, G. M. (1981): «Some Aspects of modelling and forecasting multivariate time series», *Journal of Time Series Analysis*, núm. 2, págs. 1-47.
- Box, G. E. P. y Jenkins, G. M. (1970): *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day (edición revisada 1976).
- Flores, R. (1987): «Análisis Econométrico sobre la Incidencia de la Economía de EE.UU. y Economía Mundial en la Economía Española», Tesis Doctoral. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Complutense de Madrid.

- Flores, R. (1989): «Análisis de las relaciones entre el PIB español, el PNB de Estados Unidos y el PNB del conjunto de países industrializados», *Investigaciones Económicas*, Vol. 13, núm. 2, págs. 301-316.
- Hillmer, S. C. y Tiao, G. C. (1979): «Likelihood function of stationary multiple autoregressive moving average models», *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 367(9), págs. 652-660.
- Klein, B. (1977): «The Demand for quality adjusted cash balances: Price uncertainty in the U. S. demand for money function», *Journal of Political Economy*.
- Prothero, D. L. y Wallis, K. F. (1976): «Modelling macroeconomic time series», *Journal of the Royal Statistical Society, Serie A*, núm. 139(4), págs. 468-500.
- Tiao, G. C. y Box, G. E. P. (1981): «Modeling multiple time series with applications», *Journal of the American Statistical Association*, núm. 75, págs. 802-16.
- Treadway, A. B.; Carbajo Isla, R.; García-Pardo García-Lorenzana, J. (1986): *Los Efectos de la Expansión Monetaria sobre la Economía Real Española*, Madrid: Fundación Ramón Areces.
- Wallis, K. F. (1977): «Multiple time series analysis and the final form of econometric models», *Econometrica*, núm. 45, págs. 1481-1497.
- Wallis, K. F. (1980): «Econometric implications of the rational expectations hypothesis», *Econometrica*, núm. 48, págs. 49-74.
- Zellner, A. y Palm, F. (1974): «Time series analysis and simultaneous equations econometric models», *Journal of Econometrics*, núm. 2, págs. 17-54.
- Zellner, A. (1979): «Statistical analysis of econometric models», *Journal of the American Statistical Association*, núm. 74, págs. 628-651.

Abstract

In this paper we employ a new theoretical framework to deal with monetary phenomena. Along with this theoretical framework multiple time series techniques are used to elaborate a yearly model for the U. S. economy. We find some important results about the effects of money growth on the real U. S. economy.

Recepción del original, enero de 1990

Versión final, mayo de 1990