

- Partida-Bush, Virgilio (1994), *Migración interna*, Aguascalientes, Colmex, INEGI.
- Quintanilla, Ernesto (1979), *La migración interestatal en México*, Monterrey, N.L., México, Centro de Investigaciones Económicas, UANL.
- Solís, Verónica C. (1995), *Migración hacia el área metropolitana de Monterrey y a las principales ciudades de la república mexicana. Un modelo explicativo*, tesis, Facultad de Economía, UANL.
- Solow, Robert M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1, febrero, pp. 65-94.
- Weil, Philippe (1989), "Overlapping Families of Infinitely Lived Agents", *Journal of Public Economics*, 38, 2, marzo, pp. 183-198.
- Valero, Jorge N. y José Alfredo Tijerina (1997), *Inmigración al área metropolitana de Monterrey: salarios, empleo y ocupación, 1985-1996*, para ser publicado por la Asociación Mexicana de Población.

Anexo: Fuentes de la información

Producto real anual per cápita entre 1970 y 1990 (1980=100)

Fuente: Escudero, Puig, *Estimación del Producto Interno Bruto por entidad federativa*, INEGI. Para 1990 se obtuvo el PIB real nacional y se desagregó de acuerdo con la participación de cada entidad en el PIB real total. La población se obtuvo de Banco de México, Acervos Históricos, Indicadores Económicos.

Tasa de migración neta y Tasa de migración neta ajustada por capital humano

Fuente: INEGI (1994), *Estadísticas históricas de México*, t. I, 3a. ed., Aguascalientes, México.

Participación de la Industria Manufacturera de actividad económica en el PIB de la entidad

Fuente: INEGI (1995), Sistema de Cuentas Nacionales de México.

Composición Sectorial del PIB real anual entre 1970-1988

Fuente: INEGI (1995), Sistema de Cuentas Nacionales de México.

Tasa de educación o de cobertura

Fuente: INEGI (1994), *Estadísticas históricas de México*, t. I, 3a. ed., Aguascalientes, México.

Un modelo econométrico de vectores autorregresivos y cointegración de la economía mexicana, 1980-1996

Luis Miguel Galindo
María Elena Cardero*

Resumen: El objetivo del trabajo es analizar la presencia de relaciones de largo plazo en México entre los precios, un agregado monetario, el ingreso y la tasa de interés. Los resultados obtenidos permiten identificar la existencia de por lo menos tres vectores de cointegración. Estos vectores pueden interpretarse como ecuaciones, en forma reducida, de un modelo del tipo *IS-LM* con una ecuación de precios derivada de la teoría cuantitativa e imperfecciones en los mercados. Los resultados rechazan la hipótesis de exogeneidad débil, y por tanto las variables consideradas deben modelarse simultáneamente para no perder información relevante para el fenómeno estudiado.

Abstract: The objective of this article is to analyze the existence of long term relationships in Mexico between prices, a monetary aggregate, income and the interest rate. These results indicate the presence of at least three cointegrating vectors with economic meaning. These vectors can be interpreted as reduced forms of a very simple *IS-LM* model type with a price equation derived from the quantity identity and market imperfections. Furthermore, the results reject the null hypothesis of weak exogeneity and hence the four variables must be specified simultaneously in order to keep all relevant information in the model.

* Profesores-investigadores de la Maestría en Ciencias Económicas, UNAM. Agradecemos los comentarios de Fidel Aroche, Ignacio Perrotini y Carlos Guerrero, así como las sugerencias de dos dictaminadores anónimos. Este proyecto fue financiado por PAPIIT: IN304197. La información estadística fue procesada por Kenia Rocha.

Introducción

El estudio de la economía mexicana con base en métodos estadísticos modernos es un campo de creciente interés. Este tipo de investigación ha enfrentado diversos problemas, tales como cambio estructural e inestabilidad en las series estadísticas utilizadas, problemas de especificación, volatilidad en la mayoría de las variables macroeconómicas consideradas y problemas de estimación como consecuencia del uso de series no estacionarias. En la mayoría de los casos las soluciones encontradas, desde el punto de vista econométrico, han estado asociadas al uso de modelos uniecuacionales. Sin embargo, existe un creciente interés por la incorporación de los métodos estadísticos modernos a modelos econométricos simultáneos.

El uso de modelos con ecuaciones simultáneas tiene en la econometría una larga tradición. Sin embargo, a partir de la década de 1970, se observa un progresivo desencanto y escepticismo sobre estos métodos (Leamer, 1983). Ello condujo en las dos últimas décadas, por un lado, al uso de métodos uniecuacionales atendiendo el orden de integración de las series y el concepto de cointegración y mecanismo de corrección de errores y, por el otro lado, al uso de modelos de vectores autorregresivos (VAR) que pretendían no imponer restricciones *a priori* en los datos. En años recientes ha resurgido un interés por la combinación de ambos métodos, en particular por el uso del procedimiento de Johansen para cointegración basado en la estimación de un VAR sin restricciones. Esta nueva metodología permite analizar los supuestos de exogeneidad de las variables consideradas y no realizar supuestos sobre restricciones en los parámetros que no han sido confirmados por los datos, y al mismo tiempo considerar las propiedades de orden de integración de las series y la posible presencia de cointegración entre éstas. En este sentido, el uso de modelos VAR con cointegración representa un avance importante en el uso de modelos uniecuacionales que suponen a determinadas variables como exógenas sin analizarlo empíricamente y la restricción en los valores de los parámetros sin haber realizado pruebas econométricas al respecto. Además, el uso de modelos VAR permite resolver el problema conocido como el sesgo en ecuaciones simultáneas o sesgo de Havelmo (Charemza y Deadman, 1992).

La elaboración de un modelo econométrico basado en los modelos de vectores autorregresivos (VAR) junto con la inclusión del orden de integración de las series y del concepto de cointegración ha empezado a desarrollarse en años recientes (Johansen y Juselius, 1994; Masih y

Masih, 1996). Los modelos VAR, en el contexto de la presencia de cointegración entre las series utilizadas, permiten analizar las hipótesis sobre la presencia de relaciones de largo plazo entre las variables consideradas, el número de relaciones estables, las condiciones de exogeneidad y las relaciones de causalidad entre las variables (Ericsson e Irons, 1994). Estas propiedades representan el punto de partida para la elaboración de un modelo econométrico completo sobre la economía mexicana que incorpore el uso de métodos estadísticos modernos.

El objetivo de este ensayo es, entonces, analizar la relación entre el índice de precios, un agregado monetario, el ingreso y la tasa de interés nominal en la economía mexicana, en el marco de un modelo VAR sustentado en el procedimiento de Johansen para cointegración. El ensayo se divide en tres partes: en la primera se incluye la especificación utilizada; la segunda sección incluye la evidencia empírica, y la tercera presenta las conclusiones y algunos comentarios.

Especificación del modelo

El modelo teórico inicial incluye cuatro variables endógenas: el nivel de precios (P_t), un agregado monetario (M_t), el ingreso real (Y_t), y la tasa de interés nominal (R_t). Las variables seleccionadas sugieren una interpretación del modelo como una forma reducida de un *modelo del tipo IS-LM*¹ (Gregory y Raynauld, 1985; Litterman y Weiss, 1985; Galí, 1992) y corresponde también a las variables utilizadas en modelos VAR anteriores por Sims (1980), Spencer (1989), Burbidge y Harrison (1985), y Litterman y Weiss (1985). Estos modelos permiten capturar las regularidades empíricas más relevantes de una economía (Blanchard, 1977; Blinder, 1977; Solow, 1997). Además, el uso de estas variables es pertinente para analizar los canales de transmisión entre las variables reales y las financieras. El orden seleccionado de las variables puede resultar relevante en el análisis (Spencer, 1989; Chishiti, Hassan y Mahmud, 1992; McMillin 1988), ya que la normalización de los vectores de cointegración se realiza de acuerdo con el orden preestablecido en el VAR. Así, la primera variable del VAR se representa

¹ Esto es, la ecuación de demanda de dinero corresponde a la curva *LM* y la *IS* aparece como una forma reducida que depende de la variable de ingreso rezagada que incluye a las variables exógenas de gasto y de una reparametrización del modelo que incluya los efectos de la tasa de interés o de la riqueza real (véase Turnovski, 1977).

en la primera ecuación, y así sucesivamente. Al existir un número de vectores de cointegración menor al número de variables, entonces el orden seleccionado de las variables determina a la(s) variable(s) que se excluye(n), que pueden representarse como ecuación de equilibrio de largo plazo.² Asimismo, el orden determina que la raíz característica máxima asociada a la mayor combinación lineal no estacionaria es aquella que se representa por la primera ecuación (Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry, 1993). Con objeto de reducir este problema, se utilizó un VAR que cumple con las condiciones de ortogonalidad en cada una de las ecuaciones (Spencer, 1989).

De este modo, las relaciones de largo plazo utilizadas son las siguientes:³

$$p_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 m_t + \alpha_3 R_t + u_{1t} \quad (1)$$

$$m_t = \phi_1 y_t + \phi_2 R_t + \phi_3 p_t + u_{2t} \quad (2)$$

$$y_t = \beta_1 p_t + \beta_2 m_t + \beta_3 R_t + u_{3t} \quad (3)$$

$$R_t = \eta_1 y_t + \eta_2 m_t + \eta_3 p_t + u_{4t} \quad (4)$$

Las letras minúsculas representan el logaritmo de las series. La primera ecuación representa la identidad cuantitativa del dinero, asumiendo que la tasa de interés es una buena aproximación de la velocidad de circulación del dinero (Hallman, Porter y Small, 1991; Bordes *et al.*, 1993). De este modo, la teoría económica impone las siguientes restricciones sobre la ecuación: $\alpha_1 = -1$, $\alpha_2 = 1$, $\alpha_3 = 1$. Desde luego, una velocidad de circulación constante implica que $\alpha_3 = 0$. La evidencia empírica para México sugiere la existencia de una relación de largo plazo que puede interpretarse como una ecuación de precios similar al modelo P^* (Galindo, 1997).

La segunda ecuación puede tener dos interpretaciones. En el primer caso, la ecuación puede interpretarse como una función de demanda de dinero cuando $\phi_1 > 0$, $\phi_2 < 0$ y $\phi_3 = 1$. Bajo estos supuestos, resulta relevante analizar la existencia de una elasticidad unitaria en

² De este modo, el trabajo pretende obtener evidencia empírica sobre el número de vectores de cointegración que existen entre las variables consideradas.

³ Este modelo no incluye los efectos de una economía abierta al excluir, por ejemplo, el tipo de cambio.

el ingreso ($\phi_1 = 1$), la relevancia de la tasa de interés nominal sobre la demanda de activos ($\phi_2 \neq 0$) y el efecto negativo de la inflación sobre la tenencia de activos reales de dinero ($\phi_3 \neq 1$). En un segundo caso, esta ecuación puede interpretarse como una ecuación de riqueza financiera, lo que requiere que $\phi_1 > 0$, $\phi_3 = 1$, $\phi_2 > 0$. Esta segunda interpretación permite analizar los casos en los que $\phi_1 = 1$, $\phi_2 = \phi_3 = 0$. Ello implica que existe una proporción constante entre la riqueza financiera y el ingreso, y puede entonces utilizarse al agregado monetario como objetivo intermedio de política económica o imponer una regla óptima de expansión monetaria (Friedman y Kuttner, 1992). Desde luego, el criterio de selección entre ambas ecuaciones está asociado a la definición del agregado monetario utilizado. La evidencia empírica para México señala que puede establecerse una función de demanda de dinero estable y con propiedades estadísticas adecuadas, no obstante que existen algunas dudas sobre la presencia de cambio estructural (Ortiz, 1982). Por su parte, la evidencia empírica sobre el comportamiento de la riqueza financiera, representada por $M4_t$, en México es reducida. Los estudios sobre ahorro sugieren que puede establecerse una función estable, pero las pruebas estadísticas utilizadas son escasas (Salas, 1988).

La ecuación 3 indica que el ingreso real es una función del agregado monetario, del nivel de precios y de la tasa de interés. Esta especificación representa una *forma reducida relativamente cercana de la curva IS del modelo IS-LM* (Gregory y Raynauld, 1985; Litterman y Weiss, 1985; Galí, 1992).⁴ En este caso, se asume que $\beta_3 = -\beta_1$ y $\beta_2 = 0$, y entonces el producto real depende de la tasa de interés real a través del canal de la inversión. Además, en el caso en que $\beta_2 = -\beta_1$ y $\beta_2 > 0$, entonces el aumento del agregado monetario en términos reales repercute positivamente en el ingreso a través del efecto riqueza. La evidencia empírica para México a este respecto es ciertamente escasa. La determinación del ingreso en la mayoría de los modelos econométricos se ha realizado en función de la demanda agregada (Ross, 1984; Castro *et al.*, 1997).

La ecuación 4 sugiere que la tasa de interés nominal se determina como una función del índice de precios, siguiendo de cerca la hipótesis

⁴ El modelo incluye en cada ecuación a las variables endógenas rezagadas que representan por tanto a las variables predeterminadas, en donde se supone que se incluyen los efectos de las variables tradicionalmente conocidas como variables exógenas en la curva IS, tales como gasto público (Charemza y Deadman, 1992). Una derivación de un modelo similar al modelo IS-LM que incluye elementos autorregresivos puede verse en Turnovsky (1977).

de Fisher con $\eta_1 = \eta_2 = 0$ y $\eta_3 = 1$ (Mishkin, 1992). En el caso en que los dos primeros coeficientes sean diferentes de cero ($\eta_1 \neq 0$ y $\eta_2 \neq 0$), entonces es posible establecer que los agregados monetarios y el nivel de ingreso repercuten en la determinación de la tasa de interés nominal. En el caso en que el agregado monetario sea estadísticamente significativo, ello puede interpretarse como evidencia en favor de la endogeneidad del dinero. Sin embargo, este resultado conduce a que la ecuación 2 no pueda representarse como una función de demanda de dinero. Ésta es una razón adicional para utilizar inicialmente una función de ahorro financiero como ecuación 2.⁵

Las ecuaciones 1, 2, 3 y 4 representan las soluciones de largo plazo del modelo; sin embargo, debe considerarse que la economía experimenta continuos choques aleatorios que implican en el corto plazo un ajuste dinámico (Hendry, 1995).⁶ De este modo, la ecuación de largo plazo debe incluir también un ajuste dinámico particular. La presencia de estos ajustes dinámicos puede justificarse considerando los modelos de *buffer stock*, la existencia de información incompleta o costos de ajuste (Johansen y Juselius, 1994; Hendry, 1995: 218; Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992). El ajuste de corto plazo puede especificarse en el procedimiento de Johansen a través del uso de series en diferencias que son $I(0)$ y utilizando el teorema de equivalencia entre el vector de cointegración y el mecanismo de corrección de errores para incluir las soluciones de largo plazo y evitar problemas de especificación (Engle y Granger, 1987).

Al interpretarse las ecuaciones 1, 2, 3 y 4 como formas reducidas de un *modelo del tipo IS-LM*, entonces las fluctuaciones pueden provenir esencialmente de un choque a la *curva IS* dada por cambios en la oferta tales como alteraciones en la productividad, o por choques monetarios de la *curva LM* dados por el efecto de liquidez o de demanda de dinero, o por las tasas de interés (Galí, 1992).

Una especificación apropiada de la economía mexicana debe además incluir el análisis de las condiciones de exogeneidad (Ericsson e Irons, 1994). Las propiedades de exogeneidad permiten distinguir entre las variables endógenas y las exógenas, y por lo tanto distinguir

⁵ Un argumento adicional es que, en ciertas circunstancias, puede ser incompatible el uso simultáneo de una ecuación de demanda de dinero con una ecuación de precios (Hendry y Ericsson, 1991; Hendry y Mizon, 1993).

⁶ Blanchard y Quah (1989) interpretan los cambios de largo plazo como originados en el lado de la oferta, y los cambios de corto plazo como *shocks* de demanda.

entre la cadena de causalidad del proceso de ajuste de las variables. Asimismo, las propiedades de exogeneidad permiten detectar las variables que pueden considerarse como determinadas fuera del sistema y que pueden por tanto utilizarse como instrumentos de política económica (Ericsson e Irons, 1994).

La evidencia empírica⁷

La base de datos utilizada es información trimestral sin desestacionar de 1980(1) a 1996(4). El agregado monetario utilizado es $M4_t$, que consiste en billetes y monedas, cuentas de cheques en moneda nacional y extranjera y todo tipo de depósitos bancarios de corto (menos de tres meses) y largo plazos (más de tres meses),⁸ P_t representa el índice de precios al consumidor, Y_t es el producto interno bruto en términos reales, y R_t es la tasa de interés nominal a tres meses del último mes del trimestre de los CETES.⁹

Las pruebas de raíces unitarias¹⁰ sintetizadas en el cuadro 1

⁷ Los programas de cómputo utilizados fueron PcFiml 9.0, PcGive 9.0, Eviews, RATS y CATS para RATS.

⁸ Salas (1988) argumenta que $M4_t$ representa una aproximación adecuada de la variable de ahorro en la economía mexicana.

⁹ Los resultados obtenidos deben tomarse con precaución, porque el número de datos utilizado en el trabajo es ciertamente limitado, ya que los valores críticos de las pruebas son normalmente derivados utilizando entre 100 y 150 repeticiones (Hatanaka, 1996). Por desgracia, la información disponible limita el tamaño de la muestra, aunque no obstante ello existen trabajos realizados sobre este tema con un número similar de datos (entre 53 y 74 observaciones) (Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992: 23 y 28). En particular, Moosa (1997) para un tema similar utiliza 76 datos. Agradecemos a uno de los árbitros anónimos la discusión sobre este punto.

¹⁰ En el trabajo sólo se reportan las pruebas de raíces unitarias sin constante y tendencia, no obstante la literatura creciente sobre este tema basada en que las pruebas de raíces unitarias pueden entenderse como un caso particular de modelos con parámetros variantes en el tiempo (Hatanaka, 1996) y de estadísticos que pretenden capturar la presencia de una media o varianza variable en el tiempo. Entre las opciones más conocidas destacan las pruebas de raíces unitarias que incluyen correcciones sobre la estacionalidad de las series (Hans, 1996), pruebas con el multiplicador de Lagrange para detectar tendencias (Schmidt y Phillips, 1992), el uso de pruebas más generales para series ARMA del tipo Said-Dickey (Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry, 1993: 107) o estadísticos más robustos contra la presencia de cambio estructural en las series. El uso de pruebas de raíces unitarias relativamente simples se apoya en que la información obtenida resulta relativamente similar al incluir constante o tendencia, en que la significancia estadística sobre la tendencia y la constante es difícil de determinar con confianza con un número menor de 100 datos (Hans, 1996), en la dificultad de instrumentar pruebas de orden de integración que incluyen estacionalidad dado el tamaño de la muestra (Hasza y Fuller, 1982) y en el posible cambio de media o tendencia en las series utilizadas a lo largo del periodo. Así por ejemplo, al incluir tendencia o constante en las pruebas Dickey Fuller, los estadísticos de t pierden significado, y se sugiere entonces utilizar las pruebas F . Sin embargo, el uso de las tablas F estándar tiende a rechazar la hipótesis nula un número de veces mayor de lo esperado, y por

Cuadro 1. Pruebas de raíces unitarias

Variable	ADF(4)	PP(4)
p_t	0.08	2.07
Δp_t	-1.25	-1.39
$\Delta \Delta p_t$	-4.05**	-7.38**
y_t	1.37	1.74
Δy_t	-3.25**	-17.28**
m_t	0.75	5.66
Δm_t	-0.92	-1.64
$\Delta \Delta m_t$	0.345**	-15.16**
R_t	-0.87	-0.96
ΔR_t	-3.54**	-8.51**

Notas:

ADF(4) = Prueba de Dickey Fuller Aumentada con cuatro rezagos (Dickey y Fuller, 1981).

PP(4) = Prueba de Phillips-Perron con cuatro rezagos (Phillips y Perron, 1988).

El número de rezagos se incluyen para corregir posibles problemas de autocorrelación o heterocedasticidad.

Periodo: 1980(1)-1996(4).

Las pruebas de raíces unitarias no incluyen constante o tendencia.

indican que m_t y p_t son series no estacionarias de orden I(2), y que y_t y R_t son series I(1).¹¹ Por lo tanto, el procedimiento de Johansen (1988) representa una forma de estimación en principio adecuada. No obstante, la presencia de series I(2) sugiere que pueden existir soluciones múltiples de largo plazo (Johansen, 1995).

Las pruebas de especificación incorrecta (Spanos, 1986) del VAR estimado no muestran evidencia de autocorrelación o heterocedasticidad y no se rechaza la hipótesis nula de normalidad en los errores¹² (cuadro 1a en el apéndice). Estos resultados indican que toda la infor-

tanto la constante o la tendencia aparecen como estadísticamente significativas cuando no lo son (Banerjee, Dolado Galbraith y Hendry, 1993: 82). De este modo, puede presentarse un sobreoptimismo en los resultados de las pruebas sin considerar que la distribución de las pruebas con constante o tendencia no es normal (Hatanaka, 1996: 25, 29 y 79; Hans, 1996). Además, la inclusión equivocada de la tendencia puede tener efectos importantes en la interpretación estadística de los datos (Hatanaka, 1996).

¹¹ Este comportamiento del ingreso es consistente con Campbell y Mankiw (1987), quienes argumentan que esta variable puede interpretarse como una senda aleatoria con *drift* para el caso de los Estados Unidos.

¹² Con excepción de la prueba de normalidad para la tasa de interés.

Cuadro 2. Estadísticos de prueba del procedimiento de Johansen

Ho:	$-T \log(1 - \lambda)$	$T - nm$	95%	$-T \Sigma g(1 - \lambda_{p+1})$	$T - nm$	95%
$\rho = 0$	17.55	12.53	23.8	44.45**	31.75	39.9
$\rho < 1$	13.39	9.56	17.9	26.90*	19.21	24.3
$\rho < 2$	12.02*	8.58	11.4	13.51*	9.65	12.5
$\rho < 3$	1.49	1.06	3.8	1.49	1.06	3.8

Notas:

- $T \log(1 - \lambda_i)$ = estadístico de la traza.- $T \Sigma \log(1 - \lambda_{p+1})$ = valor característico máximo

* = rechazo al 5% de significancia estadística.

Periodo: 1983(1)-1996(4).

No incluye constante o tendencia.

mación sistemática disponible está incluida en el modelo estimado¹³ (Spanos, 1986).

El procedimiento de Johansen (1988) indica que pueden identificarse al menos tres vectores de cointegración de acuerdo con el estadístico de la prueba de la traza (cuadro 2). Esto permite identificar por lo menos tres relaciones estables de largo plazo en las variables consideradas. Johansen y Juselius (1994) y Johansen (1995) argumentan que la presencia de varios vectores de cointegración sugiere la existencia de soluciones múltiples, ya que combinaciones lineales de las soluciones obtenidas, que representan vectores linealmente independientes, pueden ser también una posible solución (Wickens, 1993). Asimismo, valores similares en las raíces características pueden implicar que los parámetros estimados tengan una varianza muy grande, lo que dificulta la identificación exacta desde el punto de vista económico de los vectores de cointegración (Johansen y Juselius, 1994: 20). De este modo, la imposición de restricciones adicionales en las estimaciones puede favorecer una identificación de las relaciones de largo plazo desde el punto de vista de la teoría económica.

Normalizando las cuatro ecuaciones obtenidas por el procedimien-

¹³ Este resultado es favorable al uso de $m4_t$ sobre $m2_t$ (véase apéndice), ya que el VAR con este último agregado monetario tiene un comportamiento sistemático en los errores, no obstante que las pruebas de cointegración y los coeficientes obtenidos son muy similares a aquellos del VAR con $m4_t$.

to de Johansen como soluciones de largo plazo para precios, riqueza financiera, ingreso y tasa de interés, se obtiene:¹⁴

$$p_t = -0.87y_t + .50m4_t + 0.01R_t, \quad (5)$$

$$m4_t = 0.76y_t + 0.80p_t - 0.02R_t, \quad (6)$$

$$y_t = 1.62m4_t - 1.65p_t - 0.06R_t, \quad (7)$$

$$R_t = 101.1y_t + 159.8p_t - 165.4m4_t, \quad (8)$$

Las pruebas de razón de máxima-verosimilitud sobre la significancia estadística de las variables seleccionadas indican que todas son relevantes para obtener relaciones estables de largo plazo (cuadro 3). Ello confirma que las cuatro variables consideradas pueden interpretarse como un bloque que tiende a moverse simultáneamente en el tiempo y que mantiene, por ello, una relación de equilibrio de largo plazo. La existencia de esta relación de equilibrio implica que las desviaciones pueden representarse como una serie estacionaria, y por tanto tienden a volverse más improbables conforme la magnitud del desequilibrio aumenta (Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry, 1993). En este sentido, la relación de equilibrio funciona como un conjunto atractor (Johansen, 1995) que se mueve en forma compacta a través del tiempo. Así, estas relaciones de equilibrio expresan los mecanismos y las magnitudes del ajuste de los agentes económicos en la medida en que los agentes fuerzan a las diferentes variables a regresar a su conjunto atractor ante la presencia de cualquier situación de desequilibrio. Los coeficientes de los vectores de cointegración expresan las "reglas de dedo" que utilizan los agentes económicos para mantener a las variables consideradas dentro de las trayectorias de equilibrio. Estos vectores pueden entonces interpretarse como mecanismos de corrección de errores (Engle y Granger, 1987).

Las pruebas de exogeneidad débil (Johansen y Juselius, 1994; Johansen, 1995; Ericsson e Irons, 1994) rechazan esta hipótesis para cada una de las ecuaciones consideradas en el VAR ($X^2(5) = 14.93[.010]$). Ello no obstante que los valores específicos de los coeficientes α del

¹⁴ El número de vectores de cointegración es 4-r, como consecuencia de la reducción del rango de la matriz π del procedimiento de Johansen (1995) en el caso de presencia de cointegración entre las variables consideradas. Agradecemos la discusión a este respecto con uno de los dictaminadores anónimos.

Cuadro 3. Pruebas de máxima-verosimilitud sobre la significancia estadística de las variables

p_t	$m4_t$	y_t	R_t
$X^2(3) = 14.63[0.002]**$	$X^2(3) = 14.16[0.002]**$	$X^2(3) = 13.94[0.003]**$	$X^2(3) = 13.85[0.003]**$

procedimiento de Johansen (1988) de los tres vectores de cointegración reportados en el cuadro 4 son muy cercanos a cero, y es en la tasa de interés donde se concentran los valores altos de los coeficientes α . Estos resultados indican que las cuatro variables seleccionadas contienen información relevante para explicar el comportamiento del bloque, aunque posiblemente la exclusión de la tasa de interés simplifique el tipo de relaciones establecidas.¹⁵ De este modo, la exclusión de alguna de las variables consideradas puede conducir a la obtención de inferencias estadísticas inválidas y a la pérdida de información relevante para obtener una aproximación al proceso generador de información (Ericsson e Irons, 1994).¹⁶

La ecuación 5 representa una ecuación de precios de acuerdo con el modelo P^* , ya que los signos de los coeficientes obtenidos son los sugeridos por la teoría económica, aunque no el valor puntual ($\alpha_1 = -1$, $\alpha_2 = 1$ y $\alpha_3 = 1$) (Hallman, Porter y Small, 1991; Hall y Milne, 1994). Asimismo, las pruebas de máxima-verosimilitud en los parámetros reportadas en el apéndice (cuadro 3a) indican que la información disponible no rechaza las restricciones sugeridas por la teoría por el modelo P^* .

La ecuación 6 indica que la riqueza financiera tiene una relación positiva, pero menos que proporcional, al ingreso real y a los precios. Este resultado se explica como consecuencia de la mayor demanda de dinero para transacciones, del aumento correspondiente a la riqueza financiera asociado al aumento de precios y a la constitución de mayores activos financieros en términos reales en periodos de crecimiento económico. La tasa de interés nominal tiene un efecto negativo sobre el agregado monetario. Esto, en principio, contradice lo sugerido por la

¹⁵ Podría incluso argumentarse que la exogeneidad débil se rechaza como consecuencia de la relación entre la tasa de interés, el agregado monetario y el índice de precios.

¹⁶ El rechazo de la hipótesis de exogeneidad débil implica que una representación del modelo en forma de corrección de errores incluiría más de un vector de cointegración en cada ecuación, y por tanto un número similar de mecanismos de corrección de errores en cada ecuación (Ericsson e Irons, 1994).

Cuadro 4. Coeficientes α del procedimiento de Johansen

p_t	-0.1778	-0.0003	0.0034	0.00009
$m4_t$	0.0024	-0.0063	0.0215	0.00002
y_t	0.0336	-0.089	0.0042	0.00007
R_t	-68.86	-5.70	0.7601	-0.0222

teoría económica, y sólo puede explicarse considerando que el ahorro financiero se ajusta a las expectativas de tasa de interés real que tienden a disminuir en periodos inflacionarios. Por ejemplo, el alza estacional de los precios en diciembre no es generalmente compensada por el aumento de la tasa de interés nominal.¹⁷ La prueba de máxima-verosimilitud reportada en el apéndice (cuadro 3a) rechaza las hipótesis de elasticidad unitaria en el ingreso y los precios de la ecuación de demanda de activos financieros.

La ecuación del ingreso (ecuación 7) indica que existe un efecto positivo del agregado monetario y un efecto negativo del índice de precios y de la tasas de interés nominal. Destaca asimismo que los coeficientes del agregado monetario nominal y el de precios son iguales, pero con signos opuestos. Esto sugiere que existe un efecto positivo de la riqueza real sobre el nivel de actividad, lo que es consistente con el modelo propuesto por Fisher (1977) para ajustes de riqueza en mercados imperfectos. Sin embargo, si se reestima la ecuación 5 imponiendo la restricción de la presencia de un efecto de riqueza real, se observa que no puede establecerse una relación de largo plazo estable entre las variables consideradas, ya que la prueba de Johansen no encuentra evidencia en favor de la presencia de vectores de cointegración (véase apéndice, cuadros 7a y 8a). Esto indica que, si bien la riqueza real tiene un efecto positivo sobre el consumo, sus efectos no son simétricos con el índice de precios al consumidor, lo cual refleja las diferencias existentes en el comportamiento de los índices de precios del sector real y aquéllos correspondientes al sistema financiero. La prueba de máxima-verosimilitud reportada en el apéndice (cuadro 3a) confirma este punto, al rechazar la hipótesis nula de un efecto de riqueza real sobre el ingreso con base en coeficientes simétricos.

¹⁷ Sin embargo, es preciso tener más información a este respecto, lo que requeriría utilizar una estimación por variables instrumentales que podría resultar inconsistente con el procedimiento de Johansen.

El efecto de los agregados monetarios sobre el producto es ciertamente uno de los temas más debatidos de la política monetaria. Los resultados obtenidos en este trabajo son relativamente consistentes con Johansen y Juselius (1994), McMillin (1988), Galí (1992), Chishti, Hassan y Mahmud (1992), Spencer (1989), Burbidge y Harrison (1995), Masih y Masih (1992) y Friedman y Kuttner (1992). Estos autores argumentan que el efecto del agregado monetario real en el producto puede explicarse desde un punto de vista keynesiano, porque los salarios nominales no se incrementan en la misma proporción que la expansión monetaria, porque existen imperfecciones en los mercados y por las condiciones particulares de la política monetaria (Lombra y Kaufman, 1992; Funke y Hall, 1992). Este resultado no es sorprendente para el caso de México y ya fue reportado por Barro (1979) y confirmado relativamente por Copelman y Werner (1997), quienes sostienen que la expansión crediticia tiene efectos sobre el nivel de actividad. Por el contrario, Leiderman¹⁸ (1984) y Kamas (1995) argumentan que el efecto del dinero o el crédito sobre el producto es estadísticamente insignificativo en México o Colombia, y Carstens y Reynoso (1997) sostienen la neutralidad de la política monetaria en México.¹⁹ En este mismo sentido, Friedman y Kuttner (1992) encuentran que esta relación es transitoria y tiende a romperse al incorporar datos más recientes, y sugieren que el canal de transmisión en la actualidad se concentra en la diferencia de tasas de interés para el caso de los Estados Unidos. La diversidad de resultados puede originarse en que las pruebas estadísticas se realizan con datos de economías con políticas monetarias particulares o en periodos distintos; en diferencias de especificación; en diferencias en la frecuencia de los datos, o en el uso de modelos VAR especificados en primeras diferencias o como modelos de corrección de errores.

Por su parte, la tasa de interés nominal en la ecuación 7, tiene un efecto negativo sobre el ingreso a través del canal de la inversión. Esto indica que la curva *IS* no es horizontal (Litterman y Weiss, 1985). Este resultado es consistente con la evidencia empírica encontrada por Sims (1980), Litterman y Weiss (1985), Gregory y Raynauld (1985), y Galí (1992), quienes sostienen que la tasa de interés real tiene un efecto

¹⁸ Leiderman (1984) utiliza un VAR con dinero, precios e ingreso para México.

¹⁹ Su afirmación se basa en un modelo VAR en cointegración con ingreso real y el agregado monetario nominal, lo que le resta fuerza a su argumento, ya que los órdenes de integración de las series no son equivalentes.

negativo pequeño sobre el producto. La similitud en el resultado, no obstante que algunos de estos trabajos utilizan tasas de interés nominales y otros reales, puede responder a que las variaciones en las tasas nominales reflejan ajustes anticipados en la inflación (Litterman y Weiss, 1985) y sugiere la validez de la hipótesis de Fisher para México.

Las pruebas de exogeneidad fuerte en el contexto del procedimiento de Johansen están sintetizadas en los cuadros 5, 6 y 7. Las pruebas de exogeneidad fuerte en la ecuación de precios indican que existe una retroalimentación entre las tasas de crecimiento de los precios, el agregado monetario y la tasa de interés. Por su parte, las tasas de crecimiento del ingreso no son estadísticamente significativas para explicar el crecimiento de los precios. Estos resultados indican que la determinación de precios, en el corto plazo, se da fundamentalmente a través del mercado monetario, mientras que la hipótesis de un efecto en los precios originado en un sobrecalentamiento de la economía tiene evidencia empírica débil. De este modo, la realización de pronósticos adecuados de la inflación requiere información sobre la formación estadística de las series de los mercados monetarios.

Cuadro 5. Prueba de exogeneidad fuerte para Δp_t

$\Delta m4_t$	Δy_t	ΔR_t
$X^2(4) = 15.37[0.004]**$	$X^2(4) = 4.45[0.348]$	$X^2(4) = 36.75[0.000]**$

Las pruebas de exogeneidad fuerte en la ecuación del agregado monetario indican que la tasa de crecimiento del ingreso y de la tasa de interés tienen información relevante para pronosticar los cambios en el agregado monetario, mientras que la tasa de inflación no tiene efectos estadísticamente significativos. Esto implica que la tasa de crecimiento de los agregados monetarios es dependiente en el corto plazo de los factores asociados a la demanda de dinero, tales como cambios en el nivel de transacciones y en los costos de oportunidad aproximados por la tasa de interés.

Cuadro 6. Prueba de exogeneidad fuerte para $\Delta m4_t$

Δp_t	Δy_t	ΔR_t
$X^2(4) = 2.86[0.580]$	$X^2(4) = 11.69[0.019]*$	$X^2(4) = 9.71[0.045]*$

La prueba de exogeneidad fuerte sugiere que la tasa de crecimiento del ingreso es independiente estadísticamente de la tasa de crecimiento de los precios, del agregado monetario y de la tasa de interés. Esto hace suponer que el poder predictivo de estas variables sobre la tasa de crecimiento del producto es escaso.

Cuadro 7. Prueba de exogeneidad fuerte para Δy_t

Δp_t	$\Delta m4_t$	ΔR_t
$X^2(4) = 2.07[0.722]$	$X^2(4) = 4.94[0.293]$	$X^2(4) = 5.30[0.257]$

Conclusiones y comentarios

La prueba de cointegración indica que p_t , $m4_t$, y_t , R_t tienen una relación estable de largo plazo en el tiempo. Asimismo, la prueba de Johansen permite identificar la presencia de por lo menos tres vectores de cointegración que corresponden al número de vectores de cointegración menor al número de variables incluidas como consecuencia de la reducción en el rango de la matriz π de Johansen (1995) ante la presencia de cointegración. Estos vectores pueden asociarse con formas reducidas de un *modelo del tipo IS-LM*. Esto significa que este modelo, no obstante su simplicidad teórica, tiende a reproducir adecuadamente el comportamiento de los datos en México. Destaca que el VAR estimado no contiene problemas de autocorrelación o heterocedasticidad, y no rechaza la prueba de normalidad de los errores para las ecuaciones cointegradas. Ello implica que no existe información sistemática adicional en los residuales del modelo para mejorar las predicciones o las simulaciones históricas. Destaca asimismo que el VAR tiene las características adecuadas al estimarse con $M4_t$ en vez de $M2_t$.

La presencia de relaciones de largo plazo entre estas variables impone limitaciones importantes a la política económica y permite identificar los efectos de la retroalimentación entre las variables. Esto es, un nivel de actividad significativamente más elevado tendrá en el largo plazo efectos sobre el nivel de precios, el agregado monetario y la tasa de interés. En este sentido, los movimientos permanentes en alguna de las variables consideradas lleva a ajustes de largo plazo en el resto de las variables. Sin embargo, las pruebas de exogeneidad

indican que las relaciones de causalidad entre las variables es ciertamente compleja. Así, las pruebas de exogeneidad débil indican que es necesario modelar simultáneamente el conjunto de las variables consideradas para no perder información relevante.

Desde el punto de vista de la teoría económica, los resultados obtenidos indican que existe una relación de largo plazo que puede interpretarse como una ecuación de precios. Además, las pruebas de exogeneidad fuerte sugieren que la inflación, en el corto plazo, es fundamentalmente un fenómeno monetario asociado a movimientos en la masa monetaria y a las tasas de interés, más que al comportamiento de las tasas de crecimiento del producto.

El segundo vector de cointegración puede interpretarse como una ecuación de demanda de activos financieros bajo el supuesto de que los agentes ajustan posiblemente a las expectativas de inflación y la tasa de interés real, y no a la tasa nominal. Las pruebas de exogeneidad fuerte indican que existe una retroalimentación entre la tasa de crecimiento de M_4 , y la tasa de inflación, lo que confirma el resultado obtenido para la ecuación de precios.

El tercer vector de cointegración puede interpretarse como una ecuación de producto. En efecto, la riqueza financiera tiene un efecto positivo sobre el producto posiblemente a través de su impacto sobre el consumo (Muellbauer, 1994). Destaca, sin embargo, que la restricción de un efecto de riqueza financiera real es rechazado por los datos. Por su parte, la tasa de interés tiene un efecto negativo en el producto, probablemente inducido a través del canal de la inversión. Las pruebas de exogeneidad fuerte indican que no existe una retroalimentación entre la tasa de crecimiento del producto y las tasas de crecimiento de la riqueza financiera, las tasas de interés y la inflación. Ello sugiere que el poder predictivo de estas variables sobre la tasa de crecimiento del producto es escaso. Los resultados sobre la neutralidad de la política monetaria son mixtos y no representan evidencia concluyente. A este respecto, se requiere mayor investigación para analizar los efectos de utilizar series en niveles y primeras diferencias en el contexto de cointegración (Moosa, 1997).

Los resultados obtenidos en este trabajo son alentadores. Esto es, la economía mexicana tiene un comportamiento bastante similar a un modelo del tipo de *IS-LM* que incluya una ecuación de precios derivada de la ecuación cuantitativa del dinero e imperfecciones en los mercados. Ello no obstante que existen problemas que es necesario estudiar con mayor profundidad, como el uso de tasas de interés reales o nominales

o la neutralidad de la política monetaria. Asimismo, un modelo más desarrollado deberá incluir las condiciones de una economía abierta, tales como tipo de cambio y flujos con el exterior. En todo caso, puede considerarse que existe un núcleo de variables que mantienen una relación de equilibrio de largo plazo con sentido económico relativo que puede utilizarse como eje estratégico en la construcción de un modelo econométrico para México.

Referencias bibliográficas

- Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith y D. F. Hendry (1993), *Co-Integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press.
- Blanchard, O. J. (1997), "Is there a Core of Usable Macroeconomics?", *Economic Journal*, 105, julio, pp. 244-246.
- Blanchard, O. J. y D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79, núm. 4, septiembre, pp. 655-673.
- Blinder, A. S. (1997), "Is there a Core of Practical Macroeconomics that We Should All Believe?", *American Economic Review*, mayo, pp. 240-243.
- Bordes, C., E. Girardin y V. Marimoutou (1993), "An Evaluation of the Performance of the P-star as an Indicator of Monetary Conditions in the Perspective of EMU: The Case of France", en Philip Arestis, *Money and Banking*, St. Martin's Press, pp. 220-241.
- Burbidge, J. y A. Harrison (1985), "A Historical Decomposition of the Great Depression to Determine the Role of Money", *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 45-54.
- Campbell, J. Y. y N. G. Mankiw (1987), "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review* (papers and proceedings), mayo, pp. 111-117.
- Carstens, A. y A. Reynoso (1997), "Alcances de la política monetaria: marco teórico y regularidades empíricas en la experiencia mexicana", documento de trabajo, Banco de México, noviembre.
- Castro, C., E. Loría y M. A. Mendoza (1997), *Eudoxio: modelo macroeconómico de la economía mexicana*, México, Facultad de Economía, UNAM.
- Copelman, M. y A. Werner (1997), "El mecanismo de transmisión monetaria en México", *Trimestre Económico*, vol. LXIV, núm. 253, enero-marzo, pp. 75-104.
- Cuthbertson, K., S. G. Hall y M. P. Taylor (1992), *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan.
- Charemza, W. y D. F. Deadman (1992), *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar.

- Chishti, S. U., M. A. Hassan y S. F. Mahmud (1992), "Macroeconometric Modelling and Pakistan's Economy. A Vector Autoregression Approach", *Journal of Development Economics*, 38, pp. 353-370.
- Dickey, D. y W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072.
- Doan, T. (1995), *RATS 4*, Estados Unidos, Estima.
- Doornick, J. A. y D. F. Hendry (1997a), *FcFiml 9.0*, International Thompson Business Press.
- , (1997b), *FcFiml 9.0*, International Thompson Business Press.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Ericsson N. R. y J. S. Irons (1994), *Testing Exogeneity*, Oxford University Press.
- Fischer, S. (1977), "Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 85, núm. 1, febrero, pp. 191-205.
- Friedman, B. M. y K. N. Kuttner (1992), "Money, Income, Prices and Interest Rates", *American Economic Review*, vol. 82, núm. 3, pp. 472-492.
- Funke, M. y S. Hall (1992), "Is the Bundesbank Different from Other Central Banks: a Study Based on P*", documento de trabajo, 11-91, London Business School.
- Galí, J. (1992), "How Well does the IS-LM Model Fit the Postwar U. S. Data?", *Quarterly Journal of Economics*, mayo, pp. 709-738.
- Galindo, L. M. (1997), "El modelo P* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación", *Trimestre Económico*, vol. LXIV, núm. 2, abril-junio, pp. 221-239.
- Gregory, A. W. y J. Raynauld (1985), "An Econometric model of Canadian Monetary Policy over the 1970's", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, núm. 1, febrero, pp. 43-58.
- Hall, S. G. y Milne (1994), "The Relevance of P-star Analysis to U.K. Monetary Policy", *Economic Journal*, 104, mayo, pp. 597-604.
- Hallman, J. J., R. D. Porter y D. H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 4, pp. 841-858.
- Hans, F. P. (1996), *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford University Press.
- Hansen, H. y K. Juselius (1995), *Cats in Rats*, Estados Unidos, Estima.
- Hasza, D. P. y W. A. Fuller (1982), "Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time-Series Models", *Annals of Statistics*, vol. 10, pp. 1209-1216.
- Hatanaka, M. (1996), *Time series-based Econometrics, Unit Roots and Co-integration*, Oxford University Press.

- Hendry, D. F. (1995), *Dynamic econometrics*, Oxford University Press.
- Hendry, D. F. y N. R. Ericsson (1991), "An Econometric Analysis of U. K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna Schwartz", *American Economic Review*, 81, 1, pp. 8-38.
- Hendry, D. F. y G. E. Mizon (1993), "Evaluating Dynamic Econometric Models by Encompassing the VAR", en P. C. B. Phillips (ed.), *Models, methods, and applications of econometrics*, Oxford, Basil Blackwell, pp. 272-300.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Johansen, S. y K. Juselius (1994), "Identification of the Long-run and the Short-run Structure. An Application to the IS-LM Model", *Journal of Econometrics*, 63, pp. 7-36.
- Kamas, L. (1995), "Monetary Policy and Inflation Under the Crawling Peg: Some Evidence from VARs for Colombia", *Journal of Development Economics*, vol. 46, pp. 145-161.
- Leamer, E. E. (1983), "Let's take the Con out of Econometrics", *American Economic Review*, vol. 23, núm. 1, marzo, pp. 31-43.
- Leiderman, L. (1984), "On the Monetary-Macro Dynamics of Colombia and Mexico", *Journal of Development Economics*, 14, núm. 1-2, pp. 183-210.
- Lilien, D., R. Startz, S. Ellsworth, J. Noh y R. Engle (1994), *Econometric Views*, Quantitative Micro Software.
- Litterman, R. B. y L. Weiss (1985), "Money, Real Interest Rates and Output: a Reinterpretation of Postwar Data", *Econometrica*, vol. 53, núm. 1, enero, pp. 129-156.
- Lombra, R. E. y H. M. Kaufman (1992), "Modeling Central Bank Behavior: What Have we Learn?", *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, núm. 2, pp. 227-248.
- Masih, A. M. M. y R. Masih (1996), "Empirical Tests to Discern the Dynamic Causal Chain in Macroeconomic Activity: New Evidence from Thailand and Malaysia Based on a Multivariate Cointegration Vector Error-correction Modeling Approach", *Journal of Policy Modeling*, 18(5), pp. 531-560.
- McMillin, W. D. (1988), "Money Growth Volatility and the Macroeconomy", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 20, núm. 3, agosto, pp. 319-335.
- Mishkin, F. S. (1992), "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, pp. 195-215.
- Moosa, I. A. (1997), "Testing the Long-run Neutrality of Money in a Developing Economy: The Case of India", *Journal of Development Economics*, vol. 53, pp. 139-155.

- Muellbauer, J. (1994), "The Assessment: Consumer Expenditure", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 10, núm. 2, pp. 1-41.
- Ortiz, G. (1982), "La demanda de dinero en México: primeras estimaciones", *Monetaria*, vol. 5, núm. 1, enero-marzo, pp. 37-82.
- Phillips, P. C. P y P. Perron (1988), "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Ross, J. (ed.) (1984), *Modelo Macroeconómico Moderno*, serie temática, núm. 2, México, CIDE.
- Salas, J. (1988), "Estimaciones y pronósticos de demanda de activos financieros en México", *Monetaria*, vol. 11, núm. 1, enero-marzo, pp. 67-87.
- Schmidt, P. y P. C. B. Phillips (1992), "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Roots", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, núm. 3, agosto, pp. 257-588.
- Sims, C. A. (1980), "Comparison of Interwar and Postwar Cycles: Monetarism Reconsidered", *American Economic Review*, 70, pp. 250-257.
- Solow, R. M. (1997), "Is There a Core of Usable Macroeconomics that We Should All Believe?", *American Economic Review*, mayo, pp. 230-232
- Spanos, A. (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Spencer, D. E. (1989), "Does money matter? The Robustness of Evidence from Vector Autoregressions", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21, núm. 4, noviembre, pp. 442-454.
- Turnovski, S. J. (1977), *Macroeconomic Analysis and Stabilization Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.

Apéndice

Cuadro 1a. Modelo de vectores autorregresivos para p_t , y_t , m_t y r_t

	P_t	m_t	y_t	r_t
p_{t-1}	1.07(5.02)	-0.29(-0.97)	0.06(0.31)	-214.53(-1.86)
p_{t-2}	-0.22(-0.65)	0.24(0.51)	-0.20(-0.60)	235.18(1.27)
p_{t-3}	-0.20(-0.64)	0.17(0.38)	0.13(0.41)	-234.19(-1.35)
p_{t-4}	0.18(1.11)	-0.09(-0.39)	0.04(0.26)	154.11(1.70)
m_{t-1}	0.54(4.25)	1.58(8.74)	0.31(2.51)	106.22(1.52)
m_{t-2}	-0.54(-2.44)	-0.78(-2.53)	-0.51(-2.36)	-104.67(-0.87)
m_{t-3}	0.10(0.48)	0.24(0.82)	0.14(0.73)	12.92(0.11)
m_{t-4}	0.04(0.35)	-0.08(-0.46)	0.01(0.11)	35.29(0.53)
y_{t-1}	-0.37(-2.58)	-0.63(-3.13)	0.23(1.66)	-126.04(-1.61)
y_{t-2}	0.28(1.67)	0.55(2.32)	0.60(3.67)	65.37(0.71)
y_{t-3}	0.08(.52)	-0.01(-0.05)	-0.34(-2.07)	36.91(0.40)
y_{t-4}	-0.98(-0.56)	0.12(0.58)	0.52(3.53)	-3.63(-0.04)
R_{t-1}	0.001(5.06)	0.001(2.51)	-0.0008(-2.32)	0.98(4.81)
R_{t-2}	-0.0014(-2.86)	0.00004(-2.36)	-0.0001(-0.21)	-0.18(-0.66)
R_{t-3}	0.0012(2.33)	-0.00008	0.0003(-0.59)	0.38(1.37)
R_{t-4}	0.0003(0.78)	-0.0001(0.11)	0.0004(1.00)	0.37(1.57)

Pruebas de diagnóstico del VAR para M4:

Ecuación de precios (1): p_t

Autocorrelación

LM(4): $F(4,36) = 0.25[0.901]$

Heterocedasticidad:

ARCH(4): $F(4,32) = 0.24[0.909]$

Normalidad:

J-B: $\chi^2(2) = 5.56[0.903]$ Ecuación de riqueza financiera (2): m_t

Autocorrelación:

$$LM(4): F(4,36) = 1.56[0.205]$$

Heterocedasticidad:

$$ARCH(4): F(4,32) = 0.26[0.909]$$

Normalidad:

$$J-B: \chi^2(2) = 3.00[0.222]$$

Ecuación del producto (3): y_t

Autocorrelación:

$$LM(4): F(4,36) = 2.37[0.070]$$

Heterocedasticidad:

$$ARCH(4): F(4,32) = 0.44[0.777]$$

Normalidad:

$$J-B \chi^2(2) = 4.71[0.094]$$

Ecuación de tasa de interés (4): R_t

Autocorrelación:

$$LM(4) F(4, 36) = 0.95[0.442]$$

Heterocedasticidad:

$$F(4, 32) = 0.31[0.863]$$

Normalidad:

$$J-B: \chi^2(2) = 10.86[0.004]**$$

Cuadro 2a. Valores característicos del procedimiento de Johansen

0.2690
0.2126
0.1931
0.0263

Cuadro 3a. Pruebas de máxima-verosimilitud sobre restricciones en los parámetros del modelo

Ecuación p_t	Ecuación m_t	Ecuación y_t
$\alpha_1 = 1, \alpha_2 = -1, \alpha_3 = 1$	$\varphi_1 = \varphi_3 = 1$	$-\beta_1 = \beta_2$
$X^2(2) = 5.55[0.062]$	$X^2(1) = 4.09[0.043]*$	$X^2(1) = 3.98[0.054]*$

El modelo VAR para M2:

Cuadro 4a. Estadísticas de prueba del procedimiento de Johansen de M2

Ho: rango $k = \rho$	$-T \log(1 - \lambda)$	$T - nm$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \lambda_{\rho+1})$	$T - nm$	95%
$\rho = 0$	18.11	12.94	23.8	48.88**	33.48	39.9
$\rho \leq 1$	14.95	10.68	17.9	28.77**	20.55	24.3
$\rho \leq 2$	13.55*	9.67	11.4	13.82*	9.87	12.5
$\rho \leq 3$	0.27	0.19	3.8	0.22	0.19	3.8

Notas:

- $T \log(1 - \lambda_1)$ = estadístico de la traza.- $T \log \Sigma(1 - \lambda_{\rho+1})$ = valor característico máximo.

* = rechazo al 5% de significancia estadística.

Periodo: 1983(1)-1996(4).

No incluye constante o tendencia.

Vectores de cointegración para M2:

$$p_t = 0.89y_t - 0.50m_t + 0.01R_t$$

$$m_t = 0.79y_t + .67p_t - 0.01R_t$$

$$y_t = 1.80m_t - 2.02p_t - 0.08R_t$$

$$R_t = 146.9y_t + 226.8p_t - 246.9m_t$$

Pruebas de diagnóstico del VAR para M2:

Ecuación de precios (1): p_t

Autocorrelación

$$LM(4): F(4,36) = 2.19[0.089]$$

Heterocedasticidad:

$$ARCH(4): F(4,32) = 0.13[0.969]$$

Normalidad:

$$J-B: \chi^2(2) = 18.56[0.000]**$$

Ecuación de riqueza financiera (2): m_t

Autocorrelación:

$LM(4): F(4,36) = 1.98[0.117]$

Heterocedasticidad:

$ARCH(4): F(4,32) = 0.77[0.582]$

Normalidad:

$J-B: \chi^2(2) = 1.03[0.596]$

Ecuación del producto (3): y_t

Autocorrelación:

$LM(4): F(4,36) = 5.71[0.001]**$

Heterocedasticidad:

$ARCH(4): F(4,32) = 0.24[0.907]$

Normalidad:

$J-B: \chi^2(2) = 10.46[0.005]**$

Ecuación de tasa de interés (4): R_t

Autocorrelación:

$R_t, LM(4) F(4, 36) = 0.67[0.616]$

Heterocedasticidad:

$F(4, 32) = 0.13[0.969]$

Normalidad:

$J-B: \chi^2(2) = 22.20[0.000]**$

Cuadro 5a. Valores característicos del procedimiento de Johansen para M2.

0.2762
0.2342
0.2148
0.0048

Cuadro 6a. Coeficientes α del procedimiento de Johansen para M2

p_t	-0.1022	0.0001	0.0053	-0.000006
$m4_t$	-0.0341	-0.0158	0.0185	-0.00001
y_t	-0.0025	-0.0055	0.0043	0.00002
R_t	-43.56	-5.10	22.49	-0.0048

Análisis de cointegración de la riqueza financiera real

Cuadro 7a. Valores característicos del procedimiento de Johansen

0.1578
0.0810
0.0132

Cuadro 8. Estadísticas de prueba del procedimiento de Johansen para $M4_t$ real

$H_0:$ $rango\ k = \rho - T \log(1 - \lambda)$	$T - nm$	95%	$-T \Sigma g(1 - \lambda)$	$T - nm$	95%	
$\rho = 0$	9.62	7.56	17.9	15.1	11.86	24.3
$\rho \leq 1$	4.73	3.71	11.4	5.47	4.30	12.5
$\rho \leq 2$	0.74	0.58	3.8	0.74	0.58	3.8

Notas:

- $T \log(1 - \lambda_i)$ = estadístico de la traza.

- $T \log \Sigma(1 - \lambda_{p+1})$ = valor característico máximo.

* = rechazo al 5% de significancia estadística. Incluye una constante sin restringir y excluye la variable de tendencia. Periodo: 1983(1)-1996(4). No se incluye constante o tendencia.