

*Efectos reales del dinero anticipado y no anticipado:
la metodología de Barro en un modelo
de vectores autorregresivos y multicointegración
para la economía mexicana, 1980-1999*

CARLOS ANTONIO RODRÍGUEZ RAMOS*

INTRODUCCIÓN

La propuesta sobre la ineffectividad de la política monetaria fue desarrollada por Lucas (1972 y 1973), Lucas y Sargent, (1975), Sargent (1973) y Sargent y Wallace (1975, 1976). En términos generales, señala que sólo el componente no anticipado del dinero es el que puede tener efectos reales, ya que los agentes, al formar sus expectativas en forma racional, se ajustan a cualquier movimiento anticipado del dinero. Barro (1976), fue el primero en encontrar evidencia empírica sobre la ineffectividad de la política monetaria. Su método de análisis se basó en mínimos cuadrados en dos etapas, utilizando rezagos distribuidos y variables mudas con el objetivo de mejorar la especificación del modelo. Este autor utilizó una función de crecimiento de la oferta monetaria para obtener una “serie de crecimiento no anticipado de la cantidad de dinero”. Su procedimiento se

Manuscrito recibido en noviembre de 2001; aceptado en septiembre de 2004.

* Profesor de Economía en la Universidad de Puerto Rico, <carora410@yahoo.com.mx>. El autor desea agradecer los comentarios de dos dictaminadores a versiones anteriores del trabajo.

conoce como la prueba de neutralidad de Barro (Jha y Donde, 2000; Toledo, 1996). Otras aportaciones para analizar la propuesta de la ineffectividad de la política monetaria fueron realizadas por: Grosman (1981), Makin (1982), Fisher (1977, 1979), Barro (1976, 1977, 1978, 1979) Phelps y Taylor (1977), Mc Gee y Stasiak (1985), Makin (1982a, 1982b), Mishkin (1982, 1983, 1992), Kutner y Evans (1998), Friedman y Cutter (1992), Sims y Zha (1998) y Jha y Donde (2000).

Barro (1979) aplicó su metodología al caso de México y concluyó que no había evidencia contundente sobre el efecto de los cambios no anticipados del dinero en la producción y que un tipo de cambio fijo llevaría a una relación directa entre el crecimiento monetario de Estados Unidos y el de México.

En los últimos años, se han realizado varios intentos para interpretar la propuesta de Barro bajo un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Sin embargo, ninguno de estos trabajos, a excepción de Jha y Donde (2000) y Rodríguez (2001), explícitamente han señalado la importancia del concepto de cointegración en el análisis. Por lo que, en este trabajo se intentará someter a prueba la propuesta de la ineffectividad de la política monetaria en la economía mexicana a través de un modelo VAR y multicointegración,¹ dada la existencia de series I(2).

La segunda parte de este trabajo, presenta la propuesta de la ineffectividad de la política monetaria. Dicha presentación se realiza de manera sencilla para una economía cerrada. Luego, se justifica la utilización de un modelo VAR y cointegración. La tercera parte, presenta la evidencia empírica correspondiente y, la cuarta, las conclusiones generales.

PROPUESTA DE LA INEFECTIVIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA

La propuesta de la ineffectividad de la política monetaria, presentada en este trabajo, surge de la nueva posición clásica acerca de la neutralidad del

¹ Es cuando una combinación lineal de variables I(2) e I(1) es integrada de orden cero (Enders, 2004).

dinero. Para esta escuela de pensamiento, una variación anticipada en la cantidad de dinero no tiene efectos reales, a menos que ocurra un choque monetario que sorprenda a los agentes económicos. Este efecto perdurará hasta que los agentes se den cuenta que fueron sorprendidos y ajusten de inmediato sus expectativas.

Para la nueva escuela clásica, la neutralidad del dinero es una condición que debe ser probada y no un postulado, ya que surge como resultado del modelo de expectativas racionales (Rodríguez, 2001). Dicha postura puede ser demostrada al analizar el siguiente modelo, el cual supone tres puntos importantes:

1. Los mercados se balancean, lo que implica la existencia del equilibrio general competitivo
2. La información es imperfecta
3. Las expectativas son racionales²

En la teoría de expectativas racionales se define la función de oferta agregada de la siguiente manera:³

$$y_t = y_{et} + \beta(p_t - {}_{t-1}p_t) + e_t \quad [1]$$

Donde todas las variables están expresadas en logaritmos, representando el nivel de producción y el de pleno empleo con y_t y y_{et} , respectivamente;

² Es importante indicar que las predicciones realizadas por los agentes no tienen que ser correctas por lo que, el hecho de observar los errores de predicción de los agentes, no constituye evidencia alguna de las expectativas racionales. Esta teoría lo que indica es que las personas no cometen los mismos errores de predicción consistentemente.

³ La curva de oferta agregada surge de la crítica hecha al modelo de expectativas adaptativas de los nuevos monetaristas. Lucas (1972) indicó que si las expectativas de los trabajadores son adaptativas no existe un aumento en la producción y una disminución del desempleo, dado el incremento en los precios. Al ocurrir un crecimiento no esperado en la inflación actual, los trabajadores seguirán ofreciendo más trabajo, disminuyendo el desempleo y aumentando la inflación. Sin embargo, mientras sus expectativas se empiezan a adaptar ofrecerán menos trabajo. Si estas no se adaptan completamente a la nueva tasa salarial, los trabajadores continuarán percibiendo incorrectamente que su salario real es mayor que lo normal y nunca ajustarán su oferta de trabajo al nivel inicial.

β es un parámetro entre cero y uno; ${}_{t-1}p_t$ son las expectativas de precios en el período $t-1$ para el período t ; p_t es el nivel de precios; $(p_t - {}_{t-1}p_t)$ es el cambio no esperado o sorpresivo en los precios y e_t es la perturbación aleatoria. Según la ecuación [1], el sistema siempre se encuentra en pleno empleo, excepto cuando los agentes son sorprendidos. La expectativa racional puede expresarse como la probabilidad condicional de la variable X en el período t a la información en el período $t-1$; es decir, $E[X_t | I_{t-1}] = {}_{t-1}X_t$.

La demanda agregada se obtiene mediante el logaritmo natural de la ecuación cuantitativa del dinero:

$$\ln M_t^o + \ln v = \ln P_t + \ln Y_{et} \quad [2]$$

donde $\ln M_t^o$ es la oferta monetaria, $\ln v$ la velocidad de circulación del dinero, $\ln P_t$ el nivel de precios y $\ln Y_{et}$ el nivel de producción de pleno empleo.

Se añade un término de error aleatorio (e_t) en la ecuación de demanda agregada para que, además de captar eventos puramente estocásticos, también se consideren los cambios en la velocidad del dinero en períodos en que ésta no es constante. Es decir, que la ecuación [2] puede reescribirse como:

$$m_t = p_t + y_{et} + e_t \quad [3]$$

Despejando para p_t :

$$p_t = -y_{et} + m_t + e_t \quad [3']$$

La forma reducida del modelo se obtiene sustituyendo [3'] en [1]:

$$y_t = y_{et} + \beta [-y_{et} + m_t + e_t - {}_{t-1}p_t] + e_t \quad [4]$$

$$y_t = y_{et}(1 - \beta) + \beta(m_t - {}_{t-1}p_t) + \beta e_t + e_t \quad [4']$$

La ecuación [4'] indica que el nivel de producción depende de la política monetaria, las expectativas de precios y de elementos aleatorios. Como se observa en la ecuación [4] y [4'], el nivel de precios es endógeno y, para calcular su valor esperado, se utiliza la función de demanda agregada. Para formar sus expectativas, el agente económico tiene que partir del modelo y encontrar el valor esperado del nivel de precios, dada la información del período anterior. Se toma la probabilidad condicional a la información disponible de la demanda agregada:

$$E(p_t | I_{t-1}) = -E(y_{ct} | I_{t-1}) + E(m_t | I_{t-1}) + E(e_t) \quad [5]$$

Según esta teoría, es posible cometer errores, sin embargo estos no están correlacionados con la información y son ortogonales a esta. En esta ecuación; $E(e_t) = 0$.

Sustituyendo [5] en [4'] se obtiene:

$$y_t = y_{ct}(1 - \beta) + \beta[m_t + E(y_{ct} | I_{t-1}) - E(m_t | I_{t-1})] + \beta e_t + \varepsilon_t \quad [6']$$

Al suponer pleno empleo $E(y_{ct} | I_{t-1}) = y_{ct} \cdot E(m_t | I_{t-1})$ representa la expectativa de la oferta monetaria en el período t formada con la información disponible en t-1. Al expresar $\beta e_t + \varepsilon_t = v_t$, puede describirse [6'] como:

$$y_t = y_{ct} + \beta[m_t - {}_{t-1}m_t] + v_t \quad [7]$$

siendo $[m_t - {}_{t-1}m_t]$ la sorpresa monetaria. En el caso en que $[m_t - {}_{t-1}m_t] = 0$, la predicción de la oferta monetaria es perfecta. Cuando $[m_t - {}_{t-1}m_t] \neq 0$ es que hubo cambios no anticipados en esta. Es decir, que el nivel de producción se mantiene en pleno empleo excepto cuando es afectada por perturbaciones aleatorias y sorpresas monetarias.

Esta no-neutralidad transitoria puede ocurrir cuando los oferentes locales asumen que va aumentar el nivel de precios ante una expansión monetaria, y lo perciben como una subida en su precio relativo. Por lo que, estarán dispuestos a ofrecer más, aumentando así la producción. Es

decir, que los oferentes confunden la variación del nivel general de precios con el tipo de perturbación local que justifica una expansión de su actividad (Barro, 1997). El exceso de oferta en el mercado representativo de bienes debe disminuir la tasa de interés esperada. Sin embargo, este exceso desaparece al elevarse la demanda de bienes y reducirse la oferta.

Consecuentemente, se mantiene el principio de ineffectividad de la política monetaria anticipada (Lucas, 1972, 1976; Lucas y Sargent, 1972; Sargent, 1973; Sargent y Wallace, 1975, 1976; Barro, 1976, 1977, 1978, 1979, 1997). Es decir, que la política monetaria es irrelevante en cuanto a la trayectoria de la producción y el empleo.

Análisis del método bajo el contexto de los modelos VAR y cointegración

Para probar la hipótesis de la neutralidad del dinero a través de los cambios anticipados y no anticipados del dinero debe considerarse la posibilidad de que las variables seleccionadas sean endógenas por naturaleza. Sin embargo, esto conlleva una serie de restricciones que pueden ser prácticamente imposibles presentar de manera empírica (Sims, 1980; Charemza y Deadman, 1993). En este caso, se necesita un marco de análisis que no considere una división de las variables en términos endógenos y exógenos. Esto favorece la utilización de los modelos de vectores autorregresivos, propuestos por Sims (1980).

Estos tipos de modelos se basan en la estacionariedad de las series de tiempo (siendo los primeros dos momentos de la serie finitos e independientes, es decir, que su distribución de probabilidad es invariable a través del tiempo). Cualquier serie estacionaria puede ser expresada como la suma de dos elementos no correlacionados: un proceso determinístico y uno de medias móviles, siendo el primero predecible por una combinación lineal de su pasado. Así que, si Y_t representa un vector de n series estacionarias, este puede ser expresado como (Toledo, 1992):

$$Y_t = C_t + A(L)e_t \quad [8]$$

donde C_t es el componente determinístico, $A(L)$ es una matriz de operadores de rezagos y coeficientes, e_t es un vector de innovaciones aleatorias con $E(e_t) = 0$, $E(e_t e_t') = 0$, y $E(e_t e_s') = 0 \forall t \neq s$ (Toledo, 1992). Si $A(L)$ es invertible, el término de MA en la ecuación [8] puede ser expresado en su forma autorregresiva como:

$$Y_t = B(L)Y_{t-1} + U_t = \sum_{s=1}^p B_s L^s + U_t \quad [9]$$

donde $(I - B(L)) = A(L)^{-1}$; P es la longitud del rezago; y u_t es el vector de residuos para este sistema, C_t no aparece en [9], porque es una combinación lineal de las Y_t 's rezagadas, y es combinado con las Y_t 's contemporáneas en la misma ecuación. En el contexto de los modelos monetarios, las u_t 's son los impulsos no anticipados, y la matriz $B(L)$ representa el mecanismo de propagación. Esta ecuación puede ser interpretada también como una forma reducida de algún modelo estructural dinámico (Toledo, 1992; Patterson, 2000).

El sistema [9] es la forma reducida de los modelos VAR. Cada variable en el sistema constituye una función lineal de sus valores pasados, de los valores rezagados de las variables independientes, y de las innovaciones o cambios no esperados (u_t 's). Estos modelos son estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Los estimadores son consistentes y asintóticamente eficientes en este caso, debido a que cada ecuación contiene los mismos regresores.

Una característica que distingue a estos modelos es que tienen la capacidad de simular cambios inesperados en las variables y de calcular la respuesta dinámica del sistema a través del tiempo. El sistema [9] puede resolverse para Y_t de forma tal que se obtenga la matriz de impulso-respuesta (Ω), la cual satisface:

$$Y_t = \sum_{s=0}^{\infty} \Omega_s u_{(t-s)} = \Omega_0 u_t + \Omega_1 u_{t-1} + \dots \quad [10]$$

Por ejemplo, considere el siguiente modelo VAR:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad [11]$$

Suponga que los valores iniciales de y_1 (y_{10}) y y_2 (y_{20}) son iguales a cero; no hay intercepto; el valor y_{10} esta sujeto a un choque unitario y las innovaciones se igualaron a cero. En este caso, para los valores iniciales, se puede apartar el efecto de este choque de la siguiente manera:

$$y_0 = \begin{pmatrix} y_{10} \\ y_{20} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \leftarrow \text{choque} \quad [12]$$

en $t=1$

$$\begin{pmatrix} y_{11} \\ y_{21} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \pi_{11} \\ \pi_{21} \end{pmatrix} \quad [13]$$

La cual es la primera columna de la matriz de parámetros en 10; en $t=2$

$$\begin{pmatrix} y_{12} \\ y_{22} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{11} & 0 \\ \pi_{22} & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \pi_{11}^2 + \pi_{12}\pi_{21} \\ \pi_{21}\pi_{11} + \pi_{22}\pi_{21} \end{pmatrix} \quad [14]$$

Siendo [14] el resultado de 13 elevado al cuadrado. Este comportamiento ocurre sucesivamente hasta $t=s$. El vector resultante elevado a la s contiene las respuestas, por período, de un choque unitario en y_1 . En este caso, los efectos de un choque unitario de la primera variable, luego de s períodos, en la segunda variable tienden a cero a medida que s tiende a infinito si el sistema es estable. Es decir, que los valores de los parámetros en el modelo se encuentren entre -1 y 1 .

Un modelo estable es uno en el cual se puede medir el impacto de los choques y ver si sus efectos son finitos. En este caso, puede medirse el

efecto unitario del término de error de una variable en otra variable dentro del mismo sistema e identificar tres escalas de tiempo: el impacto momentáneo, el efecto intermedio ($0 < s < \infty$) y el efecto a largo plazo $s \rightarrow \infty$ (Patterson, 2000). También es importante estimar el efecto acumulado, al obtener la suma parcial de los períodos de cero a s . Al llamar Π_1 a la matriz original de parámetros, a medida que s tiende a infinito, la matriz $(1 - \Pi_1)^{-1}$ mide el efecto total acumulado de un choque unitario en y_1 , en la misma variable y en el resto de las variables en el modelo.

Por otra parte, la representación de promedios móviles es una herramienta importante para examinar la interacción entre las variables de estudio. Los coeficientes, generados en los modelos de tipo vectores de medias móviles (VMA) pueden ser usados para generar los efectos de los choques en el patrón de tiempo de las series. Los parámetros de los VMA se conocen como los multiplicadores de impacto (Enders, 2004).

Los efectos acumulados de un impulso, en una unidad del término de error, en un VAR pueden obtenerse por la suma apropiada de los coeficientes de la función impulso respuesta, es decir, por los parámetros del VMA. Graficando, estos impulsos respuesta son una manera práctica para representar visualmente el comportamiento de las series respecto a varios choques.

En función de la estructura de los modelos VAR puede desarrollarse un modelo reducido el cual relacione el dinero (M_t) con la actividad económica real (Y_t) y el nivel de precios (P_t), partiendo de la siguiente relación multiplicativa:

$$M_t = A_t P_t^{\pi_1} Y_t^{\pi_2} e^{\varepsilon_t} \quad [15]$$

con:

$$A_t = \exp\{\mu_i + \phi_i t\}$$

se aplican logaritmos en [15] y se evalúa de acuerdo a lo establecido en [8] y [9] para obtener:

$$\begin{pmatrix} m_t \\ y_t \\ p_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \alpha_{30} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ p_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{pmatrix} \quad [16]$$

Bajo este contexto, el término de error se conoce como el componente no anticipado del crecimiento de la oferta monetaria. Por su parte, el término de error de la ecuación del producto interno bruto (PIB) real es el componente contemporáneo de esta variable que no fue captado por los valores rezagados.

También hay que mencionar que los valores contemporáneos de las ecuaciones de la oferta monetaria y el PIB real están relacionados sólo a través de los términos de error en ambas. Quiere decir que, bajo el contexto de la hipótesis de la ineffectividad de la política monetaria y la metodología de Barro, debe contrastarse si las variaciones del crecimiento de la producción son explicadas solamente por las perturbaciones aleatorias de su término de error. Para esto, se analiza las pruebas $F_{(k-1, n-k)}$ y Wald de significancia global en el modelo de corrección de errores del PIB real.

Luego, se debe contrastar la existencia de una correlación significativa entre los términos de error del modelo de corrección de errores del PIB real y de la oferta monetaria. Si el valor calculado de estas pruebas no excede el crítico y si existe una correlación significativa entre los términos de error del modelo de corrección de errores del PIB y de la oferta monetaria, se puede aseverar *a priori* que el componente no anticipado del dinero es lo único que afecta significativamente la producción real.

Los agentes racionales consideran toda la información disponible en el período pasado para formar sus expectativas. Su conjunto de información en el período t está conformado por los valores rezagados de las variables del modelo. Mientras esos valores sean conocidos y tomados en consideración para la formación de expectativas de los agentes, no deben afectar la producción real significativamente. Para esto, se prueba la significancia de los valores rezagados de la oferta monetaria en la ecuación del PIB real, lo cual implica también una prueba de neutralidad de la política monetaria.

La hipótesis nula es que los parámetros de las tasas de crecimiento de la oferta monetaria rezagada son estadísticamente iguales a cero en la ecuación de la tasa del crecimiento del PIB real. La significancia de los parámetros implica no-neutralidad. Para contrastar esta hipótesis se utiliza la prueba de Wald (W) (Charemza y Deadman, 1993).

Sin embargo, la mayor parte de los trabajos econométricos tradicionales que utilizan datos a través del tiempo se basan en el supuesto de estacionariedad de las series económicas, lo que quiere decir que su función de probabilidad no depende del tiempo. No obstante, puede observarse que, en prácticamente todos los países, gran parte de las variables han sufrido variaciones tanto en su media como en su varianza. Es decir, que los momentos de primer y segundo orden no son constantes siendo estos, en muchas ocasiones, función del tiempo. Las series temporales, en términos generales, presentan una tendencia a aumentar a través del tiempo, acentuándose su variabilidad.

Si el investigador no considera este fenómeno puede cometer diversos errores al utilizar técnicas estadísticas que requieran datos estacionarios, entre ellos el de tipo espurio. El análisis de estacionariedad, por tanto, es clave para todo el análisis posterior. La presencia de no estacionariedad en la media puede recogerse al introducir elementos deterministas en la especificación del proceso (Suriñach, Artís, López y Sansó, 1995). En el caso en que la introducción de estos elementos deterministas capture la no estacionariedad en la media del proceso, la inferencia estándar es aplicable bajo los supuestos clásicos (Suriñach, Artís, López y Sansó, 1995). Por su parte, la existencia de una raíz unitaria en el polinomio de la representación autoregresiva del proceso, hace que la varianza sea función del tiempo. Lo anterior se analiza a través del orden de integración de las series.

La existencia de una similitud en el orden de integración de las series puede mostrar una relación estable a través del tiempo, lo que sugiere la posibilidad de que se cumpla a largo plazo (Novales, 1997; Bhargava, 1996). Estos resultados sugieren la necesidad de utilizar series que cointegren para obtener estimadores insesgados y consistentes y resolver

el problema de regresiones espurias (Galindo y Cardero, 1997).⁴ Quiere decir que, las series no están relacionadas solamente por la tendencia en la magnitud de éstas. En términos econométricos, se minimiza la varianza del residual en el espacio paramétrico y los estimadores resultan ser superconsistentes, ya que convergen a su verdadero valor (Novales, 1997; Maddala, 1996; Galindo y Cardero, 1997; Johnston y DiNardio, 1997). Esto implica que el procedimiento de Johansen (1988) representa una forma de estimación, en principio, adecuada (Galindo y Cardero, 1997).

EVIDENCIA EMPÍRICA

Análisis del VAR

Con el propósito de llevar consistencia con la propuesta de Barro, las variables a considerar son: la oferta monetaria $M1$ (m), el producto interno bruto real (y) y el índice de precios al consumidor (p) (Jha y Donde, 2002). Se utilizan series trimestrales para el período de 1980(1) a 1999(4).

Las gráficas 1, 2 y 3, muestran la respuesta dinámica de la tasa de inflación, la oferta de dinero y la producción real, a un choque inesperado en las mismas variables. El efecto inmediato sobre la oferta monetaria respecto a un choque en los precios, es una reducción y luego un aumento, pero, el efecto permanente es negativo aunque bien cercano a cero, indicando que los efectos son transitorios. Respecto a la producción, los efectos son oscilatorios aunque de manera ascendente y luego se mantienen estables de manera positiva.

⁴ Al ser incorrecta la especificación de la existencia de este fenómeno, se pueden cometer errores en la modelación económica, al aceptar como válidas relaciones de tipo espurio, cuando se analizan las características de las estimaciones obtenidas (en el proceso de inferencia) (Bhargava, 1986; Maddala, 1996; Maddala y Kim, 1998; Enders, 1995). Es decir, que la determinación en el orden de integrabilidad de una serie es un aspecto fundamental y no llevar dicho análisis correctamente, en términos de política económica, puede conducir a conclusiones erróneas en términos de la toma de decisiones. Este planteamiento es clave en cualquier modelo econométrico con series de tiempo.

Por otro lado, el producto interno bruto real se mantiene oscilando como respuesta a los choques de los precios y de la oferta monetaria. Sin embargo, esto es de manera transitoria y tiende a estabilizarse de manera positiva con respecto a la oferta monetaria y negativa respecto a los precios, aunque cercanos a cero. Con los precios ocurre algo similar respecto a la producción real, pero, la estabilidad se mantiene a niveles negativos respecto a un choque en la producción.

La descomposición de varianza del error proyección indica la proporción de los movimientos de una serie dada por sus propios choques versus choques de otras variables. El cuadro 1 contiene la descomposición de la variancia del error de proyección de las variables del sistema. Como se observa en este cuadro, m_t influye en la variancia del error de proyección de y_t y p_t de forma más significativa que p_t en la ecuación de y_t y que y_t en la ecuación de p_t . Sin embargo, la influencia de y_t tanto en el error de proyección de m_t como en el de p_t es sumamente baja.

Los resultados de la descomposición de variancia del error de proyección sugieren la consideración de una gran interacción entre las variables. En este caso, cabe señalar la influencia del dinero sobre los precios y la producción real. En un horizonte de 10 trimestres, un promedio de 25% del error de proyección de y_t , es explicado por m_t , sobresaliendo los primeros trimestres en los cuales aumenta a 30%, aproximadamente. Lo mismo ocurre con p_t , sin embargo, la influencia mayor se encuentra en los últimos períodos.

Según los resultados obtenidos, la estabilidad presentada, en términos generales, es un indicador de que el modelo VAR expuesto es una herramienta importante para examinar la interacción entre las series a estudiar, y las respuestas de las mismas ante varios choques no esperados.

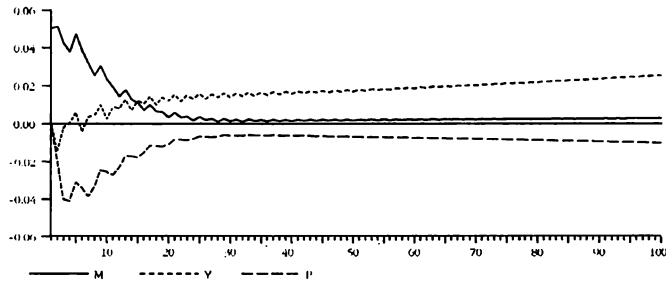
Análisis de las relaciones en el sistema

Según las pruebas ADF y PP, sintetizadas en el cuadro 2, el agregado monetario M1 y el índice de precios no rechazan la hipótesis de que son series I(2), mientras el nivel de producción real es I(1). Dada la presencia de

series I(2), lo conveniente es analizar las relaciones de multicointegración⁵ desarrolladas por Johansen (1995), la cual se divide en dos etapas.

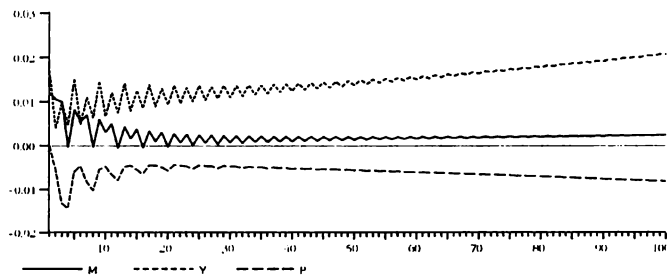
GRÁFICA 1

Respuesta de la oferta monetaria a innovaciones de una desviación estándar



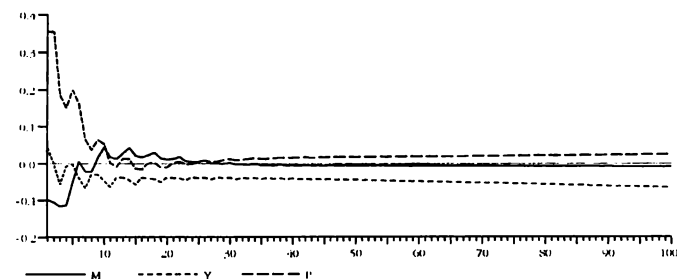
GRÁFICA 2

Respuesta de la producción real a innovaciones de una desviación estándar



GRÁFICA 3

Respuesta de los precios a innovaciones de una desviación estándar



⁵ Enders (2004), presenta el procedimiento de multicointegración de Engle y Granger y el de Johansen de forma sencilla.

CUADRO 1

Pruebas de descomposición de varianza en el modelo VAR

Descomposición de varianza en m_t				
Per.	S.E.	m_t	y_t	p_t
1	0.057044	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.082894	93.67164	6.310604	0.017760
3	0.099539	93.57228	4.396670	2.031051
4	0.113997	90.72008	3.806741	5.473183
5	0.129492	85.12532	2.951604	11.92308
6	0.145949	78.67833	2.350239	18.97143
7	0.164265	71.67071	1.859163	26.47012
8	0.183619	65.26374	1.487915	33.24834
9	0.204057	59.50499	1.210677	39.28433
10	0.224963	54.61298	1.000034	44.38699
Descomposición de varianza en y_t				
Per.	S.E.	m_t	y_t	p_t
1	0.030732	30.87439	69.12561	0.00000
2	0.035400	36.29617	53.00819	10.69564
3	0.042820	30.42889	58.67461	10.89650
4	0.046270	28.39433	56.05364	15.55203
5	0.050717	25.04587	58.79025	16.16387
6	0.053520	23.33758	58.82042	17.84201
7	0.056433	21.66505	60.25922	18.07573
8	0.058546	20.66222	60.81743	18.52035
9	0.060529	19.81865	61.73990	18.44145
10	0.062081	19.28121	62.34139	18.37740
Descomposición de varianza en p_t				
Per.	S.E.	m_t	y_t	p_t
1	0.034044	12.41174	5.139515	82.44875
2	0.069185	17.42512	5.889279	76.68560
3	0.105174	19.53405	6.064053	74.40190
4	0.140405	20.41866	5.733716	73.84762
5	0.174272	20.72343	5.298645	73.97793
6	0.206621	20.74646	4.814662	74.43888
7	0.237429	20.63109	4.351348	75.01756
8	0.266745	20.45179	3.919097	75.62911
9	0.294619	20.24822	3.529266	76.22251
10	0.321110	20.04159	3.180670	76.77774

CUADRO 2
**Orden de integración de las series mediante
 la prueba Dickey-Fuller aumentada(ADF)^a
 y Phillips-Perron (PP)^b, 1980-1999**

Variable	ADF	PP
m_t	-1.689	-2.165
Δm_t	-2.628	-2.342
$\Delta\Delta m_t$	-4.666*	-4.435*
y_t	0.406	-0.237
Δy_t	-3.846*	-18.933*
p_t	-2.532	-2.746
Δp_t	-2.335	-2.512
$\Delta\Delta p_t$	-4.365*	-7.925*

Notas: a) Pruebas hechas en RATS; *Indica significancia a 95%.

En la primera etapa se analiza el rango de la matriz $\pi = \alpha\beta$, para investigar si existen relaciones de cointegración en el sistema. Esto se realiza mediante la prueba de la traza del procedimiento de Johansen (1988), para el período 1980(4)-1999(4), la cual está sintetizada en el cuadro 3. Los resultados indican que existe un vector de cointegración (Johansen, 1988).

CUADRO 3
Pruebas de cointegración para m_t, i_t, r_t, a_t ^a

Valor propio	$H_0: \text{rango} = p$	$-\Gamma \ln(1 - \lambda_{p+1})^b$	$p - r$	95%	$-T \Sigma \ln(1 - \lambda_{p+1})^c$	95%
0.375	$p = 0$	26.31**	3	11.23	36.59**	21.58
0.113	$p < = 1$	6.73	2	7.37	10.29	10.35
1.614	$p < = 2$	3.55*	1	2.98	3.55*	2.98

Notas:

a/ Período 1981(1)-1999(4).

b/ $-\Gamma \ln(1 - \lambda_{p+1})$ = prueba de la raíz máxima característica.

c/ $-T \Sigma \ln(1 - \lambda_{p+1})$ = prueba de la traza.

La segunda etapa parte de un modelo de la forma (Enders, 2004):

$$\Delta^2 x_t = \pi x_{t-1} + \Gamma \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \pi_i \Delta^2 x_{t-1} + \mu_t \quad [17]$$

en el cual, se necesita encontrar los vectores de cointegración en Γ que son combinaciones lineales de aquellos en π . En esta prueba se considera a s como el número de vectores de cointegración en Γ que son ortogonales a aquellos en π . Se determina el valor de s condicionado al rango de $\pi(r)$. La hipótesis nula es $s = s_0 = 0^6$ y la alternativa es $s > s_0$.⁷ El valor calculado se obtiene de:

$$Q_{r,s}^* = -T \sum_{i=s_0+1}^n \ln(i - \hat{\lambda}_i) \quad [18]$$

Donde $Q_{r,s}^*$ se crea de la misma forma que el estadístico de la traza de Γ Johansen con la diferencia de que lo que se busca es probar el rango de condicionado al valor de r . Además, se obtiene el número de vectores de cointegración ortogonales a aquellos en π . En esta etapa, las raíces características se calculan de los complementos ortogonales de α y β , una vez que el valor de r se seleccione. En este caso, los valores críticos son modificados.

Según el cuadro 4, la prueba de multicointegración indica la presencia de al menos un vector de cointegración ortogonal al presentado en la primera etapa, ya que, para $r = 1$ el valor calculado de $S = 0$ es de 57.87 y el valor crítico es de 34.80 a 95% de nivel de significancia.

CUADRO 4

Prueba de multicointegración del procedimiento de Johansen

<i>P-R</i>	<i>R</i>		<i>Q(S R)</i>		<i>Q(R)</i>
3.00	0.00	57.87 ⁶	16.50	1.29	36.59
2.00	1.00	NA	27.76	0.84	10.29
1.00	2.00	NA	NA	25.96	3.55
P-R-S		3	2	1	

Nota: indica significancia a 95%.

⁶ Que no haya ningún vector de cointegración ortogonal a aquellos en π .

⁷ Que haya al menos un vector de cointegración ortogonal a aquellos en π .

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de la oferta monetaria de México se obtiene la estimación de [8]:

$$\begin{aligned} m_t &= 0.970y_t + 0.889p_t & [19] \\ t_\alpha &= -13.766 \end{aligned}$$

Los coeficientes de la ecuación son consistentes con la prueba (t_α) del modelo de corrección de errores mediante máxima verosimilitud. Según [8], en el largo plazo, un aumento en la oferta monetaria es asociado con un incremento casi proporcional en la producción y en los precios.

Los coeficientes alfas estimados por el procedimiento de Johansen (1988), presentados en el cuadro 5, tienden a ser relativamente pequeños, sugiriendo la posibilidad de exogeneidad débil. Al excluirse alguna de las variables consideradas se pueden obtener inferencias estadísticas inválidas y perder información relevante para conseguir una aproximación del PGI. Para explorar este punto, se utilizó la prueba de máxima-verosimilitud de exogeneidad débil. Los resultados indican que se pueden obtener estadísticas apropiadas de la ecuación del VAR: $\chi^2(4) = 2.951$.

CUADRO 5

Coefficientes alfa del procedimiento de Johansen

<i>Variable</i>	Δm_t	Δy_t	Δp_t
Δm_t	-0.024	-0.009	0.006
Δy_t	-0.010	-0.003	-0.002
Δp_t	-0.012	0.008	0.003

Para explorar las relaciones a través del tiempo se realizaron pruebas de no-causalidad en el sentido de Granger entre las variables del sistema. Este procedimiento plantea como hipótesis nula que una variable independiente “no causa Granger” en cada una de las otras variables del modelo. La prueba supone que la información relevante para la proyección de las variables a considerar no se encuentra solamente en las fluctuaciones rezagadas de las variables independientes.

El cuadro 6 presenta los resultados de las docimasias. Como puede observarse, existen efectos de retroalimentación en todas las variables del modelo. Estos resultados revelan la importancia de la consideración de estas variables en el modelo. El rechazo de la hipótesis nula sugiere que se pueden realizar proyecciones y pronósticos sobre la evolución de los movimientos de las variables dependientes, basados en modelos básicos de probabilidad condicional (Rodríguez, 2001) a la información obtenida por los rezagos de las variables independientes.

CUADRO 6
Pruebas de no-causalidad en el sentido de Granger

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Obs</i>	<i>Est. F</i>	<i>Probabilidad</i>
y_t , no causa <i>granger</i> en m_t	76	12.9571	7.2E-08
m_t , no causa <i>granger</i> en y_t		4.54702	0.00261
p_t , no causa <i>granger</i> en m_t	76	10.1754	1.7E-06
m_t , no causa <i>granger</i> en p_t		2.44926	0.05452
p_t , no causa <i>granger</i> en y_t	76	6.12305	0.00029
y_t , no causa <i>granger</i> en p_t		1.88570	0.12313

Por su parte, las pruebas de especificación incorrecta (Spanos, 1986) del VAR estimado indican la no presencia de autocorrelación, heterocedasticidad y no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los errores. Es decir, que toda la información sistemática disponible está incluida en el modelo (Spanos, 1996). Los resultados de esta prueba son:

$$JB = 2.710$$

$$ARCH: F_{(4,76)} = 0.665$$

$$LM: \chi^2(9) = 9.347$$

Análisis de los resultados del método de Barro

Dado los resultados del procedimiento de Johansen y la prueba de multicointegración, para analizar la propuesta de Barro, se calcula un modelo de corrección de errores con los parámetros del VAR:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 Z_{t-1} + \dots + \Gamma_k Z_{t-k} + \Pi Z_{t-1} + u_t \quad [9]$$

donde $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k) = \alpha\beta'$ y $\Gamma = -(A_{i+1} + A_{i+2} + \dots + A_{i+k})$.

Al estar en logaritmos las variables en niveles, en el modelo de corrección de errores, se pueden considerar sus primeras diferencias como tasas de crecimiento. Para ver los efectos del crecimiento del dinero anticipado, no es necesario calcular el componente anticipado y el no anticipado. En este caso, se deben analizar las ecuaciones para el dinero y la producción en el modelo de corrección de errores, los cuales se presentan en los cuadros 7 y 8.

CUADRO 7

Modelo de corrección de errores de la oferta monetaria^a

Variable dependiente: m_t

Muestra ajustada: 1981:2 1999:4

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
C	-0.048704	0.025023	-1.946341	0.0562
Ecm _{t-1}	-0.109746	0.054651	-2.008140	0.0491
Δm_{t-1}	0.071711	0.131747	0.544305	0.5882
Δm_{t-2}	-0.384301	0.127682	-3.009832	0.0038
Δm_{t-3}	-0.139513	0.131818	-1.058380	0.2941
Δm_{t-4}	0.228412	0.132042	1.729847	0.0887
Δy_{t-1}	0.274770	0.318637	0.862329	0.3919
Δy_{t-2}	0.543669	0.294811	1.844124	0.0700
Δy_{t-3}	0.549327	0.273641	2.007473	0.0491
Δy_{t-4}	1.090012	0.248858	4.380051	0.0000
Δp_{t-1}	0.351190	0.188302	1.865036	0.0670
Δp_{t-2}	0.120391	0.240025	0.501575	0.6178
Δp_{t-3}	0.392454	0.225633	1.739344	0.0870
Δp_{t-4}	-0.135027	0.189623	-0.712081	0.4791
R ²	0.760855	Med. Var. Dep.		0.087451
R ² ajustada	0.709890	D. E. Var. Dep.		0.081148
Error estándar	0.043708	Criterio de inf. Akaike		-3.255853
Suma de los errores ²	0.116534	Criterio de Schwarz		-2.823255
Máxima verosimilitud	136.0945	Estadístico F		14.92891
Durbin-Watson	1.526178	Prob. (F-estadística)		0.000000

Nota: a/ Se incluyó intercepto por su significancia.

CUADRO 8

*Modelo de corrección de errores del pib real*Variable dependiente: y_t

Muestra ajustada: 1981:2 1999:4

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
C	-0.023434	0.012076	-1.940566	0.0569
$e_{m,t-1}$	0.055678	0.059388	0.937531	0.3521
Δm_{t-1}	-0.055000	0.057477	-0.956906	0.3423
Δm_{t-2}	-0.203672	0.059907	-3.399775	0.0012
Δm_{t-3}	0.068266	0.060225	1.133520	0.2614
Δm_{t-4}	-0.342231	0.144780	-2.363800	0.0212
Δy_{t-1}	0.067708	0.132579	0.510697	0.6114
Δy_{t-2}	-0.064795	0.123366	-0.525225	0.6013
Δy_{t-3}	0.384574	0.113500	3.388321	0.0012
Δy_{t-4}	-0.231247	0.082766	-2.793981	0.0069
Δp_{t-1}	0.049468	0.108321	0.456684	0.6495
Δp_{t-2}	0.072145	0.102580	0.703300	0.4845
Δp_{t-3}	0.112998	0.083723	1.349661	0.1820
R^2	0.844243	Med. Var. dep.		0.005823
R^2 ajustada	0.814096	D.S. Var. Dep.		0.046244
Error estándar	0.019939	Criterio de inf. Akaike		-4.835983
Suma de los errores ²	0.024649	Criterio de Schwarz		-4.434285
Máxima verosimilitud	194.3493	Durbin-Watson		1.824202

Según los resultados, se rechaza la hipótesis nula, ya que $\chi^2(4) = 17.733$. Lo anterior también se corrobora con la prueba de exclusión $F_{(4,42)} = 3.702$. El valor rezagado del crecimiento del dinero tiene efectos en el crecimiento real del PIB, a pesar de que los agentes lo conocen al momento de formar sus expectativas. Entonces, se puede concluir que, en esencia, la política monetaria no es neutral. Es decir, que los efectos del dinero anticipado son significativos. Respecto al efecto del componente no anticipado en la actividad económica real, según el valor estimado del estadístico $F_{(k-1, n-k)}$ ($F_{(4,71)} = 28.005$) y la prueba de Wald ($\chi^2(4) = 328.644$), se puede indicar que el componente no anticipado del dinero tiene efectos significativos en la variación del crecimiento del PIB real.

Cabe señalar que, en esta investigación no es conveniente probar la significancia de los valores rezagados del dinero no anticipado. Ya que,

bajo el marco de los modelos VAR, los valores rezagados del término de error de la ecuación de la oferta monetaria forman parte de esta variable en $t-1$. Esto implica que cualquier choque ocurrido en el período $t-1$ es completamente conocido en el período t .

CONCLUSIONES

El propósito de este trabajo es demostrar la propuesta de la ineffectividad de la política monetaria, utilizando la metodología de Barro, pero a través de un VAR y multicointegración (dada la existencia de series $I(2)$). Los resultados obtenidos indican que, para la economía mexicana, el dinero no anticipado y anticipado afectan la producción real. Lo que indica que el dinero en México no es neutral.

Se puede señalar que esta no-neutralidad puede ocurrir por las rigideces del sistema, las características particulares de la política monetaria, así como los factores estructurales de la economía mexicana. Una conjetura a lo anterior es que, en México, los salarios no están indexados a la inflación. Mientras esto ocurra la política monetaria tendrá efectos reales aunque sea anticipada.

Este análisis a favor del dinero anticipado no invalida la hipótesis de la existencia de expectativas racionales. Las expectativas de los agentes, a nivel microeconómico, pueden ser racionales. Lo que ocurre es que las rigideces del sistema no permiten que esta racionalidad se vea reflejada en su comportamiento y por consiguiente en los datos macroeconómicos.

BIBLIOGRAFÍA

- Barro, R. J., *Macroeconomía: teoría y política*, Segunda Edición, McGraw-Hill, 1997.
- , “Money and Output in Mexico, Colombia and Brazil”, *Short Term Macroeconomics Policy in Latin America*, 1979, pp. 177-200.
- , “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, núm. 2, 1976, pp. 1-32.

- , “Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States”, *American Economic Review*, núm. 67, 1977, pp. 101-115.
- , “Unanticipated Money Output, and the Price Level in the United States”, *Journal of Political Economy*, núm. 86, 1978, pp. 549-580.
- Bhargara, A., “On the Theory of Testing Unit Roots in Observed Time Series”, *Review of Economic Studies*, núm. 53, 1986, pp. 369-384.
- Blejer, M.I. y L. Leiderman, “Inflation and Relative-Price Variability in the Open Economy”, *European Economic Review*, núm. 18, 1983.
- Blejer, M.I. y R.B. Fernández, “The Effects of Unanticipated Money Growth on Prices and on Output and its Composition in a Fixed-Exchange-Rate Open Economy”, *Canadian Journal of Economics*, vol. 33, 1980.
- Carstens, A. y A. Werener, “Mexico’s Monetary Policy Framework Under Floating Exchange Rate Regime”, *Banco de México*, Documento de investigación, núm. 9905, 1999.
- Carstens, A. y A. Reynoso, “Alcances de la política monetaria: marco teórico y evidencia empírica de la experiencia mexicana”, *Hacia una política de Estado: Seminario académico internacional*, 1998.
- Castellanos, S., “El efecto del ‘corto’ sobre la estructura de tasas de interés”, *Banco de México*, Documento de investigación, núm. 2000-1, 2000.
- Charemza, W. y D.F. Deadman, “New Directions in Econometric Practice”, *General to Specific Modeling, Cointegration and Vector Autorregresion*, Edward Elgar, University Press, Cambridge, 1993.
- Copelman, M. y A. Werner, “El mecanismo de transmisión monetaria en México”, *Trimestre económico*, vol. 64, núm. 253, 1997, pp. 75-104.
- Enders, W., *Applied Econometrics Time Series*, Nueva York, Wiley, 2004.
- Fischer, S., “Anticipations and the Non Neutrality of Money”, *Journal of Political Economy*, vol. 87, 1979.
- , “Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule”, *Journal of Political Economics*, vol. 85, 1977a.
- , “Wage Indexation and Macroeconomic Stability”, *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Carnegie Rochester Conference, vol. 5, 1977b.

- Friedman, B.M. y K.N. Kuttner, "A Price Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets", Documento de trabajo del Banco de la Reserva Federal de Chicago, 1992.
- Galindo, L.M. y M.E. Cardero, "Modelo de vectores autorregresivos con cointegración para la economía mexicana: 1980-1996", *Economía Mexicana*, vol. VI, núm. 2, 1998, pp. 223-246.
- Garcés, D.G., "Agregados monetarios, inflación y actividad económica", *Banco de México*, Documento de investigación, núm. 2000-07, 2000.
- , "Determinación del nivel de precios y dinámica inflacionaria en México", *Banco de México*, Documento de investigación, núm. 9907, 1999.
- Grossman, J., "The Rationality of Money Supply Expectations and the Short-run Responses of Interest Rates to Monetary Surprises", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 13, núm. 4, 1981, pp. 409-424.
- Ize, A. y J. Salas, "Dinero, precios y producto: un análisis de autorregresión vectorial para México", El Colegio de México, 1984, pp. 71-85.
- , "El comportamiento macroeconómico de la economía mexicana entre 1961 y 1981", El Colegio de México, 1984, pp. 171-227.
- Jha, R. y K. Donde, "The Real Effects of Anticipated and Unanticipated Money: A Test of the Barro Proposition in the Indian Context", Indira Gandhi Institute of Development Research, 2000.
- Johnston, J. y J. DiNardio, *Econometric Methods*, Cuarta Edición, McGraw-Hill, 1997.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, núm. 12, 1988, pp. 231-54.
- Kamas, L., "Monetary Policy and Inflation Under the Crawling Peg: Some Evidence from VAR's for Colombia", *Journal of Development Economics*, vol. 46, 1995.
- Kutner, K. y C. Evans, "Can VARs Describe Monetary Policy?", Documento de trabajo del Bancó de la Reserva Federal de Nueva York, 1998.
- Leiderman, L., "On the Monetary-Macro Dynamics of Colombia and Mexico", *Journal of Development Economics*, vol. 14, núm. 2, 1984, pp. 183-210.

- Lucas, R.E., "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, núm. 4, 1972, pp. 103-124.
- , "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, vol. 63, núm. 3, 1973, pp. 327-334.
- Lucas, R.E. y T.J. Sargent, "After Keynesian Macroeconomics", en Robert Lucas y Thomas Sargent, *Rational Expectations and Econometric Practice*, vol. 1. Minneapolis, The University of Minnesota Press, 1982 (1975).
- Maddala, G.S., *Introducción a la econometría*, Segunda Edición, Prentice Hall, 1996.
- Maddala, G.S. y I.M. Kim, *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Primera Edición, Cambridge University Press, 1998.
- Makin, J.H., "Anticipated Money, Inflation, Uncertainty and Real Economic Activity", *American Economic Review*, vol. 64, 1982a.
- , "Money Surprises and Short Term Interest Rates: Reconciling Contradictory Findings", National Bureau of Economic Research, 1982b.
- Martínez, L., O. Sánchez, y A. Werner, "Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión", *Banco de México*, Documento de investigación, núm. 2000-02, 2002.
- McGee, R.T. y R.T. Stasiak, "Does Anticipated Monetary Policy Matter?", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 17, núm. 1, 1985, pp. 16-27.
- Mishkin, F.S., "Does Anticipated Monetary Policy Matter?", *The Journal of Political Economy*, vol. 90, núm. 1, 1982, pp. 22-51.
- , "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, 1992.
- , "Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models", en *A Rational Expectations Approach to Macroeconomics*, National Bureau of Economic Research (NBER) y la Universidad de Chicago, 1983.
- Novales, A., *Econometría*, Segunda edición, McGraw-Hill, 1993.
- Patterson, *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, New York, St. Martin's Press, 2000, pp. 600-703.
- Phelps, E.S. y J. Taylor, "Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, vol. 85, 1977.

- Rodríguez, C., *El efecto de la sorpresa monetaria en la tasa de interés, inflación y tipo de cambio en la República Dominicana (1980-1993)*, Tesis sometida para obtener el grado de Maestro en Economía, Universidad de Puerto Rico, 1996.
- , *La hipótesis de la neutralidad del dinero en México: un análisis de series de tiempo para el período, 1980-1994*, Tesis sometida para obtener el grado de Doctor en Economía, Universidad Nacional Autónoma de México, 2001.
- Sargent, T.J., “Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Employment”, en Arthur M. Okun y George L. Perry, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, 1973.
- Sargent, T.J. y N.H. Wallace, “Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule”, *Journal of Political Economy*, vol. 85, 1975.
- , “Rational Expectations and the Theory of Economic Policy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 2, 1976.
- Sims, C., “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, vol. 48, núm. 1, 1980, pp.1-48.
- Sims, C. y T.A. Zha, “Does Monetary Policy Generates Recessions?”, Documento de trabajo del Banco de la Reserva Federal de Atlanta, 1998.
- Spanos, A., *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge University Press, 1986.
- Spanos, A.; E. Andreou y G. Syrichas, *A VAR Model for the Monetary Sector of the Cyprus Economy*, vol. I, Universidad de Chipre y el Banco Central de Chipre, 1997.
- Surinach, J., M. Artís, E. López y A. Sansó., *Análisis económico regional: nociones básicas de la teoría de cointegración*, Primera edición, Barcelona, España, Antoni Bosh, 1995.
- Toledo, W., “La neutralidad del dinero: Una discusión de la literatura y un análisis empírico para Puerto Rico”, *Serie de Ensayos y Monografías*, Unidad de Investigaciones Económicas, Universidad de Puerto Rico, núm. 78, 1996.
- , “Vectores Autorregresivos: una introducción a la técnica”, *Ceteris Paribus*, vol. 3, núm. 2, 1992, pp. 1-27.