

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 A. 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 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 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).

Para el caso de México, Barro (1979) aplicó esta metodología 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 los Estados Unidos y el de México. Otro trabajo pertinente, para el caso de México, es el de Blejer y Fernández (1980) quienes encontraron que un aumento no anticipado en el crecimiento del crédito doméstico provoca una expansión en el sector de bienes no-comerciables y una caída en la producción de los comerciables. Según estos autores, este efecto es equivalente al de la curva de Phillips de corto plazo en una economía cerrada, y desaparece una vez se ajustan las expectativas.

Actualmente se han realizado varios intentos para interpretar la propuesta de Barro bajo un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Pero, ninguno de estos trabajos, a excepción de Jha y Donde (2000) y Rodríguez (2001), explícitamente han señalado la importancia del concepto de cointegración entre las series a estudiar para calcular estos componentes. Por lo que, en este trabajo se intentará de someter a prueba la propuesta de la ineffectividad de la política monetaria en la economía mexicana a través de un modelo VAR con multicointegración, dada la existencia de series I(2). Para realizar este trabajo, se comienza con un análisis de la propuesta de la ineffectividad de la política monetaria.

* Profesor del Departamento de Economía de la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras.

La exposición de esta se realiza de manera sencilla para una economía cerrada. Luego, se justifica la utilización de un modelo VAR con cointegración. En la siguiente parte se presenta la metodología propuesta y los resultados encontrados; y, por último, las conclusiones generales.

I. Propuesta de la ineffectividad de la política monetaria

Mediante un modelo sencillo de expectativas racionales se puede entender esta propuesta. Este 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 racionales.¹

En la teoría de expectativas racionales se define la función de oferta agregada de la siguiente manera:²

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

donde todas las variables están expresadas en logaritmos, representando el nivel de producción y el de empleo pleno con y_t y y_{et} , respectivamente; β es un parámetro entre cero y uno; ${}_{t-1}p_t$ son las expectativas de precios en el período $t-1$ para el t ; p_t es el nivel de precios; $(p_t - {}_{t-1}p_t)$ es el cambio no esperado o sorpresivo en este y ϵ_t es la perturbación aleatoria. Como se observa en la ecuación (1), la oferta agregada está determinada por $(p_t - {}_{t-1}p_t)$. Cabe señalar, que el sistema siempre se encuentra en pleno empleo, excepto cuando los agentes son sorprendidos. La expectativa racional se puede expresar 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:

¹ 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. Por el contrario, esta teoría indica que las personas no cometen los mismos errores de predicción consistentemente.

² La curva de oferta agregada surge de la crítica hecha al modelo de expectativas 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. Si ocurre un crecimiento no esperado en la inflación actual los trabajadores seguirán ofreciendo más trabajo, disminuyendo el desempleo y aumentando la inflación. Pero, mientras sus expectativas se empiezan a adaptar ellos 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. Para Lucas las expectativas adaptativas u otro mecanismo, excepto las racionales no son compatibles con la hipótesis de la tasa natural.

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

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

Se añade un término de error aleatorio (μ_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 que ésta no sea constante. Es decir, que la ecuación (2) se puede reescribir como:

$$(3) \quad m_t = p_t + y_{et} + \mu_t$$

Despejando para p_t :

$$(3') \quad p_t = -y_{et} + m_t + \mu_t$$

Se puede obtener la forma reducida del modelo sustituyendo 3' en 1:

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

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

La ecuación (4') indica que el nivel de producción depende de la política monetaria, de las expectativas en los 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:

$$(5) \quad E(p_t | I_{t-1}) = -E(y_{et} | I_{t-1}) + E(m_t | I_{t-1}) + E(\mu_t)$$

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

Sustituyendo (5) en (4') se obtiene:

$$(6') \quad y_t = y_{et}(1 - \beta) + \beta [m_t + E(y_{et} | I_{t-1}) - E(m_t | I_{t-1})] + \beta\mu_t + \epsilon_t$$

Al suponer pleno empleo $E(y_{et} | I_{t-1}) = y_{et}$. $E(m_t | I_{t-1})$ representa la expectativa de la oferta monetaria en el período t formada con la información disponible en $t-1$. Al expresar $\beta\mu_t + \epsilon_t = \delta_t$, puede describirse (6') como:

$$(7) \quad y_t = y_{et} + \beta [m_t - {}_{t-1}m_t] + \delta_t$$

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 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. 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, desapareciendo 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.

II.a. ¿ Por qué la importancia de utilizar un modelo de vectores autorregresivos y cointegración?

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. Pero, se puede observar 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 de tiempo, 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 lo 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. 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. Por su parte, cuando la varianza es función del tiempo puede deberse a la existencia de una raíz unitaria en el polinomio de la representación autorregresiva del proceso,³ lo cual se analiza a través del orden de integración de las series.

³ Pero, no por la presencia de raíces en el polinomio autorregresivo dentro del círculo unidad. A diferencia de las raíces unitarias éstas no desaparecen al aplicar el operador diferencia (1-L).

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 también se de a largo plazo (Novales, 1997; Bhargava, 1996).⁴ Estos resultados sugieren la necesidad de utilizar series que cointegren para obtener estimadores insesgados y consistentes y resolver el problema de regresiones espurias. Las series están cointegradas por la relación teórica entre las variables y no 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; Johnston y DiNardio, 1997). Esto implica que el procedimiento de Johansen (1988) representa una forma de estimación, en principio, adecuada.

Además, debe considerarse la posibilidad de que las variables seleccionadas sean endógenas por naturaleza. Lo que conlleva una serie de restricciones que pueden ser prácticamente imposibles presentar de manera empírica (Sims, 1980; Charemza y Deadman, 1993). Por lo que, 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 VAR.

II. Metodología y evidencia empírica

Con el propósito de llevar consistencia con la propuesta de Barro, las variables a considerar son: la oferta monetaria M1 (m_t), el nivel de producción real interna (y_t) y el índice de precios al consumidor (p_t). Se utilizan series trimestrales para el período de 1980(1) a 1999(4).

Según las pruebas ADF y PP sintetizadas en el Cuadro I, 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 próximo es analizar las relaciones de multicointegración desarrolladas por Johansen (1995), la cual se divide en dos etapas.

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.

Cuadro I
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*

a)\ Prueba hecha en RATS con el programa DFUNIT.SRC y PPUNIT.SRC

*Indica significancia al 95 por ciento

En la primera etapa se analiza el rango de la matriz $\pi = \alpha\beta'$ ⁵, lo cual permite identificar si los parámetros obtenidos son linealmente independientes. Esto se realiza mediante la prueba de la traza del procedimiento de Johansen (1988), para el período 1980(4)-

⁵ Esta matriz es clave para analizar la posibilidad de múltiples vectores de cointegración. Su cálculo es parecido al de la ecuación para realizar la prueba ADF aumentada. Considere el caso más sencillo (Enders, 1995, pp. 172-173).

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \epsilon_t$$

donde x_t es un vector ($n \times 1$), ($x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$); ϵ_t es un vector ($n \times 1$), ($\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{nt}$); y A_1 es una matriz cuadrada de los parámetros. Restando x_{t-1} de la ecuación se obtiene:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= -(I - A_1)x_{t-1} + \epsilon_t \\ &= \pi x_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned}$$

donde π es $-(I - A_1)$ y π_{ij} denota el elemento en la fila i y la columna j de π . Si $\pi_i = 0$; $\Delta x_t = \epsilon_t$. El punto principal de cointegración concierne en el rango de la matriz π . Por ejemplo, en el caso en que el rango de la matriz sea igual a cero, cada elemento debe ser igual a cero y el sistema sería de la forma: $\Delta x_t = \epsilon_t$. Cada $\Delta x_{it} = \epsilon_{it}$, y la primera diferencia de cada variable en el vector x_t es $I(0)$. Cuando el rango de la matriz es completo, la solución a largo plazo es dada por n -ecuaciones independientes:

$$\pi_{11}x_{1t} + \pi_{12}x_{2t} + \pi_{13}x_{3t} + \dots + \pi_{1n}x_{nt} = 0$$

$$\pi_{21}x_{1t} + \pi_{22}x_{2t} + \pi_{23}x_{3t} + \dots + \pi_{2n}x_{nt} = 0$$

⋮

$$\pi_{n1}x_{1t} + \pi_{n2}x_{2t} + \pi_{n3}x_{3t} + \dots + \pi_{nn}x_{nt} = 0$$

Cada una es una restricción independiente de la solución de largo plazo de las series. Las n -series en el sistema enfrentan n restricciones a largo plazo. Las series contenidas en el vector x_t deben ser estacionarias. Si el rango de π es igual a r , hay r vectores cointegrados. Si $r = 1$, hay sólo un vector de cointegración dado por cualquier fila de la matriz π . Cada serie x_{it} puede ser estimada en un modelo de corrección de errores. Por ejemplo, Δx_{1t} se puede escribir:

$$\Delta x_{1t} = \pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n}x_{nt-1} + \epsilon_{1t}$$

o normalizando con respecto a x_{1t-1} se puede escribir $\alpha_1 = \pi_{11}$ y $\beta_{ij} = \pi_{ij} / \pi_{11}$ y se obtiene:

$$\Delta x_{1t} = \alpha_1 (x_{1t-1} - \beta_{12}x_{2t} + \dots + \beta_{1n}x_{nt}) = 0.$$

El vector de cointegración es $(1 - \beta_{12}, \beta_{13}, \dots, \beta_{1n})$ y el parámetro de la velocidad de ajuste es α_1 .

1999(4), la cual está sintetizada en el Cuadro II. Los resultados indican que existe 1 vector de cointegración (Johansen,1988). Para corroborar que la información brindada por la prueba de la traza del procedimiento de Johansen es correcta, la segunda etapa analiza las relaciones de multicointegración entre las variables. Mediante esta prueba se puede investigar si existen relaciones a largo plazo en la variables, a pesar de la presencia de series I(2).

Cuadro II
Pruebas de cointegración para m_t, i_t, r_t, a_t^a

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

a/ Pérido 1981(1)-1999(4);.

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

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

Con este propósito se analiza el rango de la matriz $\pi_d = \alpha\beta'$. En esta segunda etapa, al cálculo de la matriz π se le añade la matriz ι , la cual se compone de los patrones determinísticos de las series I(2). Se contrasta si se pueden generar combinaciones lineales cointegrables de series I(2) con I(1), con el propósito de validar la prueba de Johansen. Según el Cuadro III, la prueba de multicointegración corrobora la presencia de un vector de cointegración, ya que el rango (R) de la matriz de π 's es igual a dos por la presencia de series I(2) (S). Por lo que, la obtención del vector de (β_1, β_2) , mediante el procedimiento de Johansen, es la correcta, a pesar de la existencia de series con ordenes de integración diferentes.

Cuadro III
Prueba de multicointegración del procedimiento de Johansen

P-R	R	Q(SIR)			Q(R)
3.00	0.00	57.87	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	

Indica significancia a un 95%.

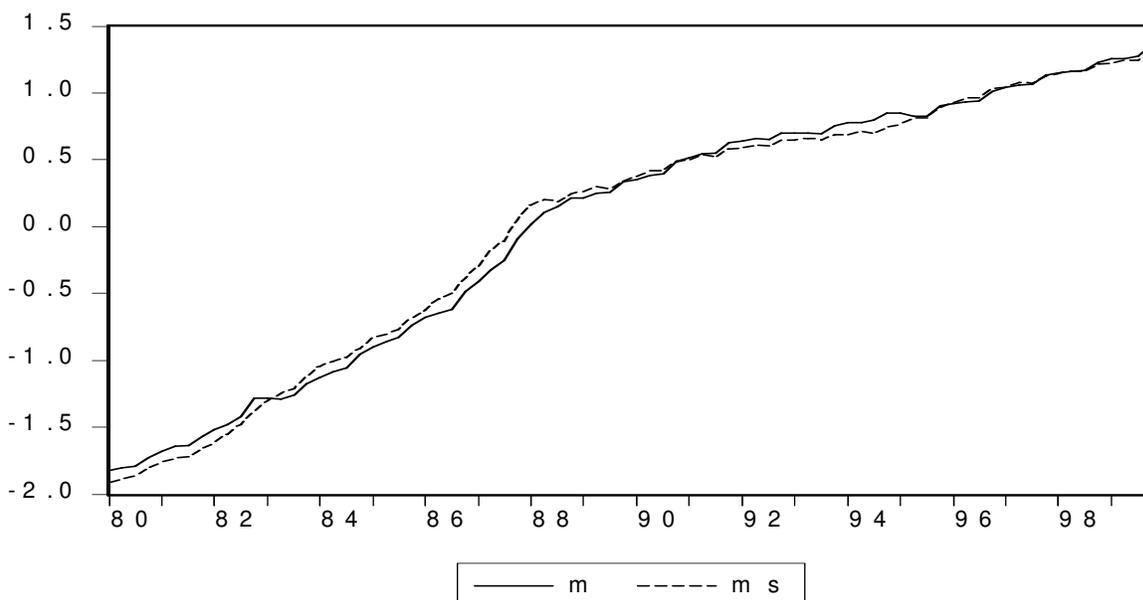
Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de la oferta monetaria de México se obtiene la estimación de (8):

$$(8) \quad \begin{aligned} m_t &= 0.970y_t + 0.889p_t \\ t_\alpha &= -13.766 \end{aligned}$$

Los coeficientes de la ecuación son consistentes con la prueba (t_α) del modelo de corrección de errores mediante el método generador de momentos. 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. Al aplicar esta ecuación a la serie de oferta monetaria y simular su comportamiento, se puede corroborar la buena aproximación, tal como se observa en la Gráfica I:

Los coeficientes α 's estimados por el procedimiento de Johansen (1988), presentados en el Cuadro IV, 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 de la base monetaria en el VAR: $\chi^2(4) = 2.951$.

G r á f i c a I
S i m u l a c i ó n d e l a o f e r t a d e d i n e r o
a t r a v é s d e l a e c u a c i ó n d e c o i n t e g r a c i ó n



Cuadro IV
Coefficientes alfa del procedimiento de Johansen

Variable	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

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:

$$JB = 2.710$$

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

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

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:

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

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 las primeras diferencias de las variables como de sus 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 el Cuadro V y el VI (ver Apéndice).

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 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 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). 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 afecta 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.

Bajo el marco de los modelos VAR, el término de error en la ecuación de la oferta monetaria es el componente no anticipado del crecimiento del dinero. El de la ecuación del 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 solamente a través de los términos de error en ambas. Bajo el contexto de la hipótesis de la ineffectividad de la política monetaria y la metodología de Barro, lo que se debe demostrar es 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 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 exceden 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.

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 no puede ser la única variable que tiene efectos significativos en la variación del crecimiento del PIB real. Además, no existe una correlación significativa entre los términos de error de las ecuaciones que aparecen en el Cuadro V y VI, ya que el estadístico-F que prueba la significancia del coeficiente de correlación es 1.427. Por lo que, no existe evidencia sobre los efectos del dinero no anticipado en la producción 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 .

III. Conclusiones

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

A pesar de los resultados obtenidos, es posible interpretar la relevancia de este trabajo para la economía mexicana. Se puede señalar que la no neutralidad ocurre 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.

Cabe señalar que, la práctica común del Banco de México ha sido la de ajustar diariamente el monto de la base monetaria a su demanda esperada. Por lo que, el Banco de México no tiene la capacidad de sorprender a los agentes económicos, ya que la oferta de base monetaria está determinada por su demanda esperada.

También se debe tener en cuenta la posibilidad de que la inflación responda parcialmente a factores estructurales como la inelasticidad de la oferta de alimentos básicos y de bienes importados, además de ser susceptible a influencias monetarias. Es un hecho que los excesos fiscales de principios de los años ochenta (1980-1982), financiados por una política monetaria acomodaticia, fue una de las causas principales de la alta inflación registrada en ese período.⁶ Sin embargo, en otros períodos menos dramáticos los movimientos de los precios podrían deberse más bien a factores estructurales por el lado de la oferta, que suelen ser importantes en países con un nivel de desarrollo como el de México. En la medida en que la inflación sea de carácter estructural, el dinero no anticipado no debe tener poco poder explicativo sobre el movimiento de los precios.

En este contexto, podría ser que los agentes económicos se refieran a otras variables, como los precios de importación, las tasas de interés en Estados Unidos y el nivel de reservas internacionales del Banco de México, para formar sus expectativas sobre tasas de interés y precios en la economía nacional.

Este análisis en contra de los resultados de la ineffectividad de la política monetaria 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.

⁶ Esto fue característico en muchos países de América Latina, para ese período (Rodríguez, 1996; Kutner, y Evans, 1998).

Bibliografía

- Blejer, M.I. y R.B. Fernández. (1980). "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.
- Barro, R. J. (1976). "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy." Journal of Monetary Economics, núm. 2, pp. 1-32.
- _____. (1977). "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States." American Economic Review, núm. 67, pp. 101-115.
- _____. (1978). "Unanticipated Money Output, and the Price Level in the United States." Journal of Political Economy, núm. 86, pp. 549-580.
- _____. (1979) "Money and Output in Mexico, Colombia and Brazil" Short Term Macroeconomics Policy in Latin America, pp. 177-200.
- _____. (1997). Macroeconomía: Teoría y Política. Segunda Edición. Mc Graw Hill.
- Bhargara, A. (1986). "On the Theory of Testing Unit Roots in Observed Time Series." Review of Economic Studies, núm. 53., pp. 369-384.
- Charemza, W. y D.F. Deadman (1993). "New Directions in Econometric Practice." General to Specific Modeling, Cointegration and Vector Autorregresion, editor Edward Elgar. Publicación limitada, University Press, Cambridge.
- Enders, W. (1995). Applied Econometrics Time Series, pp.63-319. New York, Wiley.
- Fischer, S. (1977a). "Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule." Journal of Political Economics, vol. 85.
- _____. (1977b). "Wage Indexation and Macroeconomic Stability." Stabilization of the Domestic and International Economy. Carnegie Rochester Conference, vol.5.
- _____. (1979). "Anticipations and the Non Neutrality of Money." Journal of Political Economy, vol. 87.
- Friedman, B.M. y K.N. Kuttner (1992). "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.

- Grossman, J. (1981). "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, pp. 409-424.
- Kutner, K. y C. Evans. (1998). "Can VARs Describe Monetary Policy?" Documento de trabajo del Banco de la Reserva Federal New York.
- Jha, R. y K. Donde (2000). "The Real Effects of Anticipated and Unanticipated Money: A Test of the Barro Proposition in the Indian Context". Indira Gandhi Institute of Development Research.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." Journal of Economic Dynamic and Control, núm. 12, pp. 231-54.
- Johnston, J. y J. DiNardio. (1997). Econometric Methods. Cuarta Edición. McGraw - Hill.
- Lucas, R.E. (1972). "Expectations and the Neutrality of Money." Journal of Economic Theory, núm. 4, pp. 103-124.
- _____. (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs." The American Economic Review, vol. 63, núm. 3, pp. 327-334.
- Phelps, E.S. y J. Taylor (1977). "Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectations." Journal of Political Economy, vol. 85.
- Lucas, R.E. y T.J. Sargent (1975). "After Keynesian Macroeconomics." Rational Expectations and Econometric Practice. Editado por Robert Lucas y Thomas Sargent. Vol.1. The University of Minnesota Press, Minneapolis, 1982.
- Maddala, G.S. (1996). Introducción a la Econometría. Segunda Edición. Prentice Hall.
- Maddala, G.S. y I.M. Kim (1998). Unit Roots, Cointegration and Structural Change. Primera Edición. Cambridge University Press.
- Makin, J.H. (1982a). "Anticipated Money, Inflation, Uncertainty and Real Economic Activity." American Economic Review, vol. 64.
- _____. (1982b). "Money Surprises and Short Term Interest Rates: Reconciling Contradictory Findings." National Bureau of Economic Research.
- McGee, R.T. y R.T. Stasiak (1985), "Does Anticipated Monetary Policy Matter?", Journal of Money, Credit, and Banking, vol.17, núm. 1, 16-27.

- 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.
- _____. (1983). "Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models." A Rational Expectations Approach to Macroeconomics. National Bureau of Economic Research (NBER) y la Universidad de Chicago.
- _____. (1982) "Does Anticipated Monetary Policy Matter?", The Journal of Political Economy, vol.90, núm.1, pp. 22_51.
- Novales, A. (1993). Econometría. Segunda edición. McGraw-Hill.
- Rodríguez, C. (2001). 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.
- Rodríguez, C. (1996). 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.
- Sargent, T.J. (1973). "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Employment." Brookings Papers on Economic Activity. Vol. 2. Editado por Arthur M. Okun y George L. Perry.
- Sargent, T.J. y N.H. Wallace (1975). "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule." Journal of Political Economy, vol. 85.
- _____. (1976). "Rational Expectations and the Theory of Economic Policy." Journal of Monetary Economics, vol. 2.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality." Econometrica, vol. 48, núm. 1, pp.1-48.
- Sims, C. y T.A. Zha (1998). "Does Monetary Policy Generates Recessions?" Documento de trabajo del Banco de la Reserva Federal de Atlanta.
- Spanos, A. (1986). Statistical Foundations of Econometric Modeling. Cambridge University Press.

- Spanos, A.; E. Andreou y G. Syrichas. (1997). A VAR Model for the Monetary Sector of the Cyprus Economy, vol. I. Universidad de Chipre y el Banco Central de Chipre.
- Toledo, W. (1996). “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.

IV. Apéndice

Cuadro V
Modelo de corrección de errores de la oferta monetaria^a

Variable dependiente: Δm_t

Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios

Muestra ajustada: 1981:2 1999:4

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
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

a/se incluyó intercepto por su significancia.

Cuadro VI
Modelo de corrección de errores del PIB real

Variable dependiente: Δy_t

Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios

Muestra ajustada: 1981:2 1999:4

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
$e_{cm\ t-1}$	-0.023434	0.012076	-1.940566	0.0569
Δm_{t-1}	0.055678	0.059388	0.937531	0.3521
Δm_{t-2}	-0.055000	0.057477	-0.956906	0.3423
Δm_{t-3}	-0.203672	0.059907	-3.399775	0.0012
Δm_{t-4}	0.068266	0.060225	1.133520	0.2614
Δy_{t-1}	-0.342231	0.144780	-2.363800	0.0212
Δy_{t-2}	0.067708	0.132579	0.510697	0.6114
Δy_{t-3}	-0.064795	0.123366	-0.525225	0.6013
Δy_{t-4}	0.384574	0.113500	3.388321	0.0012
Δp_{t-1}	-0.231247	0.082766	-2.793981	0.0069
Δp_{t-2}	0.049468	0.108321	0.456684	0.6495
Δp_{t-3}	0.072145	0.102580	0.703300	0.4845
Δp_{t-4}	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