
CRECIMIENTO, INFLACIÓN Y DINERO EN MÉXICO: 1990 - 2000

José D. Liqitaya Briceño¹

Resumen

Con base en un modelo teórico, y aplicando el análisis de cointegración y regresiones mínimocuadráticas, el autor examina el sentido y la magnitud de las relaciones de "equilibrio" de largo plazo entre el dinero, el producto, la tasa de interés y el nivel de precios en la economía mexicana durante la última década del siglo XX. Posteriormente utiliza la técnica de la autorregresión vectorial para examinar las relaciones dinámicas entre las variables, y estimar la respuesta en el tiempo de cada una de éstas a su propia perturbación o a la de alguna otra variable del sistema. De modo suplementario, emplea un método de aproximación al filtro de Kalman (para estimar las expectativas de inflación un período adelante), y pruebas de no causalidad en el sentido de Granger (para determinar el orden de las ecuaciones del modelo de vectores autorregresivos).

Introducción

En el presente artículo nos proponemos examinar las relaciones y dinámica de la oferta monetaria, el producto, el nivel de precios y la tasa de interés, que en la economía mexicana tuvieron lugar durante el postrer decenio del siglo XX. Prestamos atención a estas variables porque son relevantes para la instrumentación de la política monetaria. Un estudio de la forma en la que interactúan puede coadyuvar a que se encuentre alguna relación explotable que haga posible prever, con cierto grado de confiabilidad, las implicaciones para el nivel ingreso y/o los precios de virtuales desviaciones del acervo monetario respecto a una determinada trayectoria *ex ante*.

¹ Profesor Investigador Titular "C". Área de Teoría Económica. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa.

Tal hecho facilitaría una definición más precisa de la política monetaria, y el logro de sus objetivos, entre los que normalmente destaca la estabilidad de precios.

Nuestro trabajo se fundamenta en un modelo lógico-formal, que postula la existencia de una relación sistemática del nivel de precios con el acervo de dinero, el producto real y la tasa nominal de interés. Verificaremos inicialmente su aplicabilidad, y después intentaremos cuantificar, de modo preciso, el sentido y la magnitud de las relaciones de largo plazo entre las mencionadas variables, además de evaluar la dinámica de cada una de ellas en su interacción con las demás.

A fin de establecer si también existe una relación de largo plazo de las variables indicadas con la tasa real de interés, incorporaremos ésta en el análisis, en lugar de la tasa nominal de interés. Tal acción no invoca ninguna plataforma teórica, pero empíricamente nos ayudará a verificar si en la economía mexicana se manifiestan los efectos de liquidez y de expectativas inflacionarias, frente a aumentos imprevistos de la oferta monetaria.

El análisis se apoyará tanto en la aplicación de la metodología econométrica moderna como en la tradicional, y consistirá en los siguientes procedimientos:

- Primero, utilizaremos la prueba de raíz unitaria de Dickey y Fuller para determinar el orden de integración de las series de datos originales. Esta labor es necesaria, ya que la mayoría de los datos macroeconómicos no son estacionarios, ni siquiera en torno a una tendencia determinista, por lo que los resultados de los análisis son espurios². Pero también nos servirá de referencia básica para realizar las pruebas de no causalidad en el sentido de Granger, que requieren, para ser válidas, series estacionarias o estacionarizadas.

- A continuación verificaremos, con base en el procedimiento de Johansen (1988), si las variables bajo estudio cointegran; en tal caso, podremos obtener su "verdadera" relación de equilibrio de largo plazo, lo que a su vez validará la pertinencia de las estimaciones mínimocuadráticas que des-

² La explicación más elocuente sobre este punto se encuentra, a mi juicio, en Kennedy (1997).

pués efectuaremos para cotejarlos con los coeficientes del análisis de cointegración, y obtener suplementariamente los estadísticos que den cuenta de la "bondad de ajuste" del modelo, su significancia estadística global y la significancia de cada estimador, por separado.

Por último, aplicaremos el método de la autorregresión vectorial para examinar las relaciones dinámicas entre las variables. Específicamente, estimaremos la respuesta en el tiempo de cada variable; ya sea a su propia perturbación –un choque en la ecuación donde la variable es dependiente– o de alguna otra variable del sistema.

El documento consta de cuatro secciones. En la primera, exponemos el modelo de análisis formal expresado en términos de niveles. En la segunda, nos referimos a la información estadística utilizada en el estudio y a la forma en la que construimos la variable "inflación esperada". A continuación damos cuenta de la evidencia empírica, en la que se exponen los resultados de las pruebas de estacionariedad para las series, los análisis de cointegración y de regresión, y el examen de los efectos dinámicos de choques estructurales, con base en un modelo de vectores autorregresivos. Finalmente, elucidamos nuestras conclusiones.

1. El modelo de análisis

El modelo de referencia se basa en la ecuación cuantitativa que parte de la relación³:

$$M_t^s V_t = P_t Y_t \quad (1)$$

(Donde: M_t^s representa la cantidad de dinero; V_t es la velocidad-ingreso de circulación del dinero; P_t es el nivel general de precios y " Y_t " es el producto real).

³Existe una vasta literatura que da cuenta de la Teoría Cuantitativa del Dinero, por lo que consideramos innecesario reseñarla aquí. El lector no advertido puede encontrar un detallado examen en Argandoña (1981) y Harris (1985).

Para la función de demanda de dinero adoptamos la especificación de Cagan (1956). De acuerdo con estimaciones previas de diferentes formas funcionales, esta es la más adecuada para examinar con datos trimestrales el caso mexicano y concuerda con el seminal estudio de Galindo y Perrotini (1996):

$$(M^d/P)_t = Y_t^\phi e^{-\theta R_t} \quad (2)$$

De modo concomitante con (1) y a partir de la condición de equilibrio en el mercado monetario ($M_t^s = M_t^d$), la función de la velocidad-ingreso de circulación del dinero, V_t , se define como: $V_t = P_t Y_t / M_t^d = P_t Y_t / P_t Y_t^\phi e^{-\theta R_t} = Y_t^{1-\phi} e^{\theta R_t}$, por lo cual:

$$V_t^{-1} = Y_t^{\phi-1} e^{-\theta R_t} \quad (3)$$

Lo cual significa que la función V_t^{-1} no es equivalente a la función de demanda de saldos monetarios reales, ya que la elasticidad-ingreso de V_t es $(1-\phi)$ y la elasticidad-ingreso de la demanda de saldos reales es ϕ . De (3) se desprende que, si $\phi=1$, los cambios en el ingreso real no afectan a V_t ; pero si $\phi < 1$, V_t se elevará al aumentar el ingreso real.

Reemplazando (3) en (1) y luego de establecer la condición de equilibrio en el mercado de dinero arribamos a:

$$M_t^s = P_t Y_t^\phi e^{-\theta R_t} \quad (4)$$

Después de obtener los logaritmos naturales, el nivel de precios se expresa en función de las demás variables del modo siguiente:

$$\ln P_t = \ln M_t^s - \phi \ln Y_t + \theta R_t \quad (5)$$

$$\text{ó} \\ p_t = m_t - \phi y_t + \theta R_t \quad (5')$$

(En (5') las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables que en (5) se expresan con mayúsculas)

De modo concordante con la visión neocuantitativa, las hipótesis que subyacen en este modelo son: 1) Existe una tasa "natural" de desempleo y la

economía tiende al equilibrio walrasiano. Esta hipótesis es fundamental para explicar el porqué de la estabilidad del producto real y está ligada a la crítica de Friedman (1968) a la visión keynesiana de la curva de Phillips, al ulterior análisis por parte de la escuela de las Expectativas Racionales de dicha curva y a su propia teoría de los ciclos económicos⁴; 2) la tasa nominal de interés se determina fuera de toda consideración monetaria, y 3) la política monetaria domina suficientemente a la política fiscal, por lo que esta última puede ser soslayada. Existen, además, otras dos hipótesis importantes: 4) la oferta monetaria es exógena, y 5) la demanda de saldos monetarios reales (y, por tanto, la velocidad de circulación del dinero) es funcionalmente estable.

Con base en "5)", y la hipótesis expuesta en "1)", la teoría monetarista postula la existencia de una relación entre el dinero y el nivel de precios de los bienes establecida de tal forma que los cambios en la oferta monetaria *causan* los cambios del nivel de precios y determinan su tasa de variación.

2. Información utilizada

En este trabajo utilizamos información original (sin desestacionalizar) del Banco de Datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BDINEGI), con una Periodicidad trimestral, para el lapso 1990:1-2000:2.

El indicador del nivel de precios es el Índice Nacional de Precios al Consumidor, *p*. La oferta monetaria se representa por *m*₂, que resulta de sumar a *m*₁ (billetes, monedas y cuentas de cheques en moneda nacional y extranjera) los instrumentos bancarios líquidos con vencimiento hasta un año plazo y aceptaciones bancarias. Para el producto real, *e*, incorporamos los datos del Producto Interno Bruto a precios de 1993 y la tasa nominal de interés, *R*, la representamos con el rendimiento trimestralizado de los Certificados de Tesorería (CETES).

Para calcular las expectativas inflacionarias un trimestre adelante —a fin de obtener la tasa real de interés, *RR*, de acuerdo con la ecuación de Fischer— postulamos el proceso de formación de expectativas inflacionarias

⁴ En Liqitaya (1992) realizamos un análisis más detallado sobre este punto.

propuesto por Mullineaux (1980). Además de ser parsimonioso, refleja el criterio plausible de que la información del crecimiento monetario contribuye de manera significativa a la explicación de las expectativas inflacionarias, dado el efecto de la inflación pasada sobre las anticipaciones. Este se expresa como:

$$\Delta p^e_t = \sum_{i=1}^{i=2} \alpha_{t-i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=2} \beta_{t-i} \Delta m_{2t-i} \quad (6)$$

Sin embargo, nuestra estimación del proceso de formación de expectativas inflacionarias planteado en (6) se efectuará con base en una aproximación al modelo de *Filtro de Kalman*. Como se sabe, este modelo constituye una herramienta fundamental en el seminal análisis que Lucas (1973) realizó en el marco de la escuela de las Expectativas Racionales y su aplicación permite derivar reglas de decisión lineales óptimas con coeficientes que varían en el tiempo, en función de los cambios de las variables relevantes, aspecto que supera las limitaciones de los modelos econométricos tradicionales que Lucas (1976) hizo patente en su crítica a la evaluación econométrica de la política económica⁵. El algoritmo que empleamos para la estimación de los coeficientes cambiantes en cada uno de los períodos parte de la forma convencional de cálculo (mínimocuadrático):

$$\beta = (X_t' X_t)^{-1} X_t' y_t \quad (7)$$

Donde β es el vector de coeficientes; X es una matriz de $t \times k$ (t = número de observaciones en la muestra y k = número de variables explicativas, incluyendo la constante si tal es el caso); y , es el vector de la variable explicada y " $'$ " denota que la matriz es transpuesta.

Con base en (7) se calcula el vector β que mide la respuesta media de y a X sobre un lapso que termina en el período " t ". En el período " $t+1$ " se

⁵ La crítica de Lucas consiste esencialmente en el argumento lógico de que los parámetros estimados no se mantienen inalterados (como lo establecen los modelos econométricos tradicionales) frente a variaciones en la política económica. Cualquier modificación en la política económica hará que cambie la estructura de los modelos econométricos. El cambio de la regla de política afectará no sólo los parámetros de la ecuación que describen la política misma, sino también los parámetros de otras ecuaciones. Por tanto, las estimaciones derivadas de políticas anteriores serán inadecuadas en la simulación de políticas nuevas.

cuenta con observaciones adicionales de y , y cada una de las k variables explicativas. Si el vector de coeficientes calculado en el período " t " es β_t , se estima β_{t+1} , con base en el siguiente procedimiento:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + K_{t+1}(y_{t+1} - x_{t+1}\beta_t) \quad (8)$$

La parte que se encuentra entre paréntesis de (8) es el residual de la regresión proyectada para el período " $t+1$ ", calculado con base en el vector β_t que refleja la información disponible al período " t ". Este residual se multiplica por el vector K a efecto de estimar el ajuste necesario de los parámetros β_t y así obtener β_{t+1} . El cálculo de K (denominado "vector en progreso") se efectúa del siguiente modo:

$$K_{t+1} = (X_t'X_t)^{-1} x_{t+1} [1 + x_{t+1}'(X_t'X_t)^{-1}x_{t+1}]^{-1} \quad (9)$$

La expresión entre corchetes, después de ser realizadas las operaciones, da lugar a un escalar que multiplica a $(X_t'X_t)^{-1} x_{t+1}$ de dimensión $k \times 1$. La combinación de (8) y (9) conforman el algoritmo empleado para calcular los coeficientes β en cada uno de los períodos hasta llegar a un trimestre más adelante del período considerado en el estudio⁶.

Esta forma de estimar las expectativas de inflación contra resultados más concordantes con la hipótesis de comportamiento racional de los agentes y , por ende, más satisfactorios que la modelización de las expectativas adaptables, en la que mayormente se emplea la transformación de Koyck.

3. Evidencia empírica

3.1 Pruebas de estacionariedad para las series

En el cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (ADF(4)). Indican que $m2$ y p son series no estacionarias de orden $I(2)$ y que y , R y RR son no estacionarias de orden $I(1)$.⁷

⁶ Información más detallada sobre el procedimiento aquí empleado se encuentra en Bomhoff (1994). Un desarrollo formalizado puede verse en Sargent (1979).

⁷ Se dice que una variable es integrada de orden d , escrita $I(d)$, si debe ser diferenciada d veces para volverse estacionaria. Por lo tanto, una variable estacionaria es integrada de orden cero, escrita $I(0)$. Se

Al respecto de las series y , p , m_2 , y R , Galindo (1997) y Galindo y Perrotini (1996) obtuvieron resultados análogos para el período 1980.1 - 1994.4, hecho que avala el aspecto técnico de nuestros cálculos. Sin embargo desde un punto de vista lógico no es plausible que las primeras diferencias, tanto del Índice Nacional de Precios al Consumidor -estimador convencional de la tasa de inflación- como del acervo monetario, se consideren integradas de orden $I(1)$, porque no tienden a crecer ni decrecer en el tiempo. El mismo cuestionamiento se debe efectuar a los valores originales de las tasas nominal y real de interés. De hecho, ambas variables deberían estipularse como integradas de orden $I(0)$, y como $I(1)$ el orden del acervo monetario y de los precios, aunque las pruebas no lo establezcan así.

CUADRO 1: ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES

Variabales	ADF (4) ¹
P_t	1.6412
Δp_t	-1.1260
$\Delta\Delta p_t$	-3.0775**
m_{2t}	1.7323
Δm_{2t}	-0.9019
$\Delta\Delta m_{2t}$	3.0594**
Y_t	1.5082
Δy_t	-2.0921
$\Delta\Delta y_t$	-3.5269**
R_t	-0.8021
ΔR_t	-3.1535**
RR_t	-1.2754
ΔRR_t	-3.4213**

Prueba de Dickey - Fuller, aumentada con 4 rezagos

() Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del (5 %) (1%).

dice que una variable que debe ser diferenciada una vez para volverse estacionaria es $I(1)$, integrada de orden uno, etc. Las variables económicas son raras veces integradas de orden mayor que dos; y si no son estacionarias suelen ser $I(1)$. Para facilitar la exposición, en lo sucesivo señalaremos simplemente $I(0)$, $I(1)$, etc.

Mas allá de esta observación, los resultados sugieren que es necesario establecer si las variables bajo estudio cointegran –requisito básico para obtener la “verdadera” relación de largo plazo entre las mismas, obtener estimadores insesgados, y conjurar el peligro de que nuestro análisis se realice con base en regresiones espurias–. Pero también nos servirán de referencia básica para realizar las pruebas de no causalidad, ya que éstas requieren que las series se encuentren estacionarizadas.

3.2 Análisis de cointegración⁸

En los cuadros 2 y 3 se exponen los resultados del análisis de cointegración con base en el procedimiento de Johansen (1988). El cuadro 2 concierne a las series p , $m2$, y , R . Se puede apreciar que existen tres vectores de cointegración; es decir, dos soluciones de largo plazo además del modelo de precios.

CUADRO 2. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN PARA p , $m2$, y , R (1) (PERÍODO 1990:1 2000:2)

Valor propio	Cociente Máximo verosímil	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%	Núm. de ec. de Cointegración
0.423697	47.89001	39.89	45.58	Ninguno**
0.317857	27.49852	24.31	29.75	A lo más 1 *
0.231988	13.34543	12.53	16.31	A lo más 2 *
0.0922057	3.57928	3.84	6.51	A lo más 3

(1) El VAR incluye cuatro rezagos

** denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación del 5%(1%)

La prueba indica la existencia de tres ecuaciones de cointegración al nivel de significación del 5%.

⁸ Se dice que dos o más variables están *cointegradas*: aunque individualmente son de distinto orden de integración, cuando una combinación lineal particular de ellas es I(0). Se interpreta la combinación de cointegración como una relación de equilibrio, porque puede demostrarse que las variables del término de corrección de error en un modelo de corrección de errores (MCE) deben estar cointegradas y, por contrapartida, que las variables cointegradas deben tener una representación MCE. Es por ello que el concepto de la cointegración adquiere relevancia, ya que provee un marco formal para la verificación y la estimación de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables económicas.

Al respecto, el segundo vector parece corresponder a la ecuación de demanda nominal de dinero, con una elasticidad-precio mayor a la unidad.⁹ La otra ecuación parece concernir a una de tipo lineal-logarítmica, con la tasa de interés en función de los demás argumentos. Pindyck y Rubinfeld (1988) aplicaron un modelo parecido a éste.

Luego de normalizar el primer vector de cointegración como ecuación de precios (véase tabla A 1 del anexo) obtenemos:

$$p_t = 0.882598m_{2t} - 0.618037y_t + 0.006777R_t \quad (10)$$

Al cotejar esta ecuación con la obtenida por estudio de Galindo (1997) se advierte un cambio en la magnitud de los coeficientes (elasticidad-dinero, elasticidad-producto y semielasticidad-tasa de interés) durante la década 1990-2000, hecho refrendado al no aceptarse la hipótesis conjunta de que los coeficientes de m_2 , y , R son, respectivamente, iguales a (1, -1 y 1)¹⁰.

No obstante, los resultados aquí obtenidos son congruentes con el enfoque teórico adoptado, por cuánto corroboran la proposición de que los aumentos en la cantidad de dinero, m_2 , han venido induciendo incrementos en el nivel de precios -aunque en forma menos que proporcional-, y avalan los postulados de que la tasa de interés y la actividad productiva mantienen, respectivamente, una relación positiva y negativa con el índice de precios;

El cuadro 3 muestra los resultados del análisis para p , m_2 , y , RR . Como se advierte, existe un solo vector de cointegración, es decir, una sola relación de equilibrio de largo plazo entre las variables involucradas.

Dicho vector, normalizado también como una ecuación de precios (véase tabla A 2 del anexo), se concreta en la siguiente expresión:

⁹ Esto resulta sorprendente y convendría examinarlo más detenidamente en un estudio especial, por cuanto, los trabajos empíricos sobre el tema (véase, por ejemplo, Bléjer, 1983, 1984; Yacamán, 1984; Ortiz, 1982; Feliz, 1992; Galindo y Perrotini, 1996) partieron directamente del supuesto de que la demanda de saldos monetarios reales es una función homogénea de grado cero respecto al nivel de precios.

¹⁰ De acuerdo con la prueba de Wald aplicada en el marco de un análisis de regresión. En efecto, los resultados obtenidos por Galindo fueron $p_t = 0.99m_{2t} - 0.66y_t + 0.44R_t$; sin embargo, su estudio no rechaza la hipótesis conjunta de que los coeficientes son iguales a 1, -1 y 1, en ese mismo orden.

$$p_t = 0.820319m_{2t} - 0.555894y_t + 0.015865RR_t \quad (11)$$

Habiendo constatado que, al menos una combinación de las variables consideradas en nuestro análisis es $I(0)$, y luego de estimar las relaciones de equilibrio de largo plazo como ecuaciones de precios, podemos extender nuestro estudio aplicando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) al modelo, en la inteligencia de que los resultados obtenidos no serán espurios.

CUADRO 3. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN PARA p , m_2 , y , RR (1) (PERÍODO 1990:1 2000:2)

Valor propio	Cociente máximo verosímil	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%	Núm. de ec. de cointegración
0.760543	73.88652	39.89	45.58	Ninguno**
0.370719	22.42878	24.31	29.75	A lo más 1
0.107501	5.754369	12.53	16.31	A lo más 2
0.045067	1.660105	3.84	6.51	A lo más 3

(1) El VAR incluye cuatro rezagos

** denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación del 5%(1%)

La prueba indica la existencia de una ecuación de cointegración al nivel de significancia del 1%.

3.3 Análisis de regresión

El cuadro 4 muestra los resultados de la regresión con la que se obtienen los coeficientes que, al igual que en las ecuaciones de cointegración, constituyen estimadores de las elasticidades dinero (coeficiente de m_2), producto (coeficiente de y) y semielasticidad tasa de interés (coeficiente de R) del nivel de precios. Como se advierte, los valores de dichas estimaciones son muy parecidas a los arrojados mediante el procedimiento de Johansen, corroborando la confiabilidad de los cálculos respecto al sentido y la magnitud de las relaciones de largo plazo entre el nivel de precios, la oferta monetaria, el producto y la tasa de interés.

Para una mejor apreciación, exponemos el resultado fundamental en forma de ecuación

$$p_t = 0.854966m_{2t} - 0.593483y_t + 0.000682R_t \quad (12)$$

CUADRO 4. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN: $p_t = f(m2_t, y_t, R_t)$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadist. 't'	Probab.
m2	0.854966	0.009604	89.02296	0.0000
y	-0.593483	0.009339	-63.55120	0.0000
R	0.000682	0.000527	2.926411	0.0237
R cuadrado	0.995455	Media var. depend.		4.911698
R cuadrado ajustado	0.995221	Desv. E. var. depend.		0.557495
E.E. de la regresión	0.038538	Criterio de Akaike		-3.605587
Suma resid. al cuadrado	0.057922	Criterio de Schwarz		-3.481468
Log máximoverosímil	78.71733	Estadístico F		4270.468
Estadístico D-W.	0.566863	Prob(Estadístico F)		0.000001

En el cuadro 4 también se observa que la "bondad de ajuste" del modelo, medida por el coeficiente de determinación es casi perfecta –los valores de las variables dependiente e independientes se encuentran casi en el mismo hiperplano (Greene, 1999)– y que, de modo concomitante,¹¹ la prueba "F" valida al modelo en su conjunto (véase la probabilidad asociada). No obstante, a juzgar por el valor de D-W, se percibe evidencia de autocorrelación positiva de primer orden al nivel de significación del 1 por ciento¹². Una estimación subsecuente, que incluyó a la variable dependiente rezagada un período conjuró este problema. Ello refrenda, por lo demás, la conveniencia de dar una especificación dinámica al modelo para fines de pronóstico, máxime si se tiene en cuenta que la variable dependiente rezagada aprehende implícitamente los efectos de las variables independientes de varios períodos anteriores.¹³

El cuadro 5 presenta los resultados de la regresión en la que se sustituye la tasa nominal de interés por la tasa real.

¹¹ Por la muy estrecha relación entre R^2 y el estadístico "F". Véase la expresión formal de dicha relación en Johnston (1984), p. 187, fórmula (5-72), y en Gujarati (1997), pp. 244-245.

¹² Pues, para 40 g. 1, el valor de D_1 reportado en tablas es 1.148

¹³ Precisando, si el modelo es $p_t = (\alpha m_t - \beta y_t + \gamma R_t + \delta p_{t-1})$, p_{t-1} a su vez es igual a: $\alpha m_{t-1} - \beta y_{t-1} + \gamma R_{t-1} + \delta p_{t-2}$, pero $p_{t-2} = \alpha m_{t-2} - \beta y_{t-2} + \gamma R_{t-2} + \delta p_{t-3}$... y así sucesivamente hasta el período $t-(t-1)$.

CUADRO 5. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN: $p_t = g(m_{2t}, y_t, RR_t)$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadist. 't'	Probab.
m2	0.845962	0.014350	58.95198	0.0000
y	-0.584077	0.013864	-42.13004	0.0000
RR	0.002470	0.002333	-1.058698	0.2964
R cuadrado	0.995178	Media var. depend.		4.933611
R cuadrado ajustado	0.994925	Desv. E. var. depend.		0.545801
E.E. de la regresión	0.038884	Criterio de Akaike		-3.586119
Suma resid. al cuadrado	0.057454	Criterio de Schwarz		-3.460736
Log máximoverosímil	78.51544	Estadístico F		3921.570
Estadístico D-W.	0.574991	Prob(Estadístico F)		0.000001

De modo similar a la regresión anterior, la "bondad de ajuste del modelo" es casi perfecta; la prueba "F" valida al modelo en su conjunto y se percibe evidencia de autocorrelación positiva de primer orden al nivel de significación del 1 por ciento. Pero la estimación que incluye la variable dependiente rezagada un período conjura también este problema. La diferencia esencial consiste en que la semielasticidad-tasa de interés del nivel de precios, además de tener un valor negativo, no es significativamente distinta de cero (véase la probabilidad asociada de RR), aspectos que discrepan con el resultado del análisis de cointegración. La no significancia estadística de dicha semielasticidad sugiere que la tasa real de interés puede ser soslayada del análisis. Esto se corrobora con la prueba de "variable redundante" —que arroja un estadístico "F" de 1.1208 y una probabilidad asociada de 0.2964—; sin embargo, privilegiaremos el resultado del procedimiento de Johansen y la incluiremos para el examen de los efectos dinámicos de choques estructurales (en la siguiente sección); esto nos permitirá observar su relación dinámica con la oferta monetaria y el producto. Respecto del signo negativo del coeficiente, nos parece más congruente con el mecanismo de transmisión monetaria; es decir el proceso por el cual los cambios en la oferta de dinero afectan a la demanda agregada y, por ende, a la producción. Pero también es, de manera inmediata, consistente con el efecto que, sobre las expectativas de precios, tienen las variaciones en la cantidad de dinero (piénsese en la ecuación de Fischer).

El resultado de la regresión en forma de ecuación, que obtenemos del cuadro 5 es:

$$p_t = 0.845962m_{2t} - 0.584077y_t - 0.00247RR_t \quad (13)$$

Habiendo verificado la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables estudiadas, establecido el sentido y la magnitud de dichas relaciones y validado, a través de estadísticos suplementarios, la pertinencia de nuestro análisis, corresponde ahora examinar los efectos dinámicos de cada variable ante perturbaciones no anticipadas de las restantes que conforman el modelo. En particular, intentaremos evaluar aspectos tales como el efecto en la economía de una perturbación en la oferta monetaria; el tipo de respuesta por parte de las autoridades monetarias ante variaciones en el producto y el nivel de precios y la relación dinámica entre los precios y el dinero. Aplicaremos, para este efecto, un modelo de vectores autorregresivos (VAR).

3.4 Efectos dinámicos de choques estructurales

3.4.1 Precisiones necesarias

El método de la autorregresión vectorial, que emplearemos para medir los efectos dinámicos de choques estructurales, consiste en un sistema de regresiones mínimocuadráticas en el que cada una de las variables se establece en función de sus valores pasados y los valores pretéritos de las demás variables del sistema. Es conveniente para dar cuenta de las relaciones dinámicas entre las variables, en virtud de que sirven para estimar la respuesta en el tiempo de una variable; ya sea a su propia perturbación —un choque en la ecuación donde la variable es dependiente— o de alguna otra variable del sistema. Este método no requiere de restricciones previas, que pudiera imponer el conocimiento económico, para obtener la identificación de su estructura; pero sí aprehende la regularidad estadística presente en la información económica. Más allá de ser útil para efectos de simulaciones, lo es para realizar pronósticos; por cuánto en este aspecto supera con bastante frecuencia a los modelos macroeconómicos tradicionales.

El modelo VAR que emplearemos contará con cuatro rezagos. Este es un número adecuado, considerando que la información tiene periodicidad trimestral —por lo que aprehende las variaciones de carácter estacional—;

pero también se justifica econométricamente, ya que un buen modelo debe ser lo suficientemente parsimonioso y manejable, sin sacrificar injustificadamente grados de libertad. Dado que nuestro modelo reproduce con singular acierto el comportamiento histórico de los datos, efectuaremos un seguimiento de las relaciones dinámicas entre el nivel de precios, el producto, la oferta monetaria y la tasa de interés. Estas partirán de choques en cada una de las variables, a su turno, y se derivarán en reacciones ulteriores de todas las variables, incluida la que sufrió la perturbación en el tiempo cero. La evolución de las variables afectadas por dichos choques se visualizará a lo largo de 20 trimestres (cinco años). Los choques serán positivos, de magnitud igual a una desviación estándar de cada innovación. De acuerdo con Lütkepohl (1991, pág. 45) este procedimiento es más conveniente cuando las variables tienen diferentes escalas.

Por limitaciones impuestas a la extensión de este documento, no desarrollaremos la presentación formal del modelo VAR; además, ésta se explicita detalladamente en Cuevas (1999), Lütkepohl (1991), y Salas e Ize (1984). No obstante, debemos recordar que, debido a la existencia de correlaciones contemporáneas en la estructura de errores de los modelos VAR, se recomienda ordenar las ecuaciones del sistema, de la variable más exógena a la menos exógena. Como se acostumbra, este ordenamiento lo realizaremos con el apoyo de las pruebas de no causalidad en el sentido de Granger, a continuación detalladas.

3.4.2 Pruebas de no causalidad en el sentido de Granger¹⁴

Se dice que una variable x_t no causa, en el sentido de Granger, a z_t si el pronóstico realizado en el presente de z_t no puede mejorarse utilizando valores rezagados de x_t . Tal condición se prueba con base en la siguiente ecuación:

$$z_t = \sum_{i=1}^{i=n} \alpha_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \beta_i x_{t-i} + u_t \quad (14)$$

definiéndose la hipótesis de no causalidad de Granger como:

¹⁴ Véase Vera (1984), y Galindo (1997) para un análisis sistemático de este concepto y de sus implicaciones.

$$H_0: (\forall i) \beta_i = 0$$

donde $\forall i$ significa "para todo i".

El cuadro 6 resume los resultados de las pruebas de no causalidad empleando ocho rezagos de las variables involucradas¹⁵

CUADRO 6. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE NO CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER (SERIES ESTACIONARIZADAS)

Hipótesis nula	Estad. "F"	Probabilidad
P no causa, en el sentido de Granger, a M	1.33200	0.30079
M no causa, en el sentido de Granger, a P	3.78603	0.01270
RR no causa, en el sentido de Granger, a M	0.92259	0.52516
M no causa, en el sentido de Granger, a RR	4.02548	0.00978
Y no causa, en el sentido de Granger, a M	4.69203	0.000491
M no causa, en el sentido de Granger, a Y	1.65025	0.19189
RR no causa, en el sentido de Granger, a P	0.65086	0.72513
P no causa, en el sentido de Granger, a RR	0.75329	0.64687
Y no causa, en el sentido de Granger, a P	0.66179	0.71673
P no causa, en el sentido de Granger, a Y	1.54062	0.22405
Y no causa, en el sentido de Granger, a RR	0.49932	0.83837
RR no causa, en el sentido de Granger, a Y	0.96979	0.49393
R no causa, en el sentido de Granger, a M	1.31177	0.30946
M no causa, en el sentido de Granger, a R	2.20906	0.08842
R no causa, en el sentido de Granger, a P	3.07056	0.02919
P no causa, en el sentido de Granger, a R	0.56461	0.79076
Y no causa, en el sentido de Granger, a R	0.54098	0.80917
R no causa, en el sentido de Granger, a Y	5.95621	0.00124

De acuerdo con los estadísticos, existe una causalidad unidireccional de R a y, de y a m y de m a p ($R \rightarrow y \rightarrow m \rightarrow p$); pero también de R a p ($R \rightarrow p$).

¹⁵ A nuestro juicio, este número de rezagos es lo suficientemente grande, y atiende a las recomendaciones que se efectúan para hacer más fiables los resultados. De hecho, permite establecer la "precedencia" de rezagos de hasta dos años anteriores.

Estos resultados llaman la atención; particularmente el que indica causalidad unidireccional del producto a la oferta monetaria, que contraviene la visión tradicional del mecanismo de transmisión monetario, en el que la secuencia es:¹⁶ $m \rightarrow p \rightarrow R \rightarrow (\text{cambio en la inversión y/o consumo}) \rightarrow y$. Sin embargo, no es sorpresivo, ya que la evidencia empírica apoya el carácter parcialmente endógeno de la oferta monetaria (véase, por ejemplo, Coleman, 1996); además, un enfoque alternativo, apoyado también empíricamente, postula que los efectos del crecimiento en el sistema monetario son sustantivos porque con aquél el sector privado bancario va creando nuevos instrumentos de crédito o de medios de pago, cuyo uso paulatinamente se generaliza. Este hecho se reflejaría en la evolución más acentuada del agregado monetario amplio, m_2 , respecto del restringido, m_1 (véase Ireland, 1994). Por lo señalado, y atendiendo a los resultados de las pruebas de no causalidad, la ordenación se efectúa del siguiente modo: R, y, m, p.

Respecto a la tasa real de interés, las pruebas indican que no causa a ninguna, pero es precedida por la oferta monetaria (que también causa a p). No obstante, debido a que los resultados de las funciones de respuesta al impulso varían poco significativamente, a juzgar por las pruebas realizadas, y al hecho de que es una variable estable en el largo plazo, por lo que puede considerársele, a tono con Cuevas (1999), como relativamente exógena, optamos por dar la ordenación siguiente a la otra versión del modelo: RR, y, m, p.

3.4.3 Simulaciones

Las simulaciones respecto al impacto que tiene en todas las variables un choque de cada una de ellas, a su turno, se visualizarán, como se señaló, a lo largo de 20 trimestres. Los choques que se introducen son positivos, de magnitud igual a una desviación estándar de cada innovación.

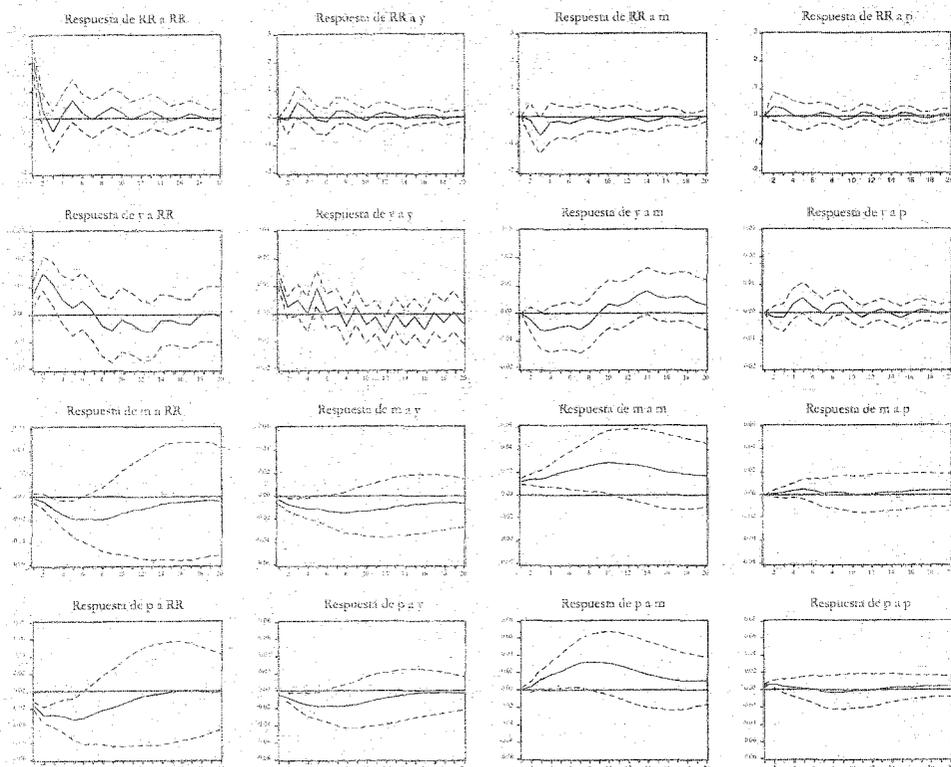
El grupo de gráficas 1 muestra las *funciones de respuesta al impulso*¹⁷ del modelo que incluye la tasa real de interés, RR. El grupo 2 presenta, a su vez, las funciones del modelo que considera la tasa nominal de interés, R. A

¹⁶ Suponiendo que las expectativas inflacionarias hacen variar la tasa real de interés.

¹⁷ Esta expresión técnica puede parecer confusa al lector no versado en el tema, pero es la forma en que se define a la reacción y trayectoria en el tiempo de las variables afectadas por un cambio brusco de otra (o la misma) variable. Véase, por ejemplo, Cuevas (1999), y Lütkepohl (1991).

fin de identificar la gráfica a la que nos referimos, denotaremos con i ($i = 1, 2, 3, 4$) el número de fila y con j ($j = 1, 2, 3, 4$) el correspondiente a la columna. Por ejemplo, el examen del efecto de un choque en la oferta monetaria sobre los precios lo efectuaremos observando la gráfica (4,3) –de la cuarta fila y tercera columna–. Empecemos examinando el primer grupo.

GRUPO DE GRÁFICAS 1. RESPUESTA A INNOVACIONES DE
 1 DESVIACIÓN ESTÁNDAR ± 2 ERRORES ESTÁNDAR

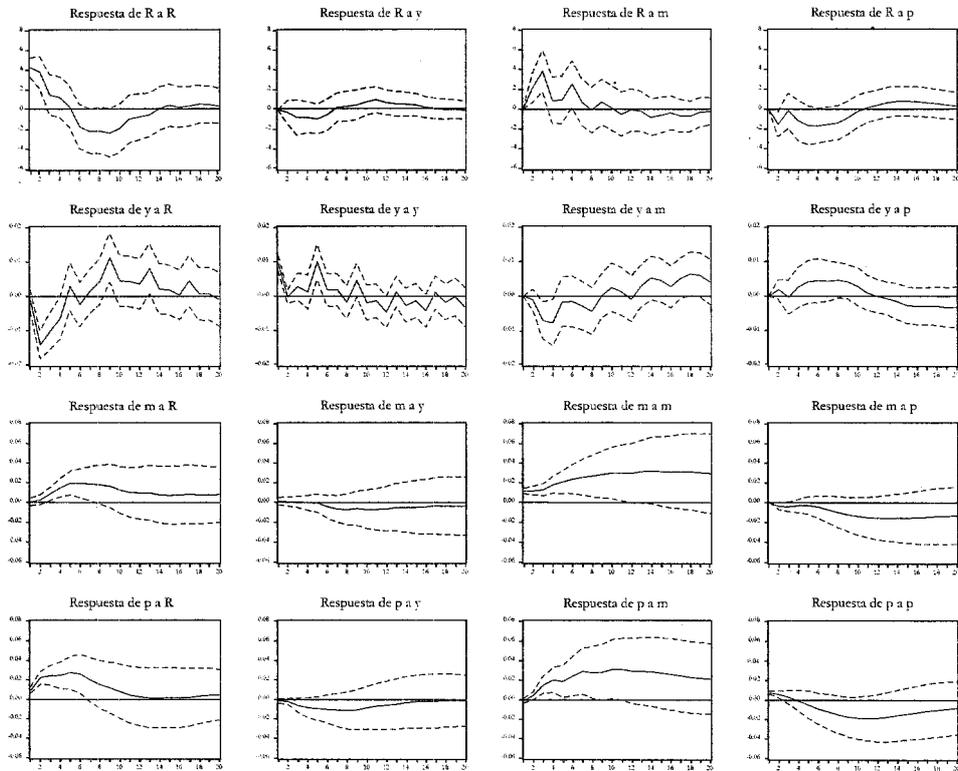


a) Análisis del primer grupo de gráficas

En la primera columna se observan los efectos de un choque a la tasa real de interés (gráfica 1, 1), que podría ser resultado, a tono con Cuevas (1999), de un aumento inesperado en la demanda de crédito. Este tiene un efecto positivo en la producción (gráfica 2,1), sustantivo en los primeros dos trimestres, pero luego se va atenuando hasta tornarse negativo. Tal hecho

es congruente con el efecto adverso, pero no inmediato, que tiene sobre la demanda agregada –particularmente en la inversión y el consumo– el alza de la tasa real de interés, produciendo un exceso de oferta en el mercado de bienes, y la consecuente disminución de precios (gráfica 4,1). No obstante, el impacto señalado se va desvaneciendo después del octavo trimestre.

GRUPO DE GRÁFICAS 2. RESPUESTA A INNOVACIONES DE 1 DESV, ESTÁNDAR ± 2 ERRORES ESTÁNDAR



A juzgar por la evolución de la masa monetaria es posible conjeturar que, ante precios descendentes, las expectativas de inflación se ajustan a la baja con cierto rezago. Este hecho, y el aumento inicial de la tasa real de interés, provocan alzas significativas en la tasa nominal de interés –el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios reales–, induciendo a los agentes a cambiar, por ejemplo, bonos por dinero en las *operaciones de mercado abierto* efectuadas por el gobierno. Tal proceso explicaría la re-

ducción de la cantidad de dinero (gráfica 3, 1), misma que, a partir del quinto trimestre tiende a estabilizarse. De modo concordante con nuestra conjetura, la tasa real de interés desciende rápidamente hacia el tercer trimestre, reflejando la disminución de la demanda de crédito, y su efecto va desapareciendo en el curso de los subsiguientes meses.

La simulación correspondiente a un aumento en el producto se muestra en las gráficas 1,2 a 4,2. Dicho aumento puede originarse en un choque positivo de oferta, como una innovación tecnológica; pero también podría resultar de un choque de demanda en una situación de desempleo involuntario. Su impacto sobre la tasa real de interés es nulo hacia el segundo trimestre, es levemente positivo en el tercero, pero tiende a desvanecerse inmediatamente después (gráfica 1,2).

Respecto al dinero y los precios (gráficas 3,2 y 4,2), su efecto es negativo, pero no muy significativo, y va desapareciendo paulatinamente a partir del séptimo trimestre. En relación a los precios, este hecho es consistente con lo ya señalado anteriormente: que un aumento repentino en el producto real irrumpe en el mercado de bienes como un exceso de oferta, con la consecuente presión a la baja de los precios. También es congruente con los enfoques de la curva de Phillips que postulan la existencia de un intercambio (*trade off*) a corto plazo entre la tasa de desempleo y la inflación¹⁸, y con el resultado de nuestro análisis de cointegración, que establece la relación negativa entre el producto real y el nivel de precios.¹⁹

Por su parte, la influencia negativa sobre la oferta monetaria del choque no anticipado del producto podría reflejar el intento de las autoridades monetarias por reducir la cantidad de dinero en circulación a fin de estabilizar el crecimiento de la producción.

En las gráficas 1,3 a 4,3 podemos apreciar la reacción de las variables del sistema a un aumento imprevisto de la oferta monetaria. Su impacto negativo sobre la tasa real de interés es casi inmediato; pero pronto halla su "piso" (en el tercer trimestre) y se recupera rápidamente, estabilizándose a

¹⁸ Para un examen de los cuatro modelos fundamentales, véase Mankiw (1997) pp. 411 - 443.

¹⁹ Sin embargo, esta relación debe interpretarse en el sentido de que, un mayor dinamismo en el crecimiento del producto incluye una disminución en el ritmo de crecimiento de los precios y viceversa.

partir del cuarto trimestre. Tal hecho es compatible con el hallazgo de Cuevas (1999) y corrobora la presencia del efecto liquidez en la economía. También significa, a tono con Cuevas, que la política monetaria afecta a la tasa real de interés, pero sólo en el corto plazo.

Respecto al producto (gráfica 2,3), se observa que el choque monetario provoca su disminución hasta el tercer trimestre. Es posible que en este fenómeno incida el hecho de que en la simulación no se incluyen los efectos contemporáneos sobre la producción del aumento en la oferta monetaria. Sin embargo, desde el cuarto trimestre, esta variable responde positivamente, y con mayor vigor a partir del séptimo trimestre, hasta las postrimerías del período bajo análisis.

En relación a los precios, se produce una elevación sostenida—inflación—que halla su «pico» dos años después del choque monetario. A partir de éste, el efecto sobre el nivel de precios declina, aunque se extiende más allá del período en estudio, a juzgar por la gráfica (4,3).

En las gráficas 1,4 a 4,4 se muestran las respuestas dinámicas de las variables a choques no previstos del nivel de precios. Esto puede ser resultado de un alza en costos (por ejemplo, aumentos salariales), una caída en la productividad o algún otro cambio en la oferta. Como se puede observar, los efectos del choque mencionado sobre la oferta monetaria, el producto y la tasa real de interés son nulos o poco significativos. Considerando además que esta variable es la más endógena del sistema, no realizaremos comentario alguno.

b) Análisis del segundo grupo de gráficas

En la primera columna se observan los efectos de un choque a la tasa nominal de interés (gráfica 1,1). Este tiene un efecto adverso, inmediato, en la producción hasta el segundo trimestre (gráfica 2,1); luego se recupera rápidamente, aunque no de manera sostenida, hasta llegar a su punto máximo en el noveno. A partir de éste, empieza a declinar hasta tornarse nulo después de 4 años y medio. El inicial efecto negativo sobre la producción podría obedecer a que, en el corto plazo, la tasa de interés nominal también incide desfavorablemente en las decisiones de inversión (Cuevas, 1999) y/o en el consumo privado.

El crecimiento inmediato y sostenido de los precios es concordante con el aumento inesperado de la tasa nominal de interés, por cuánto genera expectativas inflacionarias crecientes, que luego de un tiempo se morigeran si no se observan ulteriores cambios en dicha tasa. Tal aspecto se refleja en la gráfica (4,1), ya que, a partir del sexto período, los efectos del choque se van atenuando hasta prácticamente desaparecer en el decimosegundo trimestre. Por su parte, el aumento en la oferta monetaria podría obedecer a una realimentación de precios a dinero, aspecto no constatado en este estudio, pero sí en Salas e Ize (1984), Galindo (1997) y Licitaya (1998, 2000).

La simulación correspondiente a un aumento en el producto se muestra en las gráficas 1,2 a 4,2. Como ya lo señalamos, dicho aumento puede originarse en un choque positivo de oferta, o de demanda en situación de exceso de oferta de trabajo. De modo análogo a lo ocurrido con la tasa real de interés, su impacto sobre la tasa nominal de interés es tenue: levemente negativo hasta el quinto trimestre y algo positivo desde el sexto, pero a partir del décimo se va desvaneciendo paulatinamente hasta desaparecer en el trimestre decimosexto (gráfica 1,2).

Respecto a los precios (gráfica 4,2), su efecto es negativo, pero no muy significativo, y va atenuándose hasta desaparecer en el trimestre decimocuarto. Como ya se indicó, este hecho es consistente con el esquema de análisis oferta-demanda; con los enfoques de la curva de Phillips, y con nuestros propios resultados del análisis de cointegración.

Por su parte, la influencia sobre la oferta monetaria del choque imprevisto de la producción es nula hasta el quinto trimestre y muy levemente negativa desde el sexto (gráfica 3,2).

En las gráficas 1,3 a 4,3 se aprecia la reacción de las variables del sistema a un aumento no anticipado de la oferta monetaria. Este tiene un impacto positivo, inmediato, sobre la tasa nominal de interés, hallando su punto máximo en el tercer trimestre, y luego disminuye, aunque no de modo sostenido, estabilizándose relativamente a partir del octavo trimestre.

Al relacionarlo con el efecto del choque monetario sobre la tasa real de interés —que disminuye drásticamente, encontrando su "piso" en el tercer trimestre— advertimos, en concordancia con la ecuación de Fischer, que di-

cho choque genera expectativas de inflación tan fuertes, que sobrecompensan ampliamente el efecto liquidez, por lo que la tasa nominal sube, a pesar de la baja en la tasa real de interés.

Respecto al producto (gráfica 2,3), se observa que el choque monetario provoca su disminución hasta el cuarto trimestre. Sin embargo, desde este punto, dicha variable responde positivamente, pero de modo oscilatorio, hasta el quinto año.

En relación a los precios, se produce un incremento sustantivo— inflación— hasta el séptimo trimestre, y luego tiende a declinar muy lentamente, lo cual se extiende más allá del período en estudio, como se observa en la gráfica (4,3).

Conclusiones

Si bien las pruebas de raíz unitaria nos indicaron que las variables empleadas en nuestro estudio, además de no ser estacionarias, son de distinto orden de integración, el análisis de cointegración nos permitió verificar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre el nivel de precios, el acervo monetario, el producto real y la tasa de interés (nominal, en un modelo, y real, en el otro). Este hecho refrenda la aplicabilidad del modelo a la economía mexicana, y nos indica que, a pesar de que las cuatro variables fluctúan extensamente —sobre todo los precios y la oferta monetaria— lo hacen en forma tal que no se separan mucho, gracias a las fuerzas de equilibrio que tienden a mantenerlas unidas. Además legitima los resultados de las regresiones mínimocuadráticas y estadísticos suplementarios.

Las elasticidades y semielasticidades estimadas concuerdan en signos y valores con la teoría económica propuesta. En efecto, reafirman que, en el largo plazo, el nivel de precios aumenta como consecuencia del crecimiento del acervo monetario, aunque no en forma proporcional. A juzgar por los resultados de la prueba de no causalidad, en la última década del siglo XX, el dinero estuvo “causando” unidireccionalmente al nivel de precios.

Por su parte, las simulaciones efectuadas con base en el modelo de vectores autorregresivos, nos permiten destacar algunos aspectos del comportamiento de la economía mexicana. Cabe señalar los siguientes:

- Las perturbaciones imprevistas a la tasa real de interés tienen un efecto inicialmente positivo en la producción, que inmediatamente se atenúa hasta tornarse negativo, lo cual es congruente con el efecto adverso, pero no inmediato, que tiene esta variable sobre la demanda agregada.

- Los choques positivos de oferta afectan negativamente al nivel de precios, de manera leve, y tienden paulatinamente a perder su incidencia a partir del séptimo trimestre. Tal hecho es consistente con el efecto de un aumento repentino en el producto real, que presiona los precios a la baja al generar un exceso de oferta en el mercado de bienes; con los enfoques de la curva de Phillips, que postulan la existencia de un *trade off* a corto plazo entre la tasa de desempleo y la inflación, y con el resultado de nuestro análisis de cointegración, que establece la relación negativa entre el producto real y el nivel de precios. Sin embargo, esta relación debe interpretarse, en términos de tiempo y de modo *ad hoc*, en el sentido de que, un mayor dinamismo en el crecimiento del producto se asocia a una disminución en el ritmo de crecimiento de los precios y viceversa.

- La influencia negativa sobre la oferta monetaria, que ejerce el choque no anticipado del producto parece reflejar, por su parte, el intento de las autoridades monetarias por reducir la cantidad de dinero en circulación a fin de estabilizar el crecimiento de la producción.

- Por su parte, los aumentos imprevistos de la oferta monetaria tienen i) un impacto negativo, casi inmediato, sobre la tasa real de interés; sin embargo, ésta se recupera rápidamente, estabilizándose a partir del cuarto trimestre. Tal hecho corrobora la presencia del efecto liquidez en la economía, y la influencia de la política monetaria en la tasa real de interés, pero sólo en el corto plazo; ii) provocan una reacción positiva del producto sólo a partir del cuarto trimestre, y con mayor vigor a partir del séptimo trimestre, y iii) inducen una elevación sostenida de los precios --inflación-- que halla su "pico" dos años después del choque monetario.

- Las perturbaciones a la tasa nominal de interés generan: i) un efecto adverso, inmediato, en la producción; que luego se restablece. Esto significaría que, en el corto plazo, la tasa de interés nominal también incide desfavorablemente en las decisiones de inversión y/o en el consumo privado; ii) un crecimiento inmediato y sostenido de los precios, y iii) incrementos en la oferta monetaria, que podrían obedecer a una realimentación de precios a dinero.

- Los aumentos no anticipados de la oferta monetaria tienen un impacto positivo, inmediato, sobre la tasa nominal de interés, hallando su punto máximo en el tercer trimestre; y, al parecer, generan expectativas de inflación lo suficientemente fuertes para sobrecompensar el efecto liquidez, por lo que la tasa nominal sube, a pesar de la baja en la tasa real de interés.

Bibliografía

- Argandoña, A. (1981): *La Teoría Monetaria Moderna*, ed. Ariel, Barcelona, España.
- Bléjer, M. (1984): "Un Modelo Monetario de Inflación y Balanza de Pagos para México (1953-1979)", en Ize y Vera: *La Inflación en México*, El Colegio de México.
- Bléjer, M. (1983): *Dinero, Precios y Balanza de Pagos: La Experiencia de México, 1950 1973* (2da. edición revisada), Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA, México.
- Bomhoff, E. (1994): *Financial Forecasting for Business and Economics*, Academic Press. G. Britain.
- Cagan, P. (1956): "The Monetary Dynamics of Hiperinflation", M. Friedman (comp), *Studies in the Quantitative Theory of Money*, University of Chicago Press., Chicago.
- Coleman, W. J. (1996): "Money and Output: A Test of Reverse Causation", *American Economic Review*, vol. 86, núm. 1, pp. 91 - 111.
- Cuevas A, V.M. (1999): "Efectos de la Liquidez y de las Expectativas Inflacionarias de un Choque Monetario: Un Análisis de Sensibilidad para el Caso de México", *Economía: Teoría y Práctica*, Nueva Epoca, Núm. 11, UAM, México, pp. 25 - 46.
- Cuthbertson, K., Hall, S.G. y Taylor, M. P. (1992): *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf, G. Britain.
- Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Feliz, R. A. (1992): "Dinámica de la Inflación: Implicaciones Observables de la Teoría Clásica. La Experiencia Mexicana, 1971-1989", *Documentos de Trabajo* (sin número), CIDE, México.

Friedman, M.(1968): The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, vol. 58.

Galindo P. L. M. (1997): "El Modelo P* como Indicador de la Política Monetaria en una Economía con Alta Inflación", *El Trimestre Económico*, FCE, vol. LXIV(253) pp. 221-239.

Galindo P. L. M. y Perrotini, I (1996): "La Demanda de Dinero en México, 1980-1994", *Monetaria*, CEMLA. vol. XIX, pp.347-361.

Greene, W. (1999): *Análisis Econométrico* (3ra. ed.) Prentice Hall Iberia, Madrid, España.

Gujarati, D. (1997): *Econometría*, ed. McGraw-Hill Interamericana, S.A. (tercera edición), Bogotá, Colombia.

Harris, L. (1985): *Teoría Monetaria*, ed. FCE, México.

INEGI (2000): *Banco de Datos (BDINEGI)*, México.

Ireland, P. (1994): "Money and Growth: An Alternative Approach", *American Economic Review*, vol. 84, núm. 1, pp. 47 - 65.

Ize, A. y Vera, G. (1984): *La Inflación en México*, El Colegio de México.

Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231 - 254.

Johnston, J. (1985): *Econometric Methods*, (3ra. edición) McGraw-Hill, Singapur .

Kennedy, P. (1997), *Introducción a la Econometría*, ed. FCE, México.

Liquitaya B. J. D. (2000): "Versión Especial del Modelo P* como Indicador para la Política Monetaria en México", *Análisis Económico*, UAM-A., vol. XV, núm. 31, México.

Licitaya B. J. D. (1999): "Expectativas, Inflación y Demanda de Saldos Monetarios Reales en México", *Economía: Teoría y Práctica*, UAM, Nueva Época, núm. 11, México.

Licitaya B. J. D. (1998): "Dinero, Producto, Tasas de Interés y Precios: Un Análisis de Cointegración", *Investigación Económica*, UNAM, núm. 225, julio-septiembre, México.

Licitaya B. J. D. (1992): "La Curva de Phillips y la Eficacia de las Políticas de Administración de la Demanda", *Ensayos Sobre Teoría Económica*, Serie de Investigación, núm. 5 UAM-I., México.

Licitaya B. J. D. y Álvarez T. M. (1998): "La Velocidad de Circulación del Dinero en México: Un Análisis de Cointegración", *Economía: Teoría y Práctica*, UAM, Nueva Época, núm. 9, enero-abril, México.

Licitaya B. J. D. y Xiquí, A. (1997): "La Demanda de Dinero en México: Análisis y Pruebas de Algunas Hipótesis Monetaristas", *Transformaciones Económicas y Bienestar*, Serie de Investigación núm. 19, UAM-I.

Lucas, R. (1976): "Econometric Policy Evaluation: A Critique", en Brunner, K, y Meltzer, A. (eds) *The Phillips Curve and the Labour Markets*, Amsterdam, North Holland.

Lucas, R. (1973): "Some International Evidence on Output - Inflation Trade Offs", *American Economic Review*, vol. 63.

Lütkepohl, Helmut (1991); *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.

Mankiw, G. (1997): *Macroeconomía* (3ra. Edición), ed. Antonio Bosch, España

Mullineaux, D. (1980): "Inflation Expectations and Money Growth in the United States", *American Economic Review*, vol. 70, núm. 1, marzo, pp. 149-161.

Ortiz M., G. (1982): "La Demanda de Dinero en México: Primeras Estimaciones", *Monetaria*, CEMLA, vol. 5, núm. 1, pp. 37- 82, México.

Pindyck, R. y Rubinfeld, D. (1988): *Econometric Models and Economic Forecasts*, 2da. ed., McGraw - Hill International Editions, Singapur.

Salas, J. e Ize, A. (1984): "Dinero, Precios y Producto: Un Análisis de Autorregresión Vectorial para México", en Ize y Vera, *op. cit.*

Sargent, Th. (1979): *Macroeconomic Theory*, Academia Press. Inc., USA.

Vera, G. (1984): "La Causalidad de Granger como Herramienta de la Investigación Empírica", en Ize y Vera, *op. cit.*

Yacamán, J.M. (1984): "Análisis de la Inflación en México", en Ize y Vera, *op. cit.*

ANEXO

TABLA A 1 COEFICIENTES DE COINTEGRACIÓN NO NORMALIZADOS

P	M	Y	R
8.014796	-7.073844	4.953444	0.054318
1.615025	-0.961480	0.593504	-0.056650
0.743285	-0.533464	0.341155	0.068627

TABLA A 2 COEFICIENTES DE COINTEGRACIÓN NO NORMALIZADOS

P	M	Y	RR
-7.104238	-5.827742	3.949202	0.112708
-4.069410	-3.146265	2.129035	0.000872
-0.118878	1.038972	-0.978017	0.142967