

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN: UN ANÁLISIS ECONOMÉTRICO DEL AJUSTE HETERODOXO MEXICANO

Rogelio Arellano Cadena
Universidad de las Américas-Puebla

Eduardo González Castañón*
Secretaría de Comercio y Fomento Industrial

Resumen: En este documento se analiza el proceso inflacionario mexicano bajo dos enfoques complementarios que evitan —de alguna manera— las restricciones impuestas por modelos estructurales. El primero de ellos consiste en la implementación de la técnica de vectores autorregresivos (VAR). El segundo consiste en la aplicación de la técnica de cointegración multivariada.

Abstract: This paper examines the recent inflationary process in the Mexican economy using two complementary approaches that avoid (somewhat) the restrictions imposed by structural models. The first approach applies a vector autoregressive process, while the second applies multivariate cointegration.

1. Introducción

A partir de finales de 1987, el crecimiento de precios en México se ha controlado mediante la implementación de políticas ortodoxas —control del déficit público y de su financiamiento inflacionario— y de políticas heterodoxas —manejo de precios, salarios y tipo de cambio— establecidas en su mayoría a través de un pacto intersectorial. En este manejo de políticas, el programa de ajuste mexicano reconoce a la inflación como un fenómeno

* Los autores agradecen las valiosas sugerencias de Gonzalo Castañeda y Fausto Hernández. Cualquier error es, naturalmente, de nuestra total responsabilidad.

sumamente complejo que responde tanto a presiones de liquidez como a cambios en expectativas, a un patrón de inercia y a un mecanismo de pugna distributiva; estos elementos indican, por lo tanto, que la inflación requiere de diversos instrumentos para controlarla. Luego entonces, la modelación de su comportamiento mediante relaciones estructurales plenamente identificadas sugiere la aplicación de supuestos sumamente restrictivos. En este documento se analiza el proceso inflacionario mexicano bajo dos enfoques complementarios que evitan —de alguna manera— las restricciones impuestas por modelos estructurales. El primero de ellos consiste en la implementación de la técnica de vectores autorregresivos (VAR), técnica que permite a los datos “hablar por ellos mismos” (Arias y Guerrero, 1988). El segundo consiste en la aplicación de la técnica de cointegración multivariada sugerida por Engle y Yoo (1989) para identificar la relación de largo plazo entre el índice de precios y sus variables explicativas.

El documento se divide en cuatro secciones más. Primeramente se incorpora un breve resumen de la metodología VAR así como el modelo de inflación estimado para el programa mexicano de estabilización. En seguida se incluyen los resultados de pronóstico: descomposición de varianzas y funciones impulso-respuesta, comparándose los resultados obtenidos con aquellos de otros estudios. En la tercera sección se incorpora el análisis de cointegración multivariada y las elasticidades de largo plazo de los precios domésticos respecto a sus variables explicativas. Finalmente se presentan las principales conclusiones del trabajo.

2. El modelo de vectores autorregresivos

Partiendo de los análisis de inflación realizados por Arias y Guerrero (1988, 1989), y Lizondo (1992) en esta sección se presenta un modelo VAR para identificar el proceso de crecimiento en precios en México a partir de 1988, año en que se inicia la primera fase del programa de estabilización. La implementación de la técnica VAR para analizar la dinámica inflacionaria permite a los datos especificar la estructura dinámica del modelo así como las interrelaciones entre las diferentes variables que lo constituyen sin sujetarlas a restricciones *a priori*.¹ El modelo VAR se especifica como:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon$$

¹ Consúltense, por ejemplo, Guerrero (1987).

siendo X_t un vector columna ($n \times 1$) de las variables en estudio, A_0 un vector columna ($n \times 1$) de constantes, A_1, \dots, A_p matrices ($n \times n$) de coeficientes que relacionan a las variables en estudio con los valores rezagados de las mismas y un vector columna ($n \times 1$) de términos de error que se suponen correlacionados pero no autocorrelacionados.²

La formulación anterior de VAR presupone que todas las variables en estudio se determinan conjuntamente. Sin embargo, si alguna variable es exógena —como por ejemplo la inflación externa o los precios públicos en el VAR de la inflación doméstica— se incorpora la variable exógena al sistema y se implementa una estimación para regresiones aparentemente no relacionadas (SUR).

El modelo VAR para analizar la inflación en México incorpora a las siguientes variables endógenas: tipo de cambio (*tc*), salarios contractuales (*lab*), oferta monetaria (*m3*) y tasa de interés (*cpp*). Asimismo, se incorporan a los precios externos (*ipeu*), y el precio de la gasolina (*gas*) como variables exógenas³. El periodo de muestra analizado va de agosto de 1988 a octubre de 1992. El modelo VAR se especifica entonces como:

$$\begin{aligned} X_t = & B_0 + B_1 \text{dilnm}3_{t-1} + B_2 \text{dilnm}3_{t-2} + B_3 \text{dilnlab}_{t-1} \\ & + B_4 \text{dilnlab}_{t-2} + B_5 \text{dilntc}_{t-1} + B_6 \text{dilntc}_{t-2} + B_7 \text{cpp}_{t-1} \\ & + B_8 \text{cpp}_{t-2} + B_9 \text{dilnip}_{t-1} + B_{10} \text{dilnip}_{t-2} \\ & + B_{11} \text{dilnipeu}_t + B_{12} \text{dilngas}_t + \mu_{xt} \end{aligned}$$

Dado que la formulación del sistema VAR requiere de estacionariedad en cada una de las series, las variables descritas en la ecuación anterior son diferencias de logaritmos. Cabe aclarar que sólo dos series son integradas de orden 1, $I(1)$. Todas ellas, sin embargo, son series integradas de orden

² Si los errores no están correlacionados, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de cada una de las ecuaciones es suficiente para obtener estimadores consistentes, por lo que no se requeriría de la implementación de un modelo VAR.

³ Los trabajos de Arias y Guerrero incorporan al salario mínimo en vez del salario contractual y a los billetes y monedas en vez de una variable más amplia de liquidez. Consideramos que las variables introducidas en este documento tienen una relación más cercana con la inflación que aquellas utilizadas por Arias y Guerrero. Lizondo, por otra parte, conjunta en una variable a la devaluación y a la inflación externa. Además, no incorpora datos de precios del sector público, representándolos por variables ficticias para los meses de enero y diciembre, meses en los que también ocurren los mayores ajustes a los salarios contractuales.

2, $I(2)$.⁴ Esto indica que si bien la primera diferencia de las variables incorporadas en el sistema no es estacionaria, la especificación del VAR en tasas de crecimiento es más apropiada que trabajar a las series en niveles. Por otra parte, la estacionariedad se obtiene en la segunda diferencia de cada serie.

En el modelo VAR se eligió trabajar con dos rezagos. Esto se debió a que este número de rezagos fue suficiente para que los residuales de la ecuación de inflación mostraran un comportamiento de ruido blanco⁵ reduciéndose, además, la posible presencia de multicolinealidad asociada a un número mayor de rezagos. Por otra parte, el ordenamiento de las variables del modelo VAR se definió en base a la "fuerza de causalidad" de cada una de ellas respecto a la inflación. En este sentido, se implementaron inicialmente las pruebas de causalidad (exogeneidad) de Granger. Los resultados de estas pruebas se presentan en el cuadro 1. De acuerdo a las pruebas F reportadas, el ordenamiento eleccionado fue: *dilnm3* – *dilnlab* – *dilntc* – *cpp* – *dilnlp* – *dilngas* – *dilnipeu*. El análisis del modelo VAR se presenta en la siguiente sección.

Cuadro 1
Causalidad de Granger

	<i>DILNIP</i>	<i>DILNM3</i>	<i>DILNLAB</i>	<i>DILNIC</i>	<i>CPP</i>	<i>DILNIPEU</i>	<i>DILNGAS</i>	<i>DILNIPX</i>
<i>DILNIP</i>		***	***	*	n.s.	***	n.s.	***
<i>DILNM3</i>	n.s.		n.s.	n.s.	**	***	***	*
<i>DILNLAB</i>	**	n.s.		n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
<i>DILNTC</i>	n.s.	n.s.	n.s.		**	n.s.	n.s.	***
<i>CPP</i>	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.		n.s.	n.s.	n.s.
<i>DILNIPEU</i>	n.s.	*	*	n.s.	n.s.		n.s.	n.s.
<i>DILNGAS</i>	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.		n.s.
<i>DILNIPX</i>	n.s.	n.s.	n.s.	**	**	n.s.	n.s.	

n.s. = no significativa
 * = 90% significativa
 ** = 95% significativa
 *** = 99% significativa

⁴ En el apéndice se presentan las pruebas Dickey-Fuller aumentada para las series en niveles, en primeras y en segundas diferencias. Si bien este orden de diferenciación sería el más adecuado en términos estadísticos, complicaría substancialmente la interpretación de los resultados

⁵ Como lo sugiere el estadístico Box-Pierce con una probabilidad del 98%. Esta prueba sugiere básicamente que los residuales de la estimación VAR de la inflación no presentan autocorrelación. Véase el cuadro 2.

Cuadro 2
Resultados del modelo VAR para la inflación
Suma de los coeficientes de las variables rezagadas

<i>DILNM3</i>	<i>DILNLAB</i>	<i>DILNTC</i>	<i>CPP</i>	<i>DILNIP</i>	<i>DILNIPEU</i>	<i>DILNGAS</i>
.1050	.0025	.1970	-.0055	.5523	.0932	.0136
$\bar{R}^2 = .6276$ Error estándar = .008049 Box-Pierce $Q(30) = 14.49$						

3. Análisis de la ecuación de inflación

3.1. Resultados

El cuadro 2 presenta los resultados del modelo VAR aplicado a la inflación. Cabe resaltar que una interpretación directa del valor de los coeficientes no es adecuada, ya que el VAR es una forma reducida y los coeficientes son funciones complejas de las formas estructurales que describen el comportamiento de cada variable. Para tal efecto se realizan a continuación los análisis de descomposición de varianza y de las funciones impulso-respuesta. Destaca, sin embargo, el elevado coeficiente de determinación que sugiere que las variables incorporadas en el modelo explican adecuadamente la variación de la inflación. Asimismo, como se mencionó anteriormente, el estadístico Box-Pierce indica que los residuales de la ecuación siguen un proceso de ruido blanco.

3.2. Descomposición de varianza y funciones impulso-respuesta

La descomposición de varianza muestra qué proporción de las desviaciones de cada variable es explicada por perturbaciones en otras variables y por sus propias perturbaciones. Los resultados de dicha descomposición se presentan en el cuadro 3. De él destacan los siguientes puntos:

- El error estándar del pronóstico de la inflación es estable en un periodo de diez meses aproximadamente. Este resultado es similar al obtenido por Arias y Guerrero (1988) en el periodo 1970-1976, indicando que la inflación que actualmente vive el país tiene un proceso sumamente estable. Por otra parte, los valores del error estándar son similares a aquellos reportados en Arias y Guerrero (0.63), aún sin incorporar variables ficticias mensuales.⁶

⁶ Al incorporarlas, la desviación estándar del pronóstico de la inflación a un año es 0.39 considerablemente menor que el obtenido por Arias y Guerrero.

- La varianza de la inflación es explicada en el corto plazo (tres meses) por el crecimiento de la oferta monetaria y el componente inercial. En conjunto estas variables explican más del 90% de la varianza del pronóstico inflacionario. En el mediano plazo, la participación del tipo de cambio adquiere particular importancia.

- Destaca también la disminución que a través del tiempo tiene la inflación inercial como variable explicativa del pronóstico de inflación, decreciendo su participación de 48% en el corto plazo a 42% después de un año. Por otra parte, el modelo sugiere que la tasa de crecimiento del tipo de cambio tiene una explicación mínima del pronóstico inflacionario en el corto plazo, contrastando con su importancia en el mediano plazo (7%).

Cuadro 3
Descomposición de varianza del pronóstico de inflación

<i>Meses</i>	σ	<i>DILNM3</i>	<i>DILNLAB</i>	<i>DILNTC</i>	<i>CPP</i>	<i>DILNIP</i>
3	.00720	44.99	5.059	1.966	0.133	47.84
6	.00753	42.17	4.730	7.022	1.886	44.18
9	.00762	41.26	4.768	6.980	3.588	43.39
12	.00767	40.74	4.771	6.901	4.689	42.89
15	.00770	40.43	4.763	6.895	5.338	42.56
18	.00772	40.25	4.761	6.922	5.677	42.38

Por otra parte, las funciones de impulso-respuesta (FIR) indican, para diferentes horizontes de tiempo, el efecto que un choque o perturbación en una variable tiene sobre otra variable. Siendo nuestro interés el análisis de la inflación, se presentan a continuación (figuras 1-5) las funciones impulso-respuesta de la inflación ante cambios de las variables que constituyen el sistema VAR. Para facilitar su comparación, la escala en cada una de las FIR presentadas corresponde a unidades de desviación estándar de la inflación.

De las funciones impulso-respuesta sobresalen los siguientes puntos:

- Perturbaciones no anticipadas en la oferta monetaria impactan rápidamente a la inflación, alcanzando su nivel máximo en el segundo mes, y teniendo un impacto reducido a partir del séptimo mes. Así por ejemplo, un incremento no anticipado de 10% en la oferta monetaria origina una inflación acumulada de 4% en los primeros cuatro meses. Este resultado indica entonces la importancia del control de la liquidez en un programa anti-inflacionario.

- Los aumentos en el salario contractual, de manera similar a aquellos de la oferta monetaria, tienen un impacto inmediato en la inflación.

- Ajustes cambiarios no anticipados se traducen en incrementos en precios durante los primeros ocho meses posteriores al ajuste. De manera por demás interesante, los resultados sugieren que una devaluación no esperada del 10%, origina una inflación acumulada de 8.95% en los primeros siete meses. De aquí se deriva; primero, que el tipo de cambio ha sido un ancla nominal efectiva en el control inflacionario. Segundo, que ajustes abruptos en el tipo de cambio nominal tendrían un efecto sumamente reducido en el tipo de cambio real después de siete meses.

- Una variación al alza en la tasa de interés reduce, vía demanda, a la inflación en los primeros dos meses. Este efecto se ve revertido, vía costos financieros, en los meses posteriores.

- Finalmente, la memoria inflacionaria es relativamente corta (4 meses). Este dato contrasta con los obtenidos por Arias y Guerrero (1989) donde, en el periodo 1970-1976, el efecto inercial se mantiene por 12 meses y, para el periodo 1983-1984, este efecto perdura hasta por 24 meses.

Figura 1

Función impulso-respuesta del índice de precios a innovaciones en la oferta monetaria

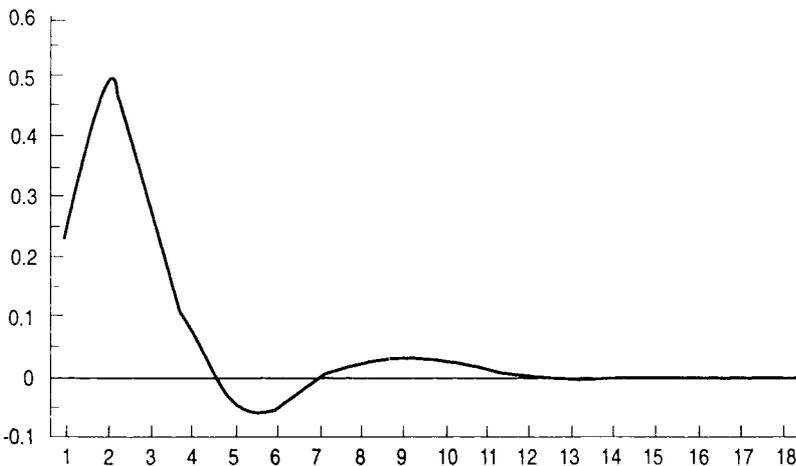


Figura 2
Función impulso-respuesta del índice de precios a innovaciones en sueldos y salarios

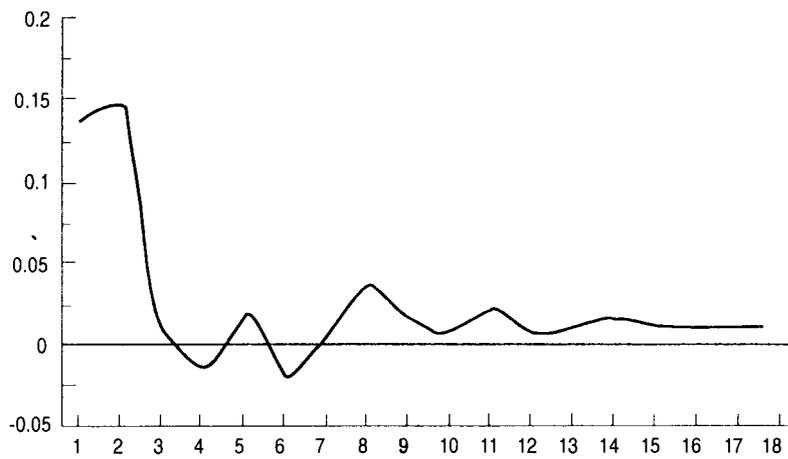


Figura 3
Función impulso-respuesta del índice de precios a innovaciones en el tipo de cambio

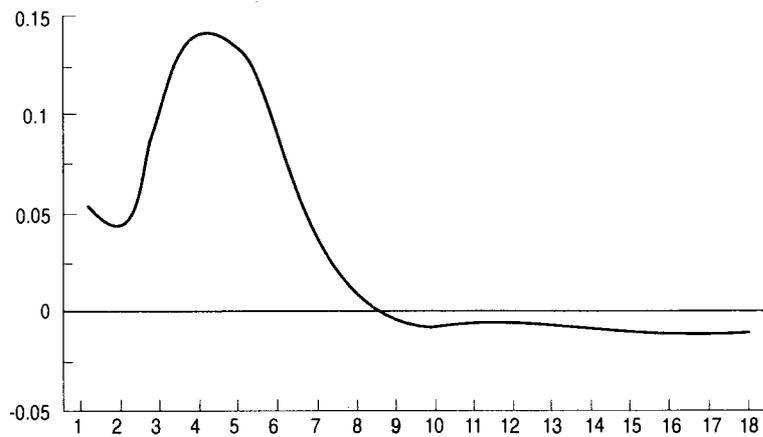


Figura 4
Función impulso respuesta del índice de precios a innovaciones en el costo del dinero

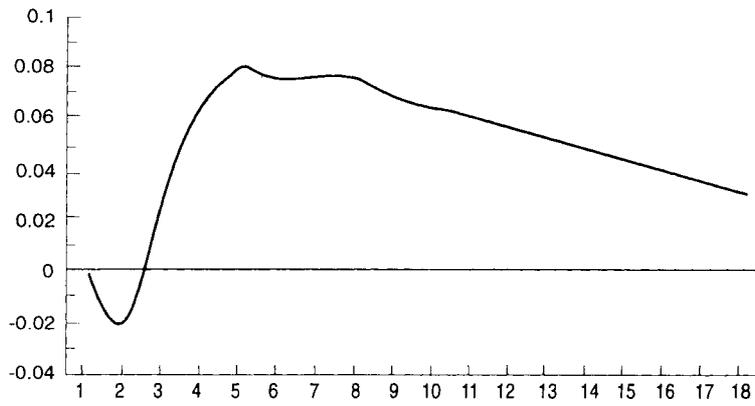
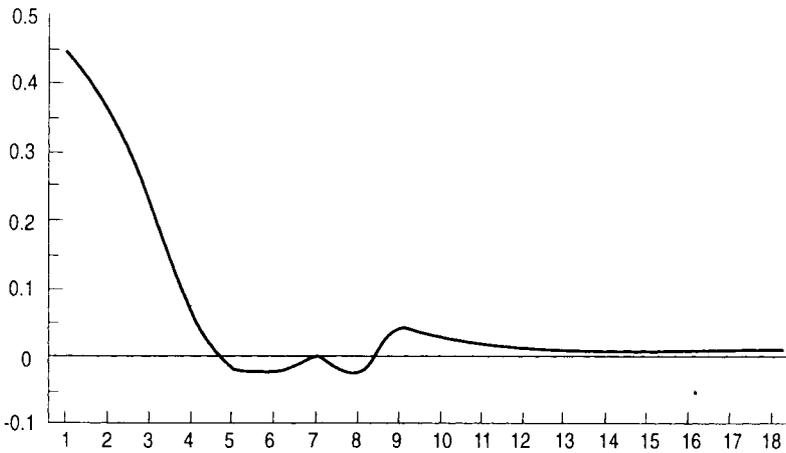


Figura 5
Función impulso respuesta del índice de precios a innovaciones en el índice de precios



4. Análisis de cointegración

En esta sección se presenta el análisis de cointegración multivariado en tres etapas sugerido por Engle y Yoo (1989) para analizar la relación de largo plazo entre variables integradas de orden cero, $I(0)$ ⁷. El primer paso de este enfoque consiste en estimar la siguiente regresión de cointegración:⁸

$$\ln ip_t = a_0 + a_1 \ln ipx_t + a_2 \ln lab_t + a_3 \ln gas_t + a_4 \ln m3_t + a_5 cpp_t + \varepsilon_t$$

En donde se considera al vector a el vector de los coeficientes a_i de dicha ecuación. En seguida se estima el modelo en forma dinámica en donde se incorporan los errores de la regresión de cointegración:

$$\begin{aligned} \text{diln}ip_t &= b_0 + b_1 \text{diln}ip_{t-1} + b_2 \text{diln}ip_{t-2} \\ &+ b_3 \text{diln}ipx_t + b_4 \text{diln}lab_t + b_5 \text{diln}gas_t \\ &+ b_6 \text{diln}m3_t + b_7 cpp_t + b_8 \varepsilon_{t-1} + \mu_t \end{aligned}$$

La tercera etapa consiste en estimar la regresión

$$\mu_t = c_0 + (-b_8)(c_1 \ln ipx_t + c_2 \ln lab_t + c_3 \ln gas_t + c_4 \ln m3_t + c_5 cpp_t)$$

De esta manera, las elasticidades de largo plazo corregidas en la tercera etapa se definen como:

$$a^* = \hat{a} + \hat{c}$$

Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 4. En ellos se observa que las mayores elasticidades del logaritmo del índice de precios al consumidor son aquellas respecto a la inflación importada (0.381), a la liquidez (0.287) y respecto a los salarios contractuales (0.123) aunque referidos a distintas variables (logaritmo y tasa de crecimiento), estos resultados confirman los obtenidos en el análisis VAR.

⁷ Al respecto, consúltese también Cuthbertson y Hall (1992, cap.4).

⁸ Con fines prácticos se incluye la variable inflación importada, IPX. Esta variable es el producto de la inflación estadounidense y el tipo de cambio pesos/dólar.

Cuadro 4
Elasticidades de largo plazo

	COEF.
<i>lnip, lnipx</i>	.3815
<i>lnip, lnlab</i>	.1239
<i>lnip, lngas</i>	.0977
<i>lnip, lnms</i>	.2871
<i>lnip, cpp</i>	-.1122

5. Conclusiones

Este trabajo estuvo enfocado a analizar las principales variables que determinan el comportamiento de la inflación en México a partir de la implementación del programa de estabilización (Pacto) a finales de 1987. Para tal efecto se realizaron dos técnicas econométricas complementarias: la de vectores autorregresivos (VARs) y la de cointegración. En la primera de ellas se aplicó inicialmente la prueba de exogeneidad de Granger para determinar la fuerza de causalidad de las variables de la economía sobre la inflación. Las variables incluidas son: tipo de cambio, sueldos y salarios contractuales, oferta monetaria, tasa de interés, precios externos y precios públicos. En seguida, estas variables se incorporaron en un modelo VARs para analizar el comportamiento del crecimiento en precios. Posteriormente se obtuvo la descomposición de la varianza —para conocer el error de pronóstico de cada variable sobre la dependiente—, y las funciones impulso-respuesta de la inflación ante perturbaciones no esperadas de sus variables explicativas.

La segunda técnica implementada en el estudio, la técnica de cointegración en tres etapas de Engle y Yoo, intentó determinar la relación de largo plazo entre inflación y sus variables explicativas.

Los resultados de ambos ejercicios son consistentes entre sí. De ellos se puede concluir, primero, que el Pacto ha sido exitoso en controlar el componente inercial de la inflación. Segundo, resalta la importancia del tipo de cambio como ancla inflacionaria, si bien su manejo como ancla ha implicado una apreciación del tipo de cambio real. Tercero, un efecto similar al del tipo de cambio puede observarse en el crecimiento de la oferta monetaria resaltando, por ende, la importancia de su control. Cuarto, respecto a los sueldos y salarios, la base de datos muestra ciertas implicaciones que hacen difícil inferir sobre ella. Sin embargo, es preciso mencionar que el manejo de los sueldos y salarios ha contribuido a eliminar una posible indización en el sistema. Por último, el análisis sugiere que el costo del dinero tiene una relación negativa con los precios, por lo que su nivel elevado se justifica con el objetivo de reducir las presiones inflacionarias.

Apéndice

Pruebas de integración de orden 0:

$$(1-L)X_t = a_0 + a_1 \sum_{i=1}^2 (1-L)X_{t-i} + b_1 X_{t-1}$$

Cuadro 5

X_t	<i>lnip</i>	<i>lntc</i>	<i>lnlab</i>	<i>lngas</i>	<i>lnipeu</i>	<i>lnm3</i>	<i>cpp</i>	<i>lnipx</i>
t de b_1	2.90	1.96	2.22	1.71	5.52	3.45	1.19	7.54

Valor crítico de McKinnon al 95% = -3.51

Pruebas de integración de orden 1:

$$(1-L)^2 X_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i (1-L)^2 X_{t-i} + c_1 (1-L) X_{t-1}$$

Cuadro 6

X_t	<i>dilnip</i>	<i>dilntc</i>	<i>dilnlab</i>	<i>dilingas</i>	<i>dilnipeu</i>	<i>dilnm3</i>	<i>cppa</i>	<i>dillnpx</i>
t de c_1	-1.32	-0.86	-6.45	-4.00	-1.49	-1.64	-1.19	-0.95

Valor crítico de McKinnon al 95% = -3.51

Pruebas de integración de orden 2:

$$(1-L)^3 X_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i (1-L)^3 X_{t-i} + d_1 (1-L) X_{t-1}$$

Cuadro 7

X_t	<i>sdip</i>	<i>sdtc</i>	<i>sdlab</i>	<i>sdgas</i>	<i>sdipeu</i>	<i>sdm3</i>	<i>cppa</i>	<i>sdipx</i>
t de d_1	-5.15	-4.94	-9.67	-7.07	-6.38	-6.06	-1.19	-5.15

Valor crítico de McKinnon al 95% = -3.51

L es el operador de diferencia. Si $t >$ que el valor crítico de McKinnon se rechaza la hipótesis de raíz unitaria.

Bibliografía

- Arias, L., y V. Guerrero (1988). "Un modelo de autorregresión vectorial para analizar la inflación en México de 1970 a 1987", *Revista de Análisis Económico*, vol. 3, no. 2.
- (1989). "Análisis de la inflación en México de 1970 a 1987 mediante vectores autorregresivos", *El Trimestre Económico*.
- Cuthbertson, K., S. Hall, y M. Taylor (1992). *Applied Econometrics Techniques*, Universidad de Michigan.
- Dickey, D., y W. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autorregresive Time-Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49.
- Engle, R., y C. Yoo (1989). "Cointegration in Multivariate Systems", manuscrito, UCSD.
- Guerrero, V. (1987). "Los vectores autorregresivos como herramienta de análisis econométrico", Documento de trabajo no. 64, Banco de México.
- Maddala, G. (1992). *Introduction to Econometrics*, segunda edición, Nueva York, MacMillan.
- Lizondo, J. S. (1992). "The Dynamics of Inflation, 1988-1991", en *Mexico: The Strategy to Achieve Sustained Economic Growth*, IMF Occasional Paper No. 99.

