

LA DINÁMICA DE LOS PRECIOS EN MÉXICO: 1993 - 2012*

José D. Liquitaya Briceño**

Resumen

Con base en un modelo de análisis 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, el autor examina el sentido y la magnitud de las relaciones “de equilibrio” de largo plazo en la economía mexicana durante los últimos 20 años empleando el análisis de cointegración y regresiones mínimocuadráticas. Posteriormente, construye el modelo de corrección de errores en el que se combinan las influencias de corto y de largo plazo de las variables que explican el comportamiento de la inflación.

Palabras clave: cointegración; modelo de corrección de errores; pronóstico de la inflación; política monetaria.

Abstract

Based on a analysis' model that postulates the existence of a systematic relationship between the price level and the stock of money, real output and nominal interest rate, the author examines the direction and magnitude of long-term "equilibrium" relationships in the Mexican economy over the last 20 years using cointegration analysis and OLS regressions. Ulteriorly, constructs the error correction model which combines the influences of short-and long-term variables that explain the inflation's behavior.

Keywords: cointegration; error correction model; forecast of inflation; monetary policy.

* El artículo fue recibido el 10 de marzo y aceptado el 4 de julio de 2013.

** Profesor – Investigador y jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa. Tel. 5804-4771; Telfax: 5804-4768; e-mail: jdlb30@yahoo.com.mx

Clasificación JEL: C32; E31; E51; E52.

1. Introducción

En el presente artículo examinamos las relaciones dinámicas de la oferta monetaria, el producto, la tasa de interés y el nivel de precios que en la economía mexicana tuvieron lugar durante los últimos 20 años. Estas variables son relevantes para la instrumentación de la política monetaria y el conocimiento de la forma en la que interactúan permite hallar una relación explotable que anticipe, con cierto grado de certidumbre, los efectos para la inflación de virtuales desviaciones del ingreso, la tasa de interés y el acervo monetario respecto a una determinada trayectoria *ex ante*. Tal hecho conlleva una definición más precisa de las políticas, en dirección trazada hacia el logro de la estabilidad de precios.

Nuestro estudio se basa 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 el sentido y la magnitud de las relaciones de largo plazo entre las cuatro variables, además de evaluar la dinámica de cada una de ellas en interacción con las demás.

El análisis se apoya en la metodología econométrica moderna y en la tradicional, operacionalizadas en cuatro fases:

- Primero, utilizamos la prueba de raíz unitaria de Dickey y Fuller para determinar el orden de integración de las series. 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 pueden ser espurios¹. También lo empleamos 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 verificamos, con base en el método de Johansen (1988), que las variables bajo estudio cointegran, y obtenemos su “verdadera” relación de equilibrio de largo plazo. Este resultado valida la pertinencia de las estimaciones mínimocuadráticas realizadas posteriormente, con las que también obtenemos estadísticos suplementarios respecto a la “bondad de ajuste” del modelo, su significación estadística global y la relevancia, sentido y magnitud de cada estimador por separado.

1 Una explicación clara sobre este punto puede verse en Kennedy (1997).

- Enseguida, llevamos a cabo las pruebas de “no causalidad en el sentido de Granger” para comprobar si las variables explicativas coadyuvan (o no) a predecir el comportamiento de los precios y, con ello, validar o desvirtuar el planteamiento teórico y formal.
- Por último, mediante el procedimiento de reducción “de lo general a lo específico” construimos nuestro *modelo econométrico final* (MEF), que incluye el mecanismo de corrección de errores (*mev*). Con éste combinamos la “relación de equilibrio” de largo plazo con la dinámica de corto plazo y estimamos el grado en que los impulsos de las variables explicativas y del elemento inercial afectan a la inflación. La capacidad de simulación y de pronóstico del modelo es evaluado a través de las denominadas *pruebas de diagnóstico*, con las que establecemos si satisface los requisitos esenciales, entre los que se cuentan su aptitud para reproducir adecuadamente el comportamiento histórico de los datos, si cumple con la condición de exogeneidad, estabilidad estructural de los coeficientes y concordancia de los mismos con la teoría propuesta, tanto en lo relativo a la magnitud como en el sentido de las relaciones entre las variables.

El documento se organiza en cuatro secciones además de la introducción. En la siguiente, exponemos el modelo de análisis formal expresado en niveles. A continuación, nos referimos a la información estadística utilizada en el estudio. En la cuarta sección damos cuenta de la evidencia empírica, en la que se exponen los resultados de las pruebas de estacionariedad, de los análisis de cointegración, de no causalidad y de regresión, a partir de los cuales construimos el modelo econométrico final que incluye el mecanismo de corrección de errores. Finalmente, presentamos nuestras conclusiones.

2. El modelo de análisis

El modelo de referencia se basa en la ecuación cuantitativa que parte de la relación: ²

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

(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).

2 Existe 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):

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

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 $V_t = P_t Y_t / M_t^d = P_t Y_t / P_t Y_t^\phi e^{-\theta R}$, por lo que:

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

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:

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

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

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

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 acuerdo con (5), existe una relación directa entre el dinero y el nivel de precios de tal forma que los cambios en la oferta monetaria *causan* los cambios del nivel de precios y determinan su tasa de variación; ii) una relación negativa con el dinamismo del producto real, y iii) un vínculo directo con las tasas de interés de

forma tal que sus variaciones positivas (negativas) *causan* cambios positivos (negativos) en el dinamismo de los precios.

3. Información utilizada

Empleamos información original (sin desestacionalizar) del Banco de Datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (bie inegi) ³ con periodicidad trimestral, para los últimos 20 años (específicamente, el lapso 1993:1-2012:3).

El indicador del nivel de precios es el Índice Nacional de Precios al Consumidor, **p**. La oferta monetaria se representa por **m2**, que resulta de sumar a **m1** (billetes, monedas y cuentas de cheques en moneda nacional y extranjera) los instrumentos bancarios líquidos con vencimiento hasta un año de plazo y aceptaciones bancarias. Elegimos **m2** en lugar de **m1** porque parece ser la definición más cercana al concepto de medio de pago ya que, por ejemplo, se pueden girar cheques contra cuentas de depósitos, hecho ya usual en México. Por añadidura, este agregado monetario es más estable que **m1**, lo cual se puede corroborar visualmente al comparar las velocidades-ingreso de circulación en la gráfica 1, pero también al examinar la estadística descriptiva de ambos indicadores (cuadro 1).

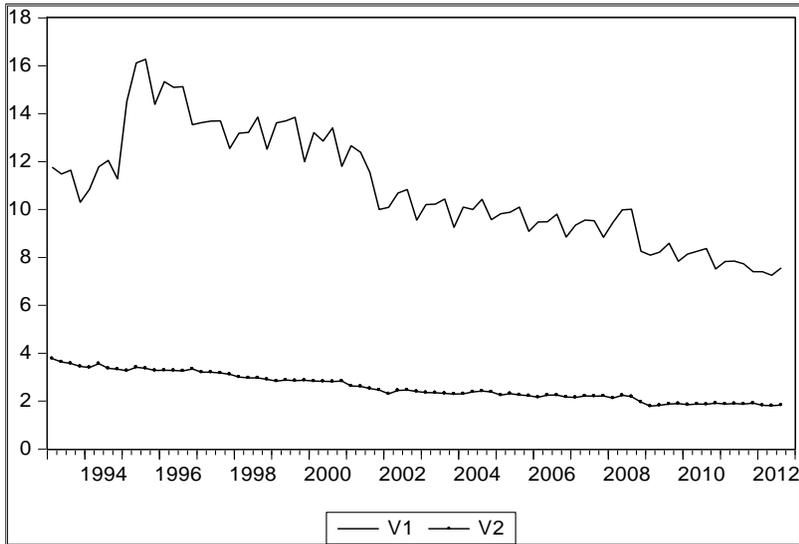
Para el producto real, **y**, tomamos los datos del Producto Interno Bruto a precios de 2003 y representamos a la tasa nominal de interés, **R**, con el rendimiento anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a plazo de 28 días, que en contexto de la política monetaria ha sido el principal instrumento anti-inflacionario adoptado por el Banco de México. ⁴

3 www.inegi.org.mx/sistemas/bie/

4 Esta serie se conforma por promedios mensuales del tercer mes de cada trimestre. También consideramos el rendimiento anualizado de los CETES a 91 días. Los resultados de las diversas pruebas fueron muy similares al primer indicador, lo que no sorprende dado que el grado de asociación lineal entre ambos tipos de CETES casi perfecto (0.9986).

Gráfica 1

Velocidad-ingreso de circulación del dinero
estimado con m1 (v1) y con m2 (v2) Período 1993:1 – 2012:3



Cuadro 1

Estadística descriptiva: velocidad-ingreso de circulación del dinero
estimado con m1 (v1) y con m2 (v2) Período 1993:1 – 2012:3

	V1	V2
Media	10.88582	2.57664
Mediana	10.22564	2.39607
Máximo	16.27223	3.77590
Mínimo	7.25558	1.78433
Desv. Estándar	2.34754	0.56375
Sesgo	0.38772	0.34143
Curtosis	2.19554	1.86891
Coef. Variación	0.21565	0.21879
Jarque-Bera	4.10959	5.74612
Probabilidad	0.12812	0.05652
Suma	859.98010	203.55430
S. dev. al cuad.	429.85460	24.78986
Observaciones	79	79

4. Evidencia empírica

4.1 Pruebas de estacionariedad

En el cuadro 2 se presentan los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (ADF), con longitud de rezagos (de 3 a 4) basado automáticamente en el criterio de información de Schwarz. Estos indican que $m2$ y p son series no estacionarias de orden I(2) y que y , R son de orden I(1).⁵

Cuadro 2
Orden de integración de las series

VARIABLES	ADF(.) ¹
p_t	1.0368
Δp_t	-1.4671
$\Delta\Delta p_t$	-5.1007**
m_t	0.9639
Δm_t	-1.0676
$\Delta\Delta m_t$	-12.9087**
y_t	2.2726*
Δy_t	-3.4417**
R_t	-2.0246*
ΔR_t	-9.8134**

¹ Prueba de Dickey – Fuller con número de rezagos basado en el criterio de información de Schwarz.
(**) Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del 5% (1%).

Al respecto de las series y , p , $m2$, R , Galindo y Perrotini (1996), Galindo (1997) y Licitaya (1998, 2008) obtuvieron resultados análogos para períodos anteriores, lo que avala el aspecto técnico de nuestros cálculos. Sin embargo, no debería ser plausible que, en el largo plazo, las primeras diferencias del Índice Nacional de Precios al Consumidor (con el que se estima la tasa de inflación) y del acervo monetario, se consideren integradas de orden I (1) [esperaríamos que fueran I (0)]. Al parecer, ambos indicadores ‘técnicos’ dimanan de la elevada volatilidad de

5 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 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 expresaremos en términos de variables $I(0)$ e $I(1)$.

precios y dinero que aquejó a la economía mexicana en 1995 luego del “error de diciembre”, que se extendió, aunque de modo decreciente, hasta 1999 (véase la gráfica A1 del anexo).

Más allá de esta observación, los resultados sugieren que es necesario establecer si las variables bajo estudio cointegran, requisito *sine qua non* para obtener la “verdadera” relación de largo plazo entre ellas, obtener estimadores insesgados, y conjurar el peligro de que nuestro análisis se realice con base en regresiones espurias. También nos servirá de referencia para realizar las pruebas de no causalidad, que requiere series estacionarias o estacionarizadas.

4.2 Análisis de cointegración ⁶

En los cuadros 3 y 4 se exponen los resultados, empleando el procedimiento de Johansen (1988), de las pruebas de rango de cointegración no restringida para las series p , $m2$, y , R (con base en la traza y el máximo valor propio, respectivamente). En este último cuadro se revela la existencia de tres vectores de cointegración; es decir, dos soluciones de largo plazo además del modelo de precios.

Al respecto, el segundo vector parece corresponder a la ecuación de demanda nominal de dinero, con una elasticidad-precio mayor a la unidad. Esto sorprende y amerita un examen más detenido, por cuanto los estudios sobre el tema (por ejemplo, Bléjer, 1983, 1984; Yacamán, 1984; Ortíz, 1982; Feliz, 1992; Galindo y Perrotini, 1996) supusieron directamente que la demanda de saldos monetarios reales es una función homogénea de grado cero en precios. La otra ecuación parece concernir a una de tipo lineal-logarítmica, con la tasa de interés en función de los demás argumentos.

⁶ 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.

Cuadro 3

Resultados de las pruebas de cointegración para p , m_2 , y , R
(Período 1993:1 – 2012:3)

Núm. de E. C.	Valor Propio	Estadístico		Prob.**
		Traza	Valor Crítico	
Ninguno *	0.558959	104.2234	40.17493	0.0000
A lo más 1 *	0.331762	42.00846	24.27596	0.0001
A lo más 2	0.138785	11.37207	12.32090	0.0717
A lo más 3	0.000221	0.016782	4.129906	0.9157

La prueba de la traza indica 2 ecuac. de cointegr. al nivel del 0.05.

* Denota rechazo de la hipótesis al nivel del 0.05.

**Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Cuadro 4

Resultados de las pruebas de Cointegración para p , m_2 , y , R
(Período 1993:1 – 2012:3)

Núm. de E. C.	Valor Propio	Estadístico		Prob.**
		Max-Eigen	Valor Crítico	
Ninguno *	0.558959	62.21499	24.15921	0.0000
A lo más 1 *	0.331762	30.63639	17.79730	0.0004
A lo más 2 *	0.138785	11.35529	11.22480	0.0474
A lo más 3	0.000221	0.016782	4.129906	0.9157

La prueba Max-Eigen (máximo valor propio) indica 3 ecuac. de cointegr. al nivel del 0.05.

* Denota rechazo de la hipótesis al nivel del 0.05.

**Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Luego de normalizar el primer vector de cointegración como ecuación de precios obtenemos:

$$p_t = 0.618112m_{2t} - 0.391243y_t + 0.104806R_t \quad (6)$$

Al cotejar esta ecuación con el obtenido por Galindo (1997) se advierte que, en los últimos 20 años, se suscitó un cambio importante en la magnitud de los estimadores (elasticidad-dinero, elasticidad-producto y semielasticidad-tasa de interés); aspecto que se refrenda con el rechazo de la hipótesis conjunta de que los coeficientes de m_2 , y , R son, respectivamente, iguales a (1, -1 y 1) ⁷. Pero los

⁷ 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, sus estadísticos no rechazan la hipótesis conjunta de que los coeficientes son iguales a 1, -1 y 1, en ese mismo orden.

resultados corroboran la proposición de que los aumentos en el nivel de precios están asociados a incrementos en la cantidad de dinero (aunque en forma menos que proporcional) y avalan los postulados de que la tasa de interés y la actividad productiva están vinculadas de modo positivo y negativo (en ese mismo orden) con el dinamismo de los precios.

La relación establecida dimana de nuestro enfoque teórico y formal que, *a priori*, postula al nivel de precios como la variable dependiente y a las demás como explicativas; pero no implica necesariamente que la relación de causalidad vaya en ese sentido; por tanto, estimamos conveniente establecer si, en efecto, nuestra relación funcional es respaldada estadísticamente por el análisis de no causalidad en el sentido de Granger. A tal efecto nos abocamos enseguida.

4.3 Pruebas de no causalidad

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:

$$z_t = \sum_{i=1}^{i=n} \alpha_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \beta_i x_{t-i} + u_t \quad (7)$$

La hipótesis nula de no causalidad se define como $H_0: (\forall i) \beta_i = 0$, donde $\forall i$ significa “para todo i ”.

El cuadro 5 resume los resultados de las pruebas de no causalidad empleando ocho rezagos. A nuestro juicio, este es un número suficientemente grande y atiende a las recomendaciones para hacer más fiables los resultados. De hecho, permite establecer la “precedencia” de rezagos de hasta dos años anteriores.

Cuadro 5

Pruebas de no causalidad en el sentido de granger
(Series estacionarizadas)

Hipótesis nula	Estad. "F"	Prob.
M no causa, en el sentido de Granger, a P	3.48546	0.0027
P no causa, en el sentido de Granger, a M	2.40732	0.0269
Y no causa, en el sentido de Granger, a P	3.16722	0.0054
P no causa, en el sentido de Granger, a Y	0.85849	0.5569
R no causa, en el sentido de Granger, a P	3.30095	0.0039
P no causa, en el sentido de Granger, a R	0.95823	0.4782
Y no causa, en el sentido de Granger, a M	1.38222	0.2263
M no causa, en el sentido de Granger, a Y	1.34718	0.2418
R no causa, en el sentido de Granger, a M	2.26045	0.0369
M no causa, en el sentido de Granger, a R	0.92033	0.5073
R no causa, en el sentido de Granger, a Y	1.95772	0.0703
Y no causa, en el sentido de Granger, a R	0.56411	0.8023

Advertimos que el producto real y la tasa nominal de interés “causan” al nivel de precios, pero éste no contribuye a predecir el comportamiento futuro de dichas variables. El resultado concerniente a la tasa de interés parece reflejar el hecho de que el rendimiento de los CETES a 28 días es un instrumento importante de la política del Banco de México.

Por su lado, los *estadísticos* indican que existe una realimentación entre precios y dinero—lo que implica ausencia de exogeneidad fuerte. Esto concuerda con el análisis de Galindo (1997), Licitaya (2008) ⁸ y con trabajos anteriores para el caso mexicano. Por ejemplo, Salas e Ize (1984) “descubren” el carácter acomodaticio de la oferta monetaria respecto al aumento en los precios; pero también que los estímulos monetarios elevan inmediatamente el producto y luego los precios. No obstante, otros estudios discrepan, como el de Ruprah (1984), quien ‘corroborar’, con base en la prueba de Sims, la independencia entre **m** y **p**; el de Dávila, Ize y Morales (1984), quienes concluyen que “no parece haber existido una relación causal fuerte y consistente entre dinero y precios en ningún sentido”(p. 68); y los estudios de Bléjer (1984) y Yacamán (1984), mismos que ‘hallan’ evidencia de causalidad unidireccional de dinero a precios.

8 Aunque este autor utilizó en su modelo P* el deflactor implícito del PIB y M1 como variable monetaria.

En suma, los resultados apoyan en gran medida la pertinencia de nuestro modelo por cuánto las pruebas de no causalidad en el sentido de Granger indican que el producto real y la tasa de interés sirven para predecir el comportamiento del nivel de precios y que existe una causalidad bidireccional entre el dinero y los precios.

Hasta el momento constatamos que, al menos una combinación de las variables bajo estudio es $I(0)$, estimamos las relaciones de equilibrio de largo plazo de la ecuación de precios y comprobamos la pertinencia funcional de sus argumentos. Corresponde ahora aplicar al modelo el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para obtener estimaciones, que sabemos no serán espurias, y estadísticos suplementarios.

4.4 Análisis de regresión

Los resultados de la regresión MCO se presentan en el cuadro 6. Al igual que las ecuaciones de cointegración, los coeficientes son 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. Los valores son relativamente parecidos a los que dimanaron del procedimiento de Johansen, hecho que refrenda la confiabilidad de los cálculos respecto al sentido y la magnitud de las relaciones de largo plazo de los precios con la oferta monetaria, el producto y la tasa de interés.

Cuadro 6

Resultados de la regresión: $p_t = f(m_{2t}, y_t, R_t)$

Variable	Coefficiente	Error est.	Estad. T	Prob.
m	0.673166	0.017787	37.84521	0.0000
y	-0.463158	0.017397	-26.62346	0.0000
R	0.002762	0.001127	2.449717	0.0166
R-cuadrado	0.971495	Media var. depend.		4.075561
R-cuadrado ajustado	0.970745	D.E. var. depend.		0.526644
E.S. de la regresión	0.090077	Criterio de Akaike		-1.939061
Suma de res. al cuadrado	0.616658	Criterio de Schwarz		-1.849082
Log máx-verosímil	79.59292	Criterio de Hannan Quinn		-1.903013
Durbin-Watson	0.097197			

Para una apreciación más expedita, exponemos el resultado fundamental en forma de ecuación. Indica que, en el largo plazo, el aumento del 1% de la oferta monetaria hace que el nivel de precios se eleve en 0.67%; pero que mantiene una relación negativa (en -0.46) con el dinamismo de la actividad productiva. El bajo valor de la semielasticidad-tasa de interés del nivel de precios (0.00276) refleja la escasa influencia que tiene dicha tasa como instrumento para incidir en la evolución de los precios.

$$p_t = 0.673166m_{2t} - 0.463158y_t + 0.002762R_t \quad (8)$$

En el cuadro 6 se observa también que la “bondad de ajuste” del modelo medida por el coeficiente de determinación es muy elevada. De modo concomitante,⁹ la prueba “F” valida al modelo en su conjunto (véase la probabilidad asociada). No obstante, a juzgar por el valor de D-W, existe autocorrelación positiva de primer orden al nivel de significación del 1 por ciento.¹⁰ Una estimación subsecuente con

9 Por la muy estrecha relación entre R^2 y el estadístico “F”. Véase la expresión formal de dicha relación en Johnston y Dinardo (2001), p. 109, y en Gujarati (1997), pp. 244 – 245.

10 Para 80 g. l. el valor de D.L. reportado en tablas es 1.416.

la variable dependiente rezagada (cuadro 7) no conjuró este problema, a juzgar por el valor del estadístico “h” de Durbin ¹¹ (véase la nota de pie). Cabe señalar que, en dicho cuadro, los estimadores de las elasticidades (ingreso y dinero) del nivel de precios y la semielasticidad respecto a la tasa de interés son las de corto plazo (véase Chow, 1966), y esto explica los valores bastante más pequeños que los de largo plazo, de las elasticidades del nivel de precios respecto al ingreso real y a la oferta monetaria (-0.017 y 0.024, respectivamente), pero sorprende que la semielasticidad-tasa de interés sea muy parecida a la de largo plazo, cuyo valor debería ser bastante mayor.¹²

La bondad de ajuste casi perfecta que alcanza a tener el modelo con la incorporación del nivel de precios pretérito refrenda la importancia que tiene el componente inercial y la conveniencia de dar una especificación dinámica al modelo, principalmente para fines de pronóstico, máxime si consideramos que la variable dependiente rezagada aprehende el efecto de las variables explicativas de períodos anteriores.¹³

11 El estadístico D-W no puede ser utilizado para detectar correlación serial de primer orden en modelos autorregresivos; en su lugar se recomienda la prueba “h”.

12 Nuestras estimaciones de la semielasticidad-tasa de interés del nivel de precios de largo plazo, a partir del cuadro 6, arrojan un valor de 0.0664.

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 7**Resultados de la regresión: $p_t = f(m_{2t}, y_t, R_t, p_{t-1})$**

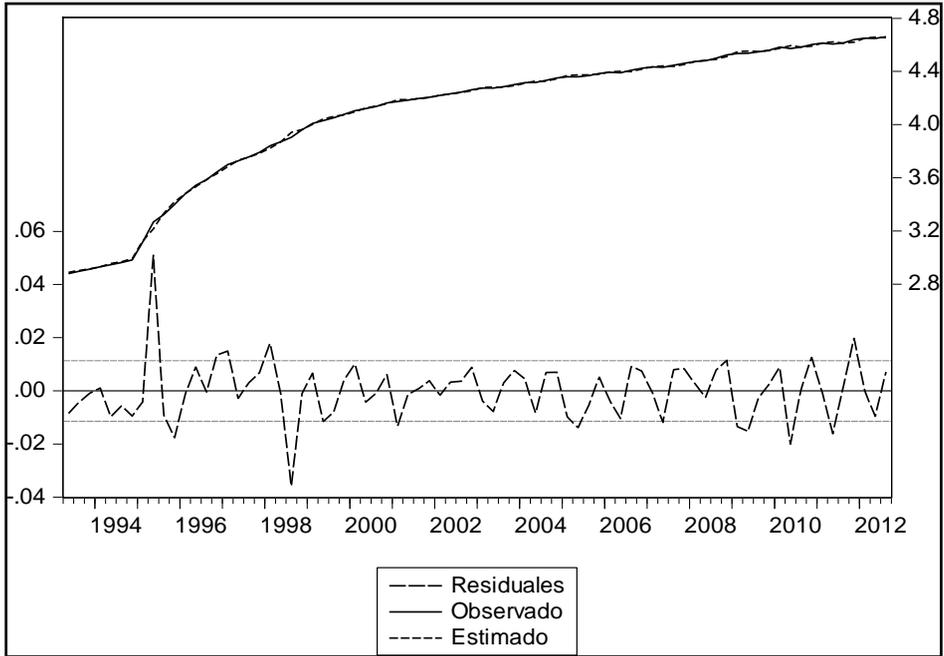
Variable	Coefficiente	Error est.	Estad. T	Prob.
m	0.023782	0.010083	2.358677	0.0210
y	-0.017295	0.007102	-2.435251	0.0173
R	0.002080	0.000149	13.92387	0.0000
p_{t-1}	0.968671	0.014728	65.77202	0.0000
R-cuadrado	0.999493	Media var. depend.		4.091104
R-cuadrado ajustado	0.999472	D.E. var. depend.		0.511489
E.S. de la regresión	0.011751	Criterio de Akaike		-5.999794
Suma de res. al cuadrado	0.010219	Criterio de Schwarz		-5.878937
Log máx-verosímil	237.9920	Criterio de Hannan-Quinn		-5.951412
“h” de Durbin*	0.254925			

*Calculado manualmente. Como “h” se encuentra entre -1.96 y 1.96 no se rechaza la hipótesis nula de autocorrelación de primer orden.

La gráfica 2 nos permite apreciar la cercana reproducción del comportamiento histórico de los precios con base el modelo.

Gráfica 2

Nivel de precios observado, nivel de precios estimado y residuales
(en logaritmos) Período 1993:1-2012:3



4.5 El modelo econométrico final

Como demostramos en el apartado 4.2, el nivel de precios, el dinero, el producto real y la tasa de interés están cointegrados; es decir, mantienen una relación de “equilibrio” de largo plazo; sin embargo, en el corto plazo, suelen suscitarse situaciones de desequilibrio. De acuerdo con la metodología econométrica moderna, se puede tratar al término $e_t = p_t - m_t - R_t + y_t$ como el “error de equilibrio” para ligar el comportamiento de corto plazo del nivel de precios con su valor de largo plazo. Esto es lo que haremos en el marco de nuestro modelo econométrico final (MEF), que también denominamos Modelo de Corrección de Errores (MCE), a partir del modelo estadístico general (MEG), definido de la siguiente manera:

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^{i=4} \delta_{t-i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \theta_{t-i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \varphi_{t-i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \psi_{t-i} \Delta R_{t-i} + \omega mce_{t-1} \quad (9)$$

(El símbolo Δ denota primeras diferencias; *mce* es el mecanismo de corrección de errores, que corresponde a “ $p_{t-1}-m_{t-1}-R_{t-1}+y_{t-1}$ ” y es atingente a la noción de cointegración; ¹⁴ “*i*” indica el número de rezagos).

Seguindo a Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978), aplicamos el procedimiento denominado “de lo general a lo específico” (conocido como *enfoque de London School of Economics*). Este consiste en llevar a cabo un proceso de reducción de (9) a través de transformaciones y reparametrizaciones hasta que dicha reducción resulte admisible para los datos del MEG.

Nuestro primer arribo a una representación satisfactoria para las diferencias anuales se muestra en el cuadro anexo A1; empero, al observar que las semi-elasticidades pretéritas (uno y dos períodos) de la tasa de interés prácticamente se cancelan, las eliminamos, reduciendo aún más el Modelo Econométrico Final. Los resultados que atraen nuestro interés se presentan en el cuadro 7.

Cuadro 8

Modelo de corrección de errores para la dinámica de los precios

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. T	Prob.
<i>p_{t-1}</i>	0.865171	0.031632	27.35129	0.0000
<i>y_t</i>	-0.105478	0.034351	-3.070576	0.0030
<i>R_t</i>	0.001567	0.000144	10.85237	0.0000
<i>mce_{t-1}</i>	-0.008853	0.001834	-4.827308	0.0000
R-cuadrado	0.982197	Media var. depend.		0.094261
R-cuadrado ajustado	0.981435	D.E. var. depend.		0.088796
E.S. de la regresión	0.012099	Criterio de Akaike		-5.938855
Suma de res. al cuadrado	0.010247	Criterio de Schwarz		-5.814311
Log máx-verosímil	223.7376	Criterio de Hannan-Quinn		-5.889173
Durbin-Watson	1.691421			

¹⁴ De acuerdo con el **Teorema de Representación de Granger**, si un conjunto de variables están cointegradas, es posible considerar a éstas como generadas por un modelo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987).

Soslayamos el modelo del cuadro A1 invocando la navaja de Ockham (a veces escrito Occam u Ockam) ¹⁵, principio de parsimonia que también se aplica en el análisis exploratorio de modelos econométricos. De acuerdo con éste, de un conjunto de variables explicativas que forman parte del modelo a estudiar, se debe seleccionar la combinación más reducida y simple posible, teniendo en cuenta la varianza de los residuales, la capacidad de predicción y el grado de colinealidad (o multicolinealidad). Además, al excluir los valores rezagados de la tasa de interés, la bondad de ajuste del modelo (cuadro 8) se reduce en solo 0.0039 (compárense los R^2 ajustados con los del cuadro A1) y los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn arrojan menores valores que en el modelo del anexo. ¹⁶

Expresemos el MCE en forma de ecuación. Este nos indica que existe un intercambio (*trade off*) entre el crecimiento del producto real y la inflación en el sentido de que un incremento de la tasa de crecimiento del producto en 1% conlleva una disminución de la tasa de inflación en 0.105% y que los cambios en la tasa nominal de interés tienen un efecto pequeño en el dinamismo de la inflación. Por su lado, el *mecanismo de corrección de errores (mce)* refleja el ‘error’ en el logro del equilibrio de largo plazo: si por ‘error’ Δp_t aumenta rápidamente, mce_{t-1} se vuelve más grande, y dado que su coeficiente es negativo, Δp_t se reduce y ‘corrige’ dicho error.

$$\Delta p_t = 0.865171 \Delta p_{t-1} - 0.105478 \Delta y_t + 0.001567 \Delta R_t - 0.008853 mce_{t-1} \quad (10)$$

$$\mathcal{R}^2 = 0.982197; DW = 1.691421; SSR = 0.010247; SER = 0.012099$$

En concordancia con la metodología econométrica moderna, corresponde ahora evaluar la plausibilidad del modelo (respecto a si constituye o no una aproximación adecuada del PGI) con base en las denominadas *pruebas de diagnóstico*. ¹⁷

4.6 Pruebas de diagnóstico

La adecuada aproximación al Proceso Generador de Información (PGI) del modelo es acreditada por su cercana reproducción del comportamiento histórico

15 Principio metodológico y filosófico atribuido a Guillermo de Ockham (1280-1349), según el cual, «en igualdad de condiciones, la explicación más sencilla suele ser la correcta». Fuente: Wikipedia, http://es.wikipedia.org/wiki/Navaja_de_Ockham

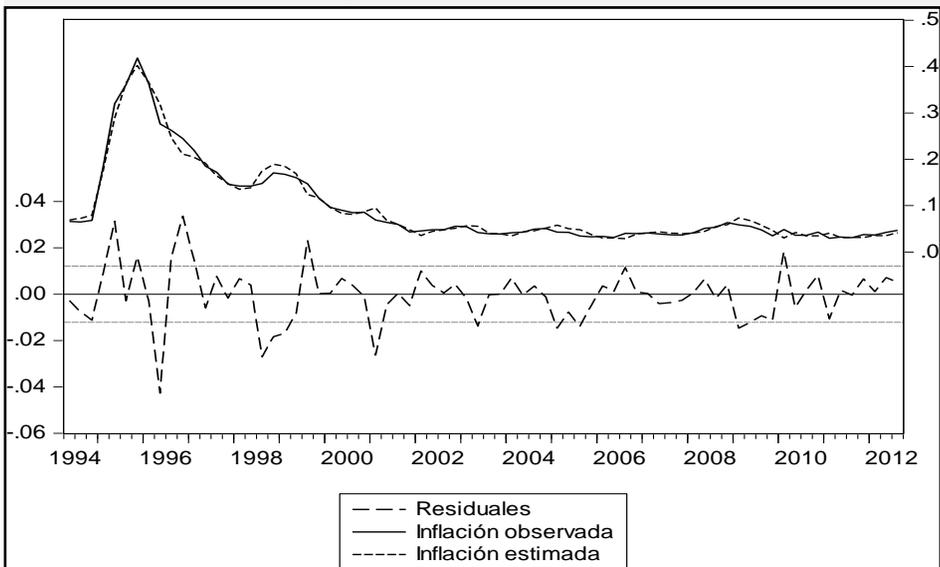
16 Expresando en términos simples, en tanto menor sea el valor de estos estadísticos, mejor será el modelo respectivo, comparado con otro (s).

17 Al lector no advertido sobre este tema le recomendamos consultar el trabajo de Galindo (1995b) y/o Cuthbertson, Hall y Taylor (1992).

de los datos (véase la gráfica 3) y se corrobora numéricamente por el reducido valor de la desviación estándar (0.012) respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables. Además, el coeficiente de determinación R^2 - que mide la porción de la variación total de Δp_t explicada por el modelo- es muy satisfactorio, máxime si se considera que éste se define en diferencias, cuyas variables son menos estables que las expresadas en niveles (como nota Galindo, 1997).

Gráfica 3

**Inflación anual observada, inflación anual estimada y residuales (en logaritmos)
(Período 1993:1 – 2012:3)**



La coherencia respecto a los datos se refrenda con la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad: las pruebas de Breusch-Godfrey LM (i) indican que no hay correlación serial y la prueba ARCH no rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad; de esto se colige que en las perturbaciones no existe información inexplicada por las variables del modelo y que los estimadores son lineales insesgados óptimos (ELIO) y de mínima variancia (cuadro 9).

Cuadro 9

**Resultados de las pruebas de diagnóstico del modelo de corrección de errores
Período 1993:1 – 2012:3**

Prueba	Distribución o estadístico	Probabilidad asociada	Resultados al 5% de significancia
1. Coefic. de:			
Δp_{t-1}	t : 27.3513	0.0000	Significativo
Δy_t	t : -3.0706	0.0030	Significativo
ΔR_t	t : 10.8524	0.0000	Significativo
mce_{t-1}	t : -4.8273	0.0000	Significativo
2. Residuales			
Normalidad (JB)	χ^2 : 17.9443	0.0001	No dist. normalmte
LM (1)	F: 1.7192	0.1941	No autocorr. orden 1
LM (2)	F: 2.2077	0.1178	No autocorr. orden 2
ARCH (1)	F: 0.1569	0.6932	Homoscedástico
3. Especificac. y estabilidad			
Ramsey (1)	F: 1.3191	0.2547	Forma func. correcta
Ramsey (2)	F: 0.7839	0.4607	Forma func. correcta
CUSUM			Hay perman. estruct.
CUSUM Q			Hay cambio estruct.

Significado de los símbolos:

(Para facilitar su identificación, las siglas corresponden al inglés)

R^2 =	Coficiente de determinación.
RSS =	Suma de cuadrados de los residuales
SER =	Error estándar de la regresión.
F =	Estadístico “F”.
D-W =	Estadístico de Durbin y Watson
J-B =	Estadístico de Jarque y Bera para prueba de normalidad.
LM(i) =	Multiplicador de Lagrange, para correlación serial de grado i de Breusch – Godfrey.
ARCH(i) =	Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad condicional autoregresiva de orden i.
White =	Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad de White, con términos cruzados (ct) y sin términos cruzados (nc).
Ramsey (i) =	Estadístico de Ramsey para la prueba del error respecto a la forma funcional (i denota el número de términos estimados).

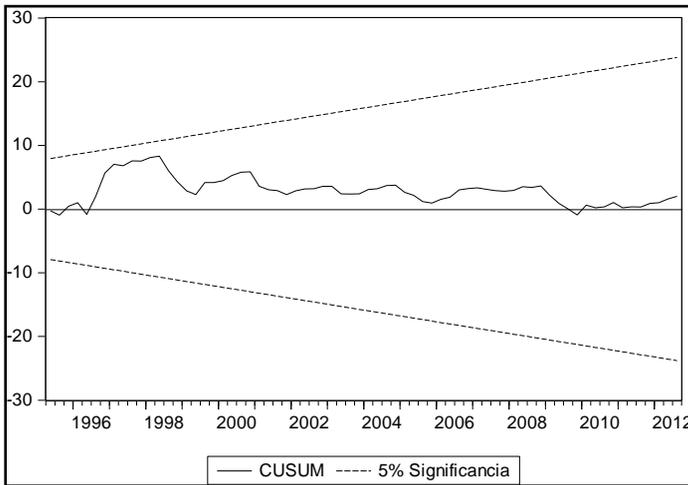
Respecto a los estadísticos CUSUM y CUSUM Q –contrastes de constancia de los parámetros- afloran resultados distintos: de acuerdo con CUSUM (gráfica 4) existe estabilidad del término de intersección; pero según la prueba CUSUM de cuadrados (CUSUM Q, gráfica 5), se produjo un cambio estructural en 1996, expresado en una variabilidad exacerbada de los residuales;¹⁸ no obstante, como la prueba RESET de Ramsey –que es un contraste más general de estabilidad y errores de especificación- deja asentado que el modelo supera dichos problemas (véase la parte inferior del cuadro 9) no nos parece perentorio modificar o incorporar variables ficticias al MEF.

Subsiste, sin embargo, un aspecto que modera la potencia de las pruebas de diagnóstico: el contraste de Jarque y Bera indica que los errores no se distribuyen normalmente. Al tener un carácter asintótico o de grandes muestras, no es inusual que se manifieste este tipo de resultado en una regresión mínimocuadrática y debemos tenerlo en cuenta. Quienes empleamos métodos econométricos en las investigaciones estamos conscientes de que existen dos criterios para la construcción de un modelo: a) la **estimación** (buscando el cumplimiento de todos

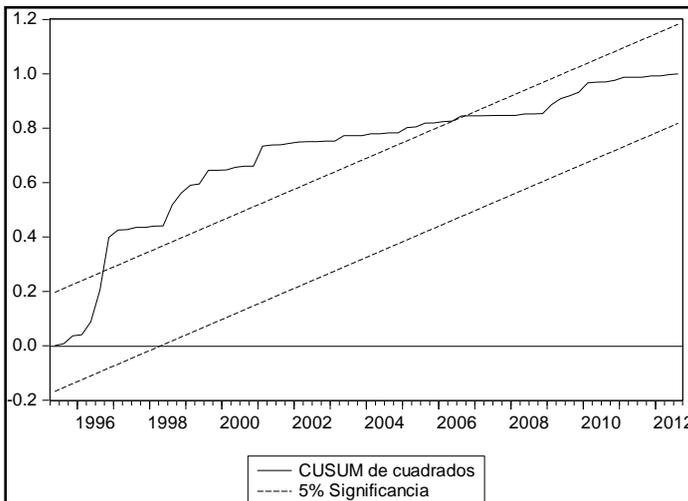
¹⁸ Véase Johnston y Dinardo (2001), cap. 4. Hansen (1992), sugiere que la prueba CUSUM equivale a su contraste de estabilidad del término de intersección y que CUSUM Q equivale a su contraste de estabilidad de la variancia.

los supuestos econométricos del modelo lineal general y el sentido económico de cada ecuación) y b) la **simulación** adecuada (que reproduzca aceptablemente el comportamiento histórico de las variables endógenas), y que entre ambos existe regularmente un intercambio (*trade off*), por lo que a veces debemos sacrificar uno de ellos en aras de que el otro (criterio) resulte más satisfactorio.

Gráfica 4
Prueba CUSUM



Gráfica 5
Prueba CUSUM Q



5. Conclusiones

De acuerdo con las pruebas de raíz unitaria, las variables empleadas en nuestro modelo, además de no ser estacionarias, son de distinto orden de integración; sin embargo, el análisis de cointegración sanciona 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, lo cual significa que las cuatro variables, a pesar de fluctuar extensamente (sobre todo los precios y la oferta monetaria), lo hacen en forma tal que no se separan mucho, gracias a las fuerzas económicas que las hace evolucionar de modo interrelacionado. Corrobora también, para un período más reciente, los hallazgos de Galindo (1997) y Liquitaya (1998, 2008).

La relación funcional postulada teóricamente, se sustenta estadísticamente por el análisis de no causalidad en el sentido de Granger. Este hecho refrenda la aptitud que tiene modelo para aprehender con acierto el comportamiento de los precios ante cambios de las variables explicativas que, al menos en la economía mexicana, se revelan como las más importantes.

Las estimaciones a partir de las regresiones mínimo cuadráticas son similares a los coeficientes estandarizados que dimanaron del procedimiento de Johansen y, como aquellos, concuerdan con la teoría propuesta. En efecto, reafirman que, en el largo plazo, el nivel de precios aumenta como consecuencia del crecimiento del acervo monetario, aunque en forma menos que proporcional (0.673); que tiene un influjo muy pequeño, pero estadísticamente significativo, de las tasas de interés (0.0028) y mantiene una ponderable relación de intercambio (de -0.463) con el dinamismo de la actividad económica.

A corto plazo, las elasticidades-precio respecto al producto real y a la oferta monetaria son lógicamente más pequeñas (-0.017 y 0.024, respectivamente) y la semielasticidad-tasa de interés revela que solo el 0.002 de los cambios absolutos de dicha tasa afecta a los precios. Por su parte, el coeficiente del nivel de precios pretérito (0.97) reafirma la importancia que tiene el componente inercial y la conveniencia de dar una especificación dinámica al modelo, principalmente para fines de pronóstico, máxime si consideramos que eleva la bondad de ajuste a un nivel casi perfecto (0.999) y determina la reproducción sumamente cercana del comportamiento histórico de los datos.

Los indicadores del Modelo de Corrección de Errores, al que arribamos mediante un proceso de reducción y reparametrización del Modelo Estadístico General, estipulan que, en la economía mexicana, se suscita un *trade off* entre el cambio en el dinamismo del producto real y la variabilidad de la tasa de inflación

(en -0.105); que las variaciones contemporáneas y pretéritas en la oferta monetaria (hasta cuatro trimestres previos) no tienen un influjo estadísticamente significativo en la inflación y corrobora, una vez más, que los cambios en la tasa nominal de interés afectan proporcionalmente muy poco (en 0.0015) al dinamismo de la variable dependiente. El modelo contiene también el ‘error’ en el logro del equilibrio de largo plazo, precisado por el *mecanismo de corrección de errores*. Con base en éste, las autoridades económicas pueden prever que, si por ‘error’ Δp_t aumenta rápidamente, mce_{t-1} se tornará más grande y, dado que su coeficiente es negativo (-0.0088), Δp_t se reducirá y ‘corregirá’ dicho error.

El MCE mantiene un balance satisfactorio entre los dos criterios básicos para la construcción de un modelo: la **estimación**, porque, con excepción de la prueba de normalidad, cumple con los supuestos del modelo (ausencia de autocorrelación; de heteroscedasticidad; forma funcional correcta; elevada bondad de ajuste; significancia global y específica, etc.) y el sentido económico de la ecuación; y la **simulación**, porque reproduce con singular acierto el comportamiento histórico de los datos.

Referencias

- 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 - 79)”, en Ize, A. y Vera, G.(eds.) *La Inflación en México*, El Colegio de México.
- Bléjer, Mario (1983), *Dinero, Precios y Balanza de Pagos: La Experiencia de México 1950-1973*, CEMLA, México. (2da. edición revisada).
- Cagan, P. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", M. Friedman (comp), *Studies in the Quantitative Theory of Money*, University of Chicago Press., Chicago.
- Chow, Gregory (1966), "On the Long-run and Short-run Demand for Money", *The Journal of Political Economy*, Vol. LXXIV (2).
- Cuthbertson, K., Hall, S.G. y Taylor, M. P. (1992), *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf, G. Britain.

Dávila, J., Ize, A. y Morales, J. (1984), “Fuentes del Proceso Inflacionario en México: Análisis de Causalidad”, en Ize y Vera (eds.), op. cit.

Davidson, J. E. et al (1978), “Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumer’s Expenditure and Income in the United Kingdom”, *The Economic Journal*, vol. 88, No. 352, pp. 661-692.

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, D.F.

Galindo P. L. M. (1995), “La Metodología Econométrica Moderna: Una Versión Aplicada”, *Cuaderno de Trabajo de Economía Aplicada*, núm. 18, Maestría en Ciencias Económicas (UACP y P-CCH - UNAM).

Galindo P. L. M. (1997), “El Modelo P* como Indicador de la Política Monetaria en una Economía con Alta Inflación”, *El Trimestre Económico*, F. C. E., 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.

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

Hansen, B. (1992), “Testing for Parameter Instability in Lineal Models”, *Journal of Policy Modeling*, No. 14, pp. 517-533.

Harris, L. (1985), *Teoría Monetaria*, ed. F.C.E., México.

INEGI (2013), “Banco de Información Económica (BIE)”
www.inegi.org.mx/sistemas/bie/

Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Co integrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231 – 254.

Kennedy, P. (1997), *Introducción a la Econometría*, ed. F.C.E., México.

Liquitaya B. J. D. (2008), “El Modelo P Estrella: Un Análisis Empírico”, *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, vol. 3, núm. 1, pp. 25-48.

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

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

Ruprah, I. (1984): “¿Es la Inflación Siempre y en Todos Lados un Fenómeno Monetario?”, en Ize y Vera, *ibid.*

Salas, J. E Ize, A. (1984): “Dinero, Precios y Producto: Un Análisis de Autorregresión Vectorial para México”, en Ize y Vera, *ibid.*

Yacamán, J. M.(1984): “Análisis de la Inflación en México”, en Ize y Vera, *ibid.*

Anexos

Cuadro A1

Modelo de corrección de errores para la dinámica de los precios

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "T"	Prob.
\hat{p}_{t-1}	0.932945	0.032499	28.70727	0.0000
y_t	-0.107810	0.038625	-2.791189	0.0068
R_t	0.001549	0.000135	11.51397	0.0000
R_{t-1}	0.000589	0.000180	3.275022	0.0017
R_{t-2}	-0.000591	0.000143	-4.118983	0.0001
mce_{t-1}	-0.005082	0.001955	-2.599204	0.0115
R-cuadrado	0.986341	Media var. depend.		0.094644
R-cuadrado ajustado	0.985322	D.E. var. depend.		0.089349
E.S. de la regresión	0.010825	Criterio de Akaike		-6.135322
Suma res. al cuadrado	0.007851	Criterio de Schwarz		-5.947065
Log máx-verosímil	229.9392	Criterio de Hannan-Quinn		-6.060298
Durbin-Watson	1.435228			

Gráfica A1

Tasas de crecimiento anual del inpc y de m2 (en porcentaje)
Período 1993:1 – 2012:3

