

EL MODELO “P ESTRELLA”: UN ANÁLISIS EMPÍRICO

José D. Liquitaya Briceño*

Resumen

En este artículo contrastamos empíricamente el desempeño del modelo P Estrella en la economía mexicana con información del período 1985:4–2007:4. Se evidencia la existencia de una relación de ‘equilibrio’ de largo plazo de modo concordante con el modelo. Además, el modelo de corrección de errores construido con base en la brecha precios observados–nivel de precios de equilibrio de largo plazo (el ‘mecanismo de corrección de errores’) provee una explicación consistente para la dinámica de los precios en el corto plazo. Por otro lado, el enfoque *P Estrella* muestra una capacidad de pronóstico similar al presentado por análogos estudios respecto a la economía mexicana y varios otros países. Finalmente, los resultados apoyan la opción de un objetivo de inflación directo (en lugar de un agregado monetario) como una variable intermedia para la política monetaria.

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

Abstract

In this paper, we have empirically tested the performance of the *P Star model* in the Mexican economy with data of 1985:4–2007:4 period. It is shown that long run equilibrium relationship works as expected according to the model. Besides, the error correction model constructed by using the gap between actual prices and the long term equilibrium price level (the ‘error correction mechanism’) offers a

* Profesor Investigador y jefe del C.A. “Modelos Macroeconómicos”, Departamento de Economía, U.A.M. – Iztapalapa. e-mail: jdlib30@yahoo.com.mx; lbjd30@hotmail.com

consistent explanation for the short run dynamics in prices. On the other hand, the *P Star* approach shows a forecasting ability similar to that presented for analogous studies about the Mexican economy and several other countries. Finally, the results support the option of a direct inflation target (instead monetary aggregate) as the intermediate variable of the monetary policy.

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

Clasificación JEL: C32; E31; E51; E52

Introducción

En el presente artículo nos proponemos identificar el nivel de precios de equilibrio de largo plazo al cual los precios corrientes tienden a ajustarse en la economía mexicana, habida cuenta de que, como sugieren Hallman, Porter y Small (1991); Galindo (1997b), existe una asociación entre los precios y una cierta cantidad de dinero en circulación en el largo plazo. De modo más específico, pretendemos construir un indicador que anticipe adecuadamente la evolución del nivel de precios y de la inflación y que permita identificar el potencial inflacionario de la economía mexicana mediante el cálculo del nivel de precios de equilibrio de largo plazo juntamente con la forma reducida de la dinámica de corto plazo que conduce a los precios actuales a ajustarse a dicho nivel de largo plazo. Este es justamente el propósito del modelo P^* (léase 'P Star' o 'P Estrella'), originalmente elaborado e instrumentado por Hallman, Porter y Small (1991) para la economía norteamericana¹ y estimado para México en el seminal estudio de Galindo (1997b) con datos del período 1980:1–1994:4. Sin embargo, nuestro análisis se basará en una versión especial de dicho modelo, debido a que esta es notablemente más satisfactoria desde el punto de vista de su bondad de ajuste, significancia estadística de sus coeficientes, capacidad predictiva y superación de las pruebas de diagnóstico aplicadas.

¹ Estos autores se refieren a un estudio suyo escrito en 1989 para el Consejo de la Reserva General de Washington, en el que formularon por vez primera este modelo. Huelga señalar que no nos fue posible acceder al mismo.

El documento se encuentra organizado en tres secciones. En la primera, exponemos el marco teórico y formal del modelo. En la segunda examinamos el orden de integración de las variables involucradas en el estudio y realizamos el análisis de cointegración; aplicamos las pruebas de exogeneidad fuerte al acervo monetario y los precios; estimamos el modelo econométrico final y efectuamos el pronóstico "más allá de la muestra" de la inflación. Por último, exponemos nuestras conclusiones.

Marco teórico y formal del modelo

El modelo que aplicaremos fue propuesto inicialmente por Hallman, Porter y Small (1991) (en adelante HPS). Este se fundamenta en la Teoría Cuantitativa del Dinero (TCD); en consecuencia el nivel de precios de equilibrio de largo plazo, P^* , es determinado por la cantidad de acervo monetario (M) por unidad de producto potencial (Y^*) y el nivel de equilibrio de largo plazo de la velocidad de circulación del dinero (V^*); es decir:

$$P^* = \frac{M_t V^*}{Y^*} \quad (1)$$

La ecuación (1) implica que, en el largo plazo, la inflación es un fenómeno monetario y concuerda con la *versión rudimentaria* del análisis cuantitavista (Harris, 1985) que se expresa en los siguientes términos: "un cambio del volumen de dinero provoca un cambio proporcional en el nivel absoluto de los precios".

Por su lado, el nivel de precios en el período corriente se define, según la ecuación cuantitativa como:

$$P_t = \frac{M_t V_t}{Y_t} \quad (2)$$

Lo que significa que el nivel de precios corriente depende, en un sentido amplio, en proporción directa de la cantidad de dinero y de su velocidad media de

circulación, y en relación inversa del producto (ingreso) real. La ecuación (2) refleja también la visión de la TCD prekeynesiana para el corto plazo (Desai, 1989; Harris, 1985). De acuerdo con ésta, cada variable del lado derecho³ actúa sobre P_t con independencia de las otras salvo en períodos de transición. No existía una proposición medianamente clara respecto de la magnitud en que M_t afecta a P_t ⁴; principalmente porque se pensaba que V_t no es constante, sino que depende de las tasas de interés, las expectativas de precios y el sistema de crédito; y que los dos últimos factores pueden originar grandes fluctuaciones en V_t .⁵

De las ecuaciones (1) y (2) se obtiene la brecha de precios:

$$p^* - p_t = (v^* - v_t) + (y_t - y^*) \quad (3)$$

Las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables expresadas con mayúsculas.

Los proponentes del modelo P^* arguyen que el exceso de oferta de dinero no reflejado en el nivel corriente de precios puede deprimir la velocidad de circulación del dinero por debajo de su nivel de largo plazo y/o incrementar el producto por encima de su nivel potencial. Esto generaría una presión inflacionaria, al estar el nivel corriente de precios debajo de su valor de equilibrio. Como los rezagos en la demanda de dinero y en la tasa de interés se ajustan para eliminar el exceso de oferta monetaria, la velocidad corriente se revertiría a su equilibrio de largo plazo, v^* . Por su lado, los rezagos en la formación de las expectativas inflacionarias y los ajustes en los salarios nominales también forzarían al producto corriente a converger hacia el producto potencial. Al final, ambos tipos de cambios inducirían al nivel de precios a su equilibrio de largo plazo.

³ *Strictu sensu*, la TCD tradicional se refería al enfoque transacciones, en el que se considera T (número de transacciones) en lugar de Y (producto – ingreso real).

⁴ Por ejemplo Fischer - uno de los más eminentes cuantitativistas - señalaba: “Doblar la cantidad de dinero (...) no es siempre duplicar los precios. Se debe reconocer claramente que la cantidad de dinero es sólo uno de los tres factores, todos igualmente importantes, en la determinación del nivel de precios” (citado por Argandoña, 1981).

⁵ En este punto hemos seguido la interpretación de Desai y Harris a efecto de ubicar aspectos del modelo que rememoran construcciones teóricas de tiempos pretéritos que aún reclaman vigencia. Argandoña (1981), Desai (1989) y Harris (1985) presentan muy buenas reseñas de la teoría cuantitativa prekeynesiana.

El argumento esbozado es aparentemente simple, pero impetra en su apoyo el análisis teórico de Friedman (1968) y Phelps (1970), respecto a los efectos sobre el producto y los precios -a corto y largo plazos- de cambios anticipados y no anticipados en la conducción de la política monetaria.⁶

Siguiendo con el desarrollo del análisis, HPS proponen que en el corto plazo la dinámica de la inflación sigue el proceso siguiente (aunque, en el largo plazo, p^* determina a p):

$$\Delta \pi_t = (\alpha)(p_{t-1} - p^*_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta \pi_{t-i} \quad (4)$$

donde π es la tasa de inflación (y, por tanto, $\Delta \pi_t$ es la tasa de cambio de la inflación)⁷. El primer componente de la derecha de (4) corresponde al *mecanismo de corrección de errores*, de acuerdo con el *teorema de representación* de Engle y Granger (1987). Recibe tal denominación porque refleja el "error" contemporáneo en el logro del equilibrio a largo plazo, y puede explicarse del siguiente modo: si, por error, π_t aumenta rápidamente, el primer término se vuelve más grande; y dado que su coeficiente es negativo ($\alpha < 0$), $\Delta \pi_t$ se reduce y corrige este error.

En la visión de HPS el producto real corriente no desempeña un rol directo en la dinámica de la inflación, ya que su influencia sobre p^* se manifiesta a través de la cantidad de dinero. Esto puede verse sustituyendo en la ecuación (4) la expresión para p^* de (1) (luego de obtener los logaritmos):

$$\Delta \pi_t = (\alpha)(p_{t-1} - m_{t-1} - v^*_{t-1} + y^*_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta \pi_{t-i} \quad (5)$$

⁶ Por añadidura, ambos trabajos sirvieron de base para el estudio de Lucas (1973) en el marco de la escuela de las expectativas racionales (EER).

⁷ HPS comparan con (4) la siguiente ecuación a fin de reemplazar de forma no restringida la brecha de precios con sus componentes:

$$\Delta \pi_t = \delta_1 (y_{t-1} - y^*_{t-1}) + \delta_2 (v^*_{t-1} - v_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta \pi_{t-i}$$

Según sus autores, esta ecuación aprehende dos aspectos del proceso inflacionario: a) la curva de Phillips inversa, aumentada con un proceso estándar de formación de expectativas adaptables de precios, caso en el que la tasa de inflación se ajusta a la brecha del producto (desequilibrio en el mercado de bienes); b) la especificación atinente a la velocidad de circulación del dinero; en el que la tasa de inflación se ajusta al desequilibrio monetario. Sin embargo, la separación es falsa, puesto que en el análisis monetarista la relación de Phillips (directa o inversa) se manifiesta en el corto plazo debido fundamentalmente a cambios no anticipados en la oferta monetaria (véase Friedman, 1968; y Lucas, 1973).

Como lo indica Galindo (1997b), este modelo tiene la ventaja de que todas las variables incluidas son de orden $I(0)$. Sin embargo, para decidir si la variable dependiente debe ser la tasa de cambio de la inflación o simplemente la inflación, puede considerarse la versión de brecha de precios:

$$\pi_t = (\alpha)(p_{t-1} - p^*_{t-1}) + \sum_{i=1}^5 \beta_i \pi_{t-i} \quad (6)$$

que puede reescribirse como:

$$\Delta\pi_t = (\alpha)(p_{t-1} - p^*_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta\pi_{t-i} + \varphi \pi_{t-1} \quad (7)$$

Ambos modelos son equivalentes si $\varphi = 0$ (HPS, 1991; Galindo, 1997b), lo cual se verifica examinando la significancia estadística de φ mediante una prueba 't' de Student. Al respecto, la estimación de la ecuación (7) corrobora la significancia de φ ; empero, los coeficientes γ_i (excepto el del segundo rezago) no son significativamente distintos de cero. De hecho, la bondad de ajuste del modelo es muy pobre, lo cual se constata por la baja proporción – de 0.2656 – de la variación total de $\Delta\pi_t$ explicada por sus valores rezagados, la inflación del período anterior y el mecanismo de corrección de errores. Esto nos llevó a adoptar el modelo expresado en (6) como un caso especial del modelo P^* . Naturalmente, veremos que los resultados en términos de su bondad de ajuste, reproducción del comportamiento de los datos, capacidad predictiva y superación de pruebas de diagnóstico son notablemente más satisfactorias en este caso.

Como los modelos monetarios tradicionales de la inflación postulan que esta variable se determina por sus valores pasados y los rezagos de un agregado monetario, añadimos a la ecuación (6) la tasa de crecimiento rezagada de $m1$ para examinar su grado de influencia en la inflación.

Análisis empírico

Información utilizada

La información empleada en el estudio comprende series trimestrales provenientes del Banco de Información del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE INEGI)⁸. El nivel de precios, P , se representa por Deflactor Implícito del Producto Interno Bruto (DIPIB); la variable oferta monetaria es $M1$. Para la relativa al producto - ingreso real, Y , tomamos el “Producto Interno Bruto Real” y la tasa de interés, R , la representamos con el rendimiento nominal anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a 28 días de plazo. Todas las variables abarcan originalmente el período 1985:4–2007:4, pero las transformaciones y la consideración de rezagos hicieron inevitable la pérdida de *grados de libertad*.

Orden de integración y análisis de cointegración de las variables

Las pruebas de raíz unitaria de Dickey–Fuller (cuadro 1) demuestran que los datos no son estacionarios. En particular, establecen que el orden de integración de p_t y m_t , y_t es $I(1)$; en tanto que R_t puede considerarse $I(0)$.

Cuadro 1

Orden de integración de las series

Variables	ADF ¹
p_t	1.8752
$\pi_t (= p_t - p_{t1})$	-4.4883**
$m1_t$	1.5534
$\Delta m1_t$	-2.2109*
$\Delta \Delta m2_t$	-4.2809**
y_t	2.8857
Δy_t	-1.7475*
R_t	-2.2018*
ΔR_t	-9.8227**

¹ Prueba de Dickey – Fuller con longitud automáticamente basada en el criterio de Schwarz.

** Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del 1 por ciento.

⁸ dgcnesyp.inegi.gob.mx/

La no estacionariedad de los datos expresados en niveles nos lleva a indagar si cointegran. Si esto es cierto, significará que comparten una tendencia estocástica común que determina sus oscilaciones en el largo plazo -requisito básico para obtener estimadores insesgados y conjurar el peligro de que nuestro análisis se efectúe con base en regresiones espurias. En tal caso, se podrá también identificar las relaciones de las variables en el corto plazo y, de modo fundamental, examinar la validez del modelo empleado a través de las denominadas **pruebas de diagnóstico**.

Al respecto, el cuadro 2 muestra los resultados del análisis de cointegración con base en el procedimiento de Johansen (1988).

Cuadro 2

Pruebas de cointegración para p_t , m_t , y_t , R_t ^a				
Hipótesis		Traza	5 Por ciento	1 Por ciento
No. de CE(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Valor crítico
Ninguno **	0.383026	83.31230	39.89	45.58
A lo más 1 **	0.225133	42.74632	24.31	29.75
A lo más 2 **	0.157393	21.32098	12.53	16.31
A lo más 3 **	0.079250	6.935610	3.84	6.51

Hipótesis		Max-Eigen	5 Por ciento	1 Por ciento
No. de CE(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Valor crítico
Ninguno **	0.383026	40.56598	23.80	28.82
A lo más 1 *	0.225133	21.42533	17.89	22.99
A lo más 2 *	0.157393	14.38537	11.44	15.69
A lo más 3 **	0.079250	6.935610	3.84	6.51

^a Período 1985:4 2007:4. La prueba incluye 4 rezagos.

***) Denota rechazo de la hipótesis al nivel de significancia del 5% (1%).

La prueba de *traza* indica la existencia de 4 ecuaciones de cointegración al nivel de significancia del 1%. La prueba *max eigen*, por su parte, indica que existen 4 ecuaciones de cointegración al nivel de significancia del 5% y una al nivel del 1 por ciento. Esto implica la presencia de soluciones múltiples de largo plazo además del modelo de precios. Una de ellas puede corresponder a la ecuación de demanda nominal de dinero con una elasticidad – precio unitaria, lo cual avala trabajos empíricos anteriores, que asumieron que la demanda de saldos monetarios reales

es una función homogénea de grado cero respecto al nivel de precios (véase, por ejemplo, Bléjer, 1983, 1984; Yacamán, 1984; Ortíz, 1982⁹; Feliz, 1992; Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya y Xiqui, 1996)¹⁰. La otra solución parece concernir a una ecuación lineal-logarítmica, con la tasa de interés en función de los demás argumentos. Un modelo de este tipo fue instrumentado por Pindyck y Rubinfeld (1988).

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de precios tenemos:

$$p_t = 0.865943 m_{1t} - 0.410576 y_t + 0.030892 R_t \quad (8)$$

De modo colateral, aplicamos el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) al modelo. La ecuación de precios arroja las siguientes estimaciones para el largo de las elasticidades de m_{1t} e y_t y semielasticidad de R_t :¹¹

Cuadro 3

Resultados del análisis de regresión				
Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico "t"	Prob.
m_{1t}	0.749935	0.023937	31.32976	0.0000
y_t	-0.289880	0.022806	-12.71067	0.0000
R_t	0.001869	0.001321	1.414544	0.1608
R-cuadrado	0.977502	Media var. dependiente		4.981809
R-cuadrado ajustado	0.976979	S.D. var. dependiente		1.170469
E.S. de la regresión	0.177592	Criterio de Akaike		-0.585535
Suma resid. al cuadrado	2.712332	Criterio de Schwarz		-0.501648
Log máximoverosímil	29.05630	D-W		0.159982

⁹ G. Ortíz da cuenta además de 13 estimaciones reportadas por Montemayor, Gómez Olivier, Genel, Cambio Ramírez y Valdez. Todas ellas suponen funciones de demanda de saldos reales homogéneas de grado cero respecto al nivel de precios.

¹⁰ Estimaciones liminares directas por parte nuestra de la demanda de saldos monetarios nominales de largo plazo, empleando el procedimiento de Johansen y el método de MCO, sugieren que dicha demanda es, en efecto, homogénea de grado uno en precios, o que la demanda de saldos monetarios reales es homogénea de grado cero en precios. Los valores obtenidos fueron: i) mediante el procedimiento de Johansen: $m_t = 1.0438p_t + 0.5823y_t - 0.0159R_t$; ii) aplicando el método de MCO: $m_t = 1.0062p_t + 0.5838y_t - 0.00436R_t$.

¹¹ No anexamos los resultados de las demás ecuaciones del modelo VAR por no considerarlas relevantes para el presente análisis.

$$p_t = 0.749935m1_t - 0.28988y_t + 0.001869R_t \quad (9)$$

$$\hat{A}^2=0.9775; \hat{A}_c^2=0.9769; SSR=2.7112$$

(Más adelante se precisa el significado de los símbolos)

Los resultados de la ecuación (9) respaldan los expresados en (8). En ambas concuerdan los signos y valores de los coeficientes. En particular, avalan el postulado de que la actividad productiva mantiene una relación negativa, con el nivel de precios¹²; que éstos son al menos muy poco sensibles a los cambios en la tasa de interés (en concordancia con la visión neocuantitativa), pero también nos revela un aspecto que no condice con el enfoque teórico adoptado; esto es, que los aumentos en la cantidad de dinero conducen a incrementos menos que proporcionales en el nivel de precios, hecho que otorga cierto grado de eficacia a las políticas de administración de la demanda.

*Pruebas de exogeneidad fuerte.*¹³

Se dice que una variable x_t no causa, en el sentido de Granger, a z_t si la predicción que se realiza 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:

$$z_t = \sum \alpha_t z_{t-i} + \sum \beta_t x_{t-i} + u_t \quad (10)$$

Definiéndose la hipótesis de no causalidad de Granger como:

$$H_0: (\forall_i) \beta_i = 0$$

Donde \forall_i significa “para todo i”.

¹² Con base en la prueba de Wald, se acepta la hipótesis nula de que el coeficiente de $m2$ es igual a 1 (uno); sin embargo, la hipótesis conjunta de que el primer, segundo y tercer coeficientes asumen los valores de 1, -1 y 1, respectivamente, es rechazada por dicha prueba.

¹³ Véase Galindo (1997^a) para un análisis sistemático de este concepto y de sus implicaciones.

El cuadro 3 resume los resultados de las pruebas de no causalidad efectuadas con base en la metodología indicada en Galindo (1997a, pp. 105-6) que, a decir de este mismo autor, evita problemas de especificación en las variables. Dicho brevemente, el procedimiento consiste en incluir en el análisis los residuos del vector de cointegración (de m_t y p_t) en un modelo de vectores autorregresivos estimado en primeras diferencias.

Los *estadísticos* indican la existencia de una realimentación entre p_t y m_t – lo que implica ausencia de exogeneidad fuerte. Este resultado concuerda con el estudio de Galindo (1997b) y con trabajos anteriores para el caso mexicano. Por ejemplo, Salas e Ize (1984) ‘descubren’, de un lado, el carácter ampliamente acomodaticio de la oferta monetaria respecto al aumento en los precios y, de otro, que los estímulos monetarios elevan inmediatamente el producto y luego los precios. Pero también existen ‘hallazgos’ discordantes, como el de Ruprah (1984), quien ‘corrobor’, con base en la prueba de Sims, la independendencia 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. Sin embargo, se pueden soslayar estos dos últimos trabajos, porque en ellos la relación $m \rightarrow p$ se establece *a priori*, sin emplear prueba alguna de no causalidad.

Table 3

Pruebas de no causalidad de Granger entre el acervo monetario (M1) y el nivel de precios. Período 1985:4 – 2007:4		
HIPÓTESIS NULA	ESTAD. "F"	PROBABILIDAD
m no causa a p	4.02634	0.00518
p no causa a m	7.86990	0.00002

Estimación del modelo econométrico final

En la ecuación (11) se presentan los resultados de las estimaciones del modelo P*, que incluye el mecanismo de corrección de errores.

$$\pi_t = -0.215924\pi_{t-3} - 0.2447667\pi_{t-4} + 0.150948\Delta m_t + 0.144649\Delta m_{t-1} - 0.970971\Delta y_t - 0.069671(p_{t-1} - m_{t-1} - R_{t-1} + y_{t-1}^*) \quad (11)$$

La ecuación (11) se obtuvo siguiendo el criterio de *reducción*. Por tanto, todos los coeficientes son estadísticamente significativos. Esto se puede apreciar en el cuadro 4 donde se muestran los errores estándar, los estadísticos “t” y las probabilidades asociadas a cada coeficiente estimado. Nótese que en dicho cuadro simplificamos la expresión ‘(p_{t-1} - m_{t-1} - R_{t-1} + y*_{t-1})’ expresándola como ‘MCE_{t-1}’.

Cuadro 4

Resultados y pruebas de la regresión

$$\pi_t = \sum_{i=1}^4 \beta_i \pi_{t-i} + \varphi_0 \Delta m_t + \varphi_1 \Delta m_{t-1} + y \Delta y_t + (\alpha)(p_{t-1} - m_{t-1} - R_{t-1} + y_{t-1}^*) \quad (1)$$

Variable	Coefficiente	E. Estándar	Estadístico t.	Probab
π_{t-3}	-0.215924	0.043126	-5.006855	0.0000
π_{t-4}	0.244766	0.053642	4.562965	0.0000
Δm_t	0.150949	0.040048	3.769179	0.0003
Δm_{t-1}	0.144650	0.040023	3.614120	0.0005
Δy_t	-0.970971	0.160538	-6.048235	0.0000
MCE _{t-1}	-0.069671	0.006581	-10.58621	0.0000

Se excluyeron los coeficientes de π_{t-1} y π_{t-2} por no ser estadísticamente significativos.

Exponemos también los resultados de las pruebas de diagnóstico:

VALORES CALCULADOS DE LOS ESTADÍSTICOS DEL MODELO Y DE
SUS PROBABILIDADES ASOCIADAS (P):

$R^2=0.9179$ $R_c^2=0.9127$ $SSR=0.0633$; $D-W=1.8644$; $F = 2830.18$ ($P=0.0000$); $J-B: 15.833$ ($P=0.00036$); $LM(4): 1.8636$ ($p=0.1258$); $ARCH(4): 0.3081$ ($P=0.8717$); $Reset(1): 0.0166$ ($P=0.8978$); $Reset(2): 0.5138$ ($P=0.6003$); $Chow (1989.4): 1.6827$ ($P=0.1376$) $Chow (1995.1): 1.0857$ ($P=0.3791$)¹⁴

SIGNIFICADO DE LOS SÍMBOLOS¹⁵:

$R^2=$	Coficiente de determinación.
$R_c^2=$	Coficiente de determinación corregido por los grados de libertad
$SSR =$	Suma de cuadrados de los residuales
$F =$	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 autore-gresiva de orden i .
$RESET (i) =$	Estadístico para la prueba del error de especificación en regresión, (para la forma funcional) propuesto por Ramsey ¹⁶
$Chow =$	Estadístico de Chow para la prueba de cambio estructural.

¹⁴ Los valores P que se indican son los de las probabilidades asociadas a las pruebas. A excepción de la prueba de normalidad, cuya interpretación es distinta (véanse los resultados a partir de $LM(4)$), un valor $P > 0.05$ indica que dicha prueba ha sido superada; por tanto, se acepta la hipótesis nula de inexistencia de autocorrelación (hasta de cuarto grado), de homoscedasticidad (hasta de cuarto grado), inexistencia de cambio estructural en los puntos más críticos detectados gráficamente, y de forma funcional correcta (considerando dos argumentos). También se acepta la hipótesis nula de normalidad y, por supuesto, se valida el modelo (prueba "F"). Véase al respecto Galindo (1995^a), Maddala (1996) y Aznar y Trávez (1993, tomo. I).

¹⁵ Las siglas corresponden a su uso convencional en inglés, así facilitamos su identificación.

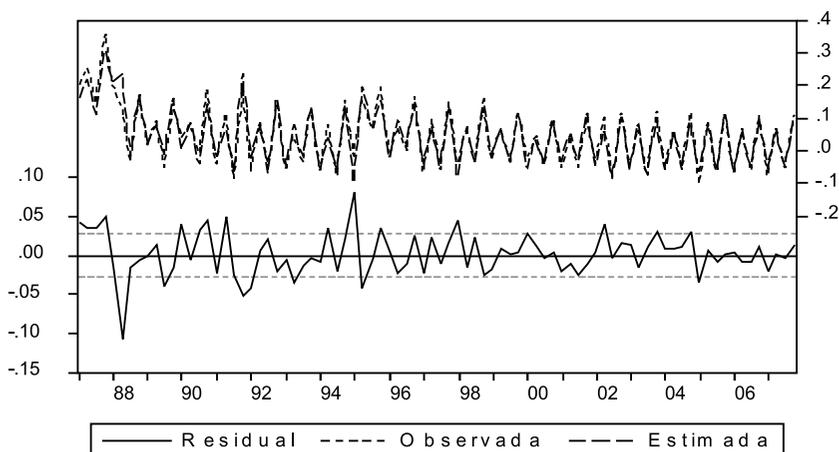
¹⁶ "i" entre paréntesis es relativo al número de veces que el vector estimado de la variable dependiente, $\Delta \hat{p}$, se agrega a la regresión para la prueba, pero elevado potencias sucesivamente mayores. Así por ejemplo si $i = 2$, se introducen los vectores $\Delta \hat{p}^2$ e $\Delta \hat{p}^3$. Un examen introductorio sobre esta prueba se encuentra en Gujarati (1997), pp.455-458.

Las pruebas de diagnóstico aplicadas al modelo final permiten establecer que éste constituye una aproximación adecuada al **Proceso Generador de Información** (PGI, Galindo, 1995a). Veámoslo con más detalle, en concordancia con los requisitos establecidos por la metodología econométrica moderna:

- 1) En la gráfica 1 se presenta la trayectoria de los valores observados y las correspondientes estimaciones de la variable endógena. En ella se puede apreciar que el modelo reproduce adecuadamente el comportamiento histórico de los datos (rastrea adecuadamente el período bajo análisis). Tal hecho se corrobora también de modo formal, ya que la desviación estándar del modelo representa una porción muy reducida respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables; además el coeficiente de determinación, \hat{A}^2 , - que mide la proporción de la variación total en p_t explicada por el modelo - es bastante elevada (0.9179), máxime si consideramos que las variables se definen en diferencias, planteando relaciones menos estables que las expresadas en niveles.

Gráfica 1

Inflación trimestral observada, inflación estimada y residuales (en logaritmos) Período 1987:4-2007:4

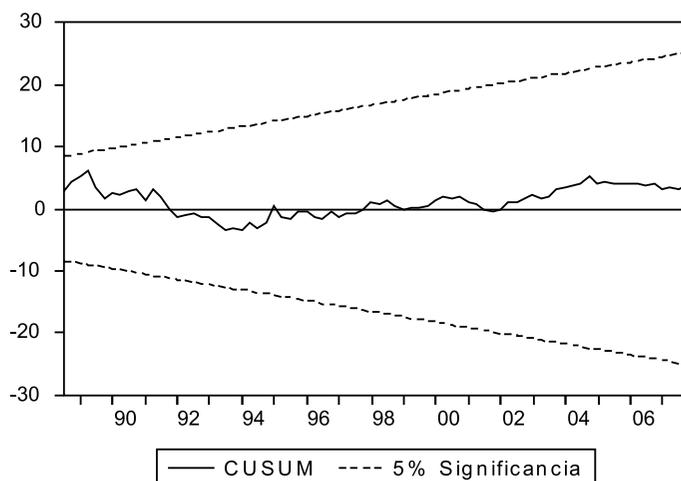


- La coherencia respecto a los datos también requiere la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad. Al respecto, las pruebas de Breusch - Godfrey LM (4) aceptan la hipótesis nula de ausencia de correlación serial hasta de cuarto grado; y la prueba ARCH (4) no rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad. Por tanto, se puede argüir que en las perturbaciones no existe información sistemática no explicada por las variables y que los estimadores son lineales insesgados óptimos (ELIO) y de mínima variancia.
- 2) El modelo debe tener las propiedades estadísticas de exogeneidad necesarias, lo cual es un requisito para que los estimadores MCO sean consistentes, al no existir relación entre las variables explicativas y el término de error. En relación con este punto, el modelo admite la existencia de exogeneidad débil, por lo cual es posible realizar inferencias estadísticas válidas (Galindo, 1997b). Sin embargo, debemos recordar que no se cumple el postulado de exogeneidad fuerte, aspecto que aminora la viabilidad predictiva del modelo ante cambios en la política económica.
 - 3) La admisibilidad del modelo respecto a los datos es una condición relativa a la estabilidad de los parámetros. A propósito, la prueba *Cumulative Sum* (gráfica 2) revela estabilidad estructural de los parámetros, lo cual se refrenda con la prueba de Chow aplicada a dos trimestres críticos (1989:4 y 1995:1). En efecto, no se rechaza la hipótesis de permanencia estructural en ninguno de los trimestres definidos como puntos de posible ruptura (como ya señalamos en el cuadro de "valores calculados de los estadísticos...", las probabilidades asociadas de las pruebas de Chow para los trimestres 1989.4 y 1995.1 son, respectivamente, 0.1376 y 0.3791).
 - 3) El modelo valida las restricciones de los parámetros sugeridas *a priori* en lo concerniente a los signos y los intervalos cerrados en los que pueden encontrarse¹⁷ y es relativamente consistente con la teoría económica. Por añadidura, el mecanismo de corrección de errores (MCE)_{t-1} tiene el signo y magnitud adecuados [$-1 < a < 0$], lo que garantiza que sea de orden de integración I(0).
 - 4) El modelo supera la prueba de normalidad, aspecto básico que favorece la potencia de las demás pruebas de diagnóstico realizadas.

¹⁷ Es decir, el valor absoluto de los coeficientes (elasticidades) debe encontrarse en el intervalo cerrado [0,1]

Gráfica 2

Prueba CUSUM



Pronóstico de la inflación

Habíamos señalado que uno de los requisitos fundamentales para validar un modelo es que reproduzca adecuadamente el comportamiento de los datos. Tal aspecto se evalúa sistemáticamente por medio de la *simulación histórica*, que consiste en calcular los valores estimados de la variable endógena para la muestra realmente observada, empleando valores históricos de las variables explicativas y los parámetros estimados (Intrilligator, 1990). Los valores calculados por el modelo se comparan luego con los valores reales para determinar cuán bien “rastrea” el período histórico. Si dicho “rastreo” no es satisfactorio, se debería pensar en reformularlo; en cambio, si resulta adecuado, será útil para efectuar un examen de políticas alternativas dentro del mismo modelo (“análisis de sensibilidad”) y para predecir la evolución futura de la variable endógena. Los resultados de la evaluación estadística del pronóstico “más allá de la muestra” son muy satisfactorios. El valor del *coeficiente de desigualdad de Theil* (0.1545) se encuentra relativamente cerca del nivel cero, que indica simulación

perfecta. Al examinar su descomposición se evidencia que la medida de la variación conjunta entre la variable estimada y la observada es alta (0.9747); la variación desigual – la diferencia entre los errores estándar al cuadrado – es baja (0.0244) y que la proporción del sesgo es tan pequeña (0.0009) que disipa la necesidad de corregir aspecto alguno del modelo. El bajo valor de la raíz del *Error Cuadrático Medio* (0.0307) corrobora, a su vez, lo ya señalado; pues indica que los problemas de variancia y sesgo son prácticamente irrelevantes. Por último, el *Error Promedio Absoluto* (0.02244) refleja el bajo nivel medio, en valores absolutos, de las desviaciones de la inflación pronosticada respecto de la efectivamente observada.

En el cuadro 5 se presentan los resultados de los estadísticos referidos.

Cuadro 5

Evaluación estadística del pronóstico "un trimestre adelante" de las tazas anualizadas de la inflación

Raíz del Error Cuadrático Promedio	0.030708
Error Promedio Absoluto	0.024382
Coefficiente de Desigualdad de Theil	0.154521
Proporción de sesgo	0.000918
Proporción de variancia	0.024413
Proporción de covariancia	0.974669

Conclusiones

Los resultados de nuestro análisis corroboran la existencia de una relación "de equilibrio" de largo plazo entre los precios y el dinero en circulación real en la dirección y magnitud concordantes con el enfoque teórico que subyace en el modelo P*. Este aspecto también se refrenda con las estimaciones derivadas de aplicar al modelo VAR el método de mínimos cuadrados ordinarios, por cuanto son notablemente similares a las que arroja el procedimiento de Johansen.

Como hemos visto, en la relación de “equilibrio” de largo plazo también interviene el producto real, pero no la tasa de interés - que en teoría afecta al nivel de precios a través de la velocidad de circulación del dinero. De hecho, la incidencia de esta tasa en la vinculación dinero-precios es nula de acuerdo con los resultados de la regresión mínimocuadrática. Además, su exclusión del análisis de cointegración no hace que se desvanezca la relación de “equilibrio” de largo plazo entre el producto, el dinero y los precios (en el anexo se muestran los resultados del análisis de cointegración soslayando la tasa de interés).

De modo análogo a estudios previos de la inflación en la economía mexicana, corroboramos la existencia de una realimentación entre el dinero y los precios. Este resultado desvirtúa el postulado monetarista respecto a la causalidad (o precedencia) del dinero a los precios; en cambio, admite la plausibilidad de las interpretaciones keynesianas y/o estructuralistas de la inflación formuladas en Ize y Salas, 1984; Liquitaya, 1998; Ros, 1984 y Ruprah, 1984, que admiten el eventual carácter endógeno del dinero¹⁸. En este sentido, la econometría que “constata” el carácter esencialmente monetario de la inflación en el largo plazo pasa por alto el hecho de que dicho plazo está conformado por una sucesión de cortos plazos donde el acervo monetario y los precios asumen una relación compleja y muy probablemente mediatizada por otras variables (por ej., los salarios).

Como en HPS y Galindo, nuestro modelo muestra que el nivel de precios corriente se ajusta a P^* en forma relativamente lenta y que el factor inercial es importante en la evolución de la tasa de inflación. Este hecho es congruente con los análisis teóricos y empíricos que dan cuenta de los efectos reales, en el corto plazo, de la política monetaria.

¹⁸ Por ejemplo, a propósito de la realimentación de precios a dinero Liquitaya señala:...”Tal situación parece haber sido alentada, al menos parcialmente, por las devaluaciones y deslizamientos del tipo de cambio nominal (...) durante los últimos 15 años. Prácticamente, la elevación del tipo de cambio nominal afectó de modo directo al nivel de precios a través del aumento de los respectivos precios de los bienes finales importados, de los bienes internos comercializables y de los bienes intermedios importados (...).

Ante el proceso inflacionario en marcha, y eventuales choques de oferta, la presión de los diversos sectores económicos por mantener su participación en el ingreso nacional habría generado discrepancias entre los salarios y márgenes de ganancia respecto a la productividad de los factores, provocando la persistencia de la inflación por presión de costos; pero también por ‘jalón’ de la demanda, al aumentar los ingresos nominales de los diversos grupos sociales. Por lo que se advierte a través de las cifras de M2, estos hechos parecen haber debilitado la autonomía de las autoridades monetarias al enfrentarse a presiones tendientes a aumentar la cantidad de dinero y el crédito para impedir una recesión económica...” (pág. 122).

Un modelo como el presentado puede constituir una útil guía para las autoridades económicas. No solo muestra que, a pesar de existir capacidad ociosa en la economía, los aumentos en la oferta monetaria afectan a la inflación futura, sino que se constituye en un marco de análisis en el que la política monetaria de corto plazo puede ser evaluada y monitorizada¹⁹ en función de su consistencia con los objetivos de largo plazo; pero también podría coadyuvar a fijar un objetivo de inflación directo (en lugar de un agregado monetario) como una variable intermedia para la política monetaria.

¹⁹ Según los diccionarios, la palabra "monitoreada" no existe en lengua castellana.

Referencias

- Argandoña, A. (1981): "La Teoría Monetaria Moderna", ed. Ariel, S.A., Barcelona, España
- Aznar, A. y Trávez, F. J.(1993): "Métodos de Predicción en Economía (tomo I)", ed. Ariel, S. A., España.
- Banco de México (1996 a 1999): "Indicadores Económicos" (varios números), México.
- Banco de México (1990 a 1992): "Informe Anual", México.
- 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, 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.
- Castro, C., Loría, E. y Mendoza, M.A. (1997): "Eudoxio: Modelo Macroeconómico de la Economía Mexicana", Facultad de Economía, U.N.A.M., México, D.F.
- 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.
- Desai, M. (1989): "El Monetarismo a Prueba" ed. F.C.E., S.A. de C.V., México.
- 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" serie *Documentos de Trabajo* (sin número), CIDE, México, D.F.
- Friedman, M. (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58.

- Galindo P. L. M. (1995a): "La Econometría Aplicada Moderna: Los Mínimos Cuadrados Ordinarios y las Pruebas de diagnóstico", *Cuaderno de Trabajo de Economía Aplicada*, núm. 17, maestría en Ciencias Económicas (UACP y P-CCH - UNAM).
- Galindo P. L. M. (1995b): "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. (1997a): "El Concepto de Exogeneidad en la Econometría Moderna", *Investigación Económica*, Facultad de Economía, UNAM, Vol. LVII: 220, pp. 97-111
- Galindo P. L. M. (1997b): "El Modelo P* como Indicador de la Política Monetaria en una Economía con Alta Inflación", *El Trimestre Económico*, F. C. E., S.A. de C.V., 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. (3ra. edición) Bogotá, Colombia.
- Hallman, J., Porter, R. y Small, D. (1991): "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *American Economic Review*, vol. 81, pp.841-858.
- Harris, L. (1985): "Teoría Monetaria", ed. F.C.E., S.A. de C.V., México.
- INEGI (2008): <http://dgcnesyp.inegi.org.mx/>
- INEGI (1994): "Oferta y Utilización Trimestral, 1980-1993", *Sistema de Cuentas Nacionales de México*, México.
- Intrilligator, M. (1990): "Modelos Econométricos, Técnicas y Aplicaciones", ed. F.C.E., S.A. de C.V., México.
- Lilien, D. et. al. (1994): "E Views User's Guide", Quantitative Micro Software, Irvine, Ca.
- Liquitaya B., J. D. (1998): "Dinero, Producto, Tasas de Interés y Precios: Un Análisis de Cointegración", *Investigación Económica*, Facultad de Economía, U.N.A.M., vol. LVIII: 225, pp. 99 - 128.

- Liquitaya, B., J. D. y Xiqui R., A. (1996): “La Demanda de Dinero en México: Análisis y Pruebas de Algunas Hipótesis Monetaristas.”, en Transformaciones Económicas y Bienestar, *Serie de Investigación núm. 19*, Departamento de Economía, UAM-I.
- Lucas, R. (1973): “Some International Evidence on Output – Inflation Trade Offs”, *American Economic Review*, vol. 63.
- Maddala, G. S. (1996): “Introducción a la Econometría” (2a. Edición) ed. Prentice-Hall Hispanoamericana, S.A., México.
- Pindyck, R. y Rubinfeld, D. (1988): “Econometric Models and Economic Forecasts”, (2da. ed.), McGraw – Hill International Editions, Singapur.
- Ros, J. (1984): “Análisis de la Inflación en México”, en Ize y Vera, *ibid.*
- 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.*
- Vera, G. (1984): “La Causalidad de Granger como Herramienta de la Investigación Empírica”, en Ize y Vera, *ibid.*
- Yacamán, J. M.(1984): “Análisis de la Inflación en México”, en Ize y Vera, *ibid.*

Anexo

Anexo 1

Pruebas de cointegración para $p_t, m1_t, y_t$				
Hipótesis No. de CE(s)	Eigenvalue	Traza Estadístico	5 Por ciento Valor crítico	1 Por ciento Valor crítico
None **	0.212479	40.02638	24.31	29.75
At most 1 **	0.165203	19.96166	12.53	16.31
At most 2 *	0.055474	4.794045	3.84	6.51
Hipótesis No. de CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Estadístico	5 Por ciento Valor crítico	1 Por ciento Valor crítico
None *	0.212479	20.06472	17.89	22.99
At most 1 *	0.165203	15.16761	11.44	15.69
At most 2 *	0.055474	4.794045	3.84	6.51

^a Período 1985:4 2007:4. La prueba incluye 4 rezagos.

** Denota rechazo de la hipótesis al nivel de significancia del 5% (1%).