



Análisis Económico

ISSN: 0185-3937

analeco@correo.azc.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad
Azcapotzalco
México

Liquitaya Briceño, José D.; Gutiérrez Jiménez, Gerardo
Un modelo de corrección de errores para la dinámica monetaria en México
Análisis Económico, vol. XVIII, núm. 37, primer semestre, 2003, pp. 339-357
Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41303716>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Un modelo de corrección de errores para la dinámica monetaria en México

*José D. Liquitaya Briceño
Gerardo Gutiérrez Jiménez**

Introducción

En el presente trabajo se estima el sentido y la magnitud de las relaciones de largo plazo entre el dinero, la tasa de interés, el nivel de precios y el ingreso real, con información de la economía mexicana para el periodo 1980:1–2002:2. Para ello recurrimos al análisis de cointegración. La finalidad es encontrar un Modelo de Corrección de Errores (MCE) para la demanda de dinero, susceptible de ser empleado en la conducción de la política monetaria.¹

La utilidad de este tipo de modelos consiste en que conjuran el peligro de inferir conclusiones invocando relaciones falsas; pero además, su especificación flexible de la estructura dinámica de las variables propuestas por la teoría, a la que se añade su propia relación de equilibrio a largo plazo, los hace más confiables que los modelos tradicionales para efectuar simulaciones y pronósticos, máxime si superan, de manera constatada, la barrera de las pruebas de diagnóstico (no autocorrelación, homoscedasticidad, forma funcional correcta, etc.).

Otros aspectos que nos proponemos verificar conciernen al postulado de homogeneidad del nivel de precios y el carácter unitario de la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero, su estabilidad y significancia estadística. Efectuaremos

* Profesores–Investigadores del Departamento de Economía de la UAM-Iztapalapa.

¹ Legitimado por el Teorema de Representación de Engle y Granger (1987) al establecer que: “si un conjunto de variables están cointegradas, es posible considerar a éstas como generadas por un modelo de corrección de errores”.

también un examen comparativo entre las definiciones de dinero M1 y M2, a fin de establecer cuál es más adecuada para el análisis empírico.

Adoptando la metodología usualmente empleada (también sugerida por Kennedy, 1997) iniciaremos nuestro estudio definiendo el orden de integración de las series; a continuación, realizaremos el análisis de cointegración, a cuyos resultados añadiremos estimaciones minimocuadráticas. Posteriormente seleccionaremos el modelo econométrico final llevando a cabo un proceso de reducción a través de transformaciones y reparametrizaciones, hasta que la reducción resulte admisible para los datos del Modelo Estadístico General (MEG), y evaluaremos su plausibilidad –respecto a si constituye una aproximación adecuada al PGI– con base en las denominadas pruebas de diagnóstico.²

A fin de establecer la verificación de los postulados teóricos, respecto a los estimadores y si es posible realizar inferencias estadísticas válidas con el modelo, en el estudio se añaden las pruebas de homogeneidad, de estabilidad y de exogeneidad (débil y fuerte). Por último, formularemos nuestras conclusiones.

1. El modelo de análisis

El modelo de demanda de dinero aplicado en este estudio adopta la especificación de Cagan (1956), con la cual se pueden confrontar empíricamente los enfoques keynesiano y monetarista a través del valor de los coeficientes y de su significancia estadística; esta forma funcional es la más adecuada para examinar con datos trimestrales el caso mexicano –aspecto evidenciado empíricamente–³ y concuerda con trabajos recientes sobre el tema (Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya, 1999).

$$M_t^d = P_t^\alpha Y_t^\beta e_t - \gamma R_t \quad (1)$$

Donde:

M_t^d : es la demanda de saldos monetarios nominales

Y_t : el ingreso real

R_t : la tasa de interés

e_t : el logaritmo natural

P_t : el nivel de precios

² Lo que aquí señalamos constituye un resumen de la metodología econométrica moderna construida por diversos autores, entre los que destacan Spanos, Hendry, Davidson, Granger y Engle. Al lector no advertido sobre el tema le recomendamos consultar Galindo (1995b) y/o Cuthbertson, Hall y Taylor (1992).

³ Para las cuales, empleamos la prueba de Ramsey y el coeficiente de determinación, en ese mismo orden.

α , β y γ : son parámetros.

Los argumentos de la función son usuales en los estudios empíricos, al mismo tiempo poseen la ventaja de ser extraídos directamente del sistema económico, a diferencia de otras variables de escala, de costo de oportunidad, etc., formuladas teóricamente pero no observables directamente, por lo que deben ser construidas con base en supuestos arbitrarios invariablemente cuestionables.⁴ Luego de aplicar los logaritmos naturales se llega a:

$$m_t = \alpha p_t + \beta y_t - \gamma R_t \quad (2)$$

(Las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables expresadas en mayúsculas).

De acuerdo con (2) la demanda de saldos monetarios nominales (dsn), es función del nivel de precios, el ingreso real, y_t , y del costo de tener dinero en efectivo medido por la tasa nominal de interés R_t . El enfoque monetarista postula que la demanda nominal de dinero es una función homogénea de grado 1 en precios ($\beta=1$) y que la elasticidad –ingreso real de la misma, es igual a la unidad ($\alpha=1$); ambas restricciones implican que los cambios en el ingreso nominal no afectan a la velocidad-ingreso de circulación del dinero (v_t); además esta variable tampoco sería significativamente afectada por R_t , ya que el enfoque precitado aduce que la demanda monetaria es insensible a la tasa de interés o, al menos, su elasticidad (o semielasticidad) es baja.⁵

El enfoque keynesiano no discrepa del monetarista, en cuanto al postulado de homogeneidad, pero sí respecto al carácter unitario de la elasticidad-ingreso real y a la insensibilidad de la demanda de dinero. La explicación estriba en el hecho de que los individuos distribuyen su riqueza financiera entre dinero y otros activos que generan un rendimiento; ahora bien, como la tasa de interés mide el costo de oportunidad de tener dinero en efectivo, una elevación de la tasa hace disminuir la demanda de dinero; pero asimismo, un aumento en la riqueza puede inducir a las personas a demandar ya sea un incremento en los saldos monetarios o activos opcionales cuando la tasa de interés se eleva paralelamente (Laidler, 1987).

⁴ Ejemplos de variables no directamente observables son “ingreso permanente”, “inflación esperada” y la “riqueza no humana”.

⁵ La correspondencia formal entre la demanda de dinero y la velocidad-ingreso de circulación del dinero se encuentra en Licitaya (1998: 104).

Los trabajos recientes sobre la economía mexicana (Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya, 1999; Liquitaya y Xiqui, 1996) suponen, como punto de partida, que la demanda de dinero es homogénea de grado 1 en precios (por lo que estiman directamente la demanda de saldos reales); constatan, a través de la prueba de Wald, que la elasticidad-ingreso real es unitaria (Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya, 1999), y encuentran que la semielasticidad-tasa de interés de la demanda de saldos reales es baja (Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya, 1999), o estadísticamente no significativa (Liquitaya y Xiqui, 1997).⁶

2. Análisis empírico

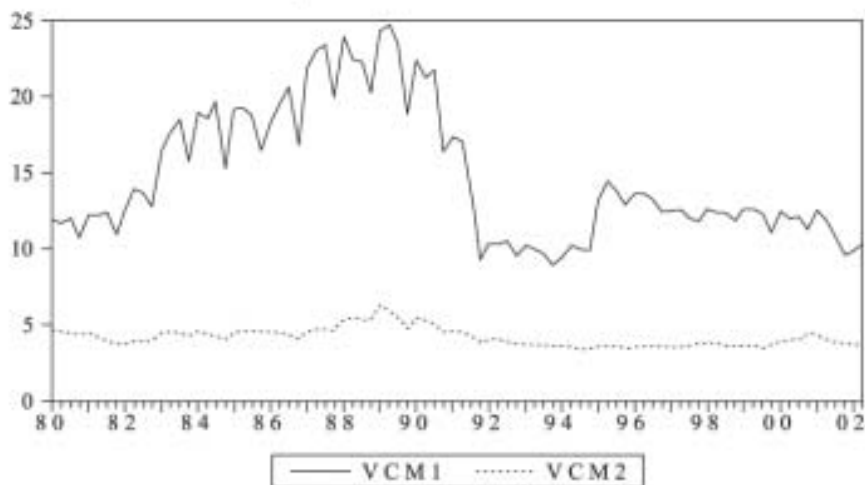
2.1 Variables utilizadas en el estudio

La información utilizada en el estudio comprende series trimestrales sin desestacionalizar, obtenidos del sitio en *internet* del Banco de Información Económica, INEGI (BIE-INEGI). El nivel de precios, P , se representa por el Índice nacional de Precios al Consumidor (INPC); la variable oferta monetaria es M2 y comprende la suma de M1 (billetes y monedas más cuentas de cheques en moneda nacional y extranjera), más instrumentos bancarios líquidos (instrumentos con vencimiento hasta un año plazo y aceptaciones bancarias). Elegimos M2 en lugar de M1 porque, con el primero, el comportamiento de la velocidad-ingreso de circulación del dinero (VICD) es notablemente más estable que con el segundo agregado. Tal hecho se observa en la Gráfica 1 y se corrobora estadísticamente con la información del Cuadro 1. Nótese, que el coeficiente de variación de la velocidad de circulación con M1 (VCM1) es 0.299, el doble de la que se basa en M2 (VCM2), cuyo valor es de 0.149.

Para la variable de escala, Y , tomamos el PIB real; que mide el costo de oportunidad de mantener saldos nominales, R , representada, a su vez, con el rendimiento nominal anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a 28 días, que tiene un mayor grado de asociación lineal con M2 (y M1) que los CETES a 90 días (véase Cuadro Anexo A 1). Todas las variables abarcan el periodo 1980:1 – 2002:2, pero las transformaciones y la inclusión de rezagos en el modelo econométrico final tornaron inexorable la pérdida de grados de libertad.

⁶ Cabe precisar que en este último caso las estimaciones fueron relativas a la elasticidad, por haberse empleado funciones doble logarítmicas.

Gráfica 1
Velocidad-ingreso de circulación del dinero, con base en los agregados
monetarios M1 (VCM1) y (VCM2),
periodo 1980:1 - 2002:2



Cuadro 1
Estadística descriptiva de la velocidad-ingreso de circulación del dinero con
base en los agregados monetarios M1 (VCM1) y M2 (VCM2)

	<i>VCM1</i>	<i>VCM2</i>
Media	14.78877	4.164024
Mediana	12.70121	3.972848
Máximo	24.73174	6.347674
Mínimo	8.964003	3.378939
Desv. Est.	4.434458	0.621774
Coef. Var.	0.299853	0.149320
Observaciones	90	90

2.2 Orden de integración de las series

A fin de establecer las propiedades de estacionariedad de la información aplicamos las pruebas de Dickey- Fuller aumentada (ADF(4)) y de Phillips-Perron (PP(4)), que son pruebas de raíz unitaria univariada. La periodicidad trimestral de las series justifica que la longitud de los rezagos sea de cuatro (señalado entre paréntesis).

Los resultados de las pruebas (Cuadro 2) indican que m_t y p_t son series no estacionarias de orden I(2), y que y_t y R_t son I(1); estos concuerdan con los obtenidos por Galindo (1997b) y Galindo y Perrotini (1996) para un periodo más corto (1980:1–1994:4), y sugieren la necesidad de establecer si efectivamente cointegran, para garantizar la obtención de estimadores insesgados y resolver el problema de las regresiones falsas.

Cuadro 2
Resultados de las pruebas de estacionariedad

<i>Variables</i>	<i>ADF(4)¹</i>	<i>PP(4)²</i>
m_{2t}	0.81542	5.93287 **
Δm_{2t}	-1.29534	-4.16782 **
$\Delta \Delta m_{2t}$	-4.44067 **	-27.68450 **
p_t	0.09613	2.04195 *
$\pi_t = (p_t - p_{t-1})$	-1.43770	-1.61572
$\Delta \pi_t$	-4.74694 **	-8.95250 **
y_t	1.62849	2.25543
Δy_t	-3.54356 **	-17.79527 **
R_t	0.97343	-1.008413
ΔR_t	-3.84711 **	-10.38676 **

¹ Prueba de Dickey-Fuller, aumentada con 4 rezagos.

² Prueba de Phillips-Perron con cuatro rezagos.

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

2.3 Análisis de cointegración

El Cuadro 3 muestra las estimaciones de la ecuación (2) con base en el procedimiento de Johansen. Advertimos la existencia de al menos dos vectores de cointegración entre m_t , p_t , y_t y R_t (al nivel de significación del uno por ciento); es decir, dos relaciones de equilibrio a largo plazo entre estas variables.

Luego de normalizar el primer vector de cointegración (del Cuadro Anexo A 2) como una ecuación de demanda de saldos nominales obtenemos:

$$m_t = 1.039976p_t + 0.717906y_t - 0.015956R_t \quad (3)$$

Por su lado, el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) aplicado al modelo arroja las siguientes estimaciones de largo plazo reportados en el Cuadro 4, junto con estadísticos complementarios:

$$m_t = 1.000879p_t + 0.722161y_t - 0.004169R_t \quad (4)$$

Cuadro 3
Prueba de cointegración para m, p, y, R(1)
periodo 1980: 1-2002: 2

<i>Valor propio</i>	<i>Razón de máxima verosimilitud</i>	<i>Valor crítico 5%</i>	<i>Valor crítico 1%</i>	<i>Número de ecuaciones de cointegración</i>
0.290466	67.81722	39.89	45.58	Ninguna **
0.232430	38.64968	24.31	29.75	A lo más 1 **
0.143718	16.16496	12.53	16.31	A lo más 2 **
0.034415	2.976762	3.84	6.51	A lo más 3

(1) Intervalo de rezagos: 1 a 4.

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

La prueba indica la existencia de al menos dos ecuaciones de cointegración al nivel de significación del 1% y al menos tres al nivel del 5 por ciento.

Podemos observar, por el valor de las elasticidades en (3) y (4), que la demanda de dinero es poco sensible a la tasa de interés; variable en forma equiproporcional al nivel de precios, pero que su elasticidad-ingreso real es menor que la unidad. Este último hecho otorgaría cierto grado de eficacia a la política fiscal para influir en el ingreso nominal (las pruebas estadísticas sobre las restricciones se efectúan en el apartado 2.5).⁷

Cuadro 4
Resultados del análisis de regresión:
 $m_t = f(p_t, y_t, R_t)$
periodo 1980: 1 - 2002: 2

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error est.</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
p_t	1.000879	0.007995	125.1849	0.0000
y_t	0.722161	0.002248	321.2846	0.0000
R_t	-0.004169	0.000678	-6.145795	0.0000
R. cuadrado	0.996061	Media Var. dep.		18.37993
R. cuadrado ajustado	0.995970	Desv. Est var. dar		2.353577
E.E. regresión	0.149405	Criterio de Akaike		-0.931552
S. resid. al cuadrado	1.941992	Criterio de Schwarz		-0.848225
Log. máximo verosim.	44.91983	Estadístico F		10999.54
D.W.	0.244252	Probabilidad Estadístico F		0.000000

⁷ Obsérvese en el Cuadro 3 que las pruebas *t de Student* rechazan la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a cero.

Adicionalmente, estimamos las elasticidades (y semielasticidad-tasa de interés) de corto plazo, siguiendo el procedimiento de Chow (1966):

$$m_t = 0.078092 p_t + 0.063610 y_t - 0.000980R_t + 0.915267 m_{t-1} \quad (5)$$

Cuadro 5
Resultados del análisis de regresión:
 $m_t = g(p_t, y_t, R_t, m_{t-1})$
periodo 1980: 1 - 2002: 2

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error est.</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
p_t	0.078092	0.039149	1.994713	0.0493
y_t	0.063610	0.027935	2.277039	0.0253
R_t	-1.000980	0.000337	-2.911640	0.0046
m_{t-1}	0.915267	0.038779	23.60213	0.0000
R. cuadrado	0.999458	Media Var. dep.		18.43206
R. cuadrado ajustado	0.999438	Desv. Est var. dar		2.314078
E.E. regresión	0.054838	Criterio de Akaike		-2.924953
S. resid. al cuadrado	0.255615	Criterio de Schwarz		-2.813105
Log. máximo verosim.	134.1604	Estadístico F		52205.21
D.W.	2.414317	Probabilidad Estadístico F		0.000000

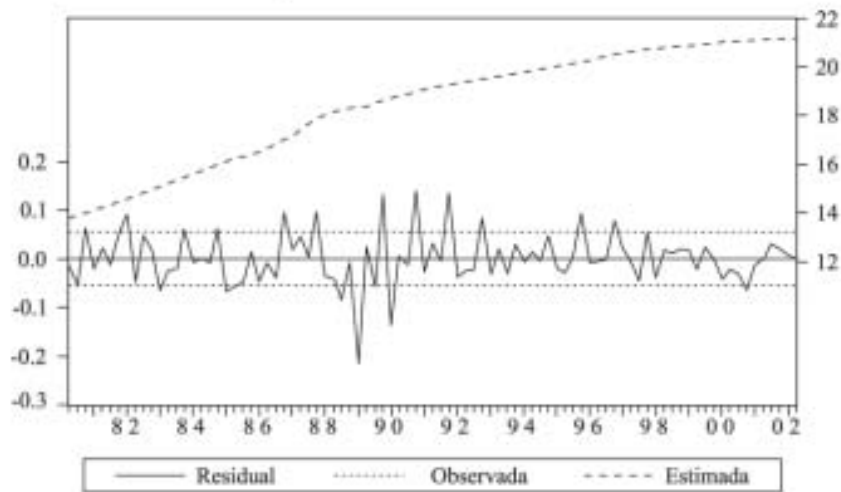
A juzgar por el resultado de la prueba “F” y, en particular por el coeficiente de determinación (Cuadro 5), el modelo estimado en (5) reproduce en forma satisfactoria el comportamiento histórico de los datos. Esto se puede apreciar de forma evidente en la Gráfica 2, que exhibe la trayectoria de los valores observados y estimados de la variable endógena.

Sin embargo, al efectuar un examen más acucioso, nos percatamos que el modelo contrae problemas de autocorrelación hasta de cuarto grado (de acuerdo con las pruebas de Breusch – Godfrey), de heteroscedasticidad (según la prueba de White (nc)) y de distribución no normal de los errores (con base en la prueba de Jarque y Bera); este último resultado detiene además la potencia de todas las pruebas realizadas (véase el Cuadro Anexo A 3).

De lo anterior se colige que los estimadores del modelo son lineales insesgados y consistentes, pero no eficientes (no tienen mínima varianza); en consecuencia, es probable que el coeficiente de determinación esté sobreestimado y que las pruebas “t” y “F”, al no ser válidas, conlleven a conclusiones erróneas sobre

la significancia estadística de los coeficientes. Tales aspectos refrendan la conveniencia de construir el modelo de corrección de errores y a ello nos abocamos enseguida.

Gráfica 2
Demanda de dinero observada, demanda de dinero estimada y residuales
(en logaritmos)
periodo 1980:1 - 2002: 2



2.4 El modelo de corrección de errores

La construcción de nuestro modelo econométrico final parte del MEG definido del siguiente modo:

$$\Delta m_t = \sum_{i=1}^{i=4} \delta_{t-i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \theta_{t-i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \varphi_{t-i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \psi_{t-i} \Delta R_{t-i} + \omega mce_{t-1} \quad (6)$$

Siendo mce_{t-1} el mecanismo de corrección de errores.

El proceso de reducción de (6) se llevó a cabo a través de transformaciones y reparametrizaciones hasta lograr que la reducción resulte admisible para los datos del MEG. Los cálculos obtenidos son:

$$\Delta m_t = 0.940799Dp_t + 0.285306Dp_{t-3} + 0.841284Dy_t + 0.457058Dy_{t-2} + 0.557832Dy_{t-3} - 0.001297DR_{t-2} - 0.001094DR_{t-4} - 0.069575mce_{t-1} \quad (7)$$

$$\Sigma^2 = 0.6439; F = 19.8936 (PA = 0-0000); DW = 1.9482; SSR = 0.1590; SER = 0.04544$$

De acuerdo con las pruebas de diagnóstico, el modelo constituye una aproximación adecuada al PGI. Como se aprecia en la Gráfica 3, el modelo reproduce adecuadamente el comportamiento de los datos. Este hecho se corrobora de modo formal por el reducido valor de la desviación estándar (0.045), respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables. Igualmente el coeficiente de determinación Σ^2 (que mide la porción de la variación total de Δm_t explicada por el modelo) es satisfactorio, máxime si se considera que el modelo se define en diferencias, con variables menos estables que las expresadas en niveles (Galindo, 1997b).

La coherencia respecto a los datos se refrenda con la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad: las pruebas de Breusch-Godfrey LM(i) indican inexistencia de correlación serial hasta de cuarto grado, en tanto las pruebas ARCH(i) y White sin términos cruzados (nc) y con términos cruzados (ct), aceptan la hipótesis nula de homoscedasticidad; de esto se deduce 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 varianza.

Por su lado, las pruebas de Ramsey y de Jarque y Bera indican, respectivamente, que la forma funcional del modelo es correcta y que los errores se distribuyen normalmente. Este último aspecto favorece la potencia de las demás pruebas de diagnóstico.

2.5 Pruebas de estabilidad, homogeneidad y exogeneidad

A fin de probar las condiciones de estabilidad de los parámetros, empleamos las pruebas *Cumulative Sum*, que no requieren datos específicos como puntos de quiebre estructural. Los resultados (véanse las Gráficas 4 y 5), revelan estabilidad estructural de los parámetros, pues los residuales recursivos se encuentran dentro de sus respectivas bandas al 95% de confianza.

Cuadro 6
Resultados de las pruebas de diagnóstico del modelo de corrección de errores
periodo 1980:1 - 2002: 2

<i>Prueba</i>	<i>Distribución o estadístico</i>	<i>Probabilidad asociada</i>	<i>Resultados al 5% de significancia</i>
1. Coefic. de:			
Δp_t	t: 5.6776	0.0000	Significativo
Δp_{t-3}	t: 2.7535	0.0074	Significativo
Δy_t	t: 5.5311	0.0000	Significativo
Δy_{t-2}	t: 3.2198	0.0019	Significativo
Δy_{t-3}	t: 3.3796	0.0011	Significativo
ΔR_{t-2}	t: -2.4164	0.0180	Significativo
ΔR_{t-4}	t: -2.3501	0.0213	Significativo
Mce_{t-1}	t: -2.0554	0.0432	Significativo
2. Residuales			
Normalidad (JB)	Σ^2 : 1.4013	0.4963	Si se dist. normalmente.
LM (1)	F: 0.0282	0.8669	No autorcorr. orden 1
LM (2)	F: 1.2451	0.2938	No autorcorr. orden 2
LM (3)	F: 0.9695	0.4118	No autorcorr. orden 3
LM (4)	F: 0.7965	0.5313	No autorcorr. orden 4
ARCH (1)	F: 0.2994	0.5857	Homoscedástico
ARCH (2)	F: 0.2839	0.7536	Homoscedástico
ARCH (3)	F: 0.4366	0.7274	Homoscedástico
ARCH (4)	F: 0.9719	0.4280	Homoscedástico
White (nc)	F: 1.6549	0.0780	Homoscedástico
White (ct)	F: 1.4098	0.1421	Homoscedástico
3. Especificac. y estabilidad			
Ramsey (1)	F: 0.6660	0.4170	Forma func. correcta
Ramsey (2)	F: 0.3356	0.7160	Forma func. correcta
CUSUM			Hay perman. estruct.
CUSUM Q			Hay perman. estruct.

Significado de los símbolos (las siglas corresponden al inglés):

Σ^2 = Coeficiente de determinación.

F = Estadístico "F".

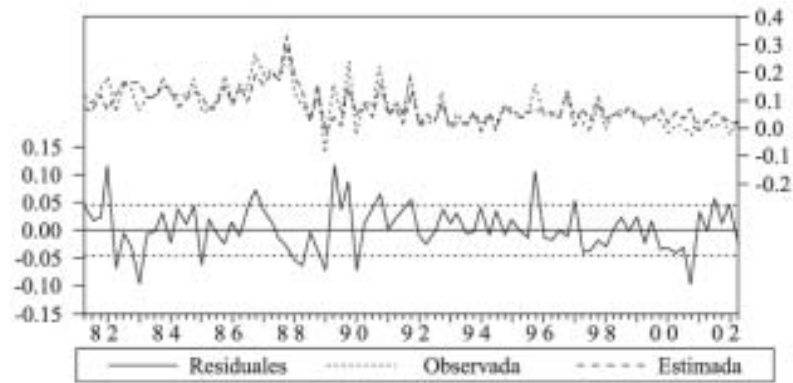
LM(i) = Multiplicador de Lagrange, para correlación serial de grado i de Breusch-Godfrey.

ARCH(i) = Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad condicional autoregresiva de orden i.

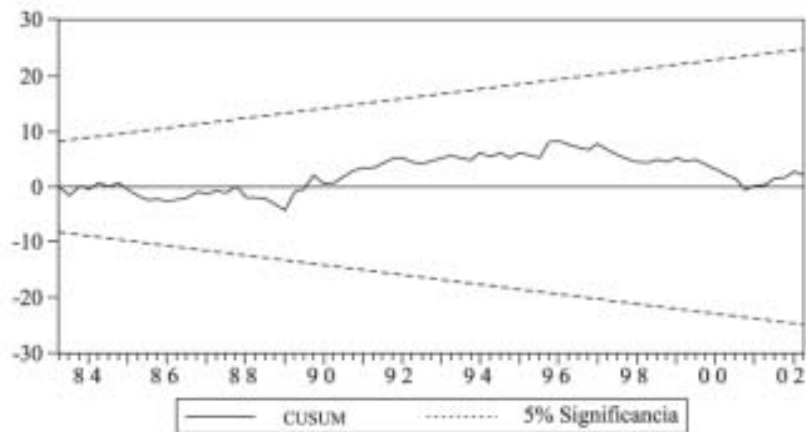
White = Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad de White, con términos cruzados (ct) y sin términos cruzados (nc).

Ramsey (i) = Estadístico de Ramsey para la prueba del error respecto a la forma funcional (i denota el número de términos estimados).

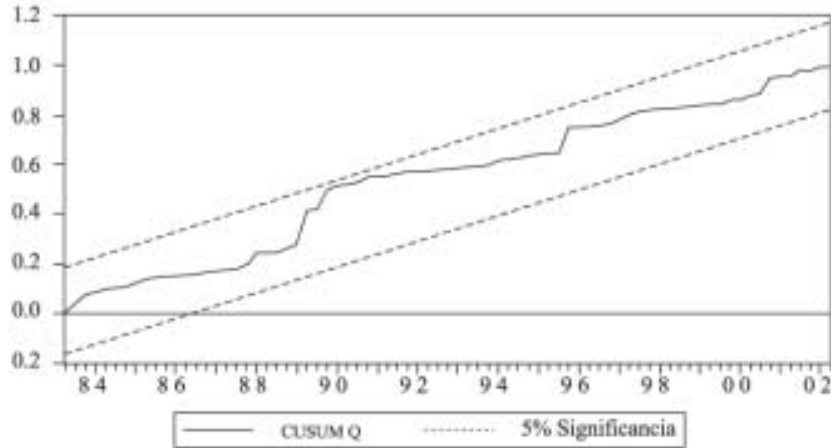
Gráfica 3
Tasas de crecimiento de la demanda de dinero observada,
estimada y residuales (en logaritmos)
periodo 1980:1 - 2002: 2



Gráfica 4
Prueba CUSUM



Gráfica 5
Prueba CUSUM Q



Una propiedad importante de la demanda de dinero a largo plazo es la homogeneidad del nivel de precios y la elasticidad-ingreso real unitaria. A este respecto, los resultados de la prueba de Wald (Cuadro 7) indican que se cumple la primera condición, mas no la segunda, ya que el rechazo de la hipótesis nula ($b=1$) es irrevocable.

Cuadro 7
Resultados de las pruebas de Wald

<i>Hipótesis Nula: $\alpha = 1$</i>			
Estadístico F	0.012092	Probabilidad	0.912691
Chi-cuadrado	0.012092	Probabilidad	0.912438
<i>Hipótesis Nula: $\beta = 1$</i>			
Estadístico F	15279.11	Probabilidad	0.000000
Chi-cuadrado	15279.11	Probabilidad	0.000000

Para la instrumentación eficaz de la política monetaria, la exogeneidad fuerte de las variables explicativas contrae tanta importancia como la estabilidad de la demanda de dinero; por tanto, realizaremos inicialmente la prueba de exogeneidad débil empleando el método de Engle y Granger (1987), y después docimaremos la condición de exogeneidad fuerte (añadiendo los resultados de la prueba de Granger).⁸

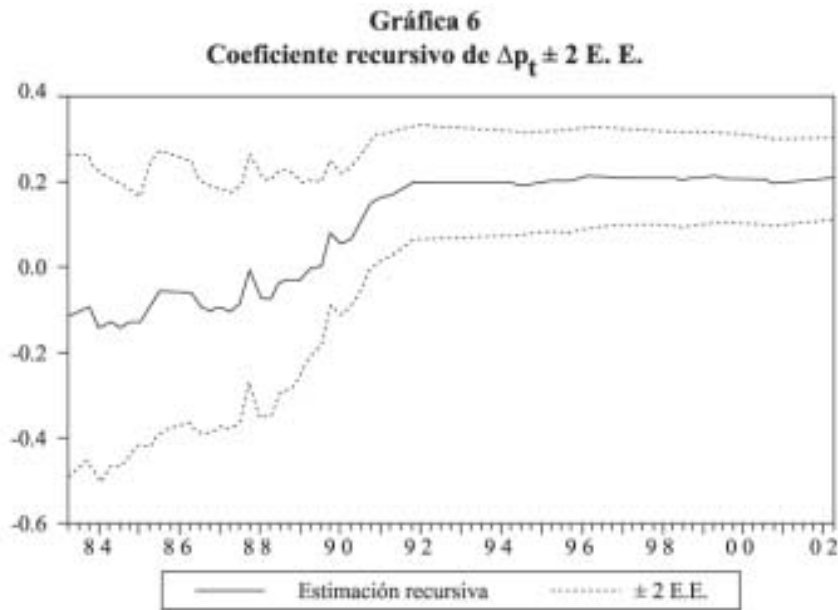
⁸ De hecho, la exogeneidad fuerte se define, siguiendo a Galindo (1997), como la suma de la exogeneidad débil más la presencia de no causalidad en el sentido de Granger.

Este método consiste en invertir el modelo de corrección de errores, haciendo que Δp y Δy funjan como variables condicionales a Δm .

$$\Delta p_t = 0.207019 \Delta m_t - 0.137367 \Delta y_t + 0.001124 \Delta R_t + 0.149660 mce_{t-1} \quad (8)$$

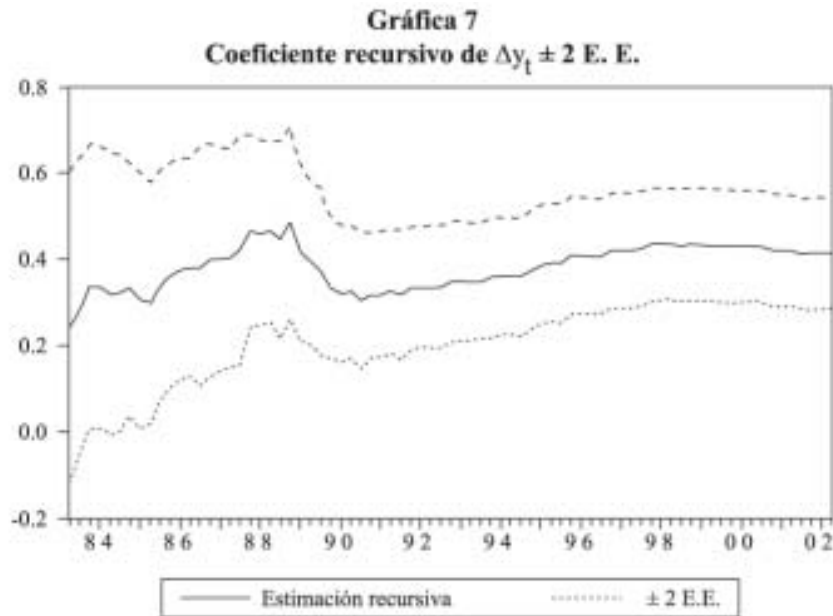
$$\Delta y_t = 0.413833 \Delta m_t - 0.307692 \Delta p_t - 0.000136 \Delta R_t - 0.007408 mce_{t-1} \quad (9)$$

La significancia estadística del término de corrección de errores sugiere que la ecuación (8) está cointegrada y que p_t es también endógeno; es decir, que existe una realimentación entre el dinero y el nivel de precios (véase Cuadro Anexo A 3). Este aspecto ha sido constatado en estudios previos (véase Galindo y Perrotini, 1996; Galindo, 1997b y Liquitaya, 1998), y se refrenda en el Cuadro 8, que muestra los resultados del análisis de no causalidad en el sentido de Granger. De modo suplementario, apreciamos que el coeficiente recursivo de Δm_t estabiliza desde el trimestre 1992:1 (Gráfica 6), hecho que desvirtúa por entero la posibilidad de que p_t sea exógeno.



Por el contrario, el mecanismo de corrección de errores en (9) no es significativo (véase Cuadro Anexo A 5), ni se estabiliza el coeficiente recursivo de

Δm_t al añadirse observaciones (Gráfica 7). Si a este hecho añadimos que se rechaza la hipótesis de no causalidad, en el sentido de Granger, de y_t hacia m_t (Cuadro 8) deberemos concluir que y_t es una variable fuertemente exógena respecto a m_t .



Cuadro 8
Pruebas de no causalidad en el sentido de Granger
(series estacionarizadas)

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Obs.</i>	<i>Estad. F</i>	<i>Prob.</i>
p no causa en el sentido de Granger a m	82	2.37185	0.03845
m no causa en el sentido de Granger a p		2.28271	0.04553
y no causa en el sentido de Granger a m	82	2.37588	0.03816
m no causa en el sentido de Granger a y		1.11063	0.36523
y no causa en el sentido de Granger a p	82	1.13583	0.35104
p no causa en el sentido de Granger a y		1.68065	0.13884

Conclusiones

A través del análisis de cointegración evidenciamos la existencia de una relación específica de largo plazo entre M2, el nivel de precios, el PIB real y la tasa de interés. Esta labor nos permitió ratificar, con datos actualizados, hallazgos anteriores de Galindo (1997b) y Liquitaya (1998);⁹ pero sobre todo, constituyó el ingrediente ineluctable de nuestro modelo de corrección de errores, cuyos resultados indican que la tasa de inflación, el aumento del ingreso real y la dinámica de la tasa de interés son relevantes para determinar el crecimiento de la demanda nominal de dinero, y que su desviación del equilibrio de largo plazo está precisado por el mecanismo de corrección de errores (cuyo valor es de -0.0696).

Adicionalmente, constatamos que se verifica el postulado de homogeneidad del nivel de precios, pero que la elasticidad-ingreso real de la demanda de dinero es notablemente inferior a la unidad (0.72). El valor de la semielasticidad estimada (-0.016), nos lleva a ratificar el postulado monetarista de que la demanda de dinero es poco sensible a la tasa de interés. No obstante, este hallazgo avala cierto grado de eficacia de la política fiscal para influir en el nivel de ingreso nominal, porque indica que una virtual expansión del gasto público, al elevar las tasas de interés, puede aumentar la velocidad de circulación del dinero, haciendo posible que un mismo nivel de acervo monetario sustente un mayor PIB nominal.

Los resultados del MCE satisfacen todas las pruebas estadísticas deseables, a las que se añade el carácter exógeno del ingreso real; sin embargo, se verifica una vez más la sistemática realimentación entre el dinero y los precios; este fenómeno atenúa la confianza respecto a la capacidad predictiva del modelo, y deberá ser tomado en cuenta al momento de monitorizar o instrumentar la política monetaria.

Referencias bibliográficas

- Cagan, P. (1956). "The monetary dynamics of hyperinflation" en Friedman, M. (comp), *Studies in the quantitative theory of money*, Chicago: University of Chicago Press.
- Cuthbertson, K., Hall, S.G. y Taylor, M. P. (1992). *Applied econometric techniques*, G. Britain: Harvester Wheatsheaf.

⁹ Sin embargo, no es pertinente comparar los resultados puesto que en estos estudios se normalizaron los vectores de cointegración como ecuaciones de precios.

- Chow, Gregory (1966). "On the long-run and short-run demand for money" en *The Journal of Political Economy*, vol. LXXIV (2).
- Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing" en *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Galindo P. L. M. (1995). "La econometría aplicada moderna: los mínimos cuadrados ordinarios y las pruebas de diagnóstico" en *Cuaderno de Trabajo de Economía Aplicada*, núm. 17, México: UACP y P-CCH-UNAM, Maestría en Ciencias Económicas.
- (1995b). "La metodología econométrica moderna: una versión aplicada" en *Cuaderno de Trabajo de Economía Aplicada*, núm. 18, México: UACP y P-CCH – UNAM, Maestría en Ciencias Económicas.
- (1997). "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna" en *Investigación Económica*, México: UNAM, vol. LVII, núm. 220, pp. 97-111.
- (1997b). "El modelo P* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación" en *El Trimestre Económico*, México: FCE, vol. LXIV(253), pp. 221-139.
- y Perrotini, I (1996). "La demanda de dinero en México, 1980-1994" en *Monetaria*, CEMLA, vol. XIX, pp. 347-361.
- INEGI (2002). Banco de Información Económica, *internet*, México.
- Laidler, D. (1987). *La demanda de dinero*, España: Antoni Bosh.
- Liquitaya, B., J. D. y Xiqui R., A. (1996). "La demanda de dinero en México: análisis y pruebas de algunas hipótesis monetaristas" en *Serie de Investigación*, Departamento de Economía, UAM-Iztapalapa.
- (1998). "Dinero, producto, tasas de interés y precios: un análisis de cointegración" en *Investigación Económica*, México: UNAM, núm. 225, julio-septiembre.
- (1999). "Expectativas, inflación y demanda de saldos monetarios reales en México" en *Economía, Teoría y Práctica* (nueva época), núm. 11, México: UAM.

Cuadro A 1
Matriz de correlaciones de orden cero entre las variables
consideradas en el estudio

<i>p</i>	<i>m1</i>	<i>m2</i>	<i>y</i>	<i>R-28*</i>	<i>R-90*</i>
1	0.98707	0.99515	0.83802	-0.35035	-0.33475
0.98707	1	0.99679	0.89710	-0.45637	-0.43777
0.99515	0.99679	1	0.87834	-0.40117	-0.38343
0.83802	0.89710	0.87834	1	-0.56764	-0.54307
-0.35035	-0.45637	-0.40117	-5.56764	1	0.99474
-0.33475	-0.43777	-0.38343	-0.54307	0.99474	1

(*) R-28 y R-29 son las tasas de rendimiento anualizado de los CETES a 28 y 90 días, respectivamente.

Cuadro A 2
Coefficientes de cointegración no normalizados

<i>LM1</i>	<i>LP</i>	<i>LY</i>	<i>R28</i>
1.030238	-1.071416	-0.739723	0.016535
0.335252	-0.283897	-0.258616	-0.006440
-0.105821	0.151488	0.057547	0.006148
-0.109702	0.076712	0.077535	0.000152

Cuadro A 3
Resultados de las pruebas para la regresión: prueba de cointegración para
 $m_t, g(p_t, y_t, y_t, R_t, m_{t-1})$
periodo 1980:1 - 2002: 2

<i>Prueba</i>	<i>Distribución o estadístico</i>	<i>Probabilidad asociada</i>	<i>Resultados al 5% de significancia</i>
<i>1. Residuales</i>			
Normalidad (JB)	F: 26.3708	0.0000	No. distrib. normal
LM (1)	F: 4.1932	0.0437	Autocorrelac. orden 1
LM (2)	F: 3.7688	0.0271	Autocorrelac. orden 2
LM (3)	F: 4.7489	0.0042	Autocorrelac. orden 3
LM (4)	F: 8.2826	0.0000	Autocorrelac. orden 4
ARCH (1)	F: 0.0618	0.8042	Homoscedástico
ARCH (2)	F: 0.0404	0.9604	Homoscedástico
ARCH (3)	F: 1.4998	0.2207	Homoscedástico
ARCH (4)	F: 5.5379	0.0005	Heteroscedástico
White (nc)	F: 2.4880	0.0183	Heteroscedástico
White (ct)	F: 1.5678	0.1090	Homoscedástico
<i>2. Especificac. y estabilidad</i>			
Ramsey (1)	F: 0.7478	0.3896	Forma func. correcta
CUSUM			Hay perman. estruct.
CUSUM Q			Hay cambio estruct.

Cuadro A 4
Resultados de la regresión

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error est.</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
DLM	0.207019	0.047803	4.330658	0.0000
DLY	-0.137367	0.070924	-1.936806	0.0561
DR	0.001124	0.000245	4.584837	0.0000
ECM(-1)	0.149660	0.009067	16.50666	0.0000
R. cuadrado	0.867295	Media Var. dep.		0.077328
R. cuadrado ajustado	0.862611	Desv. Est var. dar		0.067718
E.E. regresión	0.025100	Criterio de Akaike		-4.487969
S. resid. al cuadrado	0.053552	Criterio de Schwarz		-4.376120
Log. máximo verosim.	203.7146	Estadístico F		185.1722
D.W.	0.973953	Probabilidad Estadístico F		0.000000

Cuadro A 5
Resultados de la regresión

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error est.</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
DLM	0.413833	0.065062	6.360549	0.0000
DLP	-0.307692	0.158866	-1.936806	0.0561
DR	-0.000136	0.000409	-0.331819	0.7408
ECM(-1)	-0.007408	0.027816	-0.266337	0.7906
R. cuadrado	0.311804	Media Var. dep.		0.006348
R. cuadrado ajustado	0.287515	Desv. Est var. dar		0.044505
E.E. regresión	0.037566	Criterio de Akaike		-3.681524
S. resid. al cuadrado	0.119953	Criterio de Schwarz		-3.569675
Log. máximo verosim.	167.8278	Estadístico F		12.83713
D.W.	2.887913	Probabilidad Estadístico F		0.000001