

# LA DEMANDA DE SALDOS MONETARIOS EN MÉXICO: PRUEBAS DE HOMOGENEIDAD, ESTABILIDAD Y SENSIBILIDAD A LA TASA DE INTERÉS

José D. Liquitaya Briceño\*

## Resumen

En este artículo se examinan las características estructurales de la demanda de dinero en México durante el período 1985:2 – 2005:4. Los principales resultados son: a) Existe una relación “estable” de largo plazo entre el ingreso real, el nivel de precios y la demanda de saldos monetarios nominales. El vector calculado concuerda en signos, pero no en valores, con la teoría económica propuesta. b) Los resultados desvirtúan la idea de que la demanda de saldos nominales es homogénea de grado uno respecto del nivel de precios y que varía en forma equiproporcional al ingreso real. Además, es inelástica a la tasa de interés. c) No obstante, el *modelo de corrección de errores* obtenido constituye una aproximación adecuada al proceso generador de información, como se ha hecho patente a través de las *pruebas de diagnóstico* y reproduce apropiadamente el comportamiento histórico de los datos. Por lo tanto, este modelo tiene capacidad para simular y pronosticar satisfactoriamente la evolución futura de la demanda de dinero.

## Abstract

In this article, the structural characteristics of the demand for money in Mexico between 1985:2 and 2005:4 are examined. The main results are: a) There is a “stable” long run relationship between the real income, the price level and the demand of nominal money balances. The estimated vector coincides in signs, but not values, with the proposal economic theory. b) The demand of money is not homogeneous of degree one concerning the price levels neither the real income and is insensitive to the interest rate. c) However, the *error correction model* built constitutes a suitable instrument for simulate and forecast the future demand of nominal money balances.

**Palabras clave:** cointegración, demanda de dinero, estabilidad, homogeneidad, modelo de corrección de errores, sensibilidad.

**Key words:** cointegration, demand of money, error correction model, homogeneity, sensibility, stability.

**JEL:** C51, E41, E47.

---

\* Profesor investigador del Área de Teoría Económica y Jefe del Cuerpo Académico Modelos Macroeconómicos, Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa.

## Introducción

La cantidad de dinero o su tasa de crecimiento puede desempeñar un rol útil en la política monetaria siempre que sus variaciones en el tiempo den pábulo, de modo regular y aceptable, a fluctuaciones del ingreso, precios u otra variable económica sobre la que el Banco Central busque influir. Desde antaño, Los economistas vienen investigando esta relación, y de ello dimana su postura respecto a la instrumentación de cierto tipo de política monetaria. También existe una vasta literatura que examina si esos requerimientos fueron satisfechos en períodos y países concretos<sup>1</sup>.

Un requisito básico para utilizar la cantidad de dinero como un objetivo intermedio es que la demanda de dinero sea una función estable, no estocástica e inelástica a la tasa de interés<sup>2</sup>. Siendo así, las autoridades monetarias podrían determinar *ex ante* el incremento del acervo monetario de modo consistente con ciertos objetivos de política macroeconómica y luego conducir su política monetaria como si el logro del crecimiento de la oferta monetaria a lo largo del tiempo fuese en sí mismo el objetivo de política. Lo esencial a cualquier forma de procedimiento es que debe haber al menos alguna conexión explotable entre el dinero y el ingreso y/o los precios de tal forma que las desviaciones del dinero de alguna trayectoria *ex ante* tenga una implicación sistemática para el ingreso y/o los precios en el futuro.

En este artículo nos proponemos examinar si lo anteriormente señalado es factible para la economía mexicana. En efecto, con información del período 1995:2 – 2005:4 trataremos de establecer si la demanda de saldos monetarios en México es una función estable; si se cumplen los postulados de homogeneidad y si es insensible a la tasa de interés. Para tal efecto, estimaremos 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 base en el análisis de cointegración y aplicaremos regresiones mínimo

---

<sup>1</sup> Para el caso de México, puede verse una reseña en Liquitaya (1999); Liquitaya y Xiqui (1996); Román A. y Vela D.(1996), y Ortiz G. (1982)

<sup>2</sup> Si la demanda de saldos monetarios reales es muy (o completamente) insensible a la tasa de interés, la curva LM será casi (o enteramente) vertical y la política monetaria será más eficaz que la política fiscal para afectar al nivel de producción y empleo. Sin embargo, la operacionalización de este modelo es insuficiente para aclarar el punto referido, máxime si la demanda de dinero muestra cierto grado de sensibilidad a la tasa de interés. En tal caso, la contrastación de ambos enfoques debe efectuarse con base en un modelo macroeconómico más completo, que permita calcular los multiplicadores de las políticas fiscal y monetaria.

cuadráticas con indicadores suplementarios que nos permitirán evaluar dicha relación para el largo y corto plazos. De esta labor derivará la búsqueda de un modelo de demanda de dinero del tipo denominado *de corrección de errores* (MCE), 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”. Con éste no sólo conjuraremos el peligro de trabajar con relaciones espurias, sino también obtendremos una flexible especificación de la estructura dinámica de las variables propuestas por la teoría, junto con su propia relación de equilibrio a largo plazo. De este modo contaremos con estimadores más confiables que los modelos tradicionales en materia de pronósticos y simulación, máxime si supera las pruebas de diagnóstico (no autocorrelación, homoscedasticidad, forma funcional correcta, etc.).

El documento se divide en cuatro secciones. En la primera, exponemos el modelo de análisis formal expresado en términos de niveles. En la segunda, definimos el orden de integración de las series involucradas en el estudio y realizamos el análisis empírico del modelo con base en el procedimiento de Johansen y el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). aplicados al modelo de vectores autorregresivos (VAR). Efectuamos luego las pruebas de estabilidad y homogeneidad de la demanda de dinero. En la tercera sección realizamos la aproximación al “proceso generador de información” empleando la metodología denominada *de lo general a lo específico*, con la que definimos el modelo de corrección de errores. Por último, formulamos nuestras conclusiones.

### La función de demanda de dinero

El modelo de demanda de dinero que aplicamos en este estudio adopta la especificación de Cagan (1956); ésta es la forma funcional más adecuada para examinar con datos trimestrales el caso mexicano -aspecto evidenciado empíricamente<sup>3</sup>- y concuerda con trabajos recientes sobre el tema (Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya, 1999).

$$(M^d/P)_t = Y_t \hat{a} e_t^{-\hat{a}R} \quad (1)$$

$$M_t^d = P_t Y_t \hat{a} e_t^{-\hat{a}R} \quad (1')$$

<sup>3</sup> Para las que empleamos la prueba de Ramsey y el coeficiente de determinación, en ese mismo orden.

Donde  $M_t^d$  es la demanda de saldos monetarios nominales;  $Y_t$  el ingreso real;  $R_t$  la tasa nominal de interés;  $e_t$  el logaritmo natural;  $P_t$  el nivel de precios, en tanto que  $\hat{\alpha}$  y  $\hat{\gamma}$  son parámetros.

Los argumentos de la función son usuales en los estudios empíricos y tienen la ventaja de ser extraídos directamente del sistema económico, a diferencia de otras variables de escala, de costo de oportunidad, etc., formuladas teóricamente; pero, al no ser directamente observables, deben ser construidas con base en supuestos arbitrarios que invariablemente son cuestionables<sup>4</sup>.

Luego de aplicar los logaritmos naturales se llega a:

$$m^{dt} = \alpha p_t + \beta y_t - \gamma R_t; \quad \alpha = 1 \quad (2)$$

(Donde las letras minúsculas denotan logaritmos naturales (ln) 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 mantener dinero en efectivo, medido por la tasa nominal de interés  $R_t$ . La teoría postula que la demanda nominal de dinero es una función homogénea de grado 1 en precios y que la elasticidad – ingreso real de la misma es igual a la unidad ( $\hat{\alpha} = 1$ ). Ambos aspectos implicarían que los cambios en el ingreso nominal no afectan a la velocidad-ingreso de circulación del dinero ( $v_t$ ). Respecto a  $R_t$ , un incremento de ésta hace que disminuya la demanda de dinero. La evidencia observada en los estudios más recientes de la economía mexicana (Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya, 1999) nos indican que la semielasticidad de la demanda de saldos reales respecto a la tasa de interés es baja y, en algunos casos es estadísticamente no significativa; por ello se espera que  $0 < \hat{\gamma} < 1$  (nótese que  $\hat{\gamma}$  está precedida de un signo negativo).

Existen, empero, algunos aspectos por dilucidar que surgen del marco teórico de este modelo; además se observan limitaciones metodológicas que dimanen del la visión tradicional de la econometría.

En el plano teórico se postula la existencia de una relación de largo plazo entre  $m_t$ ,  $p_t$ ,  $y_t$  y  $R_t$  *en términos de niveles*, y que adopta una forma específica, como la señalada mediante las restricciones *a priori*.

<sup>4</sup> Ejemplos de variables no directamente observables son el “ingreso permanente”; la “inflación esperada” y la “riqueza no humana”.

Desde un punto de vista econométrico, se asume el *axioma de especificación correcta*, en el que las series económicas son no aleatorias y sólo el término error contiene propiedades estadísticas. Sin embargo, la metodología econométrica moderna reconoce que las propias series económicas contienen propiedades estocásticas y este hecho debe conllevar el empleo de diversos métodos y aplicaciones bajo un marco más general. Dicho marco supone la existencia de un proceso generador de información (PGI) al que se pretende representar aproximadamente con base en la especificación y estimación de un modelo adecuado, en el que postulados teóricos y evidencia empírica tienen una importancia similar.

Estas interrogantes teóricas y dificultades econométricas trataremos de disipar a la luz de la evidencia empírica. Para tal efecto, aplicaremos el *análisis de cointegración*, con el que comprobaremos la existencia (o ausencia) de una relación a largo plazo entre las variables involucradas. A continuación obtendremos los estimadores de largo y corto plazo, así como estadísticos suplementarios, aplicaremos el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios a los datos. Después seleccionaremos el modelo econométrico final, que incluirá el *mecanismo de corrección de errores*<sup>5</sup>, a partir del modelo estadístico general (MEG) definido del siguiente modo:

$$\Delta m_t = \sum_{i=0}^{i=4} \delta_{t-i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \Theta_{t-i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \varphi_{t-i} \Delta \gamma_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \psi_{t-i} \Delta R_{t-i} + \omega mce_{t-1} \quad (3)$$

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

En otros términos, llevaremos a cabo un proceso de *reducción* a través de transformaciones y reparametrizaciones hasta que ésta (reducción) resulte admisible para los datos del MEG. En concordancia con la metodología de la econometría moderna, evaluaremos la plausibilidad de nuestro modelo final (respecto a si constituye o no una aproximación adecuada del PGI) con base en las denominadas *pruebas de diagnóstico*.<sup>6</sup>

<sup>5</sup> Atingente a la noción de cointegración. 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).

<sup>6</sup> 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).

## Evidencia empírica

### *Información utilizada en el estudio*

La información utilizada en el estudio comprende series trimestrales obtenidos del sitio en INTERNET del Banco de Información Económica, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE - INEGI). El nivel de precios,  $P$ , se representa por el índice nacional de precios al consumidor (INPC) con su nueva base (segunda quincena del mes de junio de 2002); la variable monetaria es  $M1$  en su nueva definición (billetes y monedas más cuentas de cheques en moneda nacional y extranjera en bancos residentes, más depósitos en cuenta corriente moneda nacional en bancos residentes). Según el Banco de México, esta nueva definición obedece a los principios aceptados internacionalmente en la materia, algunos de los cuales son: i) diferenciación entre los tenedores de activos financieros según su residencia (interna o externa); ii) eliminación de la clasificación por plazo de los instrumentos que integran a los agregados, ya que en la actualidad esta no refleja necesariamente su liquidez, y iii) definición de un universo más riguroso por lo que toca a los tenedores de activos financieros incluidos en los agregados (puntos suplementarios a este respecto pueden verse en el anexo 1). Para la variable de escala,  $Y$ , tomamos el “Producto Interno Bruto Real” y la que mide el costo de oportunidad de mantener saldos nominales,  $R$ , es representada con el rendimiento nominal anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a 28 días. Esta tiene un mayor grado de asociación lineal con  $M1$  que los CETES a 90 días. Todas las variables abarcan el período 1995:2 – 2005:4.

### *Orden de integración de las series*

Para establecer las propiedades de estacionariedad de las series, aplicamos las pruebas de Dickey - Fuller aumentada (ADF (4)) que es la prueba usual de raíz unitaria univariada. La periodicidad trimestral de las series justifica que la longitud de los rezagos sea de cuatro (señalada entre paréntesis).

Los resultados de las pruebas indican que  $m_t$  y  $p_t$  son series no estacionarias de orden  $I(2)$ , y que  $y_t$  es  $I(1)$ ; éstos concuerdan con los obtenidos por Galindo

(1997b) y Galindo y Perrotini (1996) para un período anterior (1980:1 – 1994:4). Por su parte,  $R_t$  se revela como serie estacionaria al nivel de significancia del 5%; no obstante, una apreciación de las la gráficas 2 A y 2 B (anexo 2) –que muestran las trayectorias de  $R_t$  en niveles y primeras diferencias respectivamente- nos disuaden de considerarla como I (1). Todos estos resultados sugieren la necesidad de establecer si efectivamente cointegran para garantizar la obtención de estimadores insesgados y resolver el problema de las regresiones espurias.

### Cuadro 1

#### Resultados de las pruebas de Dickey-Fuller

VARIABLES	ADF(4) <sup>1</sup>
$m1_t$	3.10079
$\Delta m1_t$	-1.42564
$\Delta \Delta m1_t$	-5.05863**
$p_t$	0.57212
$\pi_t = (p_t - p_{t-1})$	-2.58205
$\Delta \pi_t$	-13.8149**
$\gamma_t$	1.53660
$\Delta \gamma_t$	-2.46518*
$R_t$	-3.17075*
$\Delta R_t$	-14.04750**

<sup>1</sup> Prueba de Dickey - Fuller, aumentada con 4 rezagos.

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

#### *Análisis de cointegración*

El cuadro 2 muestra las estimaciones de la ecuación (2) con base en el procedimiento de Johansen. Este denota la existencia de cointegración entre  $m_t$ ,  $p_t$ ,  $y_t$  y  $R_t$  (al nivel de significancia del uno por ciento).

## Cuadro 2

Prueba de cointegración para  $m$ ,  $p$ ,  $y$ ,  $R^{(1)}$  (Periodo 1995:2–2005:4)

Valor Propio	Razón de Máxima Verosimilitud	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	Número de Ecuaciones de Cointegración
0.632899	43.09103	23.80	28.82	Ninguna **
0.351184	18.60206	17.89	22.99	A lo más 1 *
0.261579	13.03936	11.44	15.69	A lo más 2 *
0.086064	3.869757	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 1 ecuación de cointegración al nivel de significación del 1%.

Luego de normalizar el primer vector de cointegración como una ecuación de demanda de saldos nominales obtenemos:

$$m_t = 1.487147p_t + 0.613179y_t - 0.036477R_t \quad (4)$$

Por su lado, el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) aplicado al modelo arroja las siguientes estimaciones de largo plazo, reportados en el cuadro 3, donde también se presentan los estadísticos suplementarios:

$$m_t = 1.507624 p_t + 0.631422 y_t - 0.002704 R_t \quad (5)$$

Una propiedad deseable de la demanda de dinero es que sea, a largo plazo, homogénea de grado 1 respecto del nivel de precios ( $\hat{\alpha} = 1$ ) y la elasticidad-ingreso real también sea unitaria ( $\hat{\alpha} = 1$ , véase la ecuación 2). El primer punto implica que los agentes no sufren de “ilusión monetaria”. El segundo requiere combinar la función de demanda monetaria con la ecuación cuantitativa. En efecto, si convenimos que  $M_t^s V_t = P_t Y_t$  y la demanda de dinero se define como en (1'), a partir del equilibrio en el mercado monetario  $V_t$  será igual a  $P_t Y_t / P_t Y_t^{\hat{\alpha}} e^{-\hat{\alpha}R_t}$ ; es decir:

$$V_t = Y_t^{1-\hat{\alpha}} e^{\gamma R_t} \quad (6)$$

$$v_t = (1-\hat{\alpha}) y_t + \gamma R_t \quad (7)$$



## Cuadro 3

Resultados del análisis de regresión $m_t=f(p_t, y_t, R_t)$ Periodo 1995:2–2005:4				
Variable	Coefficiente	Error est.	Estadíst. t	Prob.
$p_t$	1.507624	0.100703	14.97098	0.0000
$y_t$	0.631422	0.022773	27.72620	0.0000
$R_t$	-0.002704	0.002497	-1.082832	0.2854
R cuadrado	0.975933	Media Var. dep		19.93474
R. cuadrado Ajustado	0.974730	Desv. Est. var. dar		0.581301
E.E. regresión	0.092407	Criterio de Akaike		-1.858015
S. resid. al cuadrado	0.341562	Criterio de Schwarz		-1.735140
Log. máximo ver	42.94731	Durbin-Watson		0.621430

Donde en (7) las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables expresadas en (6). Por tanto, si  $\hat{\alpha} = 1$  significaría que la velocidad-ingreso de circulación del dinero es independiente del ingreso real y que la elasticidad-ingreso real de la demanda de dinero es igual a la unidad.

Al respecto, los resultados de la prueba de Wald (cuadros 4 y 5) indican que no se cumple ni el postulado de homogeneidad ( $\hat{\alpha} = 1$ ), ni el relativo a la elasticidad-ingreso real ( $\hat{\alpha} = 1$ ). Este último hecho da pábulo a que la política fiscal tenga cierto grado de eficacia para influir en el ingreso nominal<sup>7</sup>

## Cuadro 4

Resultados de la prueba de Wald			
Hipótesis nula $\alpha=(\text{coef. de } p)$			
Prueba Estadística	Valor	Grados de libertad	Probab.
Estadístico F	152.8011	(1, 41)	0.0000
Chi-cuadrado	152.8011	1	0.0000

<sup>7</sup> Obsérvese en el cuadro 3 que las pruebas *t de Student* rechazan la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a cero.

## Cuadro 5

Resultados de la prueba de Wald Hipótesis nula $\beta = 1$ (coef. de $y$ )			
Prueba Estadística	Valor	Grados de libertad	Probab.
Estadístico F	1474.207	(1, 41)	0.0000
Chi-cuadrado	1474.207	1	0.0000

Por otra parte advertimos, a través de los resultados del cuadro 3, que la demanda de dinero es insensible a la tasa de interés, aspecto concordante con la visión neocuantitativa del dinero.

De modo suplementario a las relaciones de largo plazo, estimamos las elasticidades (y semielasticidad-tasa de interés) de corto plazo, siguiendo el procedimiento de Chow (1966). De acuerdo con éstos (cuadro 6), el aumento de 1% en el nivel de precios daría lugar a un incremento de 0.681% en la demanda de dinero y el aumento en 1% del ingreso real conduciría a la elevación de dicha demanda en 0.302%. En el corto plazo, la tasa de interés tampoco parece ejercer influencia alguna (obsérvese el estadístico “t” y su probabilidad asociada). Además se advierte un significativo elemento inercial en el comportamiento de la demanda de saldos nominales, a juzgar por el coeficiente de  $m_{t-1}$  (de 0.531).

## Cuadro 6

Resultados del análisis de regresión: $m_t = f(p_t, y_t, R_t, m_{t-1})$ Periodo 1995:2–2005:4				
Variable	Coficiente	Error est.	Estadíst. t	Prob.
$p_t$	0.681181	0.210513	3.235816	0.0025
$y_t$	0.302336	0.079163	3.819176	0.0005
$R_t$	-0.001141	0.002117	-0.538930	0.5930
$m_{t-1}$	0.531349	0.124074	4.282532	0.0001
R cuadrado	0.983631	Media Var. dep		19.93474
R. cuadrado Ajustado	0.982372	Desv. Est. var. dar		0.581301
E.E. regresión	0.077180	Criterio de Akaike		-2.196941
S. resid. al cuadrado	0.232314	Criterio de Schwarz		-2.033109
Log. máximo ver	51.23424	Durbin-Watson		2.143403

## Cuadro 7

Resultados del análisis de regresión:  $m_t = f(p_t, y_t, m_{t-1})$  Periodo 1995:2–2005:4

Variable	Coeficiente	Error est.	Estadíst. t	Prob.
$p_t$	0.702341	0.204976	3.426448	0.0014
$y_t$	0.286160	0.072599	3.941654	0.0003
$m_{t-1}$	0.542874	0.121128	4.481827	0.0001
R cuadrado	0.983509	Media Var. dep		19.93474
R. cuadrado Ajustado	0.982684	Desv. Est. var. dar		0.581301
E.E. regresión	0.076493	Criterio de Akaike		-2.236033
S. resid. al cuadrado	0.234044	Criterio de Schwarz		-2.113159
Log. máximo ver	51.07471	Durbin-Watson		2.145760

Luego de excluir de la regresión a la tasa de interés por ser redundante se observa (cuadro 7) que prácticamente ni la bondad de ajuste ni los demás estadísticos del modelo varían. Por su parte, los estimadores cambian de modo poco significativo: ahora denotan que un aumento de 1% en el nivel de precios conducen a un incremento de 0.702% en la demanda de dinero y que el aumento en 1% del ingreso real da lugar a la elevación de dicha demanda en 0.286%.

Expresemos esta última función de demanda de dinero en forma de ecuación:

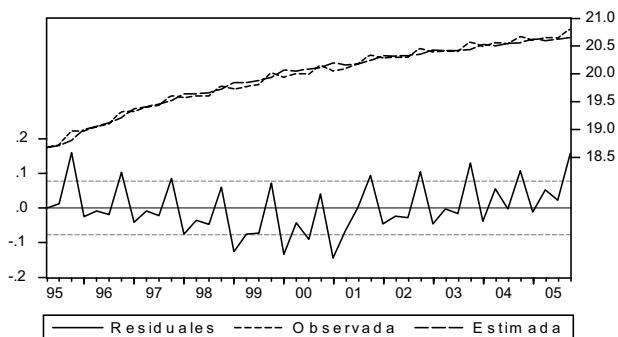
$$m_t = 0.702341 p_t + 0.286160 y_t + 0.542874 m_{t-1} \quad (8)$$

Los resultados del análisis de regresión (cuadro 7) indican que el modelo estimado reproduce en forma satisfactoria el comportamiento histórico de los datos. Esto se puede apreciar de un “golpe de vista” en la gráfica 1, 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 de primer grado (de acuerdo con las pruebas “h” de Durbin); de forma funcional (con base en la prueba de Ramsey) y, de acuerdo con las pruebas CUSUM y CUSUM Q, de cambio estructural (véase el cuadro 8).

## Gráfica 1

Demanda de dinero observada, demanda de dinero estimada y residuales (en logaritmos) Período 1995:2 – 2005:4



## Cuadro 8

Pruebas y resultados de la regresión:  $m_t = g(p_t, y_t, R_t, m_{t-1})$   
Período 1985:4–2005:4

Prueba	Distribución o estadístico	Probabilidad asociada	Resultados al 5% de significancia
<b>1. Residuales</b>			
Normalidad (JB)	F: 1.01263	0.6027	Sí distrib. normal
"h" de Durbin	AN: 0.8173*		Autocorr. orden 1
LM (1)	F: 1.5411	0.2221	No Autocorr. orden 1
LM (2)	F: 1.3225	0.2787	No Autocorr. orden 2
LM (3)	F: 1.3938	0.2604	No Autocorr. orden 3
ARCH (1)	F: 2.7467	0.1053	Homoscedástico
ARCH (2)	F: 2.8559	0.0699	Homoscedástico
ARCH (3)	F: 2.7702	0.0555	Homoscedástico
White (nc)	F: 1.5490	0.1834	Homoscedástico
White (ct)	F: 1.4768	0.1902	Homoscedástico
<b>2. Especificación</b>			
Ramsey	F: 30.4301	0.0000	Forma func. Incorrecta
<b>3. Estabilidad</b>			
CUSUM			Hay cambio. estruct.
CUSUM Q			Hay cambio estruct.

\* AN = Asintóticamente normal. El estadístico fue calculado manualmente con la fórmula:

$$h = (1 - \frac{1}{2}DW) \sqrt{\frac{n}{1-n(Var\alpha)}}$$

Donde h = Estadístico de Durbin; DW = Estadístico de Durbin-Watson; n = Núm. de observaciones, y Var  $\alpha$  = Varianza del coeficiente de rezago.

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, nos lleven a conclusiones erróneas sobre la significancia estadística de dichos estimadores. Tales aspectos refrendan la conveniencia de construir el modelo de corrección de errores y a ello nos abocamos enseguida

### El modelo de corrección de errores

Como lo señalamos, nuestro MCE deriva de un proceso de *reducción* del MEG (ecuación 3), a través de transformaciones y reparametrizaciones. Los cálculos obtenidos son:

#### Cuadro 9

Resultados del modelo de corrección de errores: $\Delta m_t = f(\Delta p_t, \Delta y_t, \Delta mce_{t-1})$				
Variable	Coficiente	Error est.	Estadíst. t	Prob.
$\Delta p_t$	1.098472	0.233583	4.702709	0.0000
$y_t$	1.645650	0.186721	8.813437	0.0000
$\Delta mce_{t-1}$	-0.211806	0.089577	-2.364514	0.0231
R cuadrado	0.715931	Media Var. dep		0.050807
R. cuadrado Ajustado	0.701364	Desv. Est. var. dar		0.089120
E.E. regresión	0.048702	Criterio de Akaike		-3.137450
S. resid. al cuadrado	0.092503	Criterio de Schwarz		-3.013331
Log. máximo ver	68.88645	Durbin-Watson		1.724786

En forma de ecuación:

$$Dm_t = 1.098472\Delta p_t + 1.64565\Delta y_t - 0.211806mce_{t-1} \quad (9)$$

Las *pruebas de diagnóstico* indican que el modelo constituye una aproximación adecuada al PGI. Como se aprecia en la gráfica 2, el modelo reproduce apropiadamente el comportamiento histórico de los datos. Este hecho se corrobora de modo formal por el reducido valor de la desviación estándar (0.048) respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables. Obsérvese también que el coeficiente de

determinación  $\hat{A}^2$  (que mide la porción de la variación total de  $\hat{A}_t$  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 (como nota Galindo, 1997b).

### Cuadro 10

Resultados de las pruebas de diagnóstico del Modelo de Corrección de errores  
Periodo 1985:2–2005:4

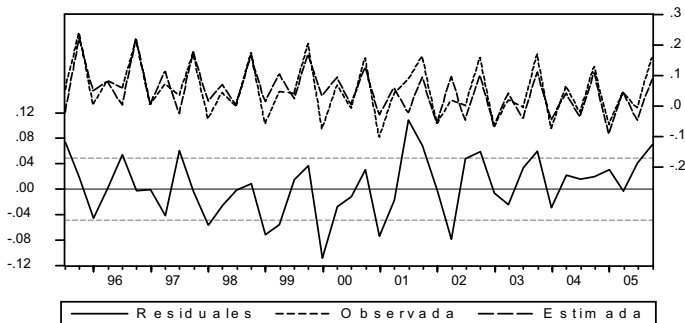
Prueba	Distribución o estadístico	Probabilidad asociada	Resultados al 5% de significancia
<b>1. Coeficientes</b>			
$\Delta p_t$	t: 4.7027	0.0000	Significativo
$\Delta y_t$	t: 8.8134	0.0000	Significativo
$\Delta mce_{t-1}$	t: -2.3645	0.0231	Significativo
<b>2. Residuales</b>			
Normalidad (JB)	F: 0.4481	0.7992	Distrib. normal
LM (1)	DW: 1.7248	0.0268	No Autocorr. orden 1
LM (2)	F: 5.3809	0.0089	Autocorr. orden 2
ARCH (1)	F: 0.2957	0.5896	Homoscedástico
ARCH (2)	F: 0.1805	0.8355	Homoscedástico
White (nc)	F: 0.4641	0.8641	Homoscedástico
White (ct)	F: 1.1379	0.3661	Homoscedástico
<b>3. Especificación</b>			
Ramsey	F: 2.2186	0.1446	Forma func. Correcta
<b>4. Estabilidad</b>			
CUSUM			Estable (gráf. 4)
CUSUM Q			Estable (gráf. 5)

La coherencia respecto a los datos se refrenda con la ausencia de autocorrelación y de hete-roscedasticidad: la prueba de DW indica inexistencia de correlación serial y las pruebas ARCH(i) y White sin términos cruzados (nc) y con términos cruzados (ct) aceptan 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 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.

## Gráfica 2

Tasas de crecimiento de la demanda de dinero observada, de la estimada y residuales (en logaritmos) (Período 1995:2 – 2005:4)



A fin de establecer si el MCE representa una función estable aplicaremos la prueba CUSUM (Cumulative Sum of Residuals). Como su nombre lo indica, esta prueba se basa en la suma acumulada de los residuos normalizados. Si sus valores cambian en el tiempo de manera sistemática, será evidencia de inestabilidad. Bajo la hipótesis nula de estabilidad, el estadístico tiene media cero y una varianza aproximadamente igual al número de residuos acumulados. La evaluación se realiza graficando el estadístico CUSUM a lo largo de la serie. Si la gráfica permanece dentro de las bandas de confianza, significa que los coeficientes son estables; pero si cruza las bandas, se rechaza la hipótesis nula y se reconoce la existencia de un cambio estructural en el modelo.

Cabe destacar que la prueba se realiza trazando la línea alrededor de la abscisa y se espera que el estadístico CUSUM fluctúe en torno dicho eje. Si eso ocurre, la línea permanecerá dentro de las bandas de confianza y se aceptará que los parámetros son estables; en otros términos, que la suma de residuos recursivos tiene esperanza cero.

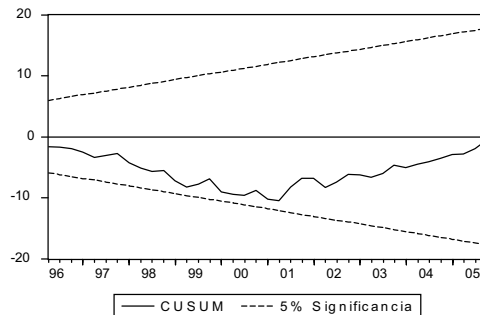
Otra prueba que emplearemos es CUSUM Q (Cumulative Sum of Square Residuals) o suma acumulada de los residuos normalizados al cuadrado. Ambas pruebas (CUSUM y CUSUM Q) dan indicios del punto de quiebre. En vista de

que son pruebas gráficas, la fecha de quiebre no se identifica de modo preciso, pero lo aproxima con un margen de error aceptable<sup>8</sup>.

Las gráficas 3 y 4 muestran los resultados. Como se advierte, ambos revelan estabilidad estructural de los parámetros, pues los residuales recursivos se encuentran dentro de sus respectivas bandas al 95% de confianza.

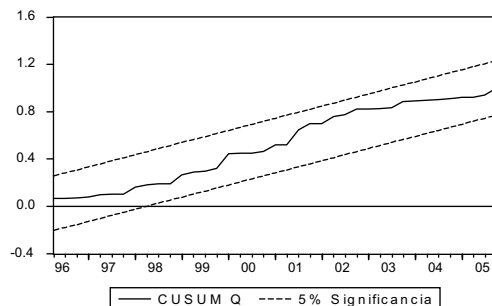
### Gráfica 3

#### Prueba CUSUM



### Gráfica 4

#### Prueba CUSUM Q



<sup>8</sup> Cabe señalar que, en caso de obtener resultados discordantes, se debe privilegiar el resultado de la prueba CUSUM Q ya que, al elevar al cuadrado los errores, se elimina la posibilidad de distorsión de los signos; CUSUM sólo añade los errores de predicción que se van obteniendo a medida que se amplía la muestra; pero estos pueden tener signos contrarios e ir así cancelando el efecto.



## Conclusiones

- Con base en la nueva definición de dinero (M1) evidenciamos, para el período 1995:2-2005:4, la existencia de una relación específica de largo plazo entre  $m_t$ ,  $p_t$ ,  $y_t$ . El vector calculado concuerda en signos, pero no en valores, con la teoría económica propuesta.
- Nuestros resultados desvirtúan la idea de que la demanda de saldos nominales es homogénea de grado uno respecto del nivel de precios y que varía en forma equiproporcional al ingreso real - lo que implicaría que el comportamiento de la *velocidad-ingreso de circulación del dinero* es independiente de dicha variable -. Como hemos visto, un aumento porcentual del 1% en el nivel de precios provoca una elevación del 1.49 al 1.51% en la demanda de dinero y que la variación del ingreso real en 1% incide en un cambio del 0.61 al 0.63% de dicha demanda. Advertimos también que esta función no reacciona a las variaciones de la tasa de interés, aspecto concordante con la visión monetarista, y que no es una función estable.
- Sin embargo, el modelo econométrico final (MEF) obtenido constituye una aproximación adecuada al proceso generador de información, como se ha hecho patente a través de las *pruebas de diagnóstico* y reproduce apropiadamente el comportamiento histórico de los datos. Por lo tanto, este modelo tiene capacidad para simular y pronosticar satisfactoriamente la evolución de la demanda de dinero.
- Las elasticidades obtenidas en nuestro MEF nos permiten estimar, con grado satisfactorio de precisión, las magnitudes porcentuales en las que los impulsos del nivel de precios contemporáneos, junto con los cambios en el ingreso real mismo período, inciden en la dinámica de la demanda de dinero. asimismo, el coeficiente del mecanismo de corrección de errores es negativo y estadísticamente significativo, de modo concordante con la teoría (Engle y Granger, 1987). Este es un aspecto que se debe tomar en cuenta al momento de definir el grado de expansión (o contracción) del gasto público, del acervo monetario o de una virtual monetización del déficit presupuestario.

- A juzgar por las pruebas CUSUM y CUSUM Q, el MEF es estructuralmente estable. Este resultado puede facultar a las autoridades monetarias el utilizar, con base en un modelo de este tipo, la cantidad de dinero como un objetivo intermedio para determinar ex ante el incremento del acervo monetario en concordancia con sus objetivos de política macroeconómica y luego conducir su política monetaria como si el logro del crecimiento monetario a lo largo de esa trayectoria fuese en sí mismo el objetivo de política.

## Referencias

- Cagan, P. (1956): "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", M. Friedman (comp), *Studies in the Quantitative Theory of Money*, University of Chicago Press., Chicago.
- Cuthbertson, K., Hall, S.G. y Taylor, M. P. (1992): "Applied Econometric Techniques", Harvester Wheatsheaf, G. Britain.
- Chow, Gregory (1966): "On the Long-run and Short-run Demand for Money", *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" *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Friedman, M.(1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58, marzo, pp. 1 - 17.
- 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).
- 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).
- P. L. M. (1997a): "El Concepto de Exogeneidad en la Econometría Moderna", *Investigación Económica*, UNAM, Vol. LVII: 220, pp. 97-111
- 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., vol. LXIV(253) pp. 221-139.
- 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. Bogotá, Colombia.
- Harberger, A. (1963): "The Dynamics of Inflation in Chile", en Christ, C., et. al. (comps.): "Measurements in Economics", *Studies in Mathematical Economics and Econometrics*, Stanford University Press. California.

- Hendry, D. y Ericsson, N. (1991): "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna Schwartz", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 1, pp. 8-37.
- INEGI (2006): "Banco de Información económica (BIE-INEGI)", [www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx), México.
- Laidler, D. (1987): "La Demanda de Dinero", 2da. edición revisada, ed. Antoni Bosh, España.
- Liquitaya B., J.D. (1999): "Expectativas, Inflación y Demanda de Saldos Monetarios Reales en México" revista *Economía: Teoría y Práctica* (nueva época), núm. 11, UAM.
- Liquitaya, B., J. D. y Xiqui R., A. (1996): "La Demanda de Dinero en México: Análisis y Pruebas de Algunas Hipótesis Monetaristas.", revista *Serie de Investigación*, Departamento de Economía, UAM-I.
- Macesich, G. y Tsai, H. L. (1982): "Money in Economic Systems", Praeger Publishers, N.Y., U.S.A.
- Maddala, G. S. (1996): "Introducción a la Econometría" (2a. Edición) ed. Prentice-Hall Hispanoamericana, S.A., México.
- Román, F, y Vela, A (1996): "La Demanda de Dinero en México" Documento de Investigación núm. 02, junio. Dirección General de Investigación Económica, Banco de México.
- Ortíz M, G.(1982): "La Demanda de Dinero en México: Primeras Estimaciones", *Monetaria*, vol. 5, núm.1, pp.37-82.

## Anexo 1

### *Los nuevos agregados monetarios*

Como se indica en el documento, las nuevas definiciones de los agregados monetarios obedecen a los principios aceptados internacionalmente en la materia, algunos de los cuales son: diferenciación entre los tenedores de activos financieros según su residencia (interna o externa); eliminación de la clasificación por plazo de los instrumentos que integran a los agregados, ya que en la actualidad esta no refleja necesariamente su liquidez; y, definición de un universo más riguroso por lo que toca a los tenedores de activos financieros incluidos en los agregados.

Según lo indica el Banco de México, la metodología anterior presentaba los siguientes inconvenientes:

- 1) si bien la medición pretendía agrupar los instrumentos de ahorro según su plazo a vencimiento, se realizaba de manera imperfecta, ya que se determinaba según su plazo a partir de la fecha de emisión, y no de acuerdo con el plazo residual del instrumento.
- 2) El desarrollo observado en los mercados financieros nacionales ha hecho que el grado de liquidez de los instrumentos de ahorro esté disociado de su plazo.
- 3) La construcción de los agregados monetarios no distinguía entre los ahorradores según su residencia lo cual es de gran importancia para evaluar la percepción que en el exterior se tiene de los mercados financieros internos.

La adopción de las nuevas definiciones responde a la necesidad de diseñar agregados monetarios que presenten una sectorización más adecuada que la anterior. En el caso específico del agregado monetario que utilizamos en el artículo ( $M_1$ ), se hizo necesario captar los efectos de la modernización de los medios de pago.

La construcción de los nuevos agregados monetarios se basa en las recientes publicaciones internacionales sobre la materia. La principal es el "Manual para la

Elaboración de Estadísticas Financieras” publicado por el FMI con la participación de la OECD, el CEMLA, el Banco Mundial y otros organismos internacionales.

Las definiciones de los nuevos agregados monetarios que examinamos para propósitos de este estudio quedaron como sigue:

$M_1$  = Billetes y monedas en poder del público + Cuentas de cheques (incluyendo moneda extranjera) + Depósitos en cuenta corriente

$M_2$  =  $M_1$  + Resto de instrumentos bancarios (sin incluir agencias de banco mexicanos en el exterior) + Valores del gobierno y privados en poder de residentes (incluyendo Siefors) + Otros fondos de ahorro.