

UN MODELO DE DEMANDA DE DINERO DE SALDOS DE AMORTIGUAMIENTO: EL CASO DE MÉXICO

LUIS MIGUEL GALINDO*

INTRODUCCIÓN

La tenencia de activos de dinero obedece a diversas motivaciones, tales como la demanda por transacciones, por precaución o por riesgo. En general los modelos empíricos de demanda de dinero tienden a concentrarse en el motivo por transacciones y en el costo de oportunidad. Sin embargo, el dinero puede utilizarse también con objeto de amortiguar las fluctuaciones en la economía y minimizar los costos de transacción de los agentes económicos. Esto se debe a que el dinero es el activo financiero con menor costo de transacción para realizar ajustes de cartera. De este modo, el dinero se utiliza como un activo de amortiguamiento lo que acentúa la importancia de su demanda por el motivo precaución o incer-

Manuscrito recibido en enero de 1999; versión final, marzo de 1999.

* Profesor de la Facultad de Economía, UNAM. Agradezco los comentarios de Carlos Guerrero, Martín Puchet, Fidel Aroche y dos árbitros anónimos. Desde luego, la responsabilidad de los errores es sólo del autor. Este trabajo se realizó en el marco del proyecto sobre “Los efectos de la política monetaria y los movimientos de capital en la economía mexicana ante la apertura externa”, financiado por PAPIIT: IN304197.

tidumbre y la relevancia de las expectativas de los agentes, (Laidler, 1983 y Goodhart, 1975).

Las consecuencias del uso del dinero como una variable de ajuste representa una limitación importante para la eficiencia de la política monetaria. En efecto, el uso del dinero como medio de prevención o “colchón” implica la existencia de ciertas inflexibilidades en el mecanismo de precios, en los procesos de ajuste y en los costos de información o de transacción que se traducen en la existencia de rezagos importantes e ineffectividad, en el corto plazo, en los movimientos de la política monetaria.

Así, una política de contracción de los agregados monetarios para ajustar el nivel de gasto, no tendrá el efecto deseado, en lo inmediato, en la medida en que los agentes económicos utilizan sus saldos monetarios como mecanismo de compensación. No obstante, la relevancia del concepto del uso del dinero como variable de ajuste, no existen estudios empíricos sobre este fenómeno en países con una elevada inflación. Esto contrasta con el creciente interés por estos modelos en países desarrollados y su relativo éxito empírico, (Cuthberston y Taylor 1987a y Swamy, 1989).

En México, la investigación sobre la demanda de dinero se ha concentrado en la búsqueda de una función estable que permita realizar predicciones adecuadas, (Ortiz, 1982, Salas, 1988 y Galindo y Perrotini, 1996). Sin embargo, no existen trabajos que analicen la importancia de la formación de expectativas y el uso del dinero como “colchón” para enfrentar sucesos inesperados. La existencia de estos fenómenos tiene importancia para la instrumentación de la política monetaria ya que permiten explicar la presencia de cierta inestabilidad estructural en el corto plazo en la demanda de dinero como un hecho que no rompe la estabilidad en el largo plazo y destaca la importancia de incluir las expectativas en el diseño de las acciones del Banco Central. Por desgracia el análisis de este tipo de modelos es ciertamente complejo y no representa una tarea fácil. La necesidad de incluir alguna forma para modelar a las

expectativas de los agentes complica aún más el problema, ya que deben realizarse supuestos sobre la formación de expectativas y la posible presencia de sorpresas o *shocks* en la economía. La opción más utilizada en estos casos es suponer la existencia de expectativas racionales. De este modo, el análisis se convierte en una prueba simultánea sobre la validez del modelo de saldo de amortiguamiento con expectativas racionales.

Este trabajo utiliza una forma de estimación distinta basada en el uso de variables instrumentales (IV) lo que permite asumir una forma más general de formación de expectativas. Así, el objetivo de este trabajo es analizar la relevancia empírica del modelo de saldos de amortiguamiento para México suponiendo una formación de expectativas más general. Los principales resultados obtenidos indican que el dinero es utilizado como una variable de ajuste para reducir costos ante la incertidumbre y que las magnitudes del ajuste se determinan de acuerdo a las expectativas de ingreso y costo de oportunidad. En este sentido, el Banco Central debe incorporar el concepto de formación de expectativas de los agentes para instrumentar y evaluar sus políticas monetarias.

El trabajo se divide en tres secciones. En la primera, se presenta el marco teórico y algunos aspectos econométricos. En la segunda, se incluye la evidencia empírica y en la última, se presentan las conclusiones y algunos comentarios de política.

I. MARCO TEORICO Y ASPECTOS ECONOMETRICOS

Los agentes económicos utilizan al dinero como un mecanismo de ajuste para reducir los costos que implican las sorpresas en el movimiento de las diversas variables económicas. El uso del dinero como variable de ajuste tiene sentido en la medida en que su costo de oportunidad corresponde exclusivamente a lo que se pierde por la tasa de interés pero se evita que el ajuste se instrumente directamente en variables como el gasto, el producto o el empleo, lo que implicaría incurrir en mayores costos. Con objeto de realizar los ajustes necesarios, los agentes econó-

micos tienen entonces que formarse expectativas sobre el comportamiento futuro de las variables y ajustar con rezagos sus tenencias de dinero. La velocidad del ajuste depende de diversos factores tales como el monto inicial de tenencias, el periodo de revisión de las decisiones, los costos de transacción de un activo a otro y la percepción de los cambios como permanentes o transitorios, (Goodhart, 1975).

De este modo, los agentes están influidos, para determinar su demanda de dinero, por sus expectativas sobre el nivel de transacciones y los costos de oportunidad futuros. Esto puede modelarse suponiendo que los agentes económicos planean su demanda de dinero incluyendo un mecanismo de amortiguamiento con una formación de expectativas basada en la minimización de una función intertemporal de ajuste cuadrática de costos. Así, los agentes eligen sus saldos monetarios en forma que minimicen el valor presente descontado esperado de una función cuadrática de costos condicionado por la información disponible al momento t , (Cuthbertson y Taylor, 1987 y 1992 y Mizen, 1992 y 1995), que puede definirse como:

$$L = E_{t-1} \left[\sum_{i=0}^{\infty} D^i \alpha_1 ((m-p)_{t+i} - (m-p)^*_{t+i}) + \alpha_2 ((m-p)_{t+i} - (m-p)_{t+i-1})^2 \right] \quad [1]$$

donde α_1 , α_2 son factores de ponderación, D es un factor de descuento que está entre cero y uno y que puede restringirse a la unidad, m_{t+i} y m^*_{t+i} es la demanda de dinero nominal y la deseada respectivamente y p_t es el índice de precios. Así, el primer término de la derecha representa los costos de estar fuera del equilibrio y el segundo los costos del ajuste. Las variables en minúsculas representan los logaritmos de las series.

Se supone entonces que los agentes económicos persiguen un objetivo de demanda de dinero deseada en el largo plazo, sujeto a los costos de estar en desequilibrio y a los costos de ajuste de los balances monetarios

definidos en la ecuación [1] y en donde su demanda de largo plazo se define, (Laidler, 1985 y Judd y Scadding, 1982) como:

$$(m-p)^*_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t + u_t \quad [2]$$

Donde y_t es el ingreso real, R_t la tasa de interés nominal y el p_t el índice de precios al consumidor. La ecuación [2] puede escribirse en forma matricial, excluyendo la constante, como:

$$(m-p)^*_t = z'_t \beta + u_t \quad [3]$$

Donde:

$$z'_t = (y_t, R_t)$$

$$\beta' = (\beta_1, \beta_2)$$

Esta demanda de dinero se supone entonces que incluye un componente planeado y otro no planeado:

$$(m-p)_t = (m-p)^p_t + (m-p)^{np}_t \quad [4]$$

$(m-p)^p_t$ representa el componente planeado y $(m-p)^{np}_t$ al componente no planeado que es no sistemático y no determinístico y se asume normalmente que puede representarse como ruido blanco con media cero y varianza constante. Minimizando la ecuación [1], con respecto $(m-p)^p_t$, se obtienen las soluciones de primer orden representadas por las ecuaciones de Euler que satisfacen la condición de transversalidad utilizando el

método propuesto por Sargent (1979)¹, (Cuthbertson y Taylor, 1987b, Cuthbertson y Taylor, 1992 Muscatelli, 1989 y Mizen, 1992):

$$m_t = \lambda m_{t-1} + [(1-\lambda) (1-\lambda D) \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda D)^i] [(z^e)_{t+i} \beta] + (z-z^e)_{t+i} \beta + u_t \quad [5]$$

Donde $z^e = E_t(z_{t+i}/\Omega_{t,i})$ y $\Omega_{t,i}$ es el conjunto de información disponible en el momento $t-i$.

El primer término de la ecuación [5] indica que los saldos monetarios tienen un componente inercial representado por m_{t-1} mientras que el segundo término implica un ajuste de la demanda de dinero generado por las expectativas sobre el comportamiento futuro de z_t . Esta ecuación indica que un incremento en el ingreso esperado para el periodo actual y el futuro implica un aumento en los balances monetarios. Los ponderadores geométricos permiten incluir expectativas futuras de largo plazo con diferente importancia y no solamente entonces el caso de un proceso de optimización de un solo periodo hacia adelante. Por su parte, el tercer término incluye las sorpresas o *shocks* monetarios con respecto a la posición de equilibrio de la demanda de dinero. Se supone que este termino es un proceso estocástico con media cero y varianza constante, (Cuthbertson y Taylor, 1987b). La ecuación [5] supone también que $0 < \lambda < 1$ y $D = 0.99$ o uno², (Cuthbertson y Taylor, 1992). Puede asimismo incluirse una constante que se obtiene de la solución de largo plazo de la ecuación [2].

¹ La solución a este problema está en Sargent, (1979) y Cuthbertson y Taylor, (1987b).

² En este trabajo se consideró que $D = 1$. Este supuesto se realizó considerando que el ajuste incluye solo un periodo hacia adelante y que por tanto el resultado final no se modificaría ya que sólo habría un descenso uniforme de los valores del ingreso y costo de oportunidad.

La estimación de la ecuación [5] requiere de un supuesto sobre la formación de expectativas reflejado en:

$$z_{t+i}^e = E_t [z_{t+i}^e / \Omega_{t-1}] \quad [6]$$

Esto significa entonces que el análisis del modelo representado en las ecuaciones [5] y [6] es una hipótesis conjunta sobre la validez de la hipótesis de saldos de amortiguamiento y la hipótesis sobre la formación de expectativas. En la literatura reciente existen diversas formas para analizar el modelo de expectativas hacia adelante en donde destacan la imposición de restricciones en el VAR, la estimación de las expectativas a través de un VAR que posteriormente se sustituyen en el modelo de expectativas, (Cuthbertson y Taylor, 1992) y desde luego, el uso de expectativas racionales.

La metodología utilizada en este trabajo es la estimación por el método de variables instrumentales (IV) bajo el supuesto de la existencia de cointegración entre las series. El método de IV supone que los agentes económicos no cometen errores sistemáticos de pronóstico y que, por tanto, estos errores son independientes del conjunto de información utilizado:

$$z_{t+1} = z_{t+1}^e + \Phi_{t-1} \quad [7]$$

$$E_{t-i} (\Phi'_{t-1} / \Omega_{t-1}) = E_{t-i} (\Phi'_{n-j} / \Lambda_{t-1}) = 0 \quad [8]$$

Donde Λ_{t-1} representa el conjunto de información disponible que puede excluir a $(m-p)_{t-1}$. El uso de variables instrumentales hace más flexible la formación de expectativas ya que no requiere que los agentes hagan sus predicciones de acuerdo a una determinada ecuación con coeficientes fijos sino que únicamente se requiere definir un conjunto particular de información.

Así, substituyendo la ecuación [7] en la [5] se obtiene, (Cuthbertson y Taylor, 1992):

$$m_{t-1} = \lambda m_{t-1} + (1-\lambda) (1-\lambda D) \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda D)^i (z'_{t+j} \beta) + u^*_t \quad [9]$$

donde:

$$u^*_t = \varepsilon_t + (1-\lambda) (1-\lambda D) \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda D)^j \Delta z'_{t+j} \beta \quad [10]$$

De este modo, el término de sorpresa o *shock* queda incluido en el error por lo que este término puede tener posibles problemas de autocorrelación y posiblemente heteroscedasticidad. La inclusión de variables rezagadas se interpreta como la existencia de procesos de ajuste lentos en el tiempo.

La estimación de la ecuación [9] presenta dos problemas. En primer lugar, se excluye de la estimación al término de las sorpresas monetarias que queda incluido en el término de error. No obstante, la inclusión del término de sorpresa en la parte sistemática de la ecuación [9] presenta dificultades importantes ya que es difícil obtener variables instrumentales exógenas que puedan aproximar, en forma satisfactoria, el comportamiento de esta variable. En este caso, se optó entonces por mantener a los efectos de las sorpresas incluyéndolas en el término de error y por tanto utilizar una forma de estimación que fuera robusta no obstante la presencia de autocorrelación o heteroscedasticidad.

En segundo lugar, la estimación de la ecuación [9] puede estar sujeta a la crítica de regresiones espurias. Para solucionar este problema se pue-

den utilizar dos métodos. La primera solución es utilizar una reparametrización de la ecuación [4] (Cuthbertson y Taylor, 1990 y Mizen, 1995)³:

$$\Delta(m-p)_t = (\lambda-1)(m-p)_{t+i} - \gamma' z_{t+i} + (1-\lambda) \sum_{i=0}^n (\lambda D)^i E_t \gamma' \Delta z_{t+i}^e + w_t \quad [11]$$

La ventaja de estimar la ecuación [11] es que sólo incluye variables estacionarias. Esto es cierto bajo el supuesto de que existe una relación de cointegración ente la demanda de dinero y sus principales determinantes, representada por:

$$e_t = (m-p)_{t-1} - \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 R_{t-1} \quad [12]$$

De este modo, en el caso en que $(m-p)_t$ y z_t son series $I(1)$ y $(m-p)_t - \gamma' z_t$ es $I(0)$ entonces Δz_{t+i} es también $I(0)$ en la ecuación [11]. La ecuación [11] muestra también la razón del buen desempeño del modelo de corrección de errores para la demanda de dinero. Así, cuando el modelo de expectativas hacia adelante es correcto, entonces el modelo de corrección de errores tenderá a simular los datos satisfactoriamente en la medida en que las expectativas de Δz_{t+i} están condicionadas en sus valores pasados, (Cuthbertson y Taylor 1992). Sin embargo esta solución tiene el problema que requiere de aproximar a z_{t+i}^e .

La segunda solución, que es la utilizada en este trabajo, es estimar la ecuación [9] utilizando el procedimiento para análisis de cointegración conocido como de estimaciones autoregresivas de rezagos distribuidos (ARDL) desarrollado por Pesaran y Shin (1995) y (1996). Este método permite analizar la presencia de una relación de cointegración entre variables en una sola ecuación en donde se incluyen simultáneamente

³ Mizen, (1995) separa, desde el inicio, a $\gamma' z_{t+i}$ en (γ'_1, γ'_2) y $z' = (z_{10}, z_{20})$ para diferenciar entre series $I(1)$ y $I(0)$.

variables contemporáneas y rezagas y permite obtener estimaciones superconsistentes, (Stock, 1984).

Esta metodología puede aplicarse a variables que son $I(1)$ o $I(0)$ incluyendo sus valores rezagados. El método consiste en estimar una regresión en donde se busca establecer la existencia de una solución de largo plazo a través de analizar la existencia de un modelo de corrección de errores (ECM) apoyado en el ARDL. El análisis estadístico se realiza con base en pruebas de F, que si bien no tienen una distribución normal, los valores críticos han sido tabulados por Pesaran y Shin (1996). Una vez establecida la existencia de un ECM entonces ello equivale, de acuerdo al teorema de equivalencia de Engle y Granger (1987), a una prueba de la existencia de cointegración entre las series. Posteriormente se procede a estimar los valores de los coeficientes de largo plazo a través del ARDL.

Una vez constatada la existencia de cointegración entre las variables puede entonces estimarse la ecuación [9] por el método general de variables instrumentales. Ello permite obtener estimadores superconsistentes que aprovechan las propiedades asintóticas de la cointegración (Stock, 1984). De este modo, la estimación de la ecuación [9] por IV tiene entonces como fundamento al vector de cointegración obtenido por el ARDL y por tanto puede esperarse que las propiedades de cointegración se transfieran a las variables esperadas, mientras se cumplan los supuestos de las ecuaciones [7] y [8].

El conjunto de variables instrumentales se define entonces como $IV=(\Lambda_{t-1}, m_{t-2})$. El método de IV generalizado utilizado en este trabajo, propuesto por Pesaran y Smith (1990), es consistente en estas circunstancias ya que permite obtener estimadores insesgados y analizar su significancia estadística incluso en los casos como la ecuación [9] en donde el término de error no es ortogonal al conjunto de información.

De este modo, las estimaciones por IV generalizadas que se utilizan permite resolver el problema del orden de integración de las series y de los posibles problemas ocasionados por la no ortogonalidad de los erro-

res y además representan una forma de modelar las expectativas que es más general que el supuesto de expectativas racionales.

II. EVIDENCIA EMPIRICA

La base de datos utilizada son datos anuales de 1970 a 1997 del agregado monetario $M2_t$ ⁴, el producto interno bruto en términos reales (Y_t), el índice de precios al consumidor (P_t), la tasa de interés promedio anual representativa (R_t) que incluye a CETES de 1977 a 1997 y de 1970 a 1976 corresponde a los CEDES.

El Cuadro 1 sintetiza las pruebas de raíces unitarias de Dickey Fuller Aumentada (1981) y de Phillips y Perron (1988). Estos resultados indican que m_t y p_t son series no estacionarias $I(2)$ mientras que $(m-p)_t$, y_t y R_t son series $I(1)$. Esto confirma la necesidad de utilizar métodos de estimación consistentes con este orden de integración de las series. Asimismo se asume la elasticidad unitaria entre el agregado monetario y los precios.⁵

⁴ Se eligió este agregado ya que representa la mejor opción para capturar los efectos de amortiguamiento y por su mayor estabilidad en el caso de México.

⁵ Este supuesto es utilizado en trabajos similares. Véase a este respecto Goodfriend, (1990).

CUADRO 1
Pruebas de raíces unitarias

Variablen	ADF(1)	PP(1)
Y_t	2.39	3.83
Δy_t	-1.75	-1.88
$\Delta \Delta y_t$	-4.87	-7.03
M_t	2.38	12.49
Δm_t	-0.28	0.24
$\Delta \Delta m_t$	-4.55	-3.82
P_t	-0.45	0.80
Δp_t	-1.16	-1.25
$\Delta \Delta p_t$	-4.97	-5.20
R_t	-1.07	-1.07
ΔR_t	-3.84	-4.28
$(m-p)_t$	0.99	1.18
$\Delta(m-p)_t$	-2.80	-4.01

ADF(1)=Prueba de Dickey Fuller Aumentada (1981) con un rezago.

PP(1)=Phillips-Perron (1988) con un rezago.

Período: 1970-1997.

El modelo seleccionado que mejor aproxima al proceso generador de información (Spanos, 1986) fue un ARDL(1,1,0) de acuerdo al criterio de información de Akaike (Judge, *et al.*, 1985). Debe sin embargo mencionarse que esta selección de rezagos es similar a la que se obtiene utilizando otros criterios como Schwarz y Hannan-Quinn (Judge, *et al.*, 1985) pero se eligió al criterio de Akaike porque tiene mejores propiedades estadísticas en muestras pequeñas.

El modelo estimado,⁶ representado en la ecuación [13], tiene una alta capacidad para simular el comportamiento de los datos reales como lo muestra el elevado coeficiente de determinación (R^2). Asimismo, los residuales no muestran signos de autocorrelación y ante la posible presencia de problemas de heteroscedasticidad se procedió a utilizar la matriz de White (1980) de corrección para las desviaciones estándares con objeto de obtener varianzas optimas. Asimismo, los residuales no rechazan la hipótesis nula de normalidad:

$$(m-p)_t = -5.29 + .57(m-p)_{t-1} + 1.31y_t - .82y_{t-1} - .001R_t - .001R_{t-1} \quad [13]$$

(3.65) (5.67) (3.00) (-1.87) (-1.23) (-1.87)

$R^2 = .96$

SE = .0661

RSS = .0919

Criterio de Akaike = 33.39

Prueba de autocorrelación de multiplicador de Lagrange LM(1):

$F(1,20) = .65$ [.428]

Prueba de heteroscedaticidad ARCH(1):

$F(1,25) = 3.70$ [.066]

Prueba de normalidad de Jarque Bera

$X^2(2) = .53$ [.765]

Período: 1971-1997

N = 27

La ecuación [13] se utilizó entonces para obtener la solución de largo plazo dada por el procedimiento de cointegración de Pesaran y Shin (1996). En este sentido los coeficientes estimados puede esperarse que

⁶ Las estimaciones se realizaron con el programa de cómputo de Pesaran y Pesaran, (1997), Microfit 4.

sean insesgados ya que convergen a su valor real exponencialmente y son considerados superconsistentes, (Stock, 1984) gracias a que los residuales son estacionarios.

La ecuación [14] muestra la existencia de una relación de cointegración entre las variables que puede interpretarse como una función estable de demanda de dinero.

Los valores obtenidos indican que existe un efecto positivo del ingreso superior a la unidad lo que indica que la demanda real de M2 se eleva más que proporcionalmente al nivel de producto y un impacto negativo de los costos de oportunidad representados por la tasa de interés nominal de los CETES. Asimismo, todas las variables incluidas son estadísticamente significativas.

$$(m-p)_t = -12.50 + 1.16y_t - 0.007R_t \quad [14]$$

(-6.32) (8.04) (-3.84)

Con los valores obtenidos en la ecuación [14] se procedió entonces a estimar el modelo en su forma de corrección de errores utilizando el teorema de equivalencia de Engle y Granger (1987) que asegura que un vector de cointegración puede representarse como un modelo de mecanismo de corrección de errores y viceversa.

La ecuación [15] tiene un mecanismo de corrección de errores estadísticamente significativo y con el signo y valor esperado por la teoría económica, (Engle y Granger, 1987). Esto permite confirmar la existencia de una relación de cointegración dada por la ecuación (14).

$$\Delta(m-p)_t = -.01\Delta(m-p)_t + 1.62\Delta y_t - .44\Delta y_{t-1} - .0006\Delta R_t - .0009\Delta R_{t-1} - .54ecm_{t-1} \quad [15]$$

(-.08) (4.92) (-1.14) (-.64) (.72) (-4.51)

$R^2 = .75$
 S.E. = .0586
 RSS = .0688
 Correlación: LM(1) $F(1,19) = 2.03$ [.170]
 Heteroscedasticidad: $F(1,24) = .22$ [.641]
 Normalidad: $X^2(2) = .73$ [.692]
 Período: 1971-1997
 N=27

Con base en estos resultados se estimó entonces un ARDL(1,0,0) que corresponde, en sus propiedades de cointegración a la ecuación [9]. Los resultados obtenidos, reportados en la ecuación [16], indican la existencia de una relación de cointegración entre las variables donde todas ellas son estadísticamente significativas. Asimismo, no existen problemas de autocorrelación o heteroscedasticidad y los errores se distribuyen normalmente.

$$(m-p)_t = -4.65 + .59(m-p)_{t-1} + .44y_t - .003R_t \quad [16]$$

(-4.33) (7.83) (4.78) (-7.49)

$R^2 = .94$
 SE = .0700
 RSS = .1129
 Criterio de Akaike = 31.62
 Prueba de autocorrelación de multiplicador de Lagrange LM(1):
 $F(1,22) = .50$ [.485]
 Prueba de heteroscedaticidad ARCH(1):
 $F(1,25) = 2.26$ [.1.45]
 Prueba de normalidad de Jarque Bera
 $X^2(2) = .26$ [.875]
 Período: 1971-1997
 N = 27

La solución de largo plazo del ARDL(1,0,0) es similar a la reportada en la ecuación [14] e indica que existe un efecto positivo casi uno del ingreso sobre el agregado monetario y una semielasticidad negativa de la tasa de interés. En este sentido, la demanda real de dinero aumenta proporcionalmente al ingreso y se contrae ante aumentos en la tasa de interés nominal. Estos resultados son consistentes y relativamente similares a los obtenidos en la ecuación [14] lo que confirma la existencia de una relación estable entre las variables consideradas:

$$(m-p)_t = -11.52 + 1.09y_t - .008R_t \quad [17]$$

(-5.97) (7.66) (-3.88)

Con objeto de confirmar la presencia de una relación de largo plazo dada por la ecuación [17] se procedió entonces a utilizar sus residuales como el mecanismo de corrección de errores en un modelo general de acuerdo al teorema de equivalencia de Engle y Granger (1987). Nuevamente, el ECM es estadísticamente significativo y tiene el signo y valor esperado por la teoría económica, (Engle y Granger, 1987).

$$\Delta(m-p)_t = .05\Delta(m-p)_t + 1.14\Delta y_t - 0.92\Delta y_{t-1} - .001\Delta R_t - .0005\Delta R_{t-1} - .53ecm_{t-1} \quad [18]$$

(.35) (3.17) (-2.30) (-1.23) (.46) (-4.11)

$$R^2 = .72$$

$$S.E. = .0612$$

$$RSS = .0751$$

$$\text{Correlación: LM}(1) F(1,19) = .74 [.398]$$

$$\text{Heteroscedasticidad: F}(1,24) = .54 [.468]$$

$$\text{Normalidad: X}^2(2) = .27 [.870]$$

$$\text{Período: 1972-1997}$$

$$N = 26$$

Una vez establecida la existencia de una relación de largo plazo entre las variables consideradas lo que permite disponer de estimadores superconsistentes, se procedió a estimar la ecuación [9] por variables instrumentales. El método de estimación es el propuesto por Pesaran y Smith (1990) que proporciona estimadores insesgados incluso en el caso donde los residuales no son ortogonales al conjunto de información, como puede ser el caso de la ecuación [9], en la medida en que las sorpresas quedaron incluidas en el término de error.

Asimismo, el coeficiente de determinación utilizado corresponde al propuesto por Pesaran y Smith (1994) ya que el coeficiente de determinación, normalmente reportado, puede estar sesgado como consecuencia del uso de variables instrumentales. Las pruebas de diagnóstico reportadas se obtuvieron de acuerdo a Pesaran y Taylor (1997) y Wickens (1982).

La evidencia empírica obtenida es favorable a la hipótesis del uso del dinero como acervo de amortiguamiento con expectativas hacia adelante para determinar a la demanda de saldos reales actuales. Los valores obtenidos de los coeficientes, son todos estadísticamente significativos e indican que la demanda de dinero tiene una respuesta positiva con respecto al ingreso esperado y negativa con respecto a la tasa de interés nominal esperada. Los valores puntuales indican que los agentes incorporan en sus ajustes presentes de tenencia de activos monetarios sus expectativas de ingreso y costos de oportunidad futuros pero que estos coeficientes son menores a los que se estiman normalmente para un ajuste en el tiempo t de todas las variables.

Esta diferencia se debe a la presencia de incertidumbre lo que hace que el ajuste sea en la dirección esperada aunque con menor intensidad a lo que sucede con los valores presentes ya que los agentes no tienen la certeza absoluta de lo que pasará en el tiempo $t+1$. Sin embargo, la elasticidad ingreso de equilibrio es 1.39 y la semielasticidad, a una tasa de interés de 10 por ciento, es -0.13 en la ecuación [16]. Estos valores son relativamente consistentes, aunque un poco mayores, a los obtenidos

para la solución de largo plazo en las ecuaciones [14] y [17] y además son también consistentes con trabajos anteriores, (Salas, 1998, Ortiz, 1982 y Galindo y Perrotini, 1996) sobre la demanda de m_2 .

El coeficiente de determinación indica un ajuste notablemente elevado y las pruebas de diagnóstico resultan satisfactorias ya que no existe evidencia de autocorrelación o heteroscedasticidad y los errores no rechazan la hipótesis de normalidad por lo que puede sostenerse que este modelo representa una aproximación adecuada del proceso generador de información, (Spanos, 1986).

$$(m-p)_t = -5.18 + .46y_{t+1} - .004R_{t+1} + .67(m-p)_{t-1} \quad [19]$$

(-2.55) (2.57) (-3.38) (4.01)

$$R^2 = .86$$

$$R^{2*} = .90$$

$$S.E = .0996$$

$$RSS = .2179$$

$$F(3,21) = 43.44 (.000)$$

$$\text{Valor del IV minimand} = .0000$$

$$\text{Correlación: LM}(1) \chi^2(1) = .008 [.977]$$

$$\text{Heteroscedasticidad: } \chi^2(1) = 0.07 [.788]$$

$$\text{Normalidad: } \chi^2(2) = .53 [.765]$$

$$\text{Período: 1972-1996}$$

$$N = 25$$

$$\text{Variables instrumentales: } (\beta_0, y_t, R_t, (m-p)_t)$$

De este modo, los resultados obtenidos indican que la demanda de dinero se utiliza como un acervo de amortiguamiento ante cambios bruscos en el ingreso o en los costos de oportunidad y que estos ajustes se realizan tomando como referencia valores esperados de estas variables. Esto implica que la política monetaria debe de tomar en cuenta la existencia de un colchón que los agentes pueden utilizar para retrasar sus ajustes

ante las medidas instrumentadas. Asimismo, en la medida en que los agentes incorporan en su comportamiento actual los valores esperados del ingreso y de los costos de oportunidad pueden existir ajustes que, en el corto plazo, contrarresten los efectos de la política monetaria. En este sentido, los efectos de las expectativas sobre el futuro deben ser también incorporadas en las medidas instrumentadas por el Banco Central para no perder eficiencia.

Asimismo en el caso donde el modelo de saldos de amortiguamiento con expectativas hacia adelante es válido ello explica, parcialmente, el éxito de los modelos de corrección de errores. En efecto, la ecuación [11] puede reparametrizarse, (Cuthbertson y Taylor, 1992) como:

$$\Delta(m-p)_t = (\lambda-1)(m-p)_{t-1} - \gamma' z_{t-1} + (1-\lambda)\sum(\lambda D)^i E_t \gamma' \Delta z_{t+i} + w_t \quad [19]$$

Esta ecuación expresa que el término de corrección de errores es común en el modelo de saldos de amortiguamiento y en el modelo de cointegración obtenido a través del proceso de lo general a lo específico. La diferencia es que el modelo de amortiguamiento incluye a Δz_{t+i} mientras que el modelo de corrección de errores incluye a Δz_{t-i} .

En ese sentido puede argumentarse que estos términos en ambos modelos juegan el mismo papel al ajustar al vector de cointegración con los cambios de corto plazo de las series. Este resultado permite también observar el papel que juega el vector de cointegración en la formación y ajuste de las expectativas. En efecto, un cambio, por ejemplo, en el ingreso que convierta a la serie de I(1) a I(2) sería completamente reconocido por los agentes cuando se empiecen a concentrar puntos fuera de lo establecido en el ECM y por tanto la propiedad de cointegración se debilite o rompa.

III. CONCLUSIONES Y COMENTARIOS GENERALES

Los resultados obtenidos indican que el modelo de saldos de amortiguamiento con expectativas hacia adelante caracteriza adecuadamente al comportamiento de la demanda de dinero en México y que por tanto el dinero se utiliza como un mecanismo para absorber *shocks* lo que permite a los agentes no realizar ajustes costosos en otras variables.

El modelo presentado indica que las variables esperadas de ingreso y costo de oportunidad son estadísticamente significativos para explicar a la demanda de dinero. Ello sugiere que los problemas de inestabilidad de funciones de demanda más convencionales puede originarse en la exclusión de factores potencialmente importantes como son los valores esperados.

El modelo de demanda de dinero de saldos de amortiguamiento presentado proporciona evidencia empírica en favor de la existencia de un efecto de balance y por tanto del mecanismo de transmisión de la política monetaria y de la existencia de expectativas y rezagos en los procesos de ajuste. Paradójicamente entonces, la inestabilidad de la función de demanda de dinero como consecuencia de la existencia de un modelo de amortiguamiento sugiere que es posible utilizar políticas de agregados monetarios en el mediano plazo, (Swamy, 1989). Sin embargo, para ello debe considerarse que la evidencia disponible indica que los agregados monetarios responden en el presente a eventos anticipados. De este modo, la instrumentación de la política monetaria debe contemplar que el dinero es voluntariamente retenido y que después se disipa en un ajuste lento asociado al efecto de balance real. Esto puede implicar cierta inestabilidad temporal de la demanda de dinero aunque existe un comportamiento estable en el largo plazo dado por el vector de cointegración.

Finalmente debe mencionarse el uso de las tenencias de dinero como mecanismos de amortiguamiento es incentivada en México por la existencia de un mercado de crédito imperfecto que hace muy costoso equivocar las predicciones sobre los activos monetarios necesarios.

BIBLIOGRAFÍA

- Cuthberston, K. y M. Taylor (1987a), "Buffer stock money: an appraisal", en *The operation and regulation of financial markets*, C. A. E. Goodhart, D. Currie y D. T. Llewelyn (eds.), London Macmillan.
- , (1987b) "The demand for money: A dynamic rational expectations model", en *Economic Journal*, 97, pp. 65- 76.
- , (1992), "A comparison of the rational expectations and the general-to-especific approaches to modelling the demand for M1", en *Manchester School*, vol. LX, núm. 1, pp. 1-22.
- Dickey, D. y A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root", en *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation estimation and testing", en *Econometrica*, vol. 55, núm. 23, pp. 251-276.
- Galindo, L. M. e I. Perrotini (1996), "La demanda de dinero en México, 1980-94", en *Monetaria*, vol. XIX, núm. 4, octubre-diciembre, pp. 347-362.
- Goodfriend, Marvin (1990), Comments on "money demand, expectations and the forward-looking model", en *Journal of Policy Modeling*, 12(2), pp. 317-322.
- Goodhart, C. A. E. (1975), *Money, information and uncertainty*, Macmillan Press, Londres.
- Judd, J. P. y T. Scadding (1982), "The search for a stable demand for money function", en *Journal of Economic Literature*, 20(3), pp. 993-1023.
- Judge, George, G., W. E. Griffiths, R. Carter y Helmut Lutkepohl y Tsoung-Chao Lee (1995), *The theory and practice of econometrics*, John Wiley and Sons.
- Laidler, D. E. W. (1983), "The buffer stock notion in monetary economics", en *Economic Journal*, Supplement, vol. 94, pp. 17-33.

- , (1985), *The demand for money: theories, evidence and problems*, New York, Harper and Row.
- Mizen, P. (1992), "Should buffer stock theorists be broad or narrow minded? Some answers form aggregate U.K. data: 1996-1989", en *Manchester School*, 60(4), pp. 403-418.
- , (1995), "Modelling the demand for money in the industrial and commercial companies sector in the United Kingdom", en *Journal of Policy Modeling*, 18(4), pp. 445-467.
- Ortiz, G. (1982), "La demanda de dinero en México: primeras estimaciones", en *Monetaria*, vol. 5, núm. 1, enero-marzo, pp. 37-82.
- Pesaran, H. y B. Pesaran (1997), *Microfit 4*, Camfit data limited.
- Pesaran, M. H. y Y. Shin (1995), "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis", en *Departamento de economía aplicada*, Universidad de Cambridge.
- , (1996), "Cointegration and the speed of convergence to equilibrium", en *Journal of Econometrics*, 71, pp. 117-143.
- Pesaran, M. H. y R. J. Smith (1990), "A unified approach to estimation and orthogonality tests in linear single equation econometric models", en *Journal of Econometrics*, 44, pp. 41-66.
- , (1994), "A generalized R^2 criterion for regression models estimated by the instrumental variables method", en *Econometrica*, 62, pp. 705-710.
- Pesaran, M. H. y L. W. Taylor (1997), "Diagnostics for IV regressions", en *Documento de trabajo*, núm. 9709, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Cambridge.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", en *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Salas, J. (1988), "Estimaciones y pronósticos de la demanda de activos financieros en Mexico", en *Monetaria*, vol. 11, núm. 1, enero-marzo, pp. 67-87.
- Sargent, T. (1979), *Macroeconomics*, New York, John Wiley.

- Stock, J.H. (1984), "Asymptotic properties of a least squares estimation of cointegration vectors", en *Econometrica*, 55, pp. 1035-1056.
- Spanos, A. (1986), *Statistical foundations of econometric modelling*, Cambridge University Press.
- Swamy, P.A.V.B. (1989), "Modeling buffer stock money: an appraisal", en *Journal of Policy Modeling*, 11(4), pp. 593-612.
- White, H. (1980), "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", en *Econometrica*, 48, pp. 817-838.
- Wickens, M.R. (1982), "The efficient estimation of econometric models with rational expectations", en *Review of Economic Studies*, 49, pp. 55-67.