

ALGUNOS RESULTADOS SOBRE LA DEMANDA DE DINERO EN LA ARGENTINA

Por Tomás José Teodoro Baliño (*)

I. INTRODUCCION

El propósito de este trabajo es presentar algunos resultados sobre la estimación de la demanda de dinero a nivel trimestral para la Argentina durante el período que va del primer trimestre de 1968 al segundo trimestre de 1975.

La Carta Orgánica del Banco Central acuerda a éste, entre otras, la responsabilidad de regular los medios de pago. Resulta de interés entonces contar con elementos de juicio que permitan una adecuada correspondencia entre la oferta y la demanda de activos monetarios. En este sentido resulta útil contar con una estimación de la demanda de dinero que pueda ser un instrumento para la formulación del programa monetario.

Un antecedente de este trabajo son los intentos de estimación a nivel anual para el período 1950-74 que se llevaron a cabo en este Centro. Si bien algunas de estas estimaciones dieron resultados aceptables, resultaron muy sensibles a la inclusión o exclusión de observaciones y también mostraban que el público modificaba sus expectativas acerca de la inflación (una de las variables explicativas más importantes) muy lentamente.

(*) Centro de Estudios Monetarios y Bancarios.

Pruebas efectuadas con un método de estimación con parámetros variables en el tiempo indicaban que habrían existido cambios en los coeficientes de regresión a lo largo del período analizado.

También es importante la aparición de nuevos instrumentos financieros, favorecidos por el desarrollo de los intermediarios no bancarios, y más recientemente con la aparición de valores con cláusula de ajuste.

Todo esto sugiere que una función de demanda de dinero que incluya un número manejable de variables, presentará problemas al estimársela para un lapso tan prolongado, ya que incluirá observaciones de más de una estructura. Ello es particularmente importante cuando el propósito, más que explicar el comportamiento pasado de la variable, es proveer un instrumento para el análisis monetario de corto plazo.

Para fines de predicción, si bien una sola extrapolación de una función anual abarca un horizonte más amplio que una trimestral, esta última permite incorporar información más reciente y seguir la evolución coyuntural más de cerca.

II. ASPECTOS CONCEPTUALES

1. Un primer problema a decidir es el grado de agregación de los activos monetarios. Esto ha sido analizado en numerosos estudios. Algunos autores entienden que la cuestión debe decidirse en base a ciertas características o funciones que deben corresponder a los activos que integran la categoría dinero. La segunda línea prefiere utilizar consideraciones empíricas para decidir qué activos tomar. Esta divergencia de enfoque puede sintetizarse -como lo han hecho algunos de sus autores 1/- en que los primeros tratan de descubrir algo preexistente, en tanto que los segundos tratan de construir un agregado que sea la contrapartida empírica de conceptos teóricos útiles para analizar el comportamiento de una economía, en forma comparable a otras definiciones tales como "in-

versión" o "consumo" de uso corriente en la literatura económica.

Desde el punto de vista de la estimación existen argumentos a favor y en contra de la agregación de activos. Una mayor agregación tiende a dar funciones más estables, al reducir el problema de la sustitución entre los activos incluidos y los excluidos en el agregado. Pero por otro lado la agregación puede causar problemas al restringir los parámetros a ser iguales para los distintos activos y además pueden existir variables que afectan a algunos activos pero no a otros.

2. En la literatura económica se han analizado las razones más importantes para la decisión del público de tener dinero. Una de ellas es la demanda de dinero para transacciones, que analiza el problema de los saldos monetarios del público como un problema de minimización del costo de efectuar transacciones. Bajo ciertos supuestos sobre la distribución de los ingresos y egresos de dinero y conociendo los costos de pasar de bonos a dinero, así como la tasa de interés, se llega a la fórmula conocida

$$(1) \frac{M^d}{P} = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{2bT}{r}}$$

donde b es el costo real de convertir bonos en dinero, r la tasa de interés por período y T el valor real del ingreso del agente económico, igual al valor de sus transacciones durante el período. Esta formulación implica valores preestablecidos para las elasticidades de los saldos monetarios reales respecto a la tasa de interés ($-1/2$), los costos de cambiar bonos por dinero ($1/2$) y respecto al volumen de las transacciones ($1/2$). Para probar esta formulación se puede tratar de estimar empíricamente esas elasticidades y confrontarlas con esas predicciones.

Otras teorías son más flexibles, ya que no restringen los valores de las elasticidades como hacen los modelos de demanda para transacciones del tipo de los citados. Con variada fundamentación teórica (demanda especulativa, la más general de asignar utilidad al dinero, etc.)

presentan modelos que pueden encuadrarse dentro de la teoría de composición óptima de cartera.

Las ecuaciones estimadas en este trabajo responden a este último esquema teórico, aunque naturalmente también arrojan luz sobre la verificación empírica del modelo de transacciones.

De acuerdo con la teoría de distribución de la cartera, una formulación natural que surge es:

$$(2) \quad \frac{A_{is}^d}{P} = f_s (R_s, T_{is}, T_{js})$$

donde,

$\frac{A_{is}^d}{P}$: es la cantidad real demandada del activo monetario i para el individuo s .

R_s : es la riqueza del individuo s .

T_{is} : el rendimiento neto del activo en términos reales tal como lo percibe el individuo s , definido como tasa.

T_{js} : es un vector que representa los rendimientos netos en términos reales de los activos que son complementos o sustitutos del activo i , también de acuerdo con la percepción del individuo s , definido como tasa.

Claramente, una teoría de cartera óptima incluiría también la contribución al riesgo total de la cartera que se origina en un aumento de las tenencias de cada activo; en nuestro trabajo así como en la bibliografía consultada no se incluye este factor "riesgo" excepto en cuanto puede estar representado por los rendimientos de cada activo. Este elemento de riesgo, puede ser importante por ejemplo cuando la tasa de inflación varía en forma difícil de predecir.

La ecuación (2) es para un agente económico dado. Su agregación plantea problemas serios. Basta

señalar las diferencias en las funciones de utilidad de los individuos en cuanto a rendimiento y riesgo, diferencias en información y su evaluación que pueden dar lugar a que dos individuos cualesquiera perciban distintas esperanzas de rendimiento y distinto riesgo para un mismo activo en un momento dado; estos son solo ejemplos de una lista que podría extenderse considerablemente. No obstante, la experiencia acumulada en la materia permite esperar buenos resultados para funciones agrega-

das; tendríamos entonces (2') $\frac{A_i}{P} = f(R, T_i, T_j)$ donde

las variables tienen el mismo significado a nivel agregado que las incluidas en (2); en particular las variables de rendimiento se refieren a los valores esperados por el conjunto de los agentes económicos.

Los datos que requiere esta formulación presentan dificultades. Estimar el stock de riqueza no es fácil y menos aún si en él se incluye no solo la riqueza física sino también el capital humano. Por ello, hemos seguido el procedimiento usual y utilizamos como variable sustituta el producto bruto interno (Y) 2/.

La definición de los rendimientos (T_i, T_j) presenta otro tipo de problemas. Teóricamente esas variables deberían representar los rendimientos pecuniarios y no pecuniarios de cada activo neto del costo de mantener tales activos. Obviamente resulta difícil poder computar los rendimientos no pecuniarios, a pesar de ser su existencia lo que racionaliza las tenencias de activos, tales como circulante y depósitos a la vista, cuyo rendimiento pecuniario -aun sin tener en cuenta los costos de poseer tales activos- es igual a cero.

Una salida de esta dificultad es suponer que los rendimientos no pecuniarios son constantes a través del tiempo y que en consecuencia la variación del rendimiento neto se origina en la variación del costo de mantener esos saldos originada en cambios en la tasa de inflación, que pasa así a ser una de las variables explicativas a

considerar. Para los depósitos a interés tenemos su rendimiento en términos reales $(\frac{i - \pi}{1 + \pi})$, en forma discreta, o $(i - \pi)$ en forma continua, donde i es la tasa nominal de interés del activo.

El rendimiento de activos alternativos a los monetarios (T_j) también presenta problemas. Estudios hechos para otros países toman tasas de interés de los mercados financieros no bancarios (por ejemplo la tasa de pagarés comerciales, rendimiento de bonos, etc.). Lamentablemente no es fácil hallar en nuestro país una serie suficientemente extensa de la tasa de interés de algún activo sustituto de los activos monetarios; los "Valores Nacionales Ajustables" podrían en el futuro proveer una tasa de rendimiento suficientemente representativa, pero por ahora la serie respectiva contiene muy pocas observaciones.

III. ESPECIFICACION DE LAS FUNCIONES ESTIMADAS

Los stocks deseados -estimados como proporción del ingreso trimestral- se plantearon primero de la siguiente forma, que implica una elasticidad ingreso igual a uno, tanto en el corto como en el largo plazo.

$$(3) \quad \frac{M_1^d}{P} / Y = a + b \left(\frac{-\pi^e}{1 + \pi^e} \right) + \mu_t$$

$$(4) \quad \frac{D^d}{P} / Y = a + b \left(\frac{t_D - \pi^e}{1 + \pi^e} \right) + \mu_t$$

$$(5) \quad \left(\frac{D + VNA}{P} \right)^d = a + b \left(\frac{t_{D+VNA} - \pi^e}{1 + \pi^e} \right) + \mu_t$$

donde,

π^e : expectativas de inflación (expresada en tanto por uno).

t_D : tasa pasiva promedio de interés de los depósitos bancarios sujetos a interés (expresada en tanto por uno).

t_{D+VNA} : tasa pasiva promedio de interés de los depósitos bancarios sujetos a interés y de los Valores Nacionales Ajustables.

La variable dependiente se definió en valores naturales y logarítmicos.

Para obtener las expectativas de inflación (π^e), se utilizó el modelo de adaptación de expectativas.

$$(6) \quad \pi_t^e - \pi_{t-1}^e = \lambda (\pi_t - \pi_{t-1}^e),$$

es decir

$$(7) \quad \pi_t^e = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i \pi_{t-i};$$

donde

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$$

Nuestras ecuaciones combinan un modelo de adaptación de expectativas para la tasa de inflación con uno de ajuste parcial de los stocks a los niveles deseados. En la especificación presente, las tenencias reales de M_1 se supone se ajustan del siguiente modo:

$$\left(\frac{M_1}{P} / Y\right)_t - \left(\frac{M_1}{P} / Y\right)_{t-1} = c \left[\left(\frac{M_1^d}{P} / Y\right)_t - \left(\frac{M_1}{P} / Y\right)_{t-1} \right]$$

Luego se puede reemplazar $\frac{M_1^d}{P} / Y$ por su respectiva función y en ésta se introduce la función de adaptación de expectativas de inflación, obteniéndose:

$$\begin{aligned} \left(\frac{M_1}{P} / Y\right)_t &= c b \left[\lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i \pi_{t-i} \right] + \\ &+ (1 - c) \left(\frac{M_1}{P}\right)_{t-1} + c a + c \mu_t \end{aligned}$$

Un desarrollo análogo puede hacerse con los restantes activos.

Para su estimación, una posibilidad es aplicar la transformación de Koyck y estimar una ecuación de la forma:

$$\begin{aligned} (8) \quad \frac{M_1}{P} / Y &= \left[(1 - \lambda) + (1 - c) \right] \left(\frac{M_1}{P} / Y\right)_{-1} - \\ &- \left[(1 - \lambda) (1 - c) \left(\frac{M_1}{P} / Y\right)_{-2} + c \lambda b \pi \right] + \\ &+ c \left[\mu_t - (1 - \lambda) \mu_{t-1} \right] \end{aligned}$$

La estimación de esta forma plantea el problema de identificación de los parámetros de la ecuación original y de consistencia de los estimadores. Como alternativa más simple se eligió, según el procedimiento de Cagan 3/ y Diz 4/ entre otros, ir asignando valores a λ y tomar aquel que minimiza el error típico de estimación.

En definitiva las ecuaciones estimadas fueron:

$$(9) \quad \frac{M_1}{P} / Y = c a + c b \left(\frac{-\pi e}{1 + \pi e}\right) + (1 - c) \left(\frac{M_1}{P} / Y\right)_{-1}$$

$$(10) \quad \frac{D}{P} / Y = c a + c b \left(\frac{t_D - \pi e}{1 + \pi e}\right) + (1 - c) \left(\frac{D}{P} / Y\right)_{-1}$$

$$(11) \quad \frac{D + VNA}{P} / Y = c a + c b \left(\frac{\tau_{D+VNA} - \pi^e}{1 + \pi^e} \right) + \\ + (1 - c) \left(\frac{D+VNA}{P} / Y \right)_{-1}$$

El coeficiente $c b$ representa el efecto de corto plazo de una variación de la tasa real de interés sobre el coeficiente de liquidez; b representa el efecto de largo plazo.

Descripción de las series $\left(\frac{M_1}{P} / Y \right)$, $\left(\frac{D}{P} / Y \right)$ y $\left(\frac{D + VNA}{P} / Y \right)$.

El cuadro siguiente proporciona algunas características de las series:

	$\frac{M_1}{P} / Y$	$\frac{D}{P} / Y$	$\frac{D + VNA}{P} / Y$
Media	0,131	0,093	0,094
Desvío	0,023	0,014	0,014
Valor mínimo $\frac{1}{2}$	0,088 (III 1972)	0,064 (II 1973)	0,068 (II 1973)
Valor máximo $\frac{1}{2}$	0,167 (I 1969)	0,112 (I 1974)	0,115 (III 1974)

$\frac{1}{2}$ - Valores no desestacionalizados.

IV. RESULTADOS OBTENIDOS

Se han obtenido los resultados que se describen a continuación:

a) Para $\frac{M_1}{P} / Y$

La regresión con datos desde el segundo trimestre de 1968 al mismo período de 1975 arrojó el siguiente resultado, para un coeficiente de ajuste de expectativas

trimestral para $\pi^e = a 0,4$ que equivale a un ajuste de expectativas anual del 87%.

$$(12) \quad \frac{M_1}{P} / Y = 0,0688 + 0,2317 \left(\frac{-\pi^e}{1+\pi^e} \right) + 0,5895 \left(\frac{M_1}{P} / Y \right)_{-1}$$

(5,36) (5,59) (7,25)

$$R_c^2 = 0,894$$

Error típico de estimación = 0,0077

Error relativo = 5,9%

h = 0,254

El estadístico h corresponde al test de Durbin para probar si existe autocorrelación en regresiones con la variable dependiente rezagada 5/.

El efecto de corto plazo de una variación de la tasa real sobre $\frac{M_1}{P} / Y$ es igual a 0,2317 y el de largo plazo es de 0,5644. La elasticidad puntual para el segundo trimestre de 1975 es de 0,35 en el corto plazo, y en el largo de 0,85.

El valor de c, es decir la velocidad de ajuste al coeficiente de liquidez deseado es de 0,4105 lo que lleva a que en un año se llegue a un 87,9% del ajuste.

Conviene señalar que velocidades de ajuste de expectativas y del coeficiente de liquidez al nivel deseado que resultan del procedimiento elegido, no son totalmente independientes. En general una mayor velocidad de ajuste de expectativas tiende a compensarse con un menor coeficiente de ajuste de stocks. Por eso, resulta útil ver el efecto combinado de ambos mecanismos de ajuste cuando cambia la tasa de inflación observada. Supongamos por ejemplo que partimos de una situación de equilibrio de largo plazo con un nivel de inflación igual a cero y que ésta pasa a una tasa trimestral del 1%. En el primer período la tasa de inflación esperada pasaría a ser, para $\lambda = 0,4$ del 0,4% y la tasa real de interés esperada para M_1 , se-

ría de - 0,38%. El coeficiente de liquidez se reduciría en 0,0009. En el largo plazo, de mantenerse el ritmo inflacionario al 1% trimestral, la tasa real esperada será de casi el -1% y la reducción en el coeficiente de liquidez será de 0,0056.

Puede verse también que una tasa de inflación esperada igual a cero se traduciría en el largo plazo en un coeficiente de liquidez igual a 0,1676, valor bastante superior al registrado en los últimos años.

El coeficiente de liquidez para M_1 se computó también con otras formas funcionales.

La formulación logarítmica de la variable dependiente:

$$(13) \quad \text{Ln} \left(\frac{M_1}{P} / Y \right) = c a + c b \left(\frac{-\pi e}{1+\pi} \right) + \\ + (1 - c) \text{Ln} \left(\frac{M_1}{P} / Y \right)_{-1}$$

volvió a indicar un coeficiente de adaptación de expectativas $\lambda = 0,4$ como el que mejor ajustaba la función. Se obtuvo así:

$$(14) \quad \text{Ln} \left(\frac{M_1}{P} / Y \right) = -0,6641 + 1,8117 \cdot \left(\frac{-\pi e}{1+\pi} \right) + \\ (-4,53) \quad (5,51)$$

$$+ 0,6189 \text{Ln} \left(\frac{M_1}{P} / Y \right)_{-1} \\ (7,95)$$

$$R_c^2 = 0,8974$$

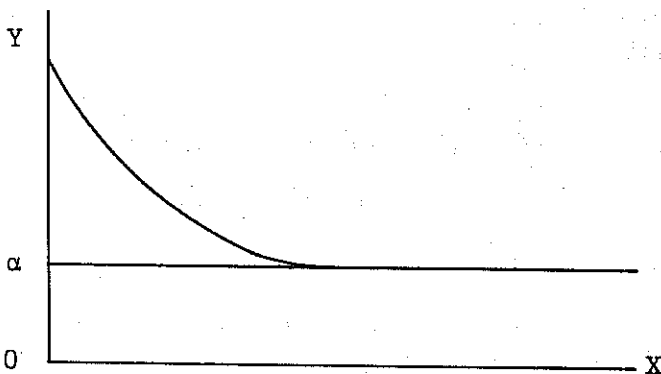
Error típico de estimación = 0,0625

$$h = 0,32$$

Aquí, un aumento de un punto en la tasa real de rendimiento de M_1 , causa un aumento de 1,8117% en el coeficiente de liquidez en el corto plazo y del 4,75% en el largo plazo. La elasticidad respectiva era en el II trimestre de 1975 de 0,3070 en valor absoluto. El coeficiente c es de 0,3811, lo que hace que en un año el ajuste alcance al 85,3%.

En esta especificación, un aumento de un punto de la tasa de inflación observada con $\lambda = 0,4$ elegido significa que, en el corto plazo, partiendo de una tasa de inflación esperada igual a 0, el coeficiente de liquidez cae en 0,0072% y en el largo plazo cuando la tasa esperada de inflación llega al 1%, el coeficiente de liquidez cae en 0,0475%.

La otra forma funcional probada fue la función inversa. Esta forma funcional representada por $Y = \alpha + \beta \frac{1}{X}$ donde Y es el coeficiente de liquidez y X el costo de mantener esos saldos (representado en nuestro caso por $(\frac{\pi}{1 + \pi})$) se representa en el gráfico siguiente:



Dejando de lado el tramo superior de la curva, la función inversa al hacer asintótico el coeficiente de liquidez a α , permite hacer pruebas sobre si existe algún

"piso" para los saldos reales que reduzca sensiblemente la elasticidad de los mismos ante aumentos en el costo de mantenerlos.

La función que se estimó arrojó el siguiente resultado para $\lambda = 0,6$

$$(15) \quad \frac{M_1}{P} / Y = 0,0252 + 0,0001 \left(\frac{1+\pi^e}{\pi^e} \right) + 0,7617 \left(\frac{M_1}{P} / Y \right)_{-1}$$

(2,34) (3,34) (8,95)

$$R_c^2 = 0,8361$$

Error típico de estimación = 0,0096

Error relativo = 7,3%

h = 1,52

Aquí, el efecto de corto plazo de un aumento de un punto en el costo esperado de mantener saldos reales implica una caída del coeficiente de liquidez de $-0,0001 \left(\frac{1+\pi}{\pi} \right)^2$. Como puede verse, esta función tiene peores resultados estadísticos que la regresión con la variable dependiente en forma lineal.

Ello indicaría que los datos incluidos en la muestra no justifican una función con un "piso" como el postulado, sin perjuicio de que tasas de inflación mayores puedan hacer recomendable esta especificación.

b) $\frac{D}{P} / Y$

Para esta variable, la velocidad de ajuste de expectativas que dio un mejor ajuste fue $\lambda = 0,7$. La regresión da el siguiente resultado:

$$(16) \quad \frac{D}{P} / Y = 0,0234 + 0,1315 \left(\frac{t_D - \pi^e}{1 + \pi^e} \right) + 0,8016 \left(\frac{D}{P} / Y \right)_{-1}$$

(3,85) (7,61) (12,51)

$$R_c^2 = 0,8915$$

Error típico de estimación = 0,0049

Error relativo = 5,3%

h = 0,44

El efecto de corto plazo de una variación de la tasa real de interés sobre $\frac{D}{P} / Y$ es igual a 0,1315 y el de largo plazo es 0,6628, en tanto que la velocidad de ajuste parcial es 0,1984. La estimación puntual de la elasticidad de corto plazo para el II trimestre 1975 es de 0,330 y de 1,663 en el largo plazo, ambas en valor absoluto.

Al probarse esta ecuación con la variable dependiente definida en logaritmos, se obtuvo el siguiente resultado para $\lambda = 0,7$

$$(17) \ln \left(\frac{D}{P} / Y \right) = -0,4178 + 1,5194 \left(\frac{t_D - \pi^e}{1 + \pi^e} \right) +$$

$$(-2,75) \quad (7,78)$$

$$+ 0,8014 \ln \left(\frac{D}{P} / Y \right)_{-1}$$

$$(12,65)$$

$$R_c^2 = 0,8948$$

Error típico de estimación = 0,0554

h = 0,63

Es decir, que un aumento de un punto en la tasa real de interés aumenta el coeficiente $\frac{D}{P} / Y$ en 1,519% en el corto plazo y en 7,65% en el largo plazo; el coeficiente de ajuste parcial de stock es de 0,1986, muy similar al de la forma lineal.

$$c) \frac{D + VNA}{P} / Y$$

En esta definición del coeficiente de liquidez, es-

tán incorporados además de los depósitos bancarios a interés las tenencias de "Valores Nacionales Ajustables" en poder del sector privado a partir del I trimestre de 1973 y valuados de acuerdo con su cotización.

La regresión con datos desde el II trimestre de 1968 hasta el II trimestre de 1975 arroja los siguientes resultados para un coeficiente de ajuste de expectativas de 0,7.

$$(18) \frac{D+VNA}{P} / Y = 0,0221 + 0,1248 \left(\frac{t_{D+VNA}^{-\pi^e}}{1+\pi^e} \right) +$$

(3,51) (6,43)

$$+ 0,8151 \left(\frac{D+VNA}{P} / Y \right)_{-1}$$

(12,33)

$$R_c^2 = 0,8782$$

Error típico de estimación = 0,0052

Error relativo = 5,59%

h = 0,33

El efecto de corto plazo de una variación en la tasa real de interés sobre $\frac{D+VNA}{P} / Y$ es igual a 0,1248 y el de largo plazo es igual a 0,6750.

Los resultados obtenidos no difieren de los del punto anterior, por lo que no hemos probado otras formas funcionales para este caso; debe observarse que en la medida que aumenta la participación de los "Valores Nacionales Ajustables" en el total, se eleva significativamente la tasa real esperada de interés ya que estos otorgan un rendimiento real positivo aproximadamente igual al 2%.

Pruebas sin restricción de elasticidad ingreso.

Las formulaciones precedentes, en términos de "k",

la inversa de la velocidad, fueron hechas dado que el coeficiente de liquidez "k" es utilizado frecuentemente en discusiones de política económica. Sin embargo impone la restricción de que la demanda de dinero tenga elasticidad unitaria respecto al ingreso. Por ello, puede ser interesante estimar funciones que no impongan esa restricción. De ello nos ocupamos a continuación:

Para $\frac{M_1}{P}$ se estimó la siguiente ecuación, para un $\lambda = 0,6$

$$(19) \frac{M_1}{P} = -242,2224 + 3147,6321 \left(\frac{-\pi^e}{1+\pi} \right) + 0,0554 Y +$$

$$(-1,78) \quad (10,96) \quad (6,25)$$

$$+ 0,7944 \left(\frac{M_1}{P} \right)_{-1}$$

$$(21,68)$$

$$R_c^2 = 0,9653$$

Error típico de estimación = 63,73

Error relativo = 3%

$h = 0$

El efecto de corto plazo de un aumento de un punto en la tasa real de rendimiento es de 3.148 miles de pesos (a valores constantes del año 1960) y el de largo plazo de 15.310 miles de pesos de 1960. Para el II trimestre de 1975 la respectiva elasticidad punto de corto plazo era de 0,29 y la de largo plazo de 1,32. El coeficiente c también tiene un valor alto, ya que 0,21 de la discrepancia entre el stock deseado y el observado se ajusta en un trimestre.

La elasticidad ingreso de corto plazo resultó muy inferior a 1, ya que alcanzó un valor puntual máximo en el período muestral de 0,62 y uno mínimo de 0,33. En cambio, la de largo plazo mostró valores muy altos, el máximo de 2,95 y el mínimo de 1,57.

Para $\frac{D}{P}$ la ecuación estimada, con $\lambda = 0,7$ fue:

$$(20) \frac{D}{P} = -269,6483 + 2696,5760 \left(\frac{t_D - \pi^e}{1 + \pi^e} \right) + 0,0391 Y +$$

$$(-3,01) \quad (14,67) \quad (5,99)$$

$$+ 0,8330 \left(\frac{D}{P} \right)_{-1}$$

$$(24,53)$$

$$R_c^2 = 0,9750$$

Error típico de estimación = 45,02

Error relativo = 3%

h = 2,51

Es decir que un aumento de un punto en la tasa real lleva a un incremento de 2696,6 miles de pesos (valores constantes de 1960) en los depósitos a plazo en el corto plazo, efecto que se eleva a 16.148 miles en el largo plazo. La elasticidad punto respecto al rendimiento de estos activos era de 0,35 en el corto plazo y de 2,06 en el largo plazo en el segundo trimestre de 1975.

La mayor elasticidad ingreso registrada en el período fue de 0,63 para el corto plazo y de 3,71 en el largo plazo, siendo las mínimas de 0,36 y 2,12 respectivamente.

También se probaron algunas especificaciones logarítmicas que dieron estos resultados:

a) Para $\frac{M_1}{P}$, siendo el λ elegido 0,7:

$$(21) \ln \left(\frac{M_1}{P} \right) = -2,4938 + 1,3889 \left(\frac{-\pi^e}{1 + \pi^e} \right) + 0,3977 \ln Y +$$

$$(-3,62) \quad (10,41) \quad (5,64)$$

$$+ 0,8352 \ln \left(\frac{M_1}{P} \right)_{-1}$$

$$(22,92)$$

$$R_c^2 = 0,9640$$

Error típico de estimación = 0,032

h = 0,917

Aquí por cada punto que suba la tasa real de M_1 , su stock real aumenta en 1,39% en el corto plazo y en 8,43% en el largo plazo. La elasticidad respecto al ingreso es de 0,40 en el corto plazo y de 2,41 en el largo plazo. El ajuste de las tenencias observadas a las deseadas es también rápido, ya que c es igual a 0,1648, siendo el ajuste total de un año igual a 0,59.

b) Para $\frac{D}{P}$ se obtuvo, con $\lambda = 0,8$

$$(22) \text{Ln} \left(\frac{D}{P} \right) = -2,2603 + 1,6377 \left(\frac{t_D^{-\pi^e}}{1+\pi^e} \right) + 0,3445 \text{Ln } Y +$$

$$\begin{matrix} (-4,91) & (18,34) & (6,48) \\ & & \\ & + 0,8625 \text{Ln} \left(\frac{D}{P} \right)_{-1} \\ & (32,99) \end{matrix}$$

$$R_c^2 = 0,9839$$

Error típico de estimación = 0,0233

h = 1,028

En esta ecuación, por un punto de aumento de la tasa real de D, los depósitos en términos reales aumentan en 1,64% en el corto plazo y en 12% en el largo plazo. La elasticidad respecto al ingreso pasa de 0,34 en el corto plazo a 2,50 en el largo plazo. El coeficiente de ajuste (c) es de 0,1375, lo que hace que en un año el ajuste total alcance a un 46,4% de la disparidad inicial.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos, si bien permiten llegar a

algunas conclusiones que pueden ser interesantes, dejan aún muchos puntos que cabrían ser investigados.

Un problema que merece una mayor atención es el de estacionalidad, ya que las series utilizadas no han sido desestacionalizadas. Hemos procurado resolver el problema mediante la utilización de variables correctivas pero los resultados obtenidos no fueron satisfactorios. Si bien los valores "t" de los coeficientes de las variables correctivas indican la presencia de estacionalidad, aparecieron serios problemas de autocorrelación en los residuos. Una dificultad similar se presentó cuando se utilizaron series de PBI y activos monetarios desestacionalizados mediante el método de promedios móviles. Para solucionar esto, podría buscarse algún otro método para eliminar la estacionalidad o bien reducir la autocorrelación de los errores mediante el método de Cochrane -Orcutt u otro similar. No obstante, puede señalarse que los resultados obtenidos hasta el presente con las series desestacionalizadas no han mostrado mayores cambios en los parámetros respecto a los estimados con las series originales.

Como se señaló anteriormente, un primer problema a resolver en estas estimaciones es qué activos se han de incluir y cómo se deben agregar.

En este sentido la importante participación que han alcanzado los Valores Nacionales Ajustables, sugiere que en el futuro deberá considerarse la conveniencia de su inclusión.

Una extensión natural del trabajo es ver el poder predictivo de las ecuaciones consideradas mediante simulación, tal como aparece por ejemplo en Goldfeld 6/. Ello puede también arrojar luz sobre el grado de agregación deseable para poder predecir mejor los movimientos de los agregados monetarios.

Otro campo digno de exploración es el método para incorporar las expectativas inflacionarias dentro del modelo. Una posibilidad en este sentido es utilizar, cuando exista una serie suficientemente confiable y extensa,

las expectativas reflejadas en transacciones en los mercados de valores para operaciones de futuro.

Una última aclaración se refiere a los supuestos sobre equilibrio empleados en el análisis. En nuestro trabajo, en el mercado monetario se admite desequilibrio de stocks, lo que da lugar al mecanismo de ajuste parcial, pero se postula que existe equilibrio en los flujos. Un segundo problema se refiere al equilibrio en los restantes mercados. Existe una creciente literatura económica sobre cambios que introduce en el análisis la existencia de desequilibrio en uno o varios mercados, motivados por transacciones efectuadas a precios que no son de equilibrio. Además de problemas importantes desde un punto de vista teórico, surgen dificultades en la estimación de las funciones que recién están siendo tratadas en la literatura. Una consecuencia que puede surgir es que al transferir los desequilibrios de un mercado a otro se altere el sentido de la respuesta de un mercado ante cambios en una variable; gráficamente esto se traduciría en un cambio en la pendiente de las curvas. En nuestro caso, el hecho de que las funciones estimadas muestren los signos esperados parecería indicar que en el período considerado los efectos "perversos" que pudieron introducir los desequilibrios en otros mercados no han tenido importancia suficiente para cambiar el sentido de la reacción de las tenencias reales de dinero ante cambios en variables explicativas aquí consideradas. No obstante, es este un problema que conviene tener muy en cuenta, ya que es notorio que en nuestro país muchos precios presentan rigideces de tipo institucional. Un caso es el de las tasas de interés fijadas por el Banco Central.

A pesar de todas estas posibilidades de mejoras, las funciones simples que hemos estimado permiten llegar a algunas conclusiones tentativas:

1. El rendimiento propio de cada activo es una variable estadísticamente significativa y presenta el signo correcto en todos los casos.
2. El proceso de ajuste a través del cambio en las expectativas y del ajuste parcial de stocks ante un

cambio en la variable exógena es relativamente rápido.

3. La elasticidad de largo plazo de los depósitos a interés respecto del rendimiento es en casi todos los casos mayor que la de $\frac{M_1}{P}$; en el corto plazo los resultados no son claros. Una posible racionalización de la mayor elasticidad de rendimiento de los depósitos a interés en el largo plazo es que parte de su demanda responde a motivos de inversión, para lo que existen sustitutos más cercanos que para los activos que integran M_1 que presumiblemente son tenidos en su mayor parte por el motivo transacciones.
4. Se observó en el período muestral una mayor elasticidad ingreso de largo plazo para los depósitos a plazo que para M_1 . Esto es consistente con una racionalización similar a la del punto anterior. La evidencia sobre elasticidad de corto plazo no permitiría descartar un esquema similar a la demanda por el motivo transacción en que la elasticidad ingreso es de 0,5.
5. El supuesto implícito en la estimación de las funciones como las inversas de las respectivas velocidades, que hace la elasticidad ingreso de corto y largo plazo iguales a uno, no parece muy plausible dada la fuerte discrepancia entre ambas que se observó en las estimaciones en que se abandonó esa restricción.

1/ Friedman, M. y Schwartz, A. "Monetary Statistics of the United States".

2/ Una variable sustituta más adecuada puede ser el ingreso permanente; sin embargo, no se trabajó con esta posibilidad ya que su inclusión junto a la variable esperada para la tasa de inflación y el modelo de ajuste parcial del stock de dinero al nivel deseado complicaría demasiado el análisis.

3/ Cagan, P. "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en Friedman, M. "Studies in the Quantity Theory of Money".

4/ Diz, A. "Money and Prices in Argentina", en Meiselman, D. "Varieties in monetary experience".

5/ Durbin, J. "Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression when Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, vol. 38.

6/ Goldfeld, Stephen M. "The Demand for Money Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*, N° 3, 1973.

SERIES UTILIZADAS

	1 9 6 8				1 9 6 9			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
M ₁	8.660	9.133	9.767	10.246	11.017	11.304	11.669	11.696
D	4.819	5.243	5.644	6.115	6.739	7.277	7.752	8.014
VNA	-	-	-	-	-	-	-	-
PH	4,623	4,657	4,743	4,738	4,755	4,894	5,138	5,113
Y	12.664	13.583	13.812	14.002	13.833	14.845	15.007	14.992
M ₁ / PH	1.873,2	1.961,1	2.059,4	2.162,6	2.317,0	2.309,9	2.271,3	2.287,6
D / PH	1.042,5	1.125,8	1.190,2	1.290,8	1.417,3	1.487,0	1.508,9	1.567,3
VNA / PH	-	-	-	-	-	-	-	-
M ₁ / PH / Y	0,1479	0,1444	0,1491	0,1544	0,1675	0,1556	0,1514	0,1526
D / PH / Y	0,0823	0,0829	0,0862	0,0922	0,1025	0,1002	0,1005	0,1045
D + VNA / PH / Y	0,0823	0,0829	0,0862	0,0922	0,1025	0,1002	0,1005	0,1045
TD	0,0233	0,0234	0,0233	0,0233	0,0233	0,0234	0,0232	0,0231
TD + VNA	0,0233	0,0234	0,0233	0,0233	0,0233	0,0234	0,0232	0,0231

SERIES UTILIZADAS (Continuación)

	1970				1971			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
M ₁	12.170	12.528	13.153	13.711	14.552	15.296	16.271	18.017
D	8.337	8.762	9.410	9.960	10.541	11.278	12.351	12.947
VNA	-	-	-	-	-	-	-	-
PM	5.148	5.433	5.783	6.336	6.823	7.392	8.403	9.054
Y	14.701	15.923	15.768	15.443	15.048	16.490	16.619	16.635
M ₁ / PM	2.364,2	2.305,9	2.274,6	2.164,2	2.132,8	2.069,3	1.936,3	1.990,0
D / PM	1.619,6	1.612,7	1.627,4	1.572,1	1.545,0	1.525,6	1.469,8	1.430,0
VNA / PM	-	-	-	-	-	-	-	-
M ₁ / PM / Y	0,1608	0,1448	0,1443	0,1401	0,1417	0,1255	0,1165	0,1196
D / PM / Y	0,1102	0,1013	0,1032	0,1018	0,1027	0,0925	0,0884	0,0860
D + VNA / PM / Y	0,1102	0,1013	0,1032	0,1018	0,1027	0,0925	0,0884	0,0860
TD	0,0231	0,0231	0,0231	0,0231	0,0258	0,0313	0,0315	0,0316
TD + VNA	0,0231	0,0231	0,0231	0,0231	0,0258	0,0313	0,0315	0,0316

SERIES UTILIZADAS (Continuación)

	1972				1973			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
M ₁	20.290	21.176	22.616	25.087	29.621	35.254	41.800	48.941
D	14.184	15.809	17.732	19.620	22.252	25.435	30.436	36.478
VNA	-	-	-	-	241	379	292	296
PM	11.468	13.186	14.913	16.361	18.851	21.581	21.788	21.889
Y	15.752	16.821	17.072	17.172	17.124	18.329	18.223	17.230
M ₁ / PM	1.769,4	1.606,0	1.516,5	1.533,3	1.571,3	1.633,6	1.918,5	2.235,9
D / PM	1.236,9	1.199,0	1.189,0	1.199,2	1.180,4	1.178,6	1.396,9	1.666,5
VNA / PM	-	-	-	-	12,8	17,6	13,4	13,6
M ₁ / PM / Y	0,1123	0,0955	0,0888	0,0893	0,0918	0,0891	0,1053	0,1298
D / PM / Y	0,0785	0,0713	0,0696	0,0698	0,0689	0,0643	0,0767	0,0967
D + VNA / PM / Y	0,0785	0,0713	0,0696	0,0698	0,0697	0,0653	0,0774	0,0975
TD	0,0408	0,0452	0,0453	0,0454	0,0454	0,0454	0,0418	0,0411
TD + VNA	0,0408	0,0452	0,0453	0,0454	0,0468	0,0476	0,0417	0,0408

SERIES UTILIZADAS (Continuación)

	1 9 7 4				1 9 7 5	
	I	II	III	IV	I	II
M ₁	56.007	61.330	70.561	78.158	90.179	100.731
D	43.134	50.006	55.210	59.193	62.612	63.713
VNA	323	363	706	1.436	4.339	8.157
PH	22.158	23.728	26.086	28.976	35.115	45.829
Y	17.454	19.159	19.015	19.471	17.918	19.341
M ₁ / PH	2.527,7	2.584,7	2.705,0	2.697,3	2.568,2	2.198,0
D / PH	1.946,7	2.107,4	2.116,5	2.042,8	1.783,1	1.390,2
VNA / PH	14,6	15,3	27,1	49,6	123,6	178,0
M ₁ / PH / Y	0,1448	0,1349	0,1423	0,1385	0,1433	0,1136
D / PH / Y	0,1115	0,1100	0,1113	0,1049	0,0995	0,0719
D + VNA / PH / Y	0,1124	0,1108	0,1127	0,1075	0,1064	0,0811
TD	0,0410	0,0371	0,0356	0,0367	0,0369	0,0387
TD + VNA	0,0408	0,0374	0,0367	0,0397	0,0505	0,0768

SERIES UTILIZADAS (Continuación)

	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Circulante/Precios Mayoristas	1.256	1.134	1.041	1.152	1.335	1.485	1.373	1.288	1.184
Depósitos a la Vista/Precios Mayoristas	1.295	1.060	828	929	1.034	1.045	999	954	854
M ₁ /Precios Mayoristas	2.553	2.175	1.870	2.082	2.370	2.532	2.374	2.243	2.040
Depósitos a Interés s/Precios Mayoristas	1.026	731	613	680	804	854	794	760	671
M ₂ /Precios Mayoristas	3.579	2.907	2.484	2.763	3.175	3.386	3.168	3.004	2.712
M ₂ /P/Y	0.4740	0.3706	0.3335	0.3522	0.3886	0.3872	0.3525	0.3177	0.2703
Precios Mayoristas Nivel General	0.074	0.110	0.164	0.161	0.166	0.181	0.228	0.282	0.370
PBI a Precios de Mercado	7.552	7.846	7.451	7.846	8.170	8.747	8.990	9.455	10.032

SERIES UTILIZADAS (Continuación)

	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
Circulante/Precios Mayoristas	748	854	929	835	742	759	808	861	901
Depósitos a la Vista/Precios Mayoristas	600	704	780	641	577	670	698	741	790
M_1 /Precios Mayoristas	1.350	1.559	1.711	1.477	1.320	1.430	1.507	1.603	1.693
Depósitos a Interés s/Precios Mayoristas	366	436	533	499	550	688	780	837	902
M_2 /Precios Mayoristas	1.717	1.995	2.244	1.977	1.871	2.118	2.288	2.441	2.595
$M_2/P/Y$	0.1830	0.1971	0.2070	0.1853	0.1796	0.1843	0.1824	0.1934	0.2003
Precios Mayoristas Nivel General	0.864	1.000	1.083	1.411	1.817	2.292	2.840	3.408	4.280
PBI a Precios de Mercado	9.384	10.124	10.842	10.670	10.417	11.490	12.543	12.624	12.958

SERIES UTILIZADAS (Continuación)

	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Circulante/Precios Mayoristas	1.025	1.136	1.105	945	692	765	1.138	750
Depósitos a La Vista/Precios Mayoristas	983	1.155	1.161	1.071	891	1.051	1.473	926
M_1 /Precios Mayoristas	2.010	2.294	2.268	2.018	1.585	1.817	2.613	1.677
Depósitos a Interés s/Precios Mayoristas	1.158	1.494	1.602	1.483	1.193	1.338	2.042	894
M_2 /Precios Mayoristas	3.169	3.788	3.871	3.501	2.778	3.156	4.655	2.571
M_2 /P/Y	0.2345	0.2583	0.2504	0.2162	0.1663	0.1781	0.2454	0.1383
Precios Mayoristas Nivel General	4.692	4.976	5.677	7.919	14.018	21.034	25.245	73.851
PBI a Precios de Mercado	13.515	14.669	15.459	16.198	16.704	17.727	18.975	18.596

NOTA: Los datos precedentes están expresados en las siguientes unidades: M_1 : (circulante en poder del público más depósitos en cuenta corriente): millones de pesos corrientes. D: (depósitos a interés): millones de pesos corrientes. PM: (Índice de precios mayoristas nivel general): base 1960 = 1. VNA: (circulación neta de Valores Nacionales Ajustables en particulares valuada a precios de fin de mes): millones de pesos corrientes. Y: Producto bruto interno a precios de mercado de 1960: millones de pesos. M_1 / PM, D/PM y VNA/PM: millones de pesos constantes (base 1960). Las tasas de interés (TD y TD + VNA) están expresadas en tanto por uno.