

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, frecuente, aunque no exclusivamente, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

DEMANDA DE DINERO PARA TRANSACCIONES EN CHILE *

Jorge Restrepo L. **

I. INTRODUCCIÓN

En el presente trabajo se usan técnicas de cointegración para estimar ecuaciones de demanda de dinero en Chile, un ejercicio pertinente por varios motivos: en primer lugar, una buena estimación de la demanda de dinero es importante en un banco central, porque asegura una mejor administración de la liquidez de la economía, de tal forma que sea coherente con la política monetaria. A lo anterior, pueden agregarse las supuestas características de indicador líder de la actividad económica que tiene el dinero. Así, aunque la literatura sobre la demanda de dinero en Chile sea abundante, como lo señala la reseña de Mies y Soto (2000)¹, la realización de nuevas estimaciones se considera válida en cuanto permite hacer mejores proyecciones².

Es necesario enfatizar que el Banco Central de Chile usa la tasa de interés como instrumento de política monetaria, y no tiene ninguna meta para los agregados monetarios. Por tanto, en el esquema de política monetaria adoptado, la demanda de dinero se determina en forma residual, con lo cual el Banco puede seguir su evolución con el fin de manejar la liquidez, de modo que en los créditos interbancarios prevalezca la tasa de interés de política.

En el caso de la demanda de dinero que se usaba en la Gerencia de Análisis Macroeconómico (GAM) del Banco Central de Chile hasta el primer semestre del 2002, ella subestimó sistemáticamente la evolución de M1A durante el último año y medio.

En esencia, dicha demanda de dinero es la misma estimada por Matte y Rojas (1989); sin embargo, es muy probable que la elasticidad del dinero con relación a la tasa de interés haya cambiado en estos años. Por ejemplo, en un trabajo reciente, Johnson y Morandé (2001) encuentran que la elasticidad del dinero con respecto a la tasa de interés ha aumentado notoriamente.

En segundo lugar, esta estimación es relevante debido a la polémica que se dio durante el 2001 en torno al acelerado crecimiento del dinero (gráfico 1). En efecto, en ese momento varios analistas sostenían que la evolución reciente del dinero estaría anticipando un rebrote inflacionario y que ella estaba detrás de la depreciación del peso observada durante el 2000 y el 2001. Por tanto, se trata de comprobar si la evolución de M1 ha respondido o no al comportamiento de los argumentos de la función de demanda de dinero.

* Agradezco los comentarios de los miembros del Consejo y demás asistentes a la reunión de preconsejo que tuvo lugar el 25 de junio de 2002. Asimismo, agradezco a Cecilia Feliú, Pablo García, Rodrigo Valdés, William Baeza, Rodrigo Alfaro, Gabriela Contreras, Igal Magendzo, Carlos García y Leonardo Luna, quienes hicieron contribuciones bien sea con comentarios, con la organización de los datos, con la desestacionalización de las variables o en la estimación misma. Las series de dinero separadas por agente tenedor fueron construidas por Erika Arraño, quien las facilitó amablemente.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. e-mail: jrestrep@bcentral.cl.

¹ La reseña de Mies y Soto (2001) también cubre los diferentes enfoques teóricos usados para explicar la demanda de dinero.

² Además de los trabajos citados en la reseña bibliográfica de Mies y Soto (2001), estimaciones recientes de la demanda de dinero en Chile fueron realizadas por Adam (2000), así como Francisco Nadal de Simone, quien presentó sus resultados en el Banco Central, aunque no existe un artículo escrito con ellos.

En tercer lugar, este ejercicio tiene un interés adicional. A pesar de que al Banco Central le interesa la demanda de dinero total, en este trabajo se utilizan series separadas para el dinero que mantienen las empresas y las personas, a fin de hacer una primera estimación de sus respectivas demandas. El acceso a dichas series ha sido posible sólo recientemente.

Hay dos elementos que diferencian las estimaciones de este trabajo de ejercicios anteriores, a saber:

1. Se encuentran no linealidades en las ecuaciones de demanda de dinero estimadas, en relación con la tasa de interés. Esto ya apareció cualitativamente en el trabajo previo de Johnson y Morandé (2001).
2. Se realizaron estimaciones de demanda para el total de M1 y para M1 desagregado por tipo de agente tenedor (personas y empresas), con series mensuales y trimestrales.

Finalmente, en las estimaciones se usó el método uniecuacional, no lineal, de corrección de errores de Phillips y Loretan (1991).

Además de esta introducción, esta nota presenta una descripción sucinta de la derivación de una demanda de dinero, los resultados obtenidos de las estimaciones empíricas y, por último, las conclusiones.

II. MODELO

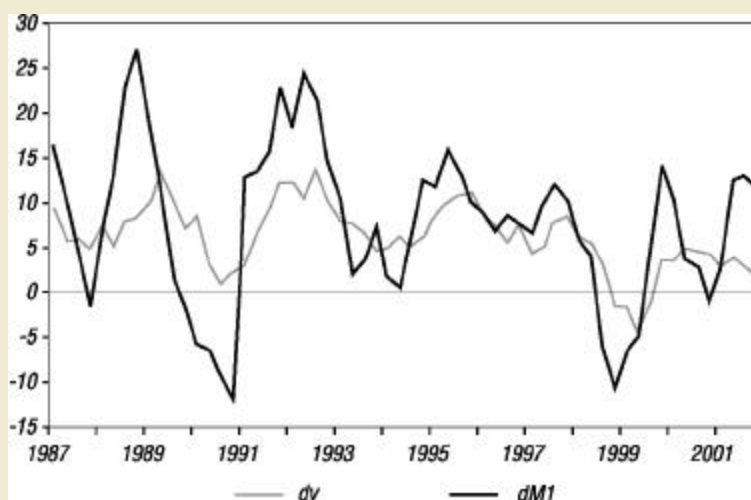
Una demanda de dinero que incluye el consumo (C_t)

³ La inclusión del dinero en la función de utilidad puede justificarse como en McCallum (1989) porque reduce el tiempo requerido para hacer compras, lo que permite aumentar el tiempo de ocio. Por tanto, el ocio es función directa del dinero: $l_t = Y(m_t)$. Otra alternativa sería introducir el dinero con una restricción cash in advance, es decir, que el consumidor puede gastar, como máximo, el equivalente al dinero que tiene disponible al comienzo de cada período. Sin embargo, esto no hace al modelo más estructural, y corresponde a un supuesto muy restrictivo, similar en espíritu al de una función de producción de coeficientes fijos à la Leontiev (MacCallum 1989).

⁴ El uso del producto como variable de escala supone que el consumo más el gasto público son equivalentes al producto. De otra parte, no existen series trimestrales de consumo lo suficientemente largas, y mucho menos mensuales.

GRÁFICO 1

Crecimiento Anual del Producto y del Dinero M1



y los saldos reales de dinero ($M_t / P_t = M1_t$) puede derivarse a partir de un agente representativo, que optimiza una función de utilidad³.

$$\max_{c, m} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t(C, M/P) = \max_{c, m} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t(C, M1) \quad (1)$$

Adicionalmente, el agente representativo está sujeto a una restricción de presupuesto según la cual sus ingresos, provenientes de la producción $f(N)$ y del interés devengado por los activos $i_t B_{t-1}$, así como sus activos, pueden destinarse al consumo (privado C y público G) o a la compra de activos (dinero M y bonos B).

$$f(N_t) + M1_{t-1} + (1+i)B_{t-1} = C_t + G_t + M1_t + B_t \quad (2)$$

A partir de las condiciones de primer orden es posible derivar una demanda de dinero:

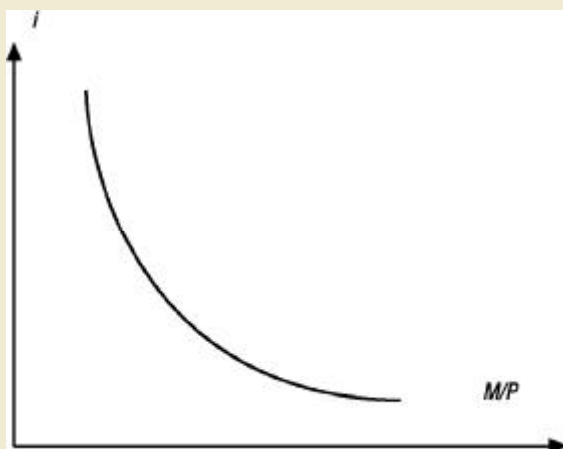
$$\frac{U_m(C_t, M1_t)}{U_c(C_t, M1_t)} = \frac{i_t}{1+i_t} \quad (3)$$

Usualmente se presenta en forma lineal, separable y, además, con el producto (Y) como variable de escala en vez del consumo⁴:

$$\log(M1_t) = a_0 + a_1 \log(Y_t) + a_2 \log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) \quad (4)$$

GRÁFICO 2

Demanda de Dinero



dinero que se muestra en el gráfico 2, una reducción pequeña de la tasa de interés genera un aumento sustancial de la demanda de dinero. Este ejemplo extremo corresponde a una trampa de liquidez.

En el gráfico 3 se muestra una primera aproximación a los datos de Chile con el fin de establecer una relación entre la tasa de interés de captación 30-90 (i) y el logaritmo del dinero real ($\log(M/P)$), entre 1986 y 2002. Con el fin de resaltar la no linealidad presente en la relación entre las dos variables, a la colección de puntos se le ajustó una curva.⁵

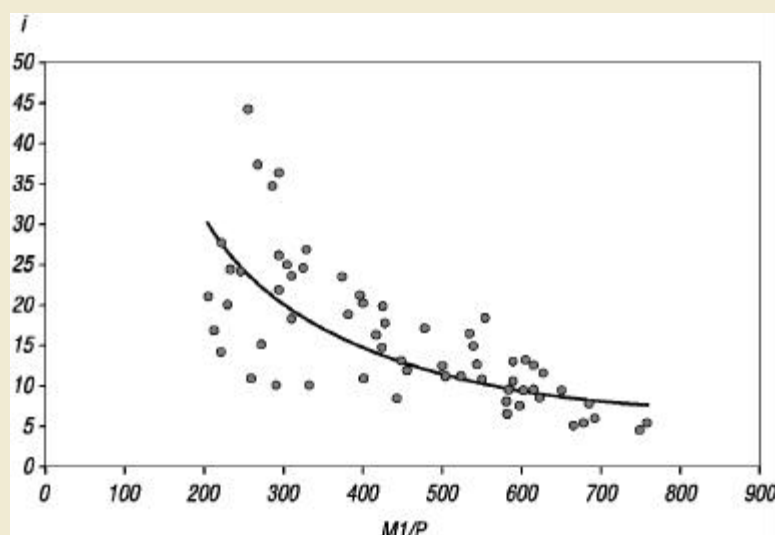
III. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Las variables incluidas en la estimación son: dinero real ($M1 = M/P$), producto (Y) y tasa de interés nominal de captación (i), entre 30 y 90 días, en el período comprendido entre 1986 y el 2002⁶. En primer lugar, a todas las variables se les hizo un test de raíz unitaria. A continuación se hizo un test de cointegración entre los saldos reales, la tasa de interés y el producto, y se encontró un vector de cointegración. Los resultados de estas pruebas se presentan en cuadros anexos al final.

En consecuencia, se estimaron ecuaciones de corrección de errores con el método propuesto por Phillips y Loretan (1991), similares a la siguiente:

GRÁFICO 3

Tasa de Interés y Dinero Real en Chile



El término $\log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right)$ capta las no linealidades de

la demanda de dinero en relación con su costo de oportunidad. La expresión tiende a infinito cuando la tasa de interés se acerca a cero.

Así, en la parte inferior derecha de la demanda de

⁵ La curva que se ajusta se obtiene de una relación no lineal ($y = cx^b$) de las variables en los ejes.

⁶ Bajo el supuesto de que la paridad de intereses se cumple $i_t = i_t^* + E_t(\Delta s_t)$, la tasa de interés interna implícitamente incorpora las expectativas de depreciación del peso $E_t(\Delta s_t)$. No obstante, se incluyó el tipo de cambio en algunas de las regresiones estimadas pero no fue significativo. Por tanto, el tipo de cambio se descartó a diferencia de otros autores (Mies y Soto, op cit).

$$\log M1_t = a_0 + a_1 \log Y_t - a_2 \log \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right) + \vartheta \left(\log M1_{t-1} - a_0 - a_1 \log Y_{t-1} + a_2 \log \left(\frac{i_{t-1}}{1+i_{t-1}} \right) \right) + \sum_{k=-2}^2 c_k \Delta \log Y_{t+k} + \sum_{k=-2}^2 d_k \Delta \log \left(\frac{i_{t+k}}{1+i_{t+k}} \right) + \eta_t \quad (5)$$

El comportamiento del logaritmo del dinero ampliado ($\log M1$) depende del logaritmo del producto ($\log Y$) y de la tasa de interés nominal de captación no reajutable a 30-90 días (i). Igualmente, depende del error o desviación del equilibrio de largo plazo observada en el período anterior:

$$e_{t-1} = \log M1_{t-1} - a_0 - a_1 \log Y_{t-1} + a_2 \log \left(\frac{i_{t-1}}{1+i_{t-1}} \right)$$

donde la velocidad de corrección del error es $1 - \vartheta$. La ecuación también contiene un error aleatorio η_t .

Adelantos y rezagos

$\sum_{k=-2}^2 c_k \Delta \log Y_{t+k} + \sum_{k=-2}^2 d_k \Delta \log \left(\frac{i_{t+k}}{1+i_{t+k}} \right)$ de las variables independientes se incluyen para corregir cualquier posible sesgo de simultaneidad, usualmente presente en muestras pequeñas a pesar de que cuando las variables están cointegradas los estimadores son “superconsistentes”. Además, Phillips y Loretan demuestran que con este método de estimación la distribución de los estimadores converge a una normal, por lo que los test t se pueden usar para hacer pruebas de hipótesis acerca de los parámetros del vector de cointegración⁷.

En el gráfico 4 se muestra el logaritmo del dinero real ($M1$) observado y estimado⁸. Los resultados presentados en el cuadro 1 muestran que tanto la elasticidad ingreso como la elasticidad tasa de interés

de la demanda de dinero tienen magnitudes del orden de estimaciones previas similares para el caso chileno (Mies y Soto, op. cit.).

En efecto, la elasticidad ingreso de la demanda de dinero no es estadísticamente diferente de la unidad (1). Esto se encuentra tanto en las estimaciones realizadas con datos trimestrales como en aquellas con datos mensuales.

Por su parte, el coeficiente de la tasa de interés es cercano a 0.2 cuando se trata de $M1$ agregado.⁹ Adicionalmente, se encuentra que la tasa de interés tiene un efecto mayor sobre la demanda por saldos reales cuando se trata de empresas que cuando se trata de personas. Este resultado muestra que, en comparación con las personas, las empresas manejan más eficientemente sus inventarios de $M1$, en su afán de reducir costos. Vale la pena agregar que, durante el período muestral, las empresas han mantenido en promedio alrededor de 60% del total de saldos reales, y las personas el 40% restante.

Es importante resaltar que, debido a la forma no lineal en que se construyó la variable de tasa de interés, la semielasticidad de la demanda de dinero con relación a la tasa de interés no es constante,

porque $\frac{\partial \log M1}{\partial i} = \frac{a_2}{i(1+i)}$. Así, cuando la tasa de

interés está muy baja, la elasticidad es mayor, y una pequeña reducción adicional del costo del dinero puede traducirse en un aumento muy significativo de los saldos reales que mantienen los agentes.

Los resultados obtenidos permiten afirmar que el crecimiento del dinero está explicado por el comportamiento de las variables independientes. Por tanto, si ante un mayor crecimiento económico la tasa de interés aumenta en Chile, los saldos monetarios deberían ajustarse y podrían incluso crecer menos que el producto.

A continuación se comparan las estimaciones obtenidas aquí (sin desestacionalizar) con el antiguo modelo que se ha venido usando en la GAM.

En primer lugar, a partir de la regresión que aparece en la parte superior del cuadro 2, se calcula un coeficiente de largo plazo de 0.98 para el PIB y de 0.14 para la semielasticidad de la tasa de interés.¹⁰ La elasticidad de largo plazo encontrada en la

⁷ Los estimadores del vector de cointegración obtenidos por Phillips y Loretan son insesgados y asintóticamente tan eficientes como los obtenidos mediante una estimación por máxima verosimilitud del sistema completo (de las tres variables) a la Johansen y Juselius (1990).

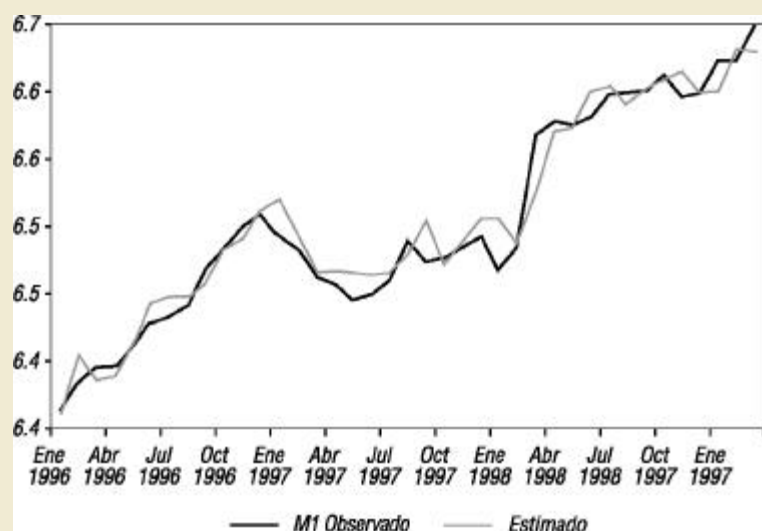
⁸ La serie que aparece en el gráfico 4 se obtuvo de la estimación mensual de $M1$ total con las variables desestacionalizadas (cuarta columna del cuadro 1). La estimación incluyó una dummy para agosto de 1987 y otra para octubre de 1988. No se incluyó ninguna dummy por el comportamiento atípico previo al año 2000.

⁹ Sin embargo, este coeficiente no corresponde a la semielasticidad de la demanda de dinero con relación a la tasa de interés, como se detalla más adelante.

¹⁰ La tasa de interés considerada es mensual y en porcentaje.

GRÁFICO 4

Nivel del M1 Observado y Estimado
(Datos mensuales en logaritmos)



VOLUMEN 5, Nº3 / Diciembre 2002

ecuación nueva en relación con el producto es similar a la antigua, pero no en relación con la tasa de interés, como se detalla más adelante.¹¹

En segundo lugar, es posible derivar el coeficiente de corrección de errores implícito en la estimación de la ecuación antigua (cuadro 2). Basta con sustraer $M1_{t-1}$ a cada lado de la ecuación y en reemplazo, tanto del PIB como de la tasa de interés, usar $x_t = \Delta x_t + x_{t-1}$, hecho que se cumple

¹¹ Es necesario notar que la regresión antigua se hace en niveles entre variables que están cointegradas, por lo que los estadísticos t de los estimadores podrían no converger a una distribución normal.

CUADRO 1

Resultados de Estimaciones Dinámicas de Corrección de Errores
(Desviación estándar Newey West entre paréntesis)

Datos trimestrales (1986:4-2001:3) Datos mensuales (1986:04-2002:03)

	M1	M1 empresas	M1 personas	M1	M1 empresas	M1 personas
Y	1.02 (0.04)	1.05 (0.14)	0.98 (0.04)	1.01 (0.04)	0.98 (0.12)	0.89 (0.06)
I	-0.19 (-0.03)	-0.20 (-0.09)	-0.01 (-0.01)	-0.17 (-0.031)	-0.22 (-0.08)	-0.02 (-0.004)
ε_{t-1}	0.59 (0.06)	0.68 (0.09)	0.72 (0.07)	1.03 (0.07)	0.87 (0.05)	1.26 (0.07)
ε_{t-2}				-0.19 (-0.07)	-0.40 (-0.08)	-0.49 (-0.12)
ε_{t-3}					0.40 (0.06)	0.16 (0.07)
Dummies	no					
R ² ajust.	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
Error estándar	0.022	0.035	0.021	0.014	0.033	0.015
DW	1.90	1.93	2.31	1.80	1.97	2.10
LM	0.46 (0.76)	0.06 (0.99)	0.59 (0.67)	0.94 (0.51)	1.76 (0.06)	0.65 (0.63)
White	1.27 (0.26)	1.91 (0.06)	1.30 (0.24)	2.34 (0.00)	1.25 (0.19)	1.88 (0.01)
Jarque Bera	1.77 (0.41)	0.29 (0.86)	0.12 (0.94)	1.76 (0.42)	1.04 (0.59)	2.78 (0.25)

Nota: Todas las ecuaciones incluyen adelantos y rezagos de ΔY y de Δi . Las ecuaciones estimadas con datos mensuales requirieron la inclusión de rezagos adicionales del término de error para corregir el problema de autocorrelación, como es usual con el método de Phillips y Loretan. El test de autocorrelación fue estimado con 4 rezagos, en el caso de datos trimestrales, y con 12 rezagos para los datos mensuales.

CUADRO 2

Ecuaciones con Datos Mensuales sin Desestacionalizar
(1986:04-2002:03)
(Desviación estándar Newey West entre paréntesis)

ANTIGUA					
Variable dependiente M1					
Y	i	M1 _{t-1}			<i>Dummies,</i> Adelantos y rezagos ΔY, Δi
0.24 (0,05)	-0.034 (-0,003)	-0.76 (-0,04)			
R ² ajust.	Error estándar	DW	LM (1)	White	Jarque Bera
0.99	0.017	1.62	4.50 (0,012)	1.27 (0,20)	0.04 (0,98)
NUEVA					
Variable dependiente M1					
Y	log(i/1+i)	$\hat{a}_{t-1}$	$\hat{a}_{t-2}$	$\hat{a}_{t-3}$	<i>Dummies,</i> Adelantos y rezagos ΔY, Δi
0.97 (0,05)	-0.20 (-0,04)	0.89 (0,05)	-0.09 (-0,05)	0.04 (0,02)	
R ² ajust.	Error estándar	DW	LM (12)	White	Jarque Bera
0.99	0.016	1.93	0.95 (0,50)	1.47 (0,06)	2.92 (0,23)

para cualquier variable. Así, se encuentra que dicho coeficiente de corrección es equivalente a 1 menos el coeficiente del dinero rezagado ($1 - 0.76 = 0.24$).

Por tanto, en un período se deshace una cuarta parte del error. En el modelo estimado con la metodología de Phillips y Loretan, en un período se deshace una sexta parte del error ($1 - 0.89 + 0.09 - 0.04 = 0.16$), es decir, la corrección de las desviaciones del equilibrio de largo plazo es ligeramente más lenta en el modelo aquí estimado.¹² Es importante tener presente que los dos modelos fueron estimados para el mismo período muestral, o sea que la mayor o menor rapidez de retorno al equilibrio de largo plazo se debe a diferencias en la especificación de los modelos y no refleja ningún cambio en el comportamiento de los agentes o de las variables consideradas.

Adicionalmente, es interesante comparar los errores

generados por las estimaciones durante el año 2001. Como se aprecia en el gráfico 5, la estimación del modelo antiguo produjo, en general, mayores errores a lo largo del año.

Finalmente, es posible comparar la elasticidad tasa de interés del dinero en mayor detalle. En el modelo antiguo, la semielasticidad de largo plazo del dinero con relación a la tasa de interés es una constante igual a 0.14. Por el contrario, en el modelo estimado en esta nota, dicha elasticidad no es una constante,

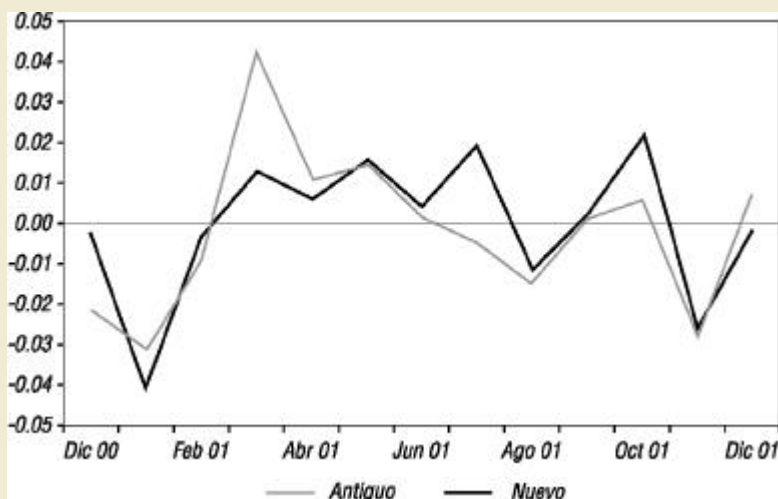
sino que corresponde a: $\frac{\partial \log M1}{\partial i} = \frac{a_2}{i(1+i)}$. Como

el coeficiente a_2 encontrado en la regresión es 0.20, si usamos la tasa de interés mensual promedio del período, $0.167/12$, encontramos una semielasticidad similar a la del modelo antiguo, 0.14 ¹³. Sin embargo, si para efectos del cálculo usamos la tasa de política mensual actual, $0.04/12=0.0033$, la semielasticidad comparable resultante es 0.60, una cifra muy superior. Por tanto, una reducción marginal de la tasa de interés genera un aumento sustancial de la demanda de dinero. La diferencia es que en el primer caso se calcula la elasticidad promedio de todo el período de estimación y en el segundo se obtiene la elasticidad que prevalece hoy, a la tasa vigente.

¹² Parte de las diferencias entre los dos modelos podría deberse a problemas de especificación, pues en el modelo antiguo hay fuertes indicios de autocorrelación.

¹³ Ball (2002) estima una demanda de dinero para EE.UU. y encuentra una semielasticidad de la tasa de interés de 0.082, inferior a la de 0.14 encontrada para Chile al usar la tasa promedio de todo el período. Taylor (1994) encuentra una elasticidad de la tasa de interés de 0.137 y Stock y Watson (1993) encuentran una semielasticidad de 0.1.

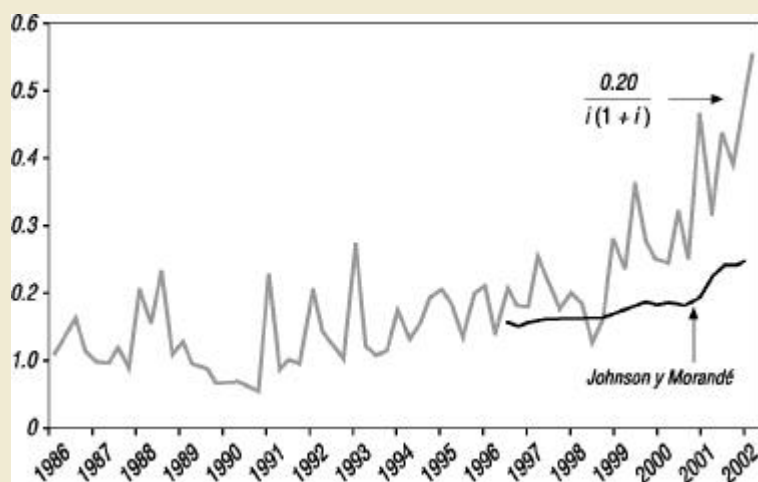
Comparación de Errores Durante 2001



En efecto, estos autores encuentran que la semielasticidad ha venido aumentando en valor absoluto, en una estimación restringida y con una muestra móvil (*rolling*). El nivel más alto, que alcanza 0.25, se encuentra con la ventana que incluye los datos más recientes (gráfico 6). No obstante, este resultado aún representa un valor promedio para el período 1991-2001, considerado en su estimación.

Un último tema corresponde a los efectos que tendría el pago de intereses sobre los saldos de las cuentas corrientes. El impacto inicial de su generalización debería ser un aumento de la demanda de dinero, porque su costo de oportunidad será menor y, por tanto, mayor su elasticidad. No obstante, también es necesario considerar el efecto que un movimiento de la tasa de interés de política tendrá tanto en la tasa de interés de las cuentas corrientes como en la diferencia entre el interés pagado por estos depósitos a la vista y el interés de captación de los depósitos a plazo. En caso que este diferencial se mantenga relativamente constante, el efecto sobre la demanda de dinero de los movimientos de la tasa de interés de política podría ser menor que el observado hasta ahora.

Evolución de la Elasticidad de la Demanda con Relación a la Tasa de Interés (Valor absoluto)



En el gráfico 6 se observa la evolución de la elasticidad del dinero durante el período cubierto por la estimación. La trayectoria que aquí se obtiene se deriva analíticamente del modelo estimado y corresponde a la elasticidad instantánea. Aunque mayor en valor absoluto y con un crecimiento más acentuado, esta trayectoria es el espejo de la obtenida por Johnson y Morandé (2001).¹⁴

trimestrales como mensuales y se hace un primer intento de estimar, separadamente, demandas de dinero para empresas y para personas, además de ecuaciones para el dinero agregado.

VI. CONCLUSIONES

Aquí se presentan los resultados de nuevas estimaciones de la demanda de dinero. A diferencia de otros trabajos, se incluyen no linealidades, se hacen estimaciones con datos tanto

¹⁴ Corresponde a la trayectoria de la semielasticidad de largo plazo de la demanda de dinero con relación a la tasa de interés y aparece en el gráfico inferior derecho de la Figura 2 en Johnson y Morandé (2001).

En general, se encuentra que las elasticidades de la demanda de dinero con relación al ingreso y a la tasa de interés promedio son del orden de magnitud de las encontradas en trabajos previos. La elasticidad ingreso de la demanda de dinero no es estadísticamente diferente de 1, y la elasticidad en relación con la tasa de interés promedio de todo el período muestral es 0.14.

A partir de la estimación, es posible concluir que el crecimiento del dinero está explicado por el comportamiento de las variables independientes, y no tiene que traducirse necesariamente en una mayor inflación en el corto o mediano plazo. En general, en la medida en que la tasa de interés aumenta con el ciclo económico, los saldos monetarios se ajustan y el crecimiento del dinero se reduce, de tal forma que puede incluso ser inferior al crecimiento del producto.

Un resultado que merece destacarse es que las empresas reaccionan en mayor medida que las personas a la tasa de interés. Las empresas, con el fin de reducir costos, probablemente manejen en forma más activa su inventario de saldos reales.

Cuando en esta estimación se utilizan datos mensuales no desestacionalizados para compararla con la que se estaba usando en la GAM, se encuentra que la elasticidad ingreso de la demanda de dinero en ambos casos no es estadísticamente diferente de la unidad.

De otra parte, cuando la semielasticidad de la tasa de interés se calcula con la tasa de interés promedio del período de estimación, la elasticidad encontrada es similar a la del modelo antiguo. Sin embargo, dado que la estimación aquí realizada considera una demanda de dinero no lineal con relación a la tasa de interés, dicha elasticidad no es constante, sino que depende del nivel de la tasa de interés misma. Debido a que la tasa de interés nominal ha venido decreciendo y se encuentra en niveles cercanos a 0.04 anual, la semielasticidad ha aumentado y se ubica actualmente en 0.6. Este nivel

es muy superior al que se obtiene con la estimación de la demanda de dinero hasta ahora usada en la GAM (0.14) y mayor que el obtenido por Johnson y Morandé (2001) con los datos más recientes de una muestra móvil (0.25).

REFERENCIAS

- Adam, C. (2000). "La Demanda de Dinero por Motivo Transacción en Chile." *Economía Chilena* 3(3): 33-54.
- Ball, L. (2002). "Short-Run Money Demand" National Bureau of Economic Research. Documento de Trabajo N°9235.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2): 169-210.
- Johnson C. y F. Morandé (2001). "Subestimación de la Demanda por Dinero: ¿Cambio Estructural? Un Ejercicio Exploratorio." *Economía Chilena* 5(2): 57-63.
- Matte, R. y P. Rojas "Evolución Reciente del Mercado Monetario y una Estimación de la Demanda de Dinero en Chile." *Cuadernos de Economía* 26(78): 21-28.
- McCallum, B y M. Goodfriend (1989). "Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money." En *The New Palgrave: A Dictionary of Economic Theory and Doctrine*.
- McCallum, B. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*. Capítulo 3: Macmillan Publishing Company.
- Mies V. y R. Soto (2000). "Demanda de Dinero: Teoría, Evidencia, Resultados." *Economía Chilena* 3(3): 5-32.
- Phillips, P. y M. Loretan (1991). "Estimating Long-Run Economic Equilibria." *Review of Economic Studies* 58: 407-36.
- Stock, J. y M. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61(4): 821-56.
- Taylor, M. (1994). "On the Reinterpretation of Money Demand Regressions." *Journal of Money, Credit and Banking* 93: 919-44.

APÉNDICE

CUADRO A1			
Pruebas de Raíz Unitaria			
Datos trimestrales			
Niveles		Diferencias	
M1real	-2.65 (c,t,1,v.crítico: -3.48)	Δ M1real	-6.01 (c,0, v.crítico: 2.91)
PIB (y)	-0.47 (c,t,1,v.crítico: -3.48)	Δ PIB (y)	-6.70 (c,0, v.crítico: 2.91)
R	-3.63 (c,t,1,v.crítico: -3.48)		
Datos mensuales			
Niveles		Diferencias	
M1real	2.77 (c,t,1,v.crítico: -3.48)	Δ M1real	10.3 (c,1, v.crítico: 2.91)
PIB (y)	1.40 (c,t,6,v.crítico: -2.88)	Δ PIB (y)	4.44 (c,5, v.crítico: 3.43)
R	4.26 (c,t,4,v.crítico: -3.43)		
c: constante, t: tendencia, 1: número de rezagos, v. crítico al 5%.			

CUADRO A2				
Pruebas de Cointegración para M1, Y, R				
Datos trimestrales				
Prueba de la traza				
Hipótesis No. de ecuaciones	Valor propio	Traza estadístico	5% Valor crítico	1% Valor crítico
Ninguna **	0.370359	40.17158	29.68	35.65
Máximo 1	0.153713	12.87788	15.41	20.04
Máximo 2	0.050075	3.030983	3.76	6.65
Prueba del valor propio máximo				
Hipótesis No. de ecuaciones	Valor propio	Máx. valor propio estadístico	5% Valor crítico	1% Valor crítico
Ninguna **	0.370359	27.29370	20.97	25.52
Máximo 1	0.153713	9.846897	14.07	18.63
Máximo 2	0.050075	3.030983	3.76	6.65
Datos mensuales				
Prueba de la traza				
Hipótesis No. de ecuaciones	Valor propio	Traza Estadístico	5% Valor crítico	1% Valor crítico
Ninguna **	0.142049	42.54130	29.68	35.65
Máximo 1	0.067748	14.50425	15.41	20.04
Máximo 2	0.009065	1.666435	3.76	6.65
Prueba del valor propio máximo				
Hipótesis No. de ecuaciones(s)	Valor propio	Máx. valor propio Estadístico	5% Valor crítico	1% Valor crítico
Ninguna **	0.142049	28.03705	20.97	25.52
Máximo 1	0.067748	12.83782	14.07	18.63
Máximo 2	0.009065	1.666435	3.76	6.65
(***) significa rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%). Pruebas de traza y de valor propio máximo indican que hay 1 vector de cointegración al 1%.				