

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección de la Revista 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.

SUBESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR DINERO: ¿CAMBIO ESTRUCTURAL? UN EJERCICIO EXPLORATORIO*

Christian Johnson M.**
Felipe Morandé L.***

I. MOTIVACIÓN

El propósito de esta nota es efectuar un ejercicio exploratorio de manera de agregar antecedentes en la discusión para evaluar la estabilidad de los parámetros asociados a la curva de demanda por dinero, y analizar si los desequilibrios monetarios explican o no la evolución reciente del tipo de cambio nominal. Para esto tomamos como *benchmark* una curva de demanda por dinero muy similar a la utilizada actualmente por el Banco Central, y una muestra que va desde enero de 1986 hasta abril del 2002.

II. ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR DINERO

El Banco Central efectúa una estimación econométrica para proyectar la demanda por saldos reales, definidos como M1A. La ecuación semilogarítmica contiene una serie de variables *dummy* estacionales y específicas (algunas de ellas no significativas) que se representa por:

$$\ln \left[\frac{M1A_t}{IPC_t} \right] = \theta \ln \left[\frac{M1A_{t-1}}{IPC_{t-1}} \right] + \alpha \ln (IMACEC_t) + \beta TINCAP3089_t + \Psi Dummies + \varepsilon_t \quad (1)$$

Preocupa que la alta tasa de crecimiento de M1A se vaya a reflejar en un incremento de los precios futuros y no responda a factores asociados a incrementos de la demanda por dinero.

Asociado a esto último, la elasticidad ingreso y semielasticidad interés de la demanda calculadas por el Banco Central se representan en el Cuadro 1.

CUADRO 1		
Demanda por Dinero		
	Elasticidad Ingreso	Semielasticidad Interés
Corto plazo	0.233972	-0.037638
Largo plazo	0.934865	-0.154307

La caída de la inflación ha provocado una disminución de la velocidad de circulación del dinero (IMACEC/M1A-real), la que, a pesar de presentar cierta estabilidad en los últimos meses, durante la década de los noventa mostró una clara caída de su tendencia de largo plazo, representada por la serie filtrada por Hodrick-Prescott.

* Se agradecen los comentarios de Pablo García. Esta Nota de Investigación se elaboró mientras los autores formaban parte de la División de Estudios del Banco Central.

** Escuela de Negocios, Universidad Adolfo Ibáñez.

*** Departamento de Estudios, Cámara Chilena de la Construcción, y Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Este análisis da pie para una evaluación de la estabilidad de los parámetros utilizados en la proyección de la demanda por dinero. Con este fin, se procedió a efectuar estimaciones recursivas con datos desde 1986:02 hasta 2002:04 (suponiendo un crecimiento del IMACEC de 3% para abril del 2002) utilizando una representación similar a la usada por el Banco Central (sólo se excluyeron algunas variables mudas o *dummy*, que no cambian los resultados del análisis).

Los resultados indican una clara inestabilidad en los parámetros claves de la ecuación. La elasticidad ingreso de largo plazo de la

GRÁFICO 1

Velocidad de Circulación del Dinero y Serie Filtrada por Hodrick-Prescott

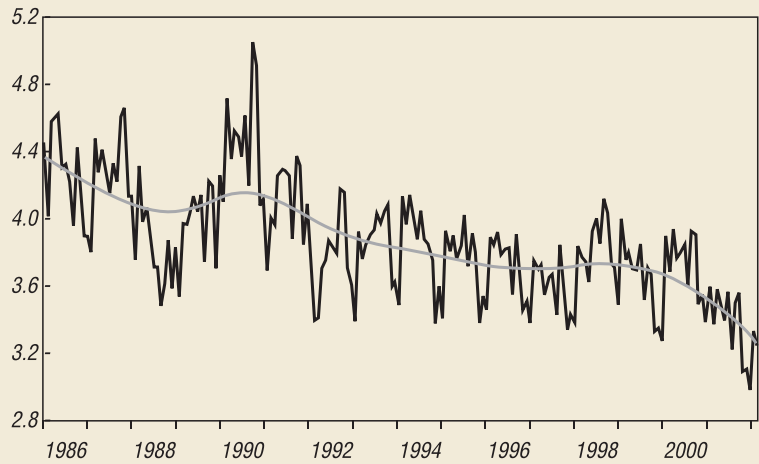
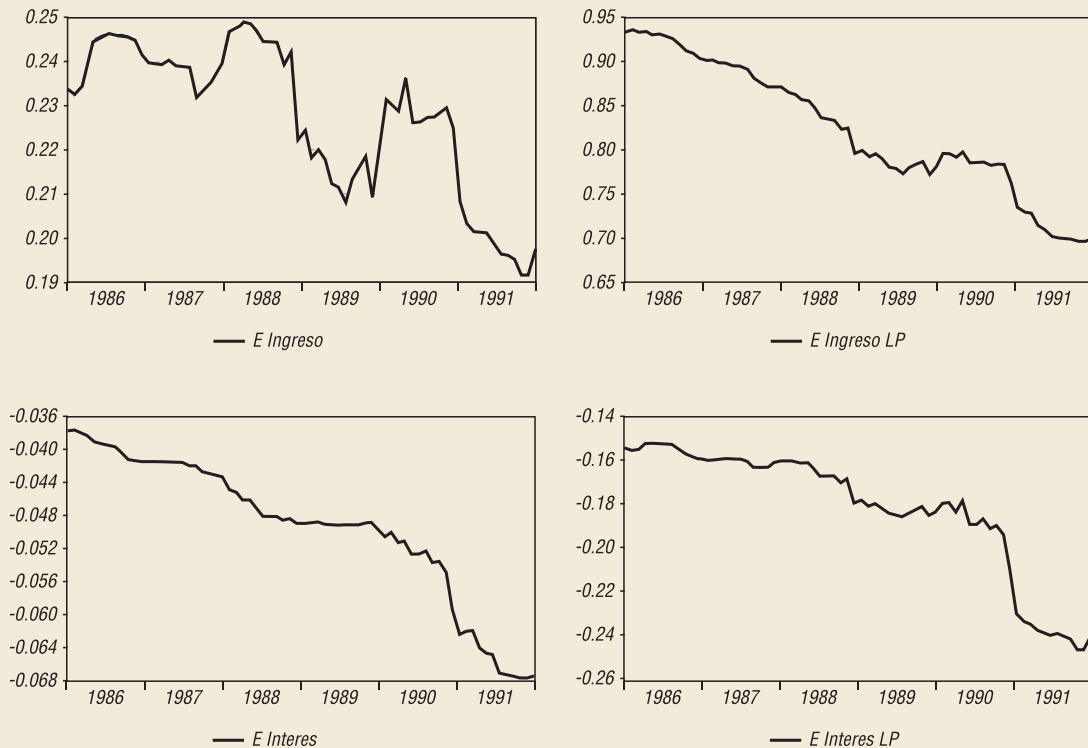
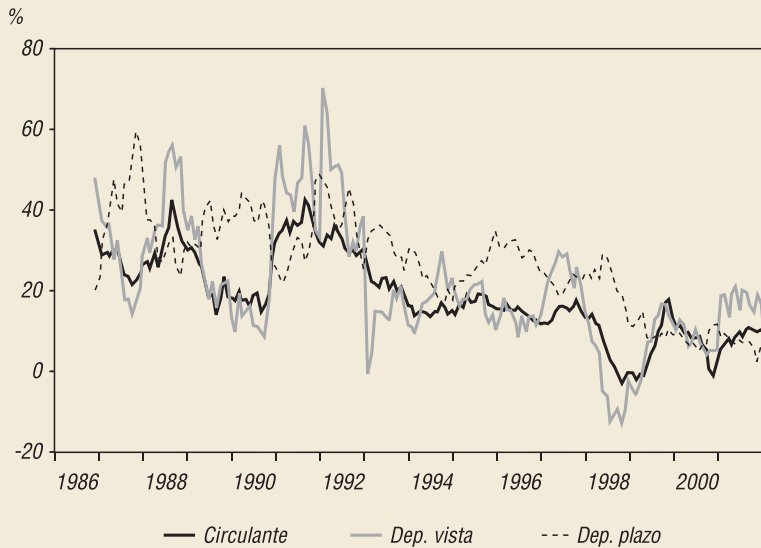


GRÁFICO 2

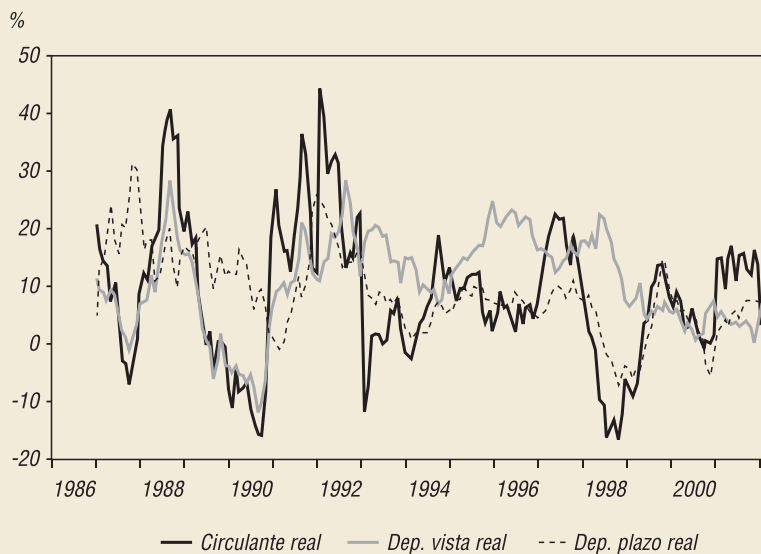
Elasticidad Ingreso y Semielasticidad Interés de la Demanda por Dinero Modificando el Tamaño Muestral (1986 a 1991): Corto y Largo Plazo



A. Crecimiento Anual del Circulante,
Depósitos a la Vista y Depósitos a Plazo (nominales)



B. Crecimiento Anual del Circulante,
Depósitos a la Vista y Depósitos a Plazo (reales)



demanda por dinero para toda la muestra es de 0.93; sin embargo, en la medida que quitamos meses iniciales a la muestra utilizada en la estimación, este coeficiente cae persistentemente a valores cercanos a 0.7 (considerando información estadística desde 1991:11 hasta 2002:04).

Para el caso de la semielasticidad interés ocurre algo similar. La caída de la velocidad asociada a menores niveles de inflación se traduce en un incremento en

valor absoluto de la semielasticidad interés de la demanda por dinero. Los valores utilizados por el Banco Central asociados a toda la muestra son del orden de -0.16 ; sin embargo, al ponderar más los datos recientes, esta elasticidad sube (en términos absolutos) a -0.24 . (Ver Gráfico 2)

Si bien los valores muestran una clara tendencia, también es cierto que si se calcula un intervalo de confianza a partir de los errores estándares de los estimadores, la tendencia se pierde estadísticamente. Sin embargo, es importante recalcar que a pesar de tener parámetros estadísticamente estables, las proyecciones puntuales se hacen sobre la base de valores centrales, lo cual puede haber llevado a error en las proyecciones puntuales (aunque no sería el caso si consideramos los errores de proyección involucrados).

Del análisis visual es posible, entonces, inferir que al proyectar el efecto de una caída de la tasa de interés, la cantidad demandada de dinero esté subestimada al considerar una elasticidad del orden de -0.16 en lugar del -0.24 encontrado.

Junto con esto, si analizamos la estructura que compone M2A, es posible visualizar una caída en la tasa de crecimiento de los depósitos a plazo, lo que implicaría un

incremento de la tasa de crecimiento del circulante y de los depósitos a la vista, en términos tanto nominales como reales. (Ver gráficos 3a y 3b)

La caída de las tasas de interés puede haber desalentado la renovación de este tipo de depósitos, lo cual, junto a una tasa de desempleo alta y persistente, habría hecho a los agentes traspasar sus fondos hacia activos más líquidos (circulante y depósitos a la vista). Esto habría incrementado la tasa

de expansión de M1A por sobre lo proyectado. Dicho fenómeno es coherente con la alta tasa de sustitución entre activos que se representa por una semielasticidad de la demanda más alta.

III. PROYECCIÓN FUERA DE MUESTRA Y ESTABILIDAD

Un ejercicio que permite evaluar el error de proyección de modelos que se estiman con muestras distintas surge de proyectar para el periodo 2000:01 al 2002:04 la que habría sido la cantidad demandada por dinero de haber considerado los parámetros estimados con información desde 1986:01 a 1999:12 en lugar de hacerlo con información desde 1991:01 a 1999:12. Dada la evidencia de inestabilidad de los coeficientes que representan a las elasticidades, discutida más arriba, es posible verificar que el error de proyección se incrementa cuando consideramos toda la muestra en nuestra estimación, es decir, con datos desde 1986:01, incorporando así en nuestra proyección un gran elemento de distorsión producto de la inestabilidad de los parámetros. La proyección del modelo que considera los datos más recientes tiende a estar más cerca de los datos reales de demanda por dinero, que aquéllos del modelo estimado con toda la muestra. (Ver Gráfico 4)

Un análisis de la estabilidad de los parámetros establece la existencia de inestabilidad a partir de los inicios de la década de los noventa, producto quizás de la instauración de un Banco Central independiente y, en consecuencia, de un proceso explícito de estabilización inflacionaria de parte de esta nueva estructura monetaria. Si bien los tests CUSUM no evidencian dicha estabilidad, tests CUSUMQ y Chow realizados para esa época entregan evidencia sustantiva de este quiebre.

GRÁFICO 4

Proyección de la Demanda por Dinero Fuera de la Muestra con Modelos Alternativos

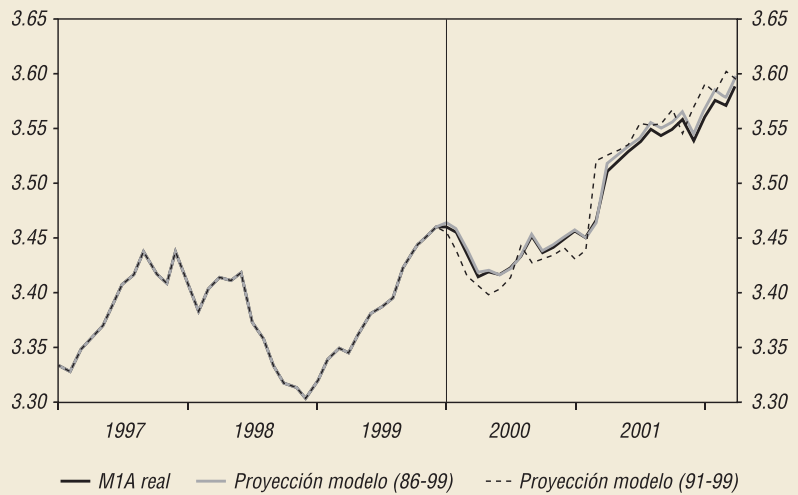
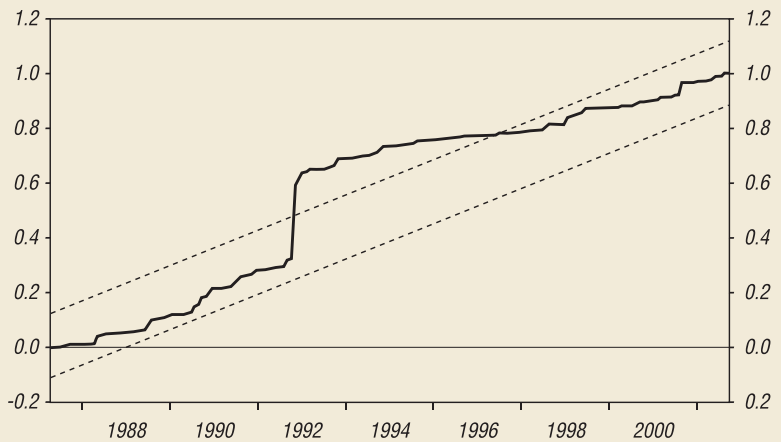


GRÁFICO 5

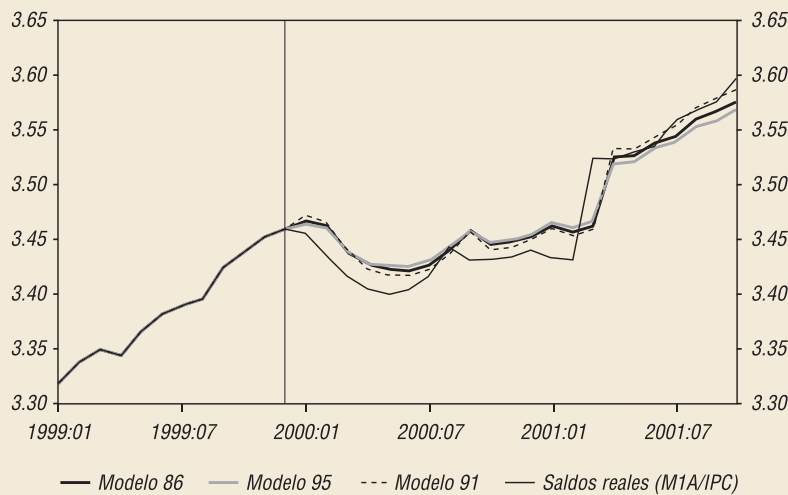
Test CUSUMQ para la Demanda Por Dinero



IV. RESTRICCIÓN A LA ELASTICIDAD UNITARIA EN EL LARGO PLAZO

A continuación se estima la ecuación de demanda por dinero de ajuste parcial, imponiendo una elasticidad ingreso unitaria y dejando libre la determinación de la semielasticidad de la tasa de interés. El Gráfico 6 muestra el ejercicio de proyección fuera de la muestra imponiendo esta restricción, considerando un periodo similar al presentado en el gráfico 4. Es posible deducir que la mejor proyección para el tercer trimestre del 2001

Proyección de la Demanda por Dinero Restringida
Fuera de la Muestra con Modelos Alternativos



restringido. Un test de Wald para el modelo no restringido estimado en el período 1998:01-1999:12, no permite rechazar la hipótesis nula de que el parámetro de largo plazo es 1, mientras que para la semielasticidad tampoco se puede rechazar la hipótesis de que sea -0.1.

Sin embargo, más allá de si las elasticidades son o no significativamente diferentes a un valor específico, en la práctica son estos valores puntuales estimados los que se usan al momento de proyectar la demanda por dinero. Es decir, a la luz del Gráfico 6, es muy probable que los intervalos del

error de predicción sean muy similares para los tres modelos estimados anteriormente.

CUADRO 2

Ecuación de Demanda por Dinero
de Ajuste Parcial

Muestra	Modelo no restringido		Modelo restringido
	Ingreso	Interés	Interés
1986:01 – 1999:12	0.9744	-0.1341	-0.1238
1991:01 – 1999:12	0.8971	-0.1336	-0.1006
1998:01 – 1999:12	1.5622	-0.2076	-0.2497

corresponde al modelo estimado con una base que pondera fuertemente los datos más recientes.

El modelo estimado es el siguiente, en cuyo caso la restricción de largo plazo unitaria opera imponiendo que $\alpha = 1 - \theta$:

$$\ln \left[\frac{MIA_t}{IPC_t} \right] = \phi + \theta \ln \left[\frac{MIA_{t-1}}{IPC_{t-1}} \right] + \alpha \ln (IMACEC_t) + \beta TINCAP3089_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Los valores del modelo que incorpora la restricción a la elasticidad ingreso unitaria reflejan un aumento en la semielasticidad tasa de interés para el período más reciente de la muestra (1998-1999). Los tests CUSUM y CUSUMQ reflejan estabilidad del modelo

V. SPILLOVER SOBRE EL MERCADO CAMBIARIO

Existiría la noción de que los desequilibrios monetarios, en términos de demanda por dinero no deseada (exceso de oferta), se traducirían en excesos de demanda en el mercado cambiario. El efecto sobre la evolución del tipo de cambio nominal que resulta del desequilibrio de corto plazo en el mercado monetario puede evaluarse por dos medios: i) analizando la capacidad explicativa de la evolución del tipo de cambio sobre la demanda por dinero; y ii) estudiando la capacidad explicativa de este residuo por sobre la evolución del tipo de cambio nominal. A continuación analizamos estos mecanismos de transmisión alternativos.

Primero se evalúa si la evolución del tipo de cambio nominal tiene alguna capacidad explicativa sobre la demanda por dinero. Considerando distintas muestras, el nivel de significancia es estadísticamente cero (valores p mayores de 20% para una muestra desde 1986 a 2002 y 38% para la muestra 1997-2002 (siempre considerando una matriz de varianzas y covarianzas coherente corregida por el método de *Newey-West*), de manera que es posible concluir que la evolución del tipo de

cambio *no ha sido determinante* en la evolución de la demanda por dinero (no se da el efecto de sustitución de monedas). La ecuación estimada se representa por:

$$\ln \left[\frac{MIA_t}{IPC_t} \right] = \phi + \theta \ln \left[\frac{MIA_{t-1}}{IPC_{t-1}} \right] + \alpha \ln (IMACEC_t) + \beta TINCAP3089_t + \lambda \hat{\varepsilon}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Analizando la ecuación de equilibrio de largo plazo que se muestra a continuación, el efecto es aún menos significativo, presentando valores p en torno a 60% (esto es, no rechazándose la hipótesis nula de que el parámetro asociado al tipo de cambio es cero).

$$\ln \left[\frac{MIA_t}{IPC_t} \right] = \phi + \alpha \ln (IMACEC_t) + \beta TINCAP3089_t + \lambda \hat{\varepsilon}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Considerando si el régimen cambiario es determinante en la sustitución de moneda, se procedió a estimar una ecuación de demanda por dinero de largo plazo para el período de septiembre de 1999 a abril del 2002 (período de tipo de cambio flotante sin bandas, pero con intervenciones moderadas al mercado cambiario durante los últimos tres meses) y se comparó con una estimación equivalente para el período 1991-2002.¹ Los resultados confirman las conclusiones anteriores, donde el parámetro asociado al cambio porcentual del tipo de cambio sigue siendo poco significativo, y donde la elasticidad interés de la demanda por dinero aumenta, haciéndose más sensible la cantidad demandada a cambios en la tasa de interés.

$$\ln \left[\frac{MIA_{-}SA_t}{IPC_{-}SA_t} \right] = \delta + \alpha \ln (IMACEC_{-}SA_t) + \beta TINCAP3089_t + \lambda \hat{\varepsilon}_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Alternativamente, si consideramos la relación entre el residuo de una ecuación de cointegración que no incorpora el efecto *sustitución de monedas* con la evolución del tipo de cambio nominal, tampoco se encuentra una relación explicativa. Lo mismo ocurre para la estimación de la ecuación de corto plazo.

La estimación del siguiente modelo fue utilizada para evaluar la hipótesis, donde $\hat{\varepsilon}$ representa la variación del tipo de cambio, ξ el residuo poblacional de la regresión, y $\hat{\varepsilon}$ representa el residuo muestral de la ecuación de demanda por dinero, ya sea de corto plazo (con coeficiente de ajuste parcial) o de largo plazo (relación de cointegración):

$$\hat{\varepsilon}_t = \eta_0 + \eta_1 \hat{\varepsilon}_{t-j} + \xi_t \quad (6)$$

Alternativamente se consideró $j=0$ (relación de error contemporánea) y $j=1$ (relación con un rezago), de manera de incorporar la idea de que el efecto del desequilibrio podría venir rezagado en un período (un mes). Para los casos anteriores, los valores estimados del parámetro η_1 fueron *no significativos* al 25%, considerando tanto los desequilibrios de la ecuación de corto plazo como los desequilibrios de largo plazo originados en la relación de cointegración. (ver Cuadro 4 y Gráfico 7)

VI. CONCLUSIONES

Esta nota presenta un ejercicio exploratorio con el fin de aportar antecedentes para el análisis de la estabilidad de los parámetros de la curva de demanda por dinero, considerando distintos períodos muestrales. Los resultados preliminares indican que existiría una tendencia a la caída en la elasticidad ingreso desde valores de 0.93 a valores de 0.7, mientras que la semielasticidad interés tiende a ir aumentando (en términos absolutos) de -0.16 a -0.24. Si bien no es posible diferenciar estadísticamente ambos parámetros, existiría evidencia econométrica que indicaría cierto grado de ajuste en al menos la semielasticidad interés de la demanda por dinero. Este resultado es importante, pues el proceso de proyección utiliza valores puntuales de los parámetros más que sus intervalos, de manera que a pesar de tener dos parámetros estadísticamente equivalentes, las proyecciones difieren sustancialmente. Esto se traduce en que la proyección fuera de la muestra para el período 2000-2002 es claramente superior cuando se determinan los parámetros con datos más reciente, a pesar de que es muy probable que el intervalo de proyección, el cual considera el error de proyección, sea notoriamente más inexacto.

Al repetir el ejercicio con una base desestacionalizada y sin variables *dummy*, pero ahora imponiendo elas-

¹ Se utilizó el método X-12 para desestacionalizar las series IMACEC, MIA e IPC.

CUADRO 3

Ecuación de Demanda por Dinero de Largo Plazo

Muestra	Elasticidad Ingreso (Valores p)	Semielasticidad Interés (Valores p)	Substitución de moneda (Valores p)
1991-2002	1.130722 (0.0000)	-0.046926 (0.0007)	-0.000286 (0.9150)
1999-2002	1.659496 (0.0001)	-0.156207 (0.0046)	-0.003723 (0.2584)

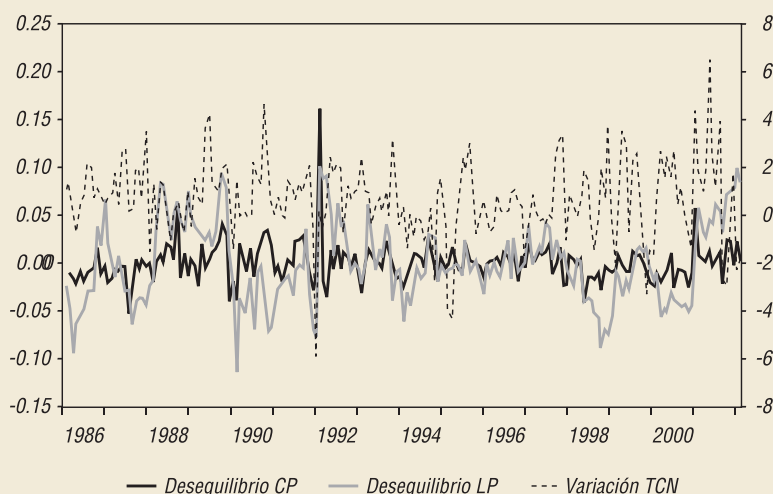
CUADRO 4

Ecuación de Demanda por Dinero con Relación de Error Contemporánea ($j=0$)

Modelo monetario	Coefficiente	Desv. estándar ^a
Corto plazo (Coeficiente de ajuste parcial)	6.587931	5.748195 (1.146087)
Largo plazo (Relación de cointegración)	-1.702717	2.649373 (-0.642687)

a. Tests-t entre paréntesis.

GRÁFICO 7

Spillover de la Demanda por Dinero sobre el Mercado Cambiario

ticidad ingreso de largo plazo unitaria, se confirma el resultado anterior con relación al eventual aumento en la semielasticidad interés de la demanda, desde valores de -0.12 a -0.25 (en lugar del -0.16 y el -0.24 encontrados en el modelo con variables *dummy* y factores estacionales, respectivamente).

La evaluación de la sustitución de monedas en la demanda por dinero es rechazada. La volatilidad

del tipo de cambio nominal, medida por la variación porcentual mensual, no es una variable significativa en cuanto a explicar la demanda por dinero.

También se evaluó la hipótesis del *spillover* desde el mercado monetario al cambiario, no encontrándose ningún efecto en esta dirección. Los parámetros son estadísticamente no significativos, considerando los residuos de la ecuación de cointegración de la demanda por dinero en términos contemporáneos, adelantados o rezagados.

En conclusión, la evidencia permite creer que el incremento observado en los últimos meses en la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero (M1A), obedecería a un cambio de portafolio (traspaso de fondos desde depósitos a plazo hacia depósitos a la vista y circulante) plenamente acorde con las estimaciones de una demanda por dinero que presenta una semielasticidad interés levemente superior a la considerada usualmente.

Esta nota de carácter exploratorio forma parte de una línea de análisis que se debe completar en un futuro, considerando metodologías de cointegración exploradas por otros autores (Adam, 2000 y Soto y Tapia, 2000) con relación a estimaciones recientes de demanda por dinero para Chile.

REFERENCIAS

- Adam, C. (2000). "La Demanda por Dinero por Motivo Transacción en Chile." *Economía Chilena* 3(3): 33-56.
- Soto, R. y M. Tapia (2000). "Cointegración Estacional de la Demanda por Dinero." *Economía Chilena* 3(3): 57-71.