

COINTEGRACIÓN ESTACIONAL EN LA DEMANDA DE DINERO

Raimundo Soto M.
Matías Tapia G.*

INTRODUCCIÓN

La existencia de una función de demanda por dinero estable es importante no sólo para el desarrollo de la teoría económica, sino además para un manejo adecuado de la política monetaria. Por consiguiente, no resulta sorprendente que la estimación empírica de la demanda de dinero sea una de las áreas predilectas de la econometría aplicada. Los resultados, no obstante, han sido con frecuencia poco satisfactorios, porque los parámetros estimados son tanto inestables como inconsistentes con la teoría económica. Episodios de “dinero desaparecido” —es decir, sobrepredicción sistemática de los principales agregados monetarios— han sido reportados para Estados Unidos (Goldfeld, 1973 y 1976) y para la mayor parte de los países desarrollados (Fair, 1987). Adicionalmente, muchas estimaciones entregan predicciones fuera de muestra que, por su inexactitud, no sirven de guía confiable y útil para la conducción de la política monetaria sobre la base de afectar algún agregado monetario (base monetaria, M1, reservas, etc.). Por ambas razones, muchos bancos centrales han preferido el uso de tasas de interés como instrumentos de la política monetaria.

En el caso de Chile, un conjunto amplio de trabajos han evaluado distintas especificaciones de la demanda por dinero, utilizando para ello técnicas econométricas cada vez más sofisticadas.¹ Al igual que en los países desarrollados tanto la estabilidad de las estimaciones como sus predicciones fuera de muestra han resultado decepcionantes. Matte y Rojas (1989) y Larraín y Larraín (1988), entre otros, utilizan especificaciones tradicionales a la Cambridge, encontrando elasticidades ingreso comparables a la de los países desarrollados (unitarias), pero mucho menores elasticidades con respecto a la tasa de interés

nominal. Estos modelos, sin embargo, no logran capturar en forma adecuada la dinámica de corto plazo del mercado monetario, tal como queda en evidencia en la alta correlación de los residuos. Como se reconoce en trabajos posteriores, la alta autocorrelación residual con frecuencia indica problemas de no estacionariedad de las variables. La cointegración entre el dinero y sus determinantes en Chile, sin embargo, no resulta fácil de alcanzar y usualmente tiene que ser obtenida de manera forzada mediante la inclusión de variables *ad hoc* o restringiendo el período de análisis. Por ejemplo, los estudios de Labán (1991), Herrera y Vergara (1992), y Apt y Quiroz (1992) sólo obtienen una relación de cointegración entre el dinero real y sus determinantes una vez que se incluyen variables mudas (*dummies*) y se excluye el período previo a la recesión de 1982-1983. La mayor parte de estos estudios, además, generan predicciones fuera de muestra excesivamente volátiles (Soto, 1996; Adam, 2000).

Una de las explicaciones dadas para la inestabilidad de las estimaciones de la demanda de dinero es que éstas omiten algún componente importante, pero no observable, lo que sesga las estimaciones y hace poco confiable las predicciones. Por ejemplo, la innovación financiera es un factor no observable que afecta la demanda de dinero al modificar las necesidades que tienen los agentes de mantener circulante por motivos de precaución o transacción. Arrau y de Gregorio (1993) proponen capturar este fenómeno mediante un intercepto de la función de demanda que varía en función del tiempo, mientras que Soto (1996) endogeniza la innovación financiera como una decisión óptima de los agentes económicos en un esquema de equilibrio general.

* Banco Central de Chile. Agradecemos los excelentes comentarios recibidos de Rómulo Chumacero, de un árbitro anónimo y de los participantes en seminarios en el Banco Central de Chile, en la Universidad Católica y en el Encuentro de Economía de Chile, 2000.

¹ Una descripción de los 26 principales estudios hechos en Chile se presenta en Mies y Soto (2000).

Este trabajo explora una forma alternativa y más simple de enfrentar la inestabilidad de la demanda por dinero, que no supone la existencia de componentes no observados. Para ello, se utilizan técnicas de cointegración estacional. La estacionalidad es un fenómeno que no ha recibido suficiente atención en los estudios de demanda por dinero o en la literatura económica en general. El tratamiento estándar consiste en recurrir a algún método sencillo que permita desestacionalizar las variables y estimar modelos con los datos filtrados. Los métodos más comunes son el uso de *dummies* —lo que supone implícitamente que la estacionalidad es un fenómeno determinístico— y los filtros del tipo diferencias período-a-período o el método X-11 —los que usualmente adulteran la estructura estocástica de las variables. Soto (2000) encuentra que la mayoría de las series macroeconómicas chilenas son estacionalmente integradas (es decir, tienen raíces unitarias en su componente estacional) y discute por qué desestacionalizarlas con los métodos tradicionales resulta inadecuado. Más aún, la presencia de raíces unitarias estacionales puede originar problemas de correlaciones espurias y parametrizaciones inestables.

Si hay raíces unitarias estacionales, es posible que exista cointegración estacional. Es decir, relaciones de largo plazo entre los componentes estacionales de las variables que entregan información valiosa sobre la evolución de la cantidad demandada de dinero. Así, la hipótesis básica de este trabajo es que parte importante de la inestabilidad observada en las estimaciones tradicionales de demanda por dinero podría deberse a la omisión de este fenómeno.

La próxima sección discute la metodología de análisis de la demanda de dinero y provee una base para la especificación empírica que se usará en las estimaciones econométricas. Los detalles de la derivación teórica se encuentran en el trabajo de Soto y Tapia (2000). Adicionalmente, se presentan los elementos básicos de la econometría de raíces unitarias estacionales y el modo de testear su presencia. Finalmente, se discute la modelación de procesos de series de tiempo donde se verifica la cointegración estacional en un contexto de modelos de corrección de errores. Del análisis resulta evidente el papel que puede desempeñar la cointegración estacional en mejorar la calidad de las estimaciones y la estabilidad de los parámetros. La omisión de tendencias comunes en frecuencias estacionales puede

llevar a que los modelos estimados tengan problemas de variables omitidas y sean inestables.

Una tercera sección, que entrega los principales resultados del presente artículo, se divide en tres áreas. Tras describir los datos que se utilizan en el estudio, se demuestra que tanto el dinero como sus principales determinantes presentan componentes no estacionarios de largo plazo y estacionales. Esta evidencia sugiere que muchas de las estimaciones previas de la demanda por dinero presentan problemas econométricos y pueden haber encontrado correlaciones espurias. El testeo encuentra tres vectores de cointegración, correspondientes al largo plazo (el vector de cointegración “tradicional”), la frecuencia semestral y la frecuencia trimestral. Luego, se estiman estos vectores y el correspondiente modelo de corrección de errores.

La estimación, que no incorpora ninguna variable *dummy ad hoc*, es robusta y entrega parámetros para el vector de cointegración de largo plazo de magnitud similar a los encontrados en algunos estudios anteriores. La dinámica de corto plazo, no obstante, difiere de forma importante de la encontrada por modelos de corrección de errores simples. En particular, se muestra que los ajustes al equilibrio de largo plazo son bastante más rápidos de lo estimados previamente. Por otro lado, los *shocks* estacionales —que contienen información importante para determinar la evolución de largo plazo del mercado monetario— se disipan en forma lenta. La última parte del análisis empírico estudia las habilidades predictivas de este modelo. Se encuentra que el modelo de cointegración estacional tiene una mejor capacidad predictiva, al entregar menores errores cuadráticos medios y absolutos en sus predicciones.

METODOLOGÍA DE ANÁLISIS

Esta sección presenta una descripción analítica del modelo de demanda de dinero estimado, así como los elementos centrales de la econometría de raíces unitarias y cointegración estacional.

Modelo Analítico

Debido a que el interés de este estudio es explotar las dimensiones econométricas de la estacionalidad estocástica, en este trabajo no se desarrolla un modelo

de la demanda de dinero microfundado, sino que se utiliza la siguiente formulación:²

$$\frac{M_t^d}{P_t} = L(w_t, r_t, z_t) \quad (1)$$

donde M_t^d son los saldos monetarios que mantienen los individuos, P_t es el nivel de precios, w_t es una variable de escala que refleja el número de transacciones realizadas o el nivel de ingreso, r_t es el costo alternativo de mantener dinero, y z_t representa variables que pueden afectar el nivel de la demanda de dinero relacionadas, por ejemplo, a cambios tecnológicos o innovación financiera.

Si la especificación de la demanda de dinero se obtiene por motivos de transacción (sea por costos de compras o *cash in advance*); o si ella resulta de introducir directamente el dinero en la función de utilidad, es frecuente utilizar la siguiente versión linealizada de la ecuación (1):

$$\log(m_t^d) = \alpha + \beta \log(w_t) - \gamma \frac{r_t}{1+r_t} + \delta \log(z_t) \quad (2)$$

donde m_t^d son los saldos reales de dinero. En la mayoría de las especificaciones, w_t corresponde al consumo del sector privado. Cuando se deriva la demanda de dinero de un modelo de equilibrio general con agentes múltiples, w_t incluye consumo, inversión y el gasto del gobierno (lo que sugiere utilizar como variable de escala el PIB). Por otro lado, r_t considera tanto el costo alternativo de los depósitos en moneda doméstica (la tasa de interés de captación doméstica, i_t) como el eventual costo de depósitos similares hechos en moneda extranjera (i_t^*) y que incluye tanto la tasa de interés externa como la devaluación esperada del tipo de cambio nominal para el período.³

Este modelo deriva una relación de equilibrio de largo plazo entre la cantidad demandada de dinero y sus determinantes. Resulta evidente que no se hace referencia alguna a la existencia de tendencias estocásticas estacionales que son el principal aporte empírico de este trabajo. Ello refleja la relativa ignorancia que existe en la teoría económica respecto de los factores que producen el comportamiento estacional (más allá del clima). El trabajo supone que la forma particular que toma la dinámica de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo —incluyendo las fluctuaciones estacionales— es un fenómeno netamente empírico.

Raíces Unitarias en los Componentes Estacionales

La estacionalidad en las estimaciones de la demanda de dinero ha sido estudiada de manera insuficiente. Típicamente, se recurre a algún método sencillo que permita desestacionalizar las variables y estimar modelos con los datos filtrados. Entre los métodos más comunes está el uso de variables *dummies*, cuya principal limitación es suponer implícitamente que la estacionalidad es un fenómeno determinístico. Alternativamente, es común usar filtros del tipo diferencias período-a-período o el método ARIMA X-11, los que si bien asumen que la estacionalidad es estocástica, pero estacionaria, en su intento por removerla usualmente adulteran la estructura estocástica de las variables. Cuando las series macroeconómicas son estacionalmente integradas (es decir, en el caso de los *shocks* estacionales que tienen componentes permanentes), desestacionalizarlas con dichos métodos resulta inadecuado. Más aún, el no reconocer la existencia raíces unitarias estacionales en estudios previos puede originar problemas de correlaciones espurias y parametrizaciones inestables.

La remoción de estacionalidad, además, afecta el poder de los tests de raíces unitarias y de cointegración sobre cuyos resultados los econométricos se basan para determinar la forma funcional de los modelos y juzgar la calidad de las estimaciones. Si la estacionalidad es determinística, removerla con la ayuda de variables estacionales no tiene efecto alguno sobre el desempeño o resultado de los tests de raíz unitaria. Sin embargo, en presencia de efectos estacionales estocásticos, los filtros tradicionales pueden afectar de manera significativa el poder de los tests de raíz unitaria. Ghysels (1990) muestra que la remoción de estacionalidad con el método X-11 o una “variación en X períodos” introduce persistencia excesiva en la serie, lo cual reduce el poder de los tests para ser capaces de rechazar la hipótesis de no estacionariedad. Olekalns (1994) extiende este resultado a los casos

² Soto y Tapia (2000) discuten los fundamentos de esta especificación en un contexto de equilibrio general.

³ Sriram (1999) evalúa 32 estudios recientes sobre la demanda de dinero en 15 países, encontrando que en 18 de ellos se usa M1 como agregado monetario (el resto usa M2, M3, base monetaria, o circulante), en 25 estudios se utiliza el PIB como la variable escala (el resto usa absorción, ingreso nacional o producto industrial), en tanto que sólo en 13 estudios se emplea la tasa de interés de depósitos (en el resto se usa tasas de captación, bonos públicos, interbancarias, etc.).

en que usan *dummies* o filtros *band-pass* para remover la estacionalidad. Abeyasinghe (1994) muestra que la remoción de estacionalidad estocástica con *dummies* conduce a un problema de regresión espuria.

Soto (2000) encuentra que ello también ocurre con los datos de Chile: la remoción de componentes estacionales usando *dummies*, filtros X-11 o diferencias en n-períodos produce severos problemas estadísticos y distorsiona la evaluación de la presencia de raíces unitarias en 8 de las 15 principales variables macroeconómicas en el período 1983-1999. Resulta interesante señalar que el PIB, dinero real, consumo, IPC, las tasas nominales de interés y el tipo de cambio nominal se ven afectados por los métodos tradicionales de ajuste estacional.

Si los componentes estacionales de una variable son estocásticos, es posible que ella tenga una raíz unitaria no sólo en su comportamiento de largo plazo, sino también en los efectos estacionales. Para testear la existencia de raíces unitarias estacionales, se usará en el presente trabajo el método HEGY desarrollado por Hylleberg *et al.* (1990). Si bien existen métodos alternativos (como el de Canova y Hansen, 1995), se prefiere el test HEGY, porque procede de general a específico, tiende a ser más robusto en presencia de raíces unitarias no estacionales en las variables, y tiene mayor poder que especificaciones alternativas (ver Hylleberg, 1995).

El test HEGY parte de la base que el crecimiento anual de cualquier serie de tiempo en frecuencia trimestral se puede descomponer de la siguiente forma:

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL) \quad (3)$$

donde L es un operador lineal de rezagos e $i=\sqrt{-1}$. El término del lado izquierdo es la tasa de crecimiento anual o diferencia en logaritmos en cuatro períodos. Los términos del lado derecho corresponden respectivamente a la diferencia anual, la diferencia semestral y, los últimos dos términos, al componente trimestral de la serie.

La especificación (3) es muy útil ya que permite obtener un test de forma general, capaz de evaluar en forma simultánea diversas hipótesis sobre el

proceso de comportamiento de la serie. La forma general del test de la descomposición anterior es:

$$(1-L^4) = (1-\alpha_1 L)(1+\alpha_2 L)(1-\alpha_3 iL)(1+\alpha_4 iL) \quad (4)$$

donde α_1 , α_2 , α_3 , y α_4 son parámetros. La distinta conformación de parámetros da origen a variables que tienen raíces unitarias en distintas frecuencias. En particular:

Si $\alpha_1 = 1$, la variable tiene una raíz unitaria no estacional (la raíz unitaria tradicional).

Si $\alpha_2 = 1$, la variable tiene una raíz unitaria de frecuencia semestral.

Si $\alpha_3 = 1$ y $\alpha_4 = 1$, la variable tiene raíz unitaria trimestral.

La implementación del test requiere definir las siguientes variables auxiliares:

$$\begin{aligned} x_{1t} &= (1+L+L^2+L^3)x_{t-1} = x_{t-1} + x_{t-2} + x_{t-3} + x_{t-4} \\ x_{2t} &= (1-L+L^2-L^3)x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2} + x_{t-3} - x_{t-4} \\ x_{3t} &= x_{t-1} - x_{t-3} \end{aligned} \quad (5)$$

Las variables se usan para estimar esta ecuación por mínimos cuadrados ordinarios:

$$(1-L^4)x_t = \pi_1 x_{1t-1} - \pi_2 x_{2t-1} + \pi_3 x_{3t-1} - \pi_4 x_{3t-2} + \epsilon_t \quad (6)$$

Al igual que en el test de Dickey-Fuller, la hipótesis nula del test es que existen raíces unitarias en los componentes anuales, semestrales y trimestrales. La hipótesis alternativa es que las variables son estacionarias. Opcionalmente, se puede incorporar una tendencia, la constante y *dummies* estacionales. Estas últimas capturan la presencia de estacionalidad no estocástica. La interpretación de los resultados es la siguiente:

- (a) Si no se puede rechazar la hipótesis nula que $\pi_1 = 0$, existe una raíz unitaria no estacional en x_t .
- (b) Si no se puede rechazar la hipótesis nula que $\pi_2 = 0$, existe una raíz unitaria semestral (bianual) en x_t .
- (c) Si no se puede rechazar la hipótesis nula conjunta que $\pi_3 = \pi_4 = 0$, existe una raíz unitaria estacional trimestral en x_t .

La interpretación de la hipótesis (a) es la estándar de un test de Dickey-Fuller. Nótese que la hipótesis (c)

requiere un test conjunto. En este caso, basta usar un test F. Además, debido a que el test se basa en la hipótesis de no estacionariedad en los distintos componentes, su poder es limitado para distinguir procesos estacionarios con autocorrelación cercana, pero distinta a uno. La inclusión de rezagos de la variable dependiente, sin embargo, permite controlar la eventual correlación de residuos y aumenta el poder del test. Además, la inclusión de variables mudas estacionales, tendencia y constante permite enriquecer la hipótesis alternativa, que en ausencia de estas adiciones es que la serie es un ruido blanco.

Bajo la hipótesis nula que hay raíces unitarias en la variable, los tests de hipótesis de los parámetros obtenidos no tienen la distribución estándar normal, por lo que los resultados del test deben contrastarse con los valores críticos tabulados por HEGY. Éstos, a su vez, dependen de si la hipótesis nula incorpora regresores de intercepto, tendencia determinística y estacionalidad determinística.

Cointegración Estacional

La presencia de raíces unitarias estacionales sugiere de modo natural evaluar la presencia de cointegración estacional. Es decir, tendencias estocásticas comunes de largo plazo entre los componentes estacionales de distintas variables. Para el caso de la demanda por dinero, resulta razonable investigar si la estacionalidad de la variable de escala o transacciones se traduce en comportamientos estacionales equivalentes en los saldos monetarios. La cointegración estacional puede verse del mismo modo que la cointegración de largo plazo, es decir, como un desplazamiento paralelo entre las variables como resultado de tendencias estocásticas comunes.

El modelo de cointegración para distintas frecuencias se obtiene de una extensión directa que Engle *et al.* (1992) realizan del popular esquema de cointegración y corrección de errores desarrollado por Engle y Granger (1987). Utilizando la descomposición de las series ya expuestas, interesa ver la existencia de vectores de cointegración en distintas frecuencias:

(1) Si la cointegración se produce sólo en los componentes de largo plazo, se tiene un modelo de corrección de errores clásico, como el planteado por

Engle-Granger (1987):

$$\Delta y_t = \alpha \beta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

donde y es un vector que contiene las variables de interés (en nuestro caso m , PIB , i , i_t^*), β es el vector de cointegración y α es el factor de ajuste. Este último señala qué fracción del desequilibrio entre las variables respecto de su relación de largo plazo que se observó en “ $t-1$ ” se ajusta en el período “ t ”.

(2) Cuando además hay cointegración en los componentes estacionales semestrales, el modelo de corrección de errores puede expresarse como:

$$y_t - y_{t-2} = \frac{1}{2} \alpha_1 \beta_1 (y_{t-1} + y_{t-2}) + \frac{1}{2} \alpha_2 \beta_2 (y_{t-1} - y_{t-2}) + \epsilon_t \quad (8)$$

donde α_1 y α_2 son factores de ajuste. El primer término de la ecuación corresponde al promedio anual de la variable, por lo que β_1 corresponde al vector de cointegración de largo plazo clásico expuesto anteriormente. El segundo término, en cambio, mide la variación intraanual, por lo que β_2 es el vector de parámetros que hace cointegrar la variación intraanual de estas variables.

(3) Si existe también cointegración en la frecuencia trimestral, el modelo de corrección de errores se puede expresar como:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-4} = & \frac{1}{4} \alpha_1 \beta_1 (y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4}) + \\ & \frac{1}{4} \alpha_2 \beta_2 (y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4}) + \\ & \frac{1}{4} (\alpha_R \beta_R + \alpha_I \beta_I) (y_{t-2} - y_{t-4}) + \\ & \frac{1}{4} (\alpha_I \beta_R + \alpha_R \beta_I) (y_{t-1} - y_{t-3}) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

donde los primeros dos términos corresponden a la cointegración no estacional y semestral, respectivamente, y su interpretación es análoga a la realizada anteriormente. Los últimos dos términos tienen una interpretación más compleja ya que corresponden a un caso de cointegración polinomial (los subíndices I y R denotan los componentes imaginarios y reales de la solución).

El problema de la ecuación (9) radica en que estos polinomios no necesariamente tienen rango reducido y los parámetros no están identificados. Lee (1992) propone, como mecanismo para lograr la identificación, deshacerse del segundo término,

asumiendo que $\alpha_R \beta_I - \alpha_I \beta_R = 0$. Ello es claramente arbitrario. Un supuesto menos restrictivo sería, como lo plantean Johansen y Schaumburg (1999), asumir que $\beta_I = 0$, con lo cual la ecuación queda como:

$$y_t - y_{t-4} = \frac{1}{4} \alpha_1 \beta_1 (y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4}) + \frac{1}{4} \alpha_2 \beta_2 (y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4}) + \frac{1}{4} (\alpha_R L - \alpha_I) \beta'_R (y_{t-1} - y_{t-3}) + \epsilon_t \quad (10)$$

La interpretación del último término es ahora algo más sencilla: el término $\beta'_R (y_{t-1} - y_{t-3})$ es directamente estacionario o, en su defecto, cointegra con su propio rezago.

La especificación de la cointegración estacional deja en evidencia el papel que ésta podría cumplir para mejorar nuestro entendimiento de los determinantes de la demanda de dinero, permitiendo a la vez obtener estimaciones más robustas. Si no existen componentes cointegrados en frecuencia semestral o trimestral, la especificación de la ecuación (10) corresponde al modelo estándar de corrección de errores empleado en muchas estimaciones para el caso chileno (Soto, 1996; Adam, 2000). No obstante, si existen componentes que cointegren en frecuencia estacional, la ecuación (10) señala que dichos modelos estándares están mal especificados, pues han omitido relaciones de equilibrio que contienen información relevante para determinar los saldos monetarios deseados por los agentes económicos

ANÁLISIS EMPÍRICO

Basándose en la especificación analítica anteriormente expuesta, el modelo econométrico utiliza el agregado monetario que se acerca de mejor forma a la noción de dinero para transacciones, a saber, el promedio trimestral de los saldos de M1A deflactados por el IPC. Se usa el PIB real como la variable que representa el volumen de transacciones de la economía. El costo alternativo doméstico del dinero es representado por la tasa de captación nominal a 90 días, en tanto que su contrapartida externa corresponde a la tasa LIBO más la devaluación nominal trimestral efectiva del peso chileno. Esta forma de modelar supone que los agentes

tienen expectativas racionales perfectamente miopes, en el sentido de Turnovsky (2000). Ninguna variable ha sido ajustada estacionalmente y las series abarcan desde 1977 a 2000 en frecuencia trimestral.⁴ El Gráfico 1 presenta los datos, los cuales muestran evidentes patrones estacionales.

La estrategia econométrica es directa. En la primera parte se realiza un análisis del orden de integración de las variables, tanto para su frecuencia anual como semestral y trimestral de acuerdo con el test HEGY. En segundo lugar, se estima el modelo de cointegración estacional y su estructura de corrección de errores utilizando un modelo no lineal. El modelo estimado es sometido a pruebas de estabilidad y su capacidad de predicción evaluada dentro y fuera de la muestra. Posteriormente, se comparan estos resultados con los que se obtendrían de modelos de cointegración y corrección de errores estándares que ignoran el componente de cointegración estacional. Finalmente, las estimaciones se hacen en el período 1977:1-1999:2, de modo tal que reservamos los datos del período 1999:3 a 2000:2 para efectuar y evaluar predicciones de la demanda de dinero fuera de muestra.

Orden de integración de las variables

La Tabla 1 presenta las estimaciones de autocorrelación y los tests de raíz unitaria realizados a las variables. Salvo en el caso de las tasas de interés, todas ellas presentan un alto grado de correlación de primer orden, lo que sugiere la presencia de raíces unitarias. No obstante, la suma de las primeras cuatro autocorrelaciones de las tasas de interés alcanza valores bastante cercanos a uno, por lo que encontrar raíces unitarias en los datos también debiese ser el resultado esperado. Se utilizan tres pruebas estándares para evaluar la presencia de raíces unitarias: Dickey-Fuller (1981), Phillips-Perron (1988), y Kwiatkoski *et al.* (1993). Los dos primeros se construyen en torno a la hipótesis nula de no estacionariedad, mientras el tercero se desarrolla para la nula de estacionariedad, por lo que se usan de manera complementaria.

Los tests de Dickey-Fuller indican que todas las variables serían integradas de orden 1. Por el contrario, los tests de Perron (que extienden los tests DF para permitir un proceso ARMA en los residuos) rechazan la no estacionariedad de las series excepto en los casos de M1 y M2. Los tests KPSS, por último,

⁴ Para la conducción de política monetaria sería conveniente tener un modelo en frecuencia mensual. La teoría asintótica de cointegración estacional que se requeriría, sin embargo, aún no se ha desarrollado.

GRÁFICO 1

Dinero y sus Determinantes en Chile, 1977-1999

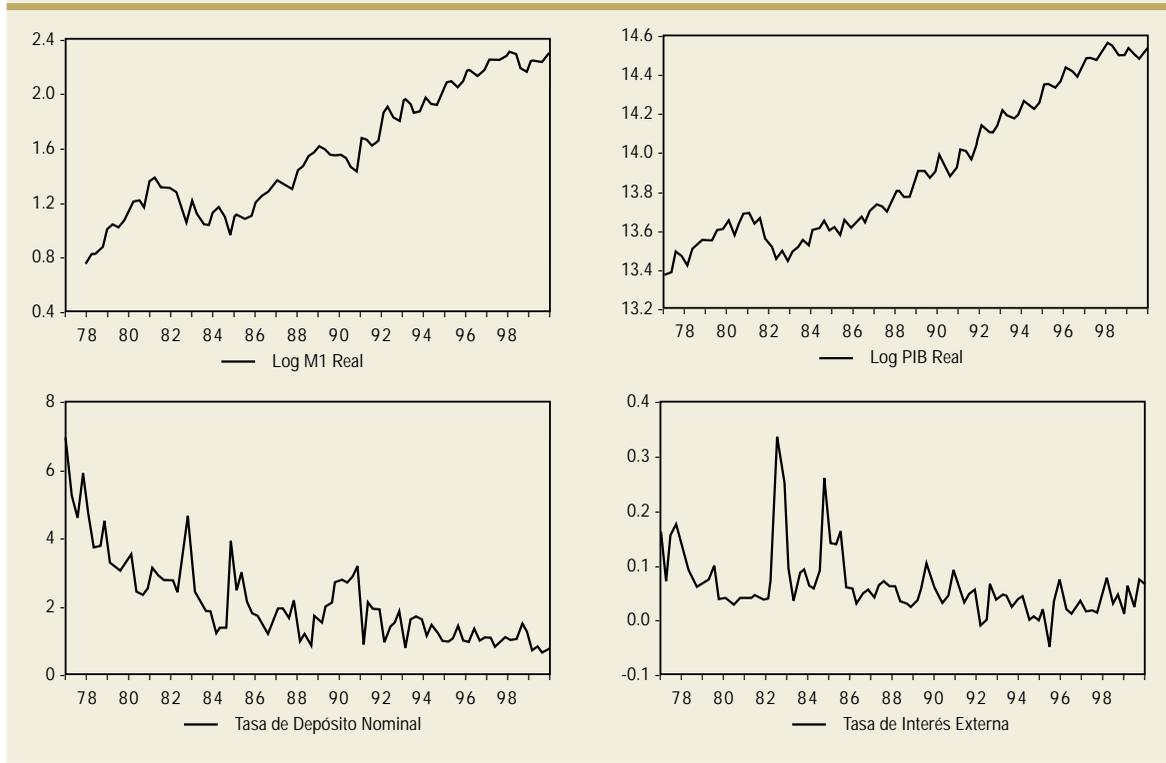


TABLA 1

Tests de Raíces Unitarias
1977.1-1999.4

	Autocorrelación		Dickey Fuller		Phillips Perron		KPSS (4 Rezagos)		Test de Raíces Unitarias Estacionales HEGY					
	ρ_1	$\sum_{i=1}^4 \rho_i$	Const	Const Tend	Const	Const Tend	Const	Const Tend	t π_1	t π_2	t π_3	t π_4	F $\pi_3 \cap \pi_4$	Rezagos
M1 real	0.964	0.981	-1.24	-1.99	-2.84	-1.79	1.856	0.199	-2.61	-1.92	-2.39	-2.57	6.17	7
M2 real	0.963	0.823	-1.09	-0.82	-0.78	-0.68	1.851	0.133	-2.11	-2.45	-5.01	-0.05	12.58	7
PIB real	0.957	1.019	-1.20	-1.65	-0.99	-4.06	1.774	0.352	-1.73	-2.45	-1.23	-2.67	4.51	4
Tasa de Interés Internacional	0.506	0.797	-2.47	-1.85	-6.03	-6.63	1.684	0.347	-2.00	-4.19	-3.14	-3.76	12.05	5
Tasa de Interés Colocación	0.646	0.932	-2.65	-3.04	-4.79	-6.31	1.524	0.127	-2.42	-2.68	-0.50	-3.03	4.76	4
Tasa de Interés Captación	0.534	0.827	-2.89	-3.43	-5.66	-6.84	1.450	0.114	-2.88	-2.51	-0.47	-3.29	5.54	4
Valores críticos al 95%	-	-	-2.90	-3.48	-2.90	-3.48	0.463	0.166	-3.71	-3.08	-2.26	-4.02	6.55	-

rechazan la hipótesis nula de estacionariedad, excepto para M2 y las tasas de interés. No existe siquiera un caso en que la conclusión de los tres tests sea coincidente.

Estas discrepancias podrían ser causadas por el bajo poder de estos tests cuando el verdadero proceso que sigue la variable es arbitrariamente cercano a una raíz unitaria (Cochrane, 1991). Igualmente, ello puede deberse a que los tests de raíces unitarias son sensibles a la presencia de quiebres estructurales (Hamilton, 1994). Ghysels (1990), Lee y Siklos (1991), y Abeyasinghe (1994) demuestran que los resultados de los tests DF y Perron se distorsionan fuertemente por la presencia de factores estacionales o por los métodos utilizados para aislar esos componentes. Debido a los evidentes patrones estacionales de las variables, resulta imprescindible realizar un test más robusto a este problema.

Las últimas columnas de la Tabla 1 presentan los resultados de los tests de raíz unitaria estacional. La columna 9 indica que la mayoría de las variables son no estacionarias en la frecuencia cero (es decir, no estacionarias en el largo plazo), siendo M2 la única excepción. Además, se encuentra que muchas de las variables tienen también raíces unitarias en alguno de los componentes estacionales. Como señala la columna 10, excepto por la devaluación nominal y la tasa LIBO, todas las variables tienen una raíz unitaria en la frecuencia semestral. Las columnas 11 y 12 sugieren que un número significativo de variables tiene una raíz unitaria en la frecuencia trimestral, como lo indican los tests individuales para los coeficientes π_3 y π_4 . Aunque la evidencia es heterogénea con relación al coeficiente π_3 , para la mayoría de las variables no se puede rechazar la hipótesis de no estacionariedad en base a π_4 . Utilizando los tests F para la hipótesis conjunta de π_3 y π_4 , presentados en la última columna, podemos determinar que las raíces unitarias en la frecuencia estacional están presentes en M1 real, PIB, y las tasas de interés domésticas.⁵

⁵ Chumacero (2000) señala que en muchos modelos analíticos de equilibrio general la tasa de interés debe ser estacionaria. Aun si ello es conceptualmente correcto, en este trabajo utilizamos una perspectiva más pragmática sobre la base de los argumentos de Cochrane (1991), quien demuestra que en una muestra finita el verdadero proceso de las variables puede ser irrelevante, siendo más apropiado determinar su mejor representación estadística, dada la limitación de datos. En nuestro caso la mejor representación de las tasas de interés es como $I(1)$.

Estos resultados pueden servir para entender la evidencia contradictoria respecto a las raíces unitarias. Los tests DF, PP, y KPSS son, como ya se dijo, sensibles a la presencia de residuos no estacionarios o correlacionados y a la utilización de un filtro inadecuado en la remoción de la estacionalidad. Adicionalmente, este problema en los tests de raíz unitaria puede haber distorsionado los resultados obtenidos de los tests de cointegración en 2 etapas de Engle y Granger aplicados en estudios anteriores. Es posible que los problemas experimentados para lograr cointegración entre las variables se deban a la presencia (no detectada) de estacionalidad no estacionaria.

Estimación de los Vectores de Cointegración Estacional

La evaluación de la presencia de cointegración de largo plazo, semestral y trimestral procede en dos etapas. En la primera, se determina el número de vectores de cointegración en cada frecuencia que está presente en los datos usando el procedimiento del test de traza de Johansen (1988). Aunque una alternativa es seguir a Engle *et al.* (1992) y testear si existen raíces unitarias en los residuos del vector de cointegración, el procedimiento de Johansen resulta superior en presencia de alta autocorrelación de los residuos de los vectores de cointegración, y cuando la dimensionalidad de la matriz de cointegración no es segura (Hargreaves, 1994). Éste es precisamente el caso que se estudia en este trabajo, en el cual la variación trimestral podría filtrarse a los residuos de las frecuencias de largo plazo y semestral.

La Tabla 1 del anexo entrega los resultados del test de traza para cada una de las frecuencias, utilizando como valores críticos aquellos tabulados especialmente para cointegración estacional por Johansen y Schaumburg (1999). Como se puede ver, se obtiene evidencia consistente con un único vector de cointegración en cada frecuencia. Esto contradice el resultado de Adam (2000) quien, con datos mensuales entre 1986 y 1998, no puede rechazar la existencia de dos vectores de cointegración no estacionales. Es importante recordar que el hallazgo de un segundo vector de cointegración puede ser un problema de correlación espuria en tanto que la ausencia de cointegración no puede serlo. El hecho que hayan vectores de cointegración en frecuencias trimestrales o bianuales sugiere que los modelos previamente estimados en la literatura pueden estar mal especificados.

TABLA 2
Modelos de Cointegración Estacional y Corrección de Errores
1977.1-1999.2

	Cointegración Estacional	Cointegración Tradicional	
	Estimación en una Etapa	Datos prefiltrados	Dummies estacionales
Variable Dependiente	(1-L ⁴) log m	(1-L) log msa	(1-L) log m
Coefficiente de ajuste de largo plazo	-0.087 (0.02)	-0.232 (0.04)	-0.220 (0.04)
Constante	-49.69 (4.24)	-11.85 (1.02)	-11.30 (1.18)
PIB	0.966 (0.10)	0.891 (0.08)	0.865 (0.10)
Tasa Interés Captación	-0.115 (0.08)	-0.206 (0.06)	-0.177 (0.07)
Tasa Interés Externa	-1.507 (0.58)	-1.662 (0.64)	-2.228 (0.68)
Coefficiente Ajuste Semianual	-0.747 (0.08)	-	-
PIB	0.544 (0.13)	-	-
Tasa Interés Captación	-0.068 (0.12)	-	-
Primer Coeficiente Ajuste Trimestral	-0.155 (0.06)	-	-
PIB	0.593 (0.47)	-	-
Tasa Interés Captación	-0.240 (0.11)	-	-
Segundo Coeficiente Ajuste Trimestral	-0.069 (0.07)	-	-
PIB	0.970 (2.40)	-	-
Tasa Interés Captación	-0.313 (0.27)	-	-
R ² Ajustado(*)	0.91	0.62	0.79
ARCH (3)	1.07	2.02	0.67

Notas: Errores estándares en paréntesis, msa es dinero ajustado estacionalmente. Todos los modelos incluyen rezagos de las primeras diferencias de las variables exógenas para modelar la dinámica de corto plazo. Los resultados completos se reportan en Soto y Tapia (2000).

La segunda etapa consiste en estimar cada uno de estos vectores para las distintas frecuencias y el modelo de corrección de errores que describe la evolución de corto plazo de la cantidad de dinero. Se usa el procedimiento de Engle y Granger (1987) que estima directamente el modelo no lineal de la ecuación (10). Para modelar la dinámica de corto plazo, se extiende dicho modelo para incluir los rezagos de las primeras diferencias de las variables independientes y *dummies* estacionales (D_t). Estas últimas se incluyen porque es posible que, junto con la estacionalidad no estacionaria, existan componentes de estacionalidad determinística. El modelo final se presenta en la ecuación (11).

$$\Delta m_t = \sum_{i=1}^3 \alpha_i \left[m_{t-1}^i - \beta_0 - \beta_1 y_{t-1}^i - \beta_2 i_{t-1}^i - \beta_3 i_t^{*i} \right] + \gamma_1 \Delta y_t + \gamma_2 \Delta i_t + \gamma_3 \Delta i_t^* + \Theta D_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

La Tabla 2 presenta los resultados de estimar simultáneamente los vectores de cointegración estacional con el modelo de corrección de errores.⁶ Además, se presentan los resultados de la estimación

de modelos estándares de corrección de errores con distinto tratamiento para remover la estacionalidad, con el objetivo de mostrar las ganancias de eficiencia y calidad de nuestro modelo. Al hacer un test HEGY a los residuos del modelo completo y al de los vectores de cointegración en cada frecuencia por separado, se obtiene que todos los modelos cointegran al 95%. Además, la mejor representación de la cointegración de los datos corresponde a especificaciones sin tendencia, pero con constante. Ello garantiza que los términos de corrección de errores estén centrados en cero.⁷

⁶ Por razones de espacio, no se presentan los coeficientes estimados para las dummies estacionales determinísticas ni para la dinámica de corto plazo de Δy_t .

⁷ Los resultados obtenidos del procedimiento en dos etapas son virtualmente idénticos en términos de los parámetros estimados, el ajuste a los datos y los tests de ruido blanco para los residuos (ver Soto y Tapia, 2000). Ello indica que la estimación no lineal no entregó como resultado un máximo local. Adicionalmente, debido a que se obtiene fácilmente cointegración, se deduce que ésta remueve la presencia de eventuales cambios estructurales por co-breaking (Clements y Hendry, 1999).

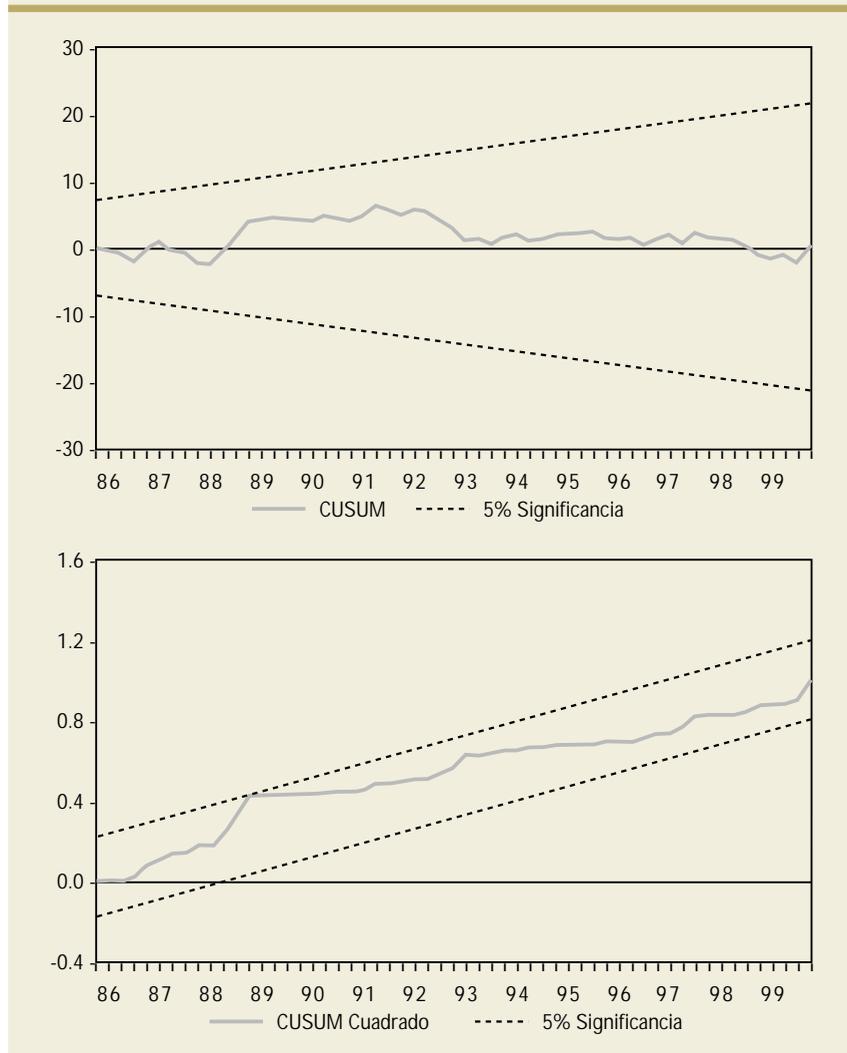
Un primer resultado interesante de este trabajo es que *la cointegración—en cualquiera de las frecuencias— se consigue sin utilizar ninguna variable dummy*. Debe recordarse que imponer *dummies* con el fin de obtener cointegración es equivalente a eliminar dichas observaciones de la muestra. Los vectores de cointegración obtenidos en tal caso no son necesariamente representativos de la relación de largo plazo de los datos.

Un segundo resultado interesante es que *el modelo estimado es estable* a pesar de la enorme variabilidad de la economía chilena durante el período utilizado para la estimación. El Gráfico 2 presenta tests CUSUM para el modelo de cointegración estacional y corrección de errores donde se aprecia que no hay signos de inestabilidad. Tests de residuos y coeficientes recursivos, no reportados, pero disponibles en Soto y Tapia (2000), confirman la estabilidad del modelo.

El análisis de los resultados revela que la bondad de ajuste para el período completo es bastante alta (0.91) considerando que incluye tanto los episodios de dinero perdido reportado por varios autores (Larraín y Larraín, 1988; Herrera y Vergara, 1992) como las fuertes recesiones de 1982-1983 y 1998-1999. El coeficiente de la variable de escala es, como en otros estudios, levemente inferior a uno (0.966), mientras que ambas tasas de interés tienen el signo esperado y son significativas. La semielasticidad respecto de la tasa de interés doméstica es bastante menor que la obtenida en trabajos previos (Soto, 1996; Adam, 2000). El ajuste hacia el equilibrio para la frecuencia cero (lo que tradicionalmente llamamos reversión hacia la relación de largo plazo) es bastante más rápido que los obtenidos en los modelos de corrección de errores tradicionales. Recuérdese que el parámetro estimado es $1/4 \alpha_1$,

GRÁFICO 2

Tests CUSUM y CUSUM de Residuos al Cuadrado del Modelo de Cointegración Estacional 1977:1-1999:2

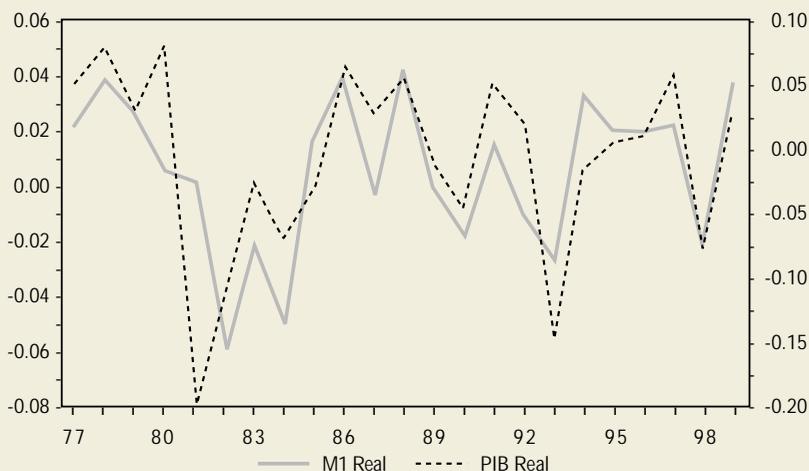


por lo que el factor de ajuste alcanza a 0.35. Comparado con coeficientes del orden de 0.25, obtenidos usando las metodologías estándares, el parámetro reportado en este trabajo sugiere que completar 95% del ajuste a un *shock* requiere 7 trimestres, en vez de 11 como en el caso anterior. Esta evidencia es similar a la encontrada por Bohm (2000) para Alemania, y resulta especialmente relevante por sus implicancias para la política monetaria.

Para las otras frecuencias, los resultados que se obtienen son también interesantes. El vector de cointegración en frecuencia semianual excluye la tasa de interés internacional, porque ella no presenta una raíz unitaria en esta frecuencia. Así, sólo se incluye

GRÁFICO 3

Componentes Estacionales del Cuarto Trimestre



variable. Como resulta evidente, el componente estacional de cada variable no es determinístico, sino que presenta un comportamiento estocástico; no obstante, tienden a moverse de manera conjunta en el largo plazo. Aunque puedan diferir en el corto plazo, pareciera razonable suponer que pueden cointegrar en el largo plazo. Es precisamente este movimiento conjunto de largo plazo el que contiene información valiosa para obtener una especificación más estable y parsimoniosa de la demanda por dinero, al imponer una restricción sobre las fluctuaciones estacionales.

el dinero, producto y las tasas domésticas. La elasticidad de escala es 0.502 para cada semestre, lo que sugiere que, nuevamente, la elasticidad de largo plazo es cercana a uno. El coeficiente asociado a la tasa de interés doméstica es también aproximadamente la mitad del de largo plazo. Pese a que el coeficiente de ajuste del componente semianual es alto y significativo, la bondad de ajuste para esta frecuencia es baja (se estimó en 0.47), lo cual señala la ausencia de variables que podrían ser relevantes para modelar las variaciones intraanuales. Aunque dilucidar cuáles pueden ser es materia de investigación adicional, queda claro que el problema no pasa por la exclusión de la tasa de interés internacional, la cual no tiene raíz unitaria en esta frecuencia.

Al considerar los componentes trimestrales, los resultados son heterogéneos. Para el primer vector de cointegración, se obtienen parámetros similares a los del largo plazo. La elasticidad de escala es estadísticamente igual a $1/2$, mientras que el parámetro de la tasa de interés es la mitad del obtenido por el método en dos etapas. El segundo vector de cointegración no es significativo al 90%.

El Gráfico 3 puede ayudar a entender de un modo intuitivo la importancia de verificar la existencia de un vector de cointegración en frecuencia trimestral. En dicho Gráfico se presentan los componentes estacionales del cuarto trimestre del dinero real y del PIB. El componente estacional se calcula como la diferencia entre el valor de cada variable observado en el cuarto trimestre y el promedio anual de la misma

A modo de comparación de los resultados obtenidos, también se presentan modelos de corrección de errores tradicionales, similares a los estimados previamente en otros estudios de la demanda de dinero para Chile. Primero, se muestra un modelo de corrección de errores que trata la estacionalidad filtrando las variables mediante X-11. Se aprecia la menor capacidad explicativa del modelo (62%) y el hecho que el coeficiente de la tasa de interés sea el doble del encontrado en el modelo de cointegración estacional. El segundo modelo usa variables no desestacionalizadas, pero incorpora variables *dummy* estacionales. Esta especificación entrega resultados y coeficientes muy similares a los encontrados en estudios previos, por lo cual se convierte en un punto de referencia válido contra el cual contrastar nuestro modelo estacional.

El ajuste de los dos modelos tradicionales aquí presentados, sin embargo, es muy inferior al de estudios anteriores, como el de Martner y Tietelman (1992) o Herrera y Vergara (1992). Ello tiene una explicación directa, pues, a diferencia de dichos estudios, se ha excluido el uso de cualquier *dummy ad hoc*⁸ con el objetivo de forzar la cointegración o tener un grado de ajuste más alto. Si se incorporaran esas variables, con certeza aumentaría el grado de ajuste de los modelos aquí presentados. Los modelos

⁸ Como fin de mes, feriado bancario, vacaciones, "cambio estructural", etc.

tradicionales tienen dos problemas fundamentales: (1) los tests CUSUM y CUSUM cuadrado revelan inestabilidad; y (2) la aplicación de un test HEGY a los residuos de la ecuación de cointegración indica la presencia de raíces unitarias en las dos frecuencias estacionales.

Comparación de la capacidad predictiva del modelo

La Tabla 3 presenta un análisis comparativo de la capacidad predictiva dentro de la muestra del modelo de cointegración estacional. Para ello, se utilizan dos mediciones estándar: el error cuadrático medio (ECM) y el error absoluto medio (EAM). Se ha separado, además, la muestra en dos subperíodos (1977-1984 y 1985-1999) para investigar si la capacidad explicativa de los modelos difiere notoriamente en aquellos períodos en los que otros investigadores han detectado inestabilidad y quiebres estructurales.

Puede verse, de manera poco sorprendente, que ambos tipos de errores son mucho mayores para la ecuación de cointegración de largo plazo que para cualquiera de los modelos de corrección de errores estudiados. Ello es natural, ya que el vector de cointegración sólo captura la relación que debe existir en el largo plazo entre las variables, y por consiguiente, no representa de forma adecuada la dinámica de las fluctuaciones de corto plazo. También se debiese esperar que los resultados en los dos subperíodos en que se divide la muestra difieran. Como se observa, los resultados para la primera parte de la muestra

(hasta 1984) son notoriamente menos precisas que para la segunda. En promedio, el ECM y el EAM bajan a la mitad entre 1985 y 1999.

El resultado más interesante, sin embargo, es la clara superioridad del modelo de cointegración estacional cuando se le compara con los modelos dinámicos tradicionales que ocupan *dummies* estacionales o variables desestacionalizadas. Aunque los valores del ECM no son muy inferiores a los obtenidos por modelos de corrección de errores estimados por otros autores, no debe olvidarse que, a diferencia de dichos modelos, la especificación de este trabajo no incluye ninguna *dummy ad hoc*. Más importante que lo anterior es la gran estabilidad que tienen las predicciones del modelo de cointegración estacional. A diferencia de los modelos estándares que, como se mencionó, obtienen resultados significativamente más pobres cuando se utilizan para predecir en la primera mitad de la muestra, los errores de predicción del modelo de cointegración estacional sólo aumentan de forma marginal al comparar el primer período con el segundo. Es decir, no sólo se tiene un modelo de demanda de dinero que resulta estable por casi 25 años (sección anterior), sino que éste es capaz de entregar predicciones razonablemente certeras en momentos de gran turbulencia y volatilidad macroeconómica.

Una última comparación de los distintos modelos presentados puede hacerse evaluando sus capacidades de predicción fuera de muestra. Los modelos fueron estimados desde 1977:1 hasta 1999:2, realizando a continuación una predicción dinámica fuera de muestra

TABLA 3

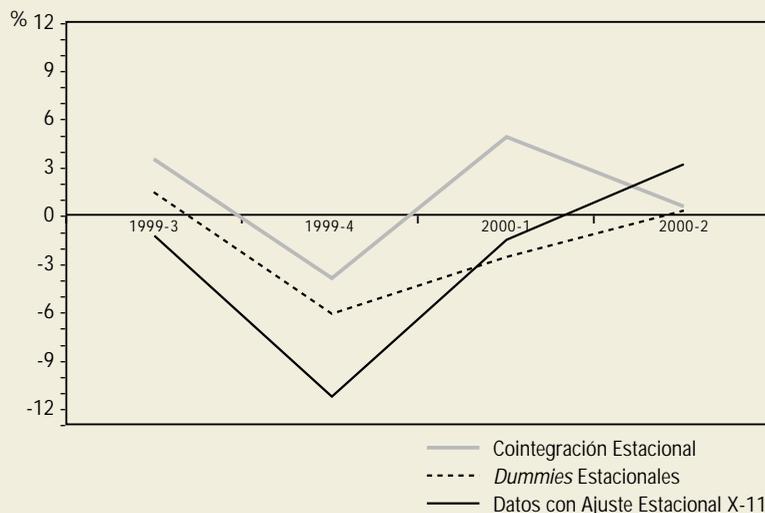
Comparación de la Capacidad Predictiva dentro de la Muestra de Distintos Modelos

Modelo	1977-1999		1977-1985		1986-1999	
	ECM (1)	EAM (2)	ECM	EAM	ECM	EAM
Cointegración	9.1%	6.3%	14.1%	12.3%	4.1%	2.9%
Corrección de errores con datos desestacionalizados	3.9%	3.1%	5.4%	4.4%	2.8%	2.3%
Corrección de errores con <i>dummies</i> estacionales	3.6%	2.8%	4.4%	3.4%	2.9%	2.3%
Cointegración Estacional	2.8%	2.0%	3.2%	2.6%	2.6%	2.1%

Notas: (1) ECM: Error cuadrático medio. (2) EAM: Error absoluto medio.

GRÁFICO 4

Errores de Proyección fuera de Muestra de los Modelos de Corrección de Errores usando Cointegración Estacional, *Dummies* Estacionales y Datos Filtrados con Método X-11



para el período 1999:3-2000:2. Este período resulta interesante, ya que se caracterizó por un fuerte aumento en la cantidad de dinero mantenida por los agentes, una eventual consecuencia del cambio de milenio (efecto año 2000). Así, la cantidad real de dinero en la economía aumentó en 7.3% durante el cuarto trimestre, el segundo aumento más fuerte desde 1977. Dado que los posibles problemas asociados a este fenómeno no fueron tales, la cantidad de dinero se ajustó rápidamente a la baja a comienzos del 2000, a medida que los agentes se deshacían de sus saldos no deseados.

El Gráfico 4 muestra el resultado de este ejercicio. Para todos los modelos, como era esperable, el fenómeno del año 2000 es un evento no anticipado, y por ende imposible de capturar. Todos los modelos subestiman de manera importante la cantidad real de dinero durante la última parte de 1999. Esta subestimación va desde 5% (para los modelos estáticos) a 3% (para los estacionales). Sin embargo, el modelo de cointegración estacional presenta el más bajo EAM (3%), que contrasta con el 22% del modelo de variables desestacionalizadas vía X-11.

Dado que éstos son modelos dinámicos con un mecanismo de corrección de errores, las predicciones se ajustan de forma significativa durante el primer semestre del 2000. Así, los modelos estacional y de variables *dummy* indican que, a junio del 2000, los saldos

de dinero se han ajustado. El modelo que utiliza el método X-11, sin embargo, sigue sobrestimando la demanda por cerca de 3%.

CONCLUSIONES

La teoría económica y la política monetaria coinciden en su interés por encontrar una especificación empírica estable para la demanda por dinero. Así, no resulta sorprendente que la búsqueda de modelos empíricos se haya convertido en una tarea popular en la econometría aplicada. Pese a ello, los resultados no han sido satisfactorios en términos de la consistencia de los parámetros estimados con lo que indicaría la teoría o de la estabilidad de los modelos.

Sustanciales errores en la predicción fuera de muestra hacen que muchos de los modelos sean poco adecuados para conducir la política monetaria sobre la base de afectar agregados monetarios, lo cual ha llevado a que muchos bancos centrales prefieran usar políticas de tasas de interés.

Este estudio encuentra una especificación empírica de la demanda de dinero para el caso chileno que soluciona gran parte de los problemas clásicos de inestabilidad y falta de robustez de los trabajos anteriores. La metodología explota un aspecto largamente ignorado en los estudios previos, como es la información contenida en los componentes estacionales de los determinantes de la demanda de dinero. La evidencia recogida señala que tanto el dinero como sus fundamentos se caracterizan por contener procesos estacionales integrados. Ello hace inadecuada la utilización de variables *dummy* o filtros estocásticos para remover la estacionalidad de las mismas. Más importante aún, el uso de variables mal desestacionalizadas lleva a correlaciones espurias y parametrizaciones inestables en los modelos estándares de demanda de dinero.

Usando un procedimiento en dos etapas para testear la cointegración en el largo plazo y en las frecuencias bianual y trimestral, se encuentra que, a diferencia de estudios previos, existen vectores de cointegración en todas las frecuencias. Cuando estos vectores de cointegración

estacionales se utilizan para estimar la demanda de dinero, la existencia de procesos estacionales comunes actúa como una restricción adicional que modela de mejor forma el comportamiento de los saldos monetarios en el largo plazo. Debido a que esto permite distinguir mejor *shocks* transitorios y permanentes, es posible obtener una estimación empírica de la demanda de dinero estable en el período 1977-1999 que no presenta quiebres estructurales ni requiere el uso de variables *ad hoc* o *dummies*. De hecho, la función estimada es estable aun cuando se incorpora el período de crisis entre 1982 y 1983.

Finalmente, las capacidades de predicción fuera de muestra del modelo de cointegración estacional son muy superiores a la de los modelos tradicionales de corrección de errores. Se utilizaron datos del período 1999:3 a 2000:2, que se caracteriza por un fuerte aumento transitorio en la cantidad de dinero mantenida por los agentes en previsión de posibles problemas por el cambio de milenio. Pese a que para todos los modelos el *shock* del año 2000 es un evento no anticipable, y por consiguiente imposible de capturar sobre la base de información pasada o contemporánea, el ajuste del mercado posterior a dicho *shock* es representado de mejor forma por el modelo de cointegración estacional, el que presenta el más bajo error de predicción en todo el período.

Esta demanda constituye un instrumento valioso para la conducción de la política monetaria, aun si ésta se realiza vía tasas de interés y no a través de agregados monetarios. En la medida que modelos de este tipo puedan perfeccionarse y extenderse a datos mensuales, se podrá volver a evaluar la conveniencia de los mecanismos alternativos de conducción de política monetaria, comparando la volatilidad y capacidad predictiva de los modelos de demanda de dinero con la de modelos de inflación y crecimiento asociados a una política a través de tasas de interés.

REFERENCIAS

- Abeyasinghe, T. (1994). "Deterministic Seasonal Models and Spurious Regressions." *Journal of Econometrics*, 61(2): 259-272.
- Adam, C. (2000). "The Transactions Demand for Money in Chile." *Economía Chilena*, 3(3): 33-56.
- Apt, J. y J. Quiroz (1992). "Una Demanda de Dinero Mensual para Chile, 1983:1-1992:8." *Revista de Análisis Económico*, 7: 103-139.
- Arrau, P. y J. De Gregorio (1993). "Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico." *Review of Economics and Statistics*, 75(3): 524-530.
- Bohl, M. (2000). "Nonstationary Stochastic Seasonality and the German M2 Money Demand Function." *European Economic Review*, 44: 61-70.
- Canova, F. y B. Hansen (1995). "Are Seasonal Patterns Constant Over Time? A Test for Seasonal Stability." *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3): 237-252.
- Clements, M. y D. Hendry (1999). *Forecasting Non Stationary Economic Time Series*. Cambridge, EE.UU.: MIT Press.
- Cochrane, J. (1991). "A Critique of the Application of Unit Root Tests." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15(2): 275-284.
- Chumacero, R. (2000). "Testing for Unit Roots Using Macroeconomics." Mimeo, Universidad de Chile, julio.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
- Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Engle, R., C. Granger, S. Hylleberg y H. S. Lee (1992). "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function." *Journal of Econometrics*, 55(1-2): 275-298.
- Fair, R. (1987). "International Evidence on the Demand for Money." *Review of Economics and Statistics*, 69(3): 473-480.
- Ghysels, E. (1990). "Unit-Root Tests and the Statistical Pitfalls of Seasonal Adjustment: The Case of U.S. Postwar Real Gross National Product." *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(2): 145-152.
- Goldfeld, S. M. (1973). "The Demand for Money Revisited." *Brookings Papers on Economic Activities*, 3: 577-638.
- Goldfeld, S.M. (1976). "The Case of Missing Money." *Brookings Papers on Economic Activities*, 3: 638-730.
- Goldfeld, S.M. y D. Sichel (1990). "The Demand for Money." En *Handbook of Monetary Economics*, editado por B. M. Friedman y F. H. Hahn. Holanda, Elsevier-Science Publishers.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, Nueva York, EE.UU.: Princeton University Press.
- Hargreaves, C. (1994). "Comparing the Performance of Cointegration Tests." En *Non-Stationarity Time Series Analysis and Cointegration*, editado por C. Hargreaves. Oxford University Press.
- Herrera, L. O. y R. Vergara (1992). "Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria." *Cuadernos de Economía* N° 29: 35-54.
- Hylleberg, S. (1995). "Tests for Seasonal Unit Roots: General to Specific or Specific to General?" *Journal of Econometrics*, 69(1): 5-25.

- Hylleberg, S., R. Engle, C. W. J. Granger y B. S. Yoo (1990). "Seasonal Integration and Co-Integration." *Journal of Econometrics*, 44(1-2): 215-238.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root." *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3): 231-254.
- Johansen S. y E. Schaumburg (1999). "Likelihood Analysis of Seasonal Cointegration." *Journal of Econometrics*, 88(2): 301-339.
- Labán, R. (1991). "La Hipótesis de Cointegración y la Demanda por Dinero en Chile: 1974:1988." *Cuadernos de Economía*, 28(83): 169-187.
- Larraín, F. y A. Larraín (1988). "El Caso del Dinero Desaparecido: Chile, 1984-1986." *Cuadernos de Economía*, 24(75): 247-282.
- Lee, H. S. (1992). "Maximum Likelihood Inference on Cointegration and Seasonal Cointegration." *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 1-47.
- Lee, H. S. y P. L. Siklos (1991). "Unit Roots and Seasonal Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Canadian Evidence." *Economic Letters*, 35(3): 273-277.
- Martner, R y D. Titelmann (1992). "La Demanda de Dinero en Chile: Una Comparación de Métodos Alternativos de Estimación de Vectores de Cointegración." Documento de Trabajo N° 8, CEPAL.
- Matte, R. y P. Rojas (1989). "Evolución Reciente del Mercado Monetario y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile." *Cuadernos de Economía*, 26(78): 21-28.
- Mies, V. y R. Soto (2000). "La Demanda por Dinero: Especificación, Estimación, Resultados." *Economía Chilena*, 3(3): 5-32.
- Olekalns, N. (1994). "Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data." *Economic Letters*, 45(3): 273-279.
- Philips, P. C. B. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75: 335-346.
- Soto, R. (1996). "Money Demand in a Model of Endogenous Financial Innovation." Tesis de Ph.D., Georgetown University.
- Soto, R. (2000). "Ajuste Estacional e Integración." Documento de Trabajo N° 73, Banco Central de Chile.
- Soto, R. y M. Tapia (2000). "The Demand for Money: A Seasonal Cointegration Approach." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Sriram, S. (1999). "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Model." IMF Working Paper 64, mayo.
- Turnovsky, S. (2000). *Methods of Macroeconomic Dynamics*. Cambridge, EE.UU.: MIT Press.

TABLA ANEXA

Número de Vectores de Cointegración 1977.1-1999.2

Número Hipotético de Vectores	Valores Propios	Estadístico de Traza	Valor Crítico al 5%
Frecuencia: cero			
Ninguno	0.391	67.42*	47.21
A lo más 1	0.173	28.21	29.68
A lo más 2	0.111	13.46	15.41
A lo más 3	0.047	3.82*	3.76
Frecuencia: semianual			
Ninguno	0.458	78.36*	62.90
A lo más 1	0.197	29.62	34.90
A lo más 2	0.139	12.03	14.90
Frecuencia: trimestral			
Ninguno	0.455	81.85*	62.90
A lo más 1	0.208	31.41	34.90
A lo más 2	0.135	12.04	14.90

Nota: * Representa rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Todos los tests incluyen 4 rezagos.