

LA DEMANDA DE DINERO POR MOTIVO TRANSACCIÓN EN CHILE*

Christopher Adam**

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este documento es examinar la demanda de dinero por motivo transacción en Chile. Contribuir a la ya extensa literatura sobre este tema requiere de alguna justificación. La razón más simple es que dado que la elaboración de las políticas del Banco Central depende fundamentalmente de ciertos supuestos acerca de la demanda de dinero, una revisión periódica de esta relación resulta bastante natural. Sin embargo, existen dos características adicionales que motivan este trabajo. Primero, desde la creación de un banco central autónomo en 1989¹, la política monetaria en Chile se ha enmarcado dentro de un sistema de metas de inflación, mediante el cual las autoridades aspiran cumplir este objetivo a través del uso de la tasa de interés real de política monetaria (llamada tasa de política). Por tanto, para el diseño de la política es importante examinar hasta qué punto la demanda por dinero del sector privado responde a la tasa de política. Segundo, después de un largo período de crecimiento rápido y continuo, la economía experimentó una abrupta recesión entre el final del primer trimestre de 1998 y mediados de 1999, para luego retomar una senda de expansión en el último trimestre del año 2000. Esta recesión, la primera experimentada durante este nuevo régimen, ofrece una oportunidad interesante para examinar si los modelos estimados durante el período de crecimiento son capaces de proyectar la demanda de dinero durante un período de crisis.

Antes de examinar la ecuación dinámica de la demanda de dinero que se utiliza en el Banco Central (ver, por ejemplo, Herrera y Caputo, 1998),² el artículo discute su especificación. Como se verá más adelante, esta especificación parece sobrestimar sistemáticamente la demanda de

dinero, particularmente a fines de los noventa. Por tanto, el primer objetivo de este documento es investigar las causas de este fracaso sistemático de la proyección. Para esto, se exploran dos líneas de investigación. La primera examina la especificación dinámica de la función de demanda de dinero del Banco Central, mientras que la segunda estudia la estructura subyacente de la demanda de dinero, prestando especial atención al rol que cumple la riqueza neta y la especificación de las tasas de interés, de la inflación y del retorno de los activos externos.

Este estudio cubre el período entre 1986 y mediados de 1998 (durante el cual la economía creció sin interrupción). El período comprendido entre 1998 y mediados del 2000 es utilizado para analizar proyecciones fuera de muestra y, como resultado de ello, para volver a estudiar una especificación para la muestra completa (hasta mediados del 2000).

Existen cuatro aspectos centrales que caracterizan la evolución de la economía chilena de esa década (Gráfico 1). El primero es la caída persistente de la inflación. Desde mediados de los ochenta, la inflación ha caído continuamente desde

* Este documento fue preparado después de una visita al Departamento de Estudios del Banco Central de Chile, en abril de 1999. Agradezco a Klaus Schmidt-Hebbel por su apoyo y a un árbitro anónimo por sus comentarios. Vaya también mi agradecimiento a Rodrigo Caputo, Luis Oscar Herrera, Oscar Landerretche, Norman Loayza y Rodrigo Valdés por su colaboración. Todas las opiniones, errores y falencias en la comprensión de los mecanismos de la economía chilena y exposición son exclusivamente propios.

** Universidad de Oxford, Reino Unido. (Dirección: Department of Economics, University of Oxford, Manor Road, Oxford OX1 3UL, Reino Unido. Correo electrónico: christopher.adam@economics.ox.ac.uk)

¹ La independencia constitutiva del Banco Central está definida en la Constitución Política de Chile y reglamentada por la Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile (octubre 1989). Según esta carta, el Banco debe "(...) velar por la estabilidad de la moneda y el normal funcionamiento de los pagos internos y externos".

² Mucho del debate reciente de cómo evaluar la eficacia de las políticas estabilizadoras en Chile ha ocurrido mediante el uso de VAR, donde la función de demanda de dinero (ocasionalmente, una función de inflación) juega un papel central (ver Calvo y Mendoza, 1997; Valdés, 1997; Schmidt-Hebbel, 1997; Corbo 1998).

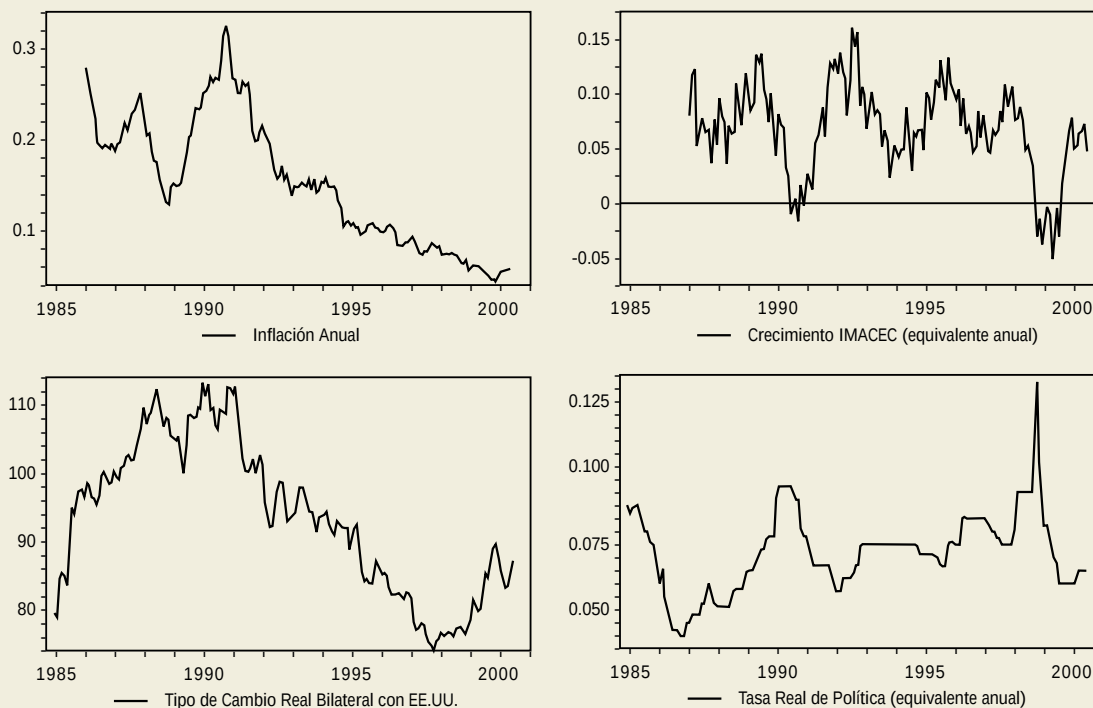
un máximo de 30% anual a menos de 4% a mediados del 2000. Segundo, esto ha ocurrido en un marco de crecimiento estable del producto con una tasa decreciente de desempleo. En promedio, el crecimiento anual de la economía fue 7.3% entre 1985 hasta mediados de 1998, logrando que Chile fuera una de las economías que más rápidamente creciera durante ese período. En contraste, la economía creció menos de 2% anual en promedio durante los ochenta. Lo más significativo ha sido que la evolución reciente del crecimiento ha sido extremadamente estable: el coeficiente de variación

para este período fue 0.37, comparado con 15.4 durante los diez años previos a 1985. Durante la recesión de 1998-1999, el producto cayó 3% aproximadamente. Sin embargo, en el último trimestre de 1999, el PIB retomó su tendencia anterior. Tercero, luego de una continua depreciación del tipo de cambio desde principio de los ochenta, el tipo de cambio real se ha apreciado en promedio casi 4% anual desde 1989. Aun descontando por el diferencial de crecimiento de productividades respecto de EE.UU. (las autoridades suponían 2% anual), y una depreciación drástica hacia fines del período, el tipo de cambio se ha apreciado en términos reales durante los noventa. Cuarto, la revaluación del tipo de cambio real refleja, por lo menos en parte, una política monetaria continuamente restrictiva. La tasa de interés interna clave —la Tasa Efectiva de Política, TEP³— promedió más de 6% real anual entre 1985 y 1998, llegando incluso a 13% durante el segundo semestre del año. En consecuencia, y como ejemplo, las tasas indizadas reales de colocaciones (para préstamos a mediano plazo) promediaron 9.4% anual durante la década y nunca han caído bajo 7%.

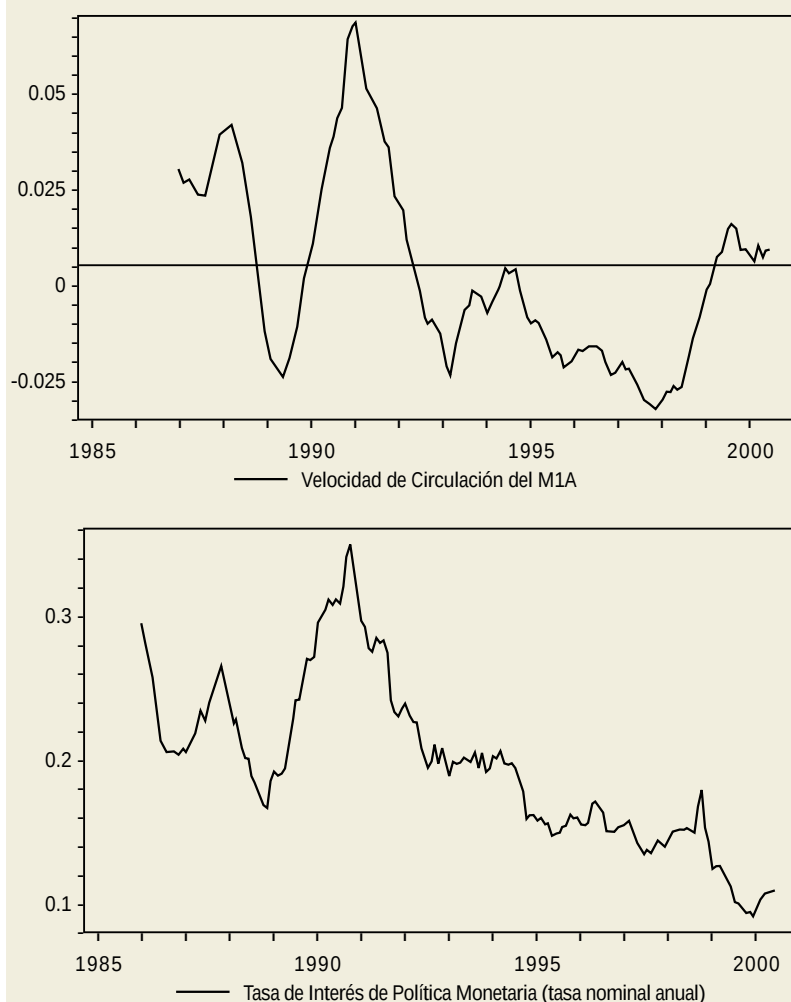
³ El Banco Central implementa su política monetaria mediante la definición de un nivel objetivo para la tasa de interés interbancaria, valor conocido como la tasa de política monetaria. La Tasa Efectiva de Política es la tasa resultante de las operaciones realizadas por la autoridad para lograr su nivel objetivo. Con anterioridad a 1987, la intervención en el mercado de dinero y bonos se hizo mediante una variedad de instrumentos reajustables a plazos diferentes. Desde 1987 en adelante, el Banco estableció el precio para pagarés de corto plazo (90 días), al mismo tiempo que vendía valores de más largo plazo a través de licitaciones. Esto siguió hasta abril de 1995, cuando el Banco se centró en la tasa de interés interbancaria diaria, logrando influir en su nivel mediante operaciones de mercado (compras y ventas con pacto de retrocompra).

GRÁFICO 1

Chile: Indicadores Macroeconómicos 1985-2000



M1A y Tasa de Política Monetaria



En este marco económico de crecimiento rápido e inflación declinante, la velocidad de circulación del M1A ha descendido sistemáticamente, especialmente a partir de 1991 (Gráfico 2).⁴ Comparada con la evolución de la tasa de interés nominal interna, que se puede observar en el panel inferior, la evidencia a primera vista —apoyada por el análisis econométrico que sigue— indica que la caída en la velocidad del M1A ha ocurrido en línea con la baja en las tasas de interés nominales, por lo menos hasta el segundo semestre de 1998. Esto sugiere que en el corto plazo, es probable que un modelo simple definido en términos de actividad económica (es decir, ingreso) e interés nominal, pueda tener bastante poder explicativo. Particularmente interesante es, sin embargo, que a fines de 1998, la velocidad de circulación se haya incrementado, pese a que la tasa

de interés haya caído bruscamente. La aceleración, que es un resultado contraintuitivo frente a la caída en los costos de oportunidad, puede reflejar la incertidumbre respecto de la inflación en la región, luego de la crisis de Brasil y de otros países de Latinoamérica, y después del colapso de las economías de Asia Oriental en 1997. Sea cual fuera la causa, del Gráfico 2 se desprende que la evolución de la velocidad de circulación después de 1998 ofrece un desafío interesante para el análisis econométrico. La formalización de esta relación se examina a continuación.

MODELACIÓN DE LA DEMANDA POR DINERO

Una técnica de portafolio estándar para estimar la demanda por dinero en una economía abierta, consiste en tomar como punto de partida dos economías (la doméstica y la del resto del mundo), donde existe un agente privado representativo y un portafolio de cuatro activos. Existen derechos sobre el gobierno y el sector bancario (representado por dinero) y capital real (ver, por

ejemplo, McCallum y Goodfriend, 1987, Arrau *et. al.*, 1995 y McNelis, 1998). Se asume que el dinero entra directamente en la función utilidad del agente representativo, reflejando restricciones de *cash-in-advance* y/o cierta tecnología de transacción. La utilidad intertemporal se define de la siguiente manera:

$$U_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left(u(c_s), v\left(\frac{M_s}{P_s}, \frac{E_s M_s^*}{P_s}\right) \right) \quad (1)$$

⁴ La (cuasi) velocidad de circulación se define como la razón del índice de la actividad económica real sobre la masa monetaria. Como se observará a continuación, se usará el índice de actividad económica IMACEC menos agricultura y cobre. Durante todo el trabajo se restringe la definición de dinero al M1A, compuesto exclusivamente por los componentes del dinero que no devengan interés, específicamente el circulante, más depósitos en cuenta corriente, más depósitos en otras cuentas a la vista.

donde c representa el consumo real, M corresponde al dinero (moneda y depósitos a la vista que no pagan interés), M^* es el dinero extranjero, E es el tipo de cambio nominal y P es el nivel de precios interno. La ecuación (1) supone que la utilidad es separable en el consumo y en el dinero, y que además el dinero interno y el externo son sustitutos que proveen servicios de liquidez al agente. Para mayor claridad, si se supone que el agente representativo no posee bonos extranjeros y que el interés es pagado en acciones, la restricción presupuestaria intertemporal se define de la siguiente manera:

$$c_t = y_t - \tau_t + r_{t-1}^b b_{t-1} + \frac{i_{t-1}^d D_{t-1}}{P_t} - \frac{\dot{M}_t}{P_t} - \frac{E_t \dot{M}_t^*}{P_t} - \frac{\dot{D}_t}{P_t} - \dot{b}_t \quad (2)$$

donde $y - \tau$ representa ingreso disponible real, b son bonos reales que devengan un interés real r y D representa depósitos que devengan intereses y ganen un retorno nominal i^d . Un punto sobre una variable representa una derivada en el tiempo. La restricción de riqueza, w , es simplemente:

$$w_t = \frac{M_t}{P_t} + \frac{E_t M_t^*}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} + b_t \quad (3)$$

Al maximizar (1) sujeto a (2) y (3), se obtienen las siguientes funciones estándares de demanda por activos:

$$\frac{M^d}{P} = l(y^*, w, \pi, i^d, i^b, e) \quad (4)$$

donde y^* representa el ingreso disponible real (bruto de ingresos netos por intereses), i^b representa el retorno nominal sobre los bonos, π denota inflación y e la depreciación del tipo de cambio. Cabe destacar que (4) se fundamenta en la idea de que las demandas de activos corrientes dependen del ingreso esperado, la riqueza y los precios de los activos. Esto significa que los regresores son potencialmente endógenos, lo que se puede enfrentar de distintas maneras. En este artículo se utilizará el método de Johansen (1992), donde las funciones de demanda condicionales son derivadas de un modelo generalizado de corrección de errores.

Especificación y Estimación

La literatura ofrece una amplia variedad de métodos para calcular los parámetros de una función de demanda condicional, siendo la ecuación (4) la expresión más común de ésta. Algunos derivan el portafolio óptimo a partir de un sistema de demanda explícito, donde los activos (incluyendo el dinero) se definen en términos de la riqueza, el ingreso y los precios relativos de los activos.⁵ Lo más común es calcular los parámetros utilizando funciones condicionales de demanda activo-por-activo, donde el retorno por acción se especifica en términos nominales. Los seguidores de esta tradición tienden a adoptar especificaciones relativamente simples, basadas en una aproximación lineal de (4), que es la estrategia que se utilizará en este artículo. Easterly *et al.* (1995) adoptan un estimador no lineal de mínimos cuadrados que permite utilizar semielasticidades variables de la inflación en economías de alta inflación, mientras que McNelis (1998) utiliza métodos de redes neuronales artificiales para tomar en cuenta el elemento no lineal, no observable de la función de demanda de dinero de largo plazo.

En el contexto actual, dos temas relacionados con la especificación se destacan por su interés. El primero es el papel que juega la riqueza financiera real. Relativamente pocos estudios incluyen la riqueza entre los regresores, principalmente por la limitación de los datos disponibles. Sin embargo, cuando existen cifras confiables, los investigadores han concluido que la riqueza neta juega un rol importante. En el Reino Unido, por ejemplo, varios documentos han identificado efectos riqueza en las funciones de demanda por dinero (por ejemplo, en agregados amplios de dinero, Grice y Bennett, 1985, Adam, 1991 y Thomas, 1997 y en definiciones más estrictas de dinero, Jansen, 1998). En estos modelos el efecto riqueza capta dos procesos que se compensan mutuamente. El primero es un clásico efecto ingreso que surge de la no neutralidad de la riqueza financiera real: si se supone que el dinero es un bien normal, se espera que por este efecto aumente la demanda por dinero, *ceteris paribus*. Esto puede ser contrarrestado por un segundo efecto: cuando la riqueza aumenta, ésta sustituye el dinero que no devenga intereses por una mayor diversificación del portafolio (particularmente si existen costos de ajuste no convexos). Por lo tanto,

⁵ Este método ha sido popularizado por Barr y Cuthbertson (1991) y permite la comprobación directa de postulados fundamentales de demanda tales como, por ejemplo, que la demanda de activos es homogénea en grado cero en precios.

el efecto neto de un aumento de la riqueza sobre la demanda por dinero es estrictamente ambiguo, aunque trabajos empíricos en el Reino Unido y otros países, generalmente encuentren efectos positivos, pero bajos en la demanda por dinero.

El segundo tema tiene relación con la especificación del retorno de los activos. En este punto, la literatura es extensa en especificaciones alternativas, reflejando la variedad de restricciones institucionales en la elección del portafolio. En un extremo, se encuentra el caso de economías abiertas de bajos ingresos donde la intermediación financiera es limitada, o donde la existencia de represión financiera genera que las tasas de interés internas estén fijas. En este caso la medida estándar del retorno del dinero es la tasa de inflación (Easterly *et al.*, 1995) o la tasa de depreciación nominal del tipo de cambio (oficial o paralelo, Domowitz y Elbadawi, 1986). En las economías que se caracterizan por tener tasas de inflación moderadas y sectores financieros internos más desarrollados, los estudios tienden a examinar un vector más amplio de retornos por activo, incluyendo el retorno sobre el dinero que devenga interés (utilizando como *proxy* la tasa de interés de captación), el retorno de activos domésticos alternativos (como bonos) o activos denominados en monedas extranjeras. Existen, además, varios indicadores de volatilidad de precios (típicamente medidas de desviación estándar) que se incluyen para reflejar la aversión al riesgo implícita en los modelos especulativos o de asignación de portafolios. Así, por ejemplo, en un estudio de demanda por dinero en el Reino Unido y los EE.UU., Hendry y Ericsson (1991) incluyen tasas cortas y largas y una medición de inflación (el deflactor del PIB); Johansen (1995) excluye la inflación, pero incluye dos tasas de interés (una tasa de captación representativa y una para bonos); el modelo de Jensen (1998) utiliza una especificación para la base monetaria en el Reino Unido en la que incluye una tasa de corto plazo, la tasa de inflación y la variabilidad de la inflación. El estudio de Ahumada (1992) para Argentina considera la inflación y la tasa de interés y Arrau *et al.* (1995) ocupa la tasa de interés de depósitos de corto plazo. Por otra parte, el Banco Central de Chile utiliza básicamente modelos VAR, basados en la inflación y la tasa de política monetaria de corto plazo (ver Valdés, 1997 y Herrera y Caputo, 1998).

A continuación se resume una evaluación de las especificaciones alternativas para los mercados de activos. Como se demostrará más adelante, los datos aceptan una gran variedad de especificaciones rivales, que reflejan la estabilidad relativa de la relación entre los precios de los activos. Dado que el objetivo de este trabajo es estudiar la demanda de dinero por transacciones (M1A), el costo de oportunidad *ex post* de mantener M1A debería ser, en principio, el retorno (ponderado) de los otros activos presentes en el portafolio (activos reales, pagarés del Banco Central, depósitos en moneda extranjera, o más razonablemente, depósitos que devengan interés del sector bancario). El sustituto más cercano de los depósitos bancarios que no devengan interés son los depósitos bancarios menos líquidos que devengan interés. Lo anterior sugiere que la tasa de interés apropiada para el M1A es el retorno sobre los depósitos bancarios de corto plazo, el cual es el utilizado en los estudios de demanda por dinero del Banco Central. Sin embargo, dentro del esquema de metas de inflación, la tasa de interés clave es la tasa de política o TEP, la cual es una tasa reajutable en UF.⁶ En el trabajo empírico, se transforma la TEP en una tasa de interés nominal *ex post* (la tasa de política real ajustada por la inflación efectiva).

ANÁLISIS EMPÍRICO

El punto de partida natural para el análisis empírico de la demanda por dinero es el estudio del modelo utilizado por el Banco Central, el cual utiliza una especificación tradicional de ajuste parcial que tiene la siguiente forma:⁷

$$(m-p)_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 \Psi_t + \alpha_4 y_t (m-p)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde $(m - p)$ representa el logaritmo del dinero real (M1A) deflactado por el IPC, y_t es un *proxy* para el ingreso real definido por el logaritmo del indicador mensual de actividad del Banco Central (LIMACEC), i es la tasa de interés doméstica para depósitos internos de corto plazo y Ψ representa un vector de

⁶ La UF se calcula a partir de la inflación del mes anterior. La tasa de política es aproximadamente igual a la tasa de interés real *ex post*. La equivalencia es sólo aproximada, porque la UF no coincide exactamente con la inflación del mes calendario.

⁷ Este modelo operó hasta abril de 1999. Vaya mi agradecimiento a Rodrigo Caputo, de la División Macroeconómica, por los detalles de esta especificación.

dummies estacionales mensuales: una *dummy* que capta los feriados nacionales, y una, en un solo período, que captura el efecto de un incremento significativo del M1A en marzo-abril de 1992.⁸ Ocupando cifras mensuales para el período 1985:2 y 1998:5 el modelo básico del Banco Central es el siguiente (estadísticos t entre paréntesis):

$$(m-p)_t = 1.945 + 0.314y_t - 0.034i_t + 0.726(m-p)_{t-1} \quad (6)$$

[10.93] [8.69] [13.41] [26.33]

$$T = 160 \quad \bar{R}^2 = 0.998 \quad d.e. (m-p) = 0.363 \quad \sigma = 0.017$$

$$DW = 1.751$$

$$\text{Pronóstico } \chi^2 : \chi^2(25) = 98.184 [0.0000]**$$

$$\text{Pronóstico del test de Chow: } F(25, 132) = 2.386 [0.0008]**$$

La solución de (6) genera la siguiente función de equilibrio (o de largo plazo) implícita:

$$(m - p)_t = 7.09 + 1.145y_t - 0.124i_t \quad (7)$$

El modelo ajusta bastante bien el comportamiento de las tenencias reales de dinero pasadas, no obstante el desempeño de la proyección fuera de muestra, entre mediados de 1998 y mediados del 2000, es bastante pobre. Aunque el modelo predice exitosamente una caída en la demanda real por dinero durante la segunda mitad de 1998, ésta sistemáticamente (y significativamente) sobrestima la recuperación de la demanda por dinero durante 1999 y su caída en la primera mitad del 2000: cada uno de los errores de proyección $(m - \hat{m})$ es negativo (ver Gráfico 3).

Reespecificación del Modelo del Banco Central

La estimación punto de la demanda por dinero sugiere una elasticidad de ingreso de largo plazo mayor a la unidad. Una explicación posible es que esto está reflejando la caída en la tendencia de la velocidad de circulación, pero también es probable que ello se deba a sesgos en las estimaciones de los parámetros de largo plazo, los cuales surgen al usar especificaciones de ajuste parcial en presencia de variables no estacionarias.

Primero se analizará la especificación dinámica del modelo anterior, para luego proceder a revisar los

temas más globales en cuanto a la especificación del modelo. Como se mencionó anteriormente, se aplicará este análisis únicamente al período comprendido entre 1986 y 1998. El resto de los datos se utilizará para efectuar un análisis fuera de muestra.

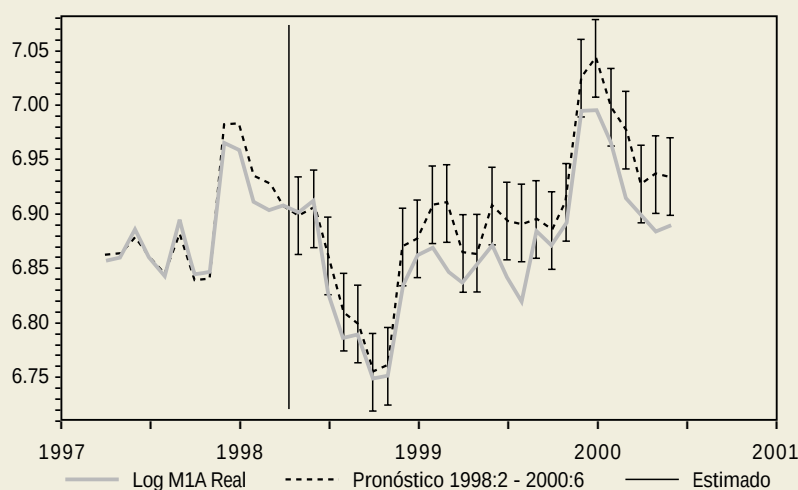
Características de las Series de Tiempo

El primer paso es examinar las características de series de tiempo de los datos. Debido a que el poder de las pruebas de estacionariedad de las variables es más bien bajo, los datos se someterán a distintas pruebas alternativas. Los datos y las pruebas se pueden organizar en tres grupos. El primero tiene como base las pruebas originales de Dickey Fuller. Los datos se testean contra la hipótesis nula de raíz unitaria bajo distintos supuestos (que no se testean), relacionados con los componentes determinísticos de éstos. Para ello se utilizan las pruebas t de Dickey-Fuller Aumentado y de Phillips-Perron. La segunda serie de pruebas revierte la hipótesis nula, probando que la serie es estacionaria contra la alternativa de no estacionariedad (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin - KPSS). El tercer grupo analiza las hipótesis conjuntas sobre los componentes estocásticos y determinísticos de las serie de tiempo (pruebas F de Dickey-Fuller, Phillips-Perron).

Todos estos test ofrecen un cuadro interesante, si bien un poco confuso. Lo fundamental no es si las series de los agregados monetarios, el ingreso y la riqueza sirven como *proxies* para identificar el desempeño de tendencia en el tiempo, ya que claramente ello es así. Lo relevante es averiguar si esta tendencia se caracteriza mejor estocástica o determinísticamente. Para ilustrar este problema, considere el logaritmo de la masa monetaria real (*LRM1A*). Si éste se corrige solamente por *drift*, entonces las pruebas sugieren que el dinero real es claramente no estacionario: la hipótesis nula, que la serie tendría una raíz unitaria, no puede ser rechazada por las pruebas Dickey-Fuller Aumentado y Phillips Perron (columnas 1 y 3 de la Tabla 2 del apéndice). Por otra parte, la nula de estacionariedad se rechaza al considerar los resultados de la prueba KPSS con *drift* (columna 5). No obstante, los datos también son plenamente consistentes con una representación de tendencia estacionaria (la hipótesis nula se rechaza para la prueba PP con tendencia, columna 4,

⁸ El dinero aumentó 72% entre febrero y mayo de 1992, volviendo a su nivel original en mayo de 1992.

Proyección (25 meses) de la Demanda por Dinero del Banco Central



y se acepta apenas para la prueba KPSS con tendencia, columna 6). Al seguir la secuencia de reducción sugerida por Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990), descrita en la columna 7, se confirma que una representación determinística de la tendencia estacionaria es levemente más probable que una de tendencia estocástica.⁹ Un análisis similar para los indicadores de actividad económica (LIMACEC y LIMACECX) y la riqueza neta real (LRNW) revela un grado similar de ambigüedad: si bien la evidencia favorece marginalmente la representación de tendencia estocástica para medir la riqueza (*i.e.*, raíz unitaria), las dos medidas de actividad económica contendrían aparentemente una tendencia determinística.

Un problema es cómo interpretar estos resultados. Siempre recordando el poder relativamente bajo de este tipo de pruebas: ¿se debería tratar la obvia tendencia de los datos determinísticamente (una tendencia lineal) o estocásticamente (una raíz unitaria)? Existen razones poderosas para preferir lo último. Desde la perspectiva teórica, la suposición que la evolución de largo plazo de los datos es determinística—los *shocks* afectan únicamente las desviaciones en torno a la tendencia y no a la tendencia misma— parece ser demasiado restrictiva. Además, mientras una descripción de tendencia estacionaria puede describir adecuadamente la muestra actual, que es relativamente corta, no se debe olvidar que este período es inusual. Visto desde una perspectiva de más largo plazo, Chile ha visto grandes y permanentes movimientos en el nivel de las variables

reales, lo cual es consistente con un proceso de raíz unitaria. Por este motivo, no parece razonable suponer que el dinero y el ingreso en Chile sean estacionarios en torno a una tendencia lineal “determinística” en todo otro horizonte que no sea el de corto plazo.

Por todo lo anterior, se asume que las tendencias en estas series de tiempo son estocásticas. En consecuencia, estas series pueden ser caracterizadas como un camino aleatorio con *drift*. Como se observará en la siguiente sección, esto tiene importantes implica-

ciones para la interpretación de las características de cointegración de largo plazo de los datos.

En lo que respecta al nivel de precios (CPI89), el tipo de cambio (NER) y las diversas tasas de interés, la situación es bastante más clara. Los precios y el tipo de cambio nominal son $I(1)$ con *drift*, la inflación (mensual) y la depreciación del tipo de cambio nominal son $I(0)$ y las tasas de interés reales (anuales) y nominales (mensuales) son prácticamente no estacionarias.

Análisis de Cointegración

A pesar de que los datos parecen componerse de una mezcla de procesos estacionarios en tendencia y en diferencias, el análisis supone (en un comienzo) que el vector de variables en (5), descrito como $X_t = \{(m - p)_t, y_t, i_t\}$, está constituido por al menos algunos componentes no estacionarios. Luego, y antes de considerar las especificaciones alternativas del modelo básico, se realiza el análisis de cointegración del modelo del Banco Central, utilizando el método estándar de Johansen.

El modelo general de corrección de errores (MVCE), que sirve de base para nuestra estimación, puede expresarse de la siguiente manera (ver Johansen, 1995):

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi t + \Psi_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

⁹ Esta secuencia de reducción ocupa las pruebas F y t para comprobar las raíces unitarias, ocupando supuestos cada vez más restrictivos en cuanto a los componentes determinísticos de la serie de tiempo. Esta rutina es automatizada bajo el código de fuente RATS urauto.src..

donde β' representa los parámetros de los vectores de cointegración (si tal relación existe) y la matriz de retroalimentación, o corrección de errores, de los efectos de las ecuaciones dinámicas en ΔX_t frente a las relaciones de largo plazo. Γ_i representa el vector de parámetros de corto plazo y Ψ_t consiste en un vector de *dummies* estacionales. Esta representación describe la evolución de las variables X que han sido afectadas parcialmente por la cointegración o relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables (suponiendo que existen), y parcialmente por la evolución del componente de las llamadas “tendencias comunes”, ΔX_{t-i} .¹⁰ En esta etapa es clave caracterizar los componentes determinísticos del modelo, Φ_t , particularmente a la luz de la evidencia ligeramente ambigua de los tests de raíz unitaria. Los componentes determinísticos consisten en una constante, μ , y una tendencia lineal t . En principio, cualquiera o ambos componentes pueden entrar en los componentes de cointegración y de tendencia común del modelo. Para reflejar esta posibilidad se reescribe la ecuación (8) de la siguiente manera:

$$\Delta X_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix}' X_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha_1 \mu_2 + \alpha_2 \delta_2 t + \Psi_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{niid}(0, \Sigma)$$

Los parámetros $\alpha\mu_1$ y $\alpha\delta_1$ miden el efecto de los componentes determinísticos en las propiedades de largo plazo del modelo, mientras que $\alpha_1\mu_2$ y $\alpha_2\delta_2$ lo miden en los componentes de tendencia común o tasa de crecimiento.

En (9) están incorporadas cinco especificaciones alternativas para los componentes determinísticos del modelo, dependiendo éstas de los valores de μ_i y δ_i .¹¹ Estos son: (i) μ_i y δ_i (donde $i = 1, 2$) no tienen restricción, y por tanto, pueden haber tendencias lineales en la tasa de crecimiento de X_t (i.e., $\delta_2 \neq 0$) y,

¹⁰ Ver Johansen (1995, capítulo 3).

¹¹ Ver Hansen y Juselius (1995).

¹² El estadístico de la traza se define como $-T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$, donde $\hat{\lambda}_i$ representa los vectores propios del problema de maximización subyacente de la estimación del vector $\alpha\beta'$ (4). Se asume un rezago de 6.

TABLA 1

Estadístico de la Traza para Especificaciones Alternativas de los Determinantes en el MVCE.

Muestra: 1986(1)-1999(1) Variable Escala Tasa de Interés		Modelo 1 $\delta_1 \neq 0$ $\mu_1 \neq 0$	Modelo 2 $\delta_2 = 0$ $\mu_1, \delta_1 \neq 0$	Modelo 3 $\delta_1 = 0$ $\mu_1 \neq 0$	Modelo 4 $\delta_1 = 0$ $\mu_2 = 0$	Modelo 5 $\delta_1 = 0$ $\mu_1 = 0$
LIMACEC	log	57.129	59.013	43.144	57.854	36.701
LIMACECX	log	56.973	58.927	49.186	61.984	51.738
LIMACEC	semi-log	53.721	55.132	38.114	54.522	36.026
LIMACECX	semi-log	52.106	53.617	43.028	55.883	51.889

por tanto, tendencias cuadráticas en los niveles del vector X_t ; (ii) $\delta_2 = 0$, que excluye las tendencias cuadráticas en la relación entre niveles, pero permite la posibilidad de una tendencia lineal determinística en el o los vector(es) de cointegración; (iii) $\delta_1 = \delta_2 = 0$, que sugiere que no existe una tendencia lineal en las relaciones de cointegración, pero permite la existencia de tendencias lineales en los mismos (a través de la acción $\mu_2 \neq 0$ en ΔX_t) e interceptos no nulos en el vector de cointegración; (iv) $\delta_1 = \delta_2 = 0$ y $\mu_2 = 0$, que implica que los únicos componentes determinísticos de los datos son los interceptos en la relación de cointegración; y (v) $\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$, que supone que el modelo no contiene componentes determinísticos.

Se distingue entre estas especificaciones rivales (tomando en cuenta las especificaciones alternativas del ingreso y la tasa de interés) al comparar el estadístico de la traza para cada restricción.¹² En esta etapa, además, se consideran dos especificaciones adicionales. Primero, se examinan las propiedades de dos versiones alternativas de la variable ingreso, y_t . La primera medida es el índice mensual de actividad económica (LIMACEC), que es la variable que actualmente utiliza la División Macroeconómica del Banco Central. La segunda considera un índice alternativo (representado aquí como LIMACECX), que es el mismo índice, excluyendo los sectores de agricultura y minería de cobre, los dos sectores que experimentan la mayor volatilidad de precios mundiales de corto plazo (independientemente de los factores económicos internos). Segundo, se considera una especificación logarítmica y semilogarítmica para la tasa de política nominal (las medidas de dinero e ingreso se definen ambas en logaritmos). Los estadísticos de la traza para las especificaciones alternativas aparecen en la Tabla 1.

Los estadísticos de la traza indican que la especificación más probable para los componentes determinísticos

TABLA 2

Estadísticos de Diagnóstico para los Residuos del MVCE

	AR(1)	LB(12)	ARCH(7)	H	JB
X	1.209	75.947		0.677	80.227**
m	0.861	3.932	0.081		52.347**
y	0.842	21.337	0.137		5.038
i	1.156	6.498	0.424		8.512

Notas: AR(1) representa la prueba LM para el vector de autocorrelación de primer orden. LB(12) es la prueba Ljung-Box Portmanteau de autocorrelación residual; ARCH es la prueba de Engle de heterocedasticidad; H es la prueba de White de heterocedasticidad, y JB es la prueba de Jarque-Bera de normalidad. Todas las pruebas se distribuyen χ^2 ; ** representa un nivel de significancia al 1%; * al 5%.

TABLA 3

Valores Propios (λ_r), Máximo Valor Propio y Estadístico de la Traza

r	Máximo Valor Propio			Estadístico de la Traza	
	λ_r	$-(T-nm) \ln(1-\lambda_r)$	5% v.c.	$-(T-nm) \sum \ln(1-\lambda_r)$	5% v.c.
0	0.4922	87.42**	22.0	110.00**	34.9
1	0.1499	20.95**	15.7	22.58**	20.0
2	0.0125	1.63	9.2	1.63	9.2

Estadísticos corregidos de acuerdo con el método de Reimers (1992) para muestras pequeñas. Los valores críticos son de Osterwald-Lenum (1992).

es o el Modelo 4, donde el único componente determinístico es la constante de cointegración, o el Modelo 2, donde el mismo vector de cointegración contiene una tendencia determinística. Dada la evidencia proporcionada por la Tabla 2 del apéndice, respecto de las propiedades de raíz unitaria de los datos, se deduce que la representación de tendencia estacionaria bajo el Modelo 2, explica bien los datos, por lo menos dentro del período muestral. Sin embargo, por las razones ya mencionadas, el Modelo 4 ofrece una especificación más atractiva. Al adoptar esta última caracterización, los resultados sugieren que la especificación dominante es una definición estricta de la variable escala y una especificación logarítmica para la tasa de interés.

El Rango de Cointegración

Para determinar y evaluar los vectores de cointegración, se estimó el vector de corrección de errores restringido, ecuación (10), donde $k = 6$ es suficiente para asegurar que el término error, ε_t , sea aproximadamente Gaussiano.

$$\Delta X_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \end{pmatrix}' X_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Psi_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\varepsilon_t \sim niid(0, \Sigma).$$

La Tabla 2 muestra los diagnósticos residuales del modelo (10), mientras que la Tabla 3 presenta los valores de los vectores propios y las estadísticas asociadas a los vectores de cointegración. Los diagnósticos residuales sugieren que no existe ningún problema de especificación serio, tanto para el vector X_t , como para los componentes. Lo anterior, exceptuando la violación de la prueba Jarque-Bera de normalidad de los errores, la cual refleja observaciones extremas, causadas por el fuerte incremento de las tenencias de dinero, ya mencionado en el contexto de la ecuación (5). Al condicionar el análisis de cointegración utilizando una *dummy* para este evento, se elimina la *kurtosis* que produce la violación de la normalidad de los errores.

La Tabla 3 sugiere que el rango de cointegración es dos, aunque el segundo valor del vector propio alcanza solo un tercio del valor del mayor y es apenas significativo. Los dos vectores propios β' significativos y los vectores α de retroalimentación se muestran en la Tabla 4. Como es sabido, los vectores de cointegración son únicos solamente en el sentido del espacio que encierran (*i.e.*, las primeras y segundas filas de la matriz β' son combinaciones lineales estacionarias únicas de las variables), así que la normalización escogida en la Tabla 4 es arbitraria. Esto significa que no necesariamente el primer vector de cointegración representa la demanda por dinero. Sin embargo, en este caso es plausible interpretarlo así. Ello sugeriría una elasticidad ingreso un poco menor a la unidad y una elasticidad con respecto de la tasa de interés mensual de -0.189. Lo anterior, es un resultado creíble en términos de la teoría y también del modelo existente basado en un ajuste parcial, ecuación (7). Lo segundo que apoya esta interpretación es que el coeficiente de retroalimentación del primer vector es negativo, muy significativo y bastante alto, indicando un rezago medio de cuatro meses ante un *shock* monetario.¹³ Por tanto, se puede considerar que el primer vector es la función de demanda de dinero, donde c representa la constante restringida, $\alpha \delta_1$.

¹³ El rezago medio se define como $\mu = (1 - \alpha) / \alpha$.

TABLA 4

β' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)				
	$m - p$	y	i	c
(1)	1.000	-0.931	0.218	-0.670
(2)	-0.891	1.000	-0.006	-0.215
α Loadings Vectores (Ajuste/Retroalimentación)				
	(1)	(2)		
$\Delta(m - p)$	-0.178	0.196		
Δy	-0.013	-0.187		
Δi	0.442	-2.673		
(Errores estándares entre paréntesis)				

Existe, sin embargo, un segundo vector a considerar. Aunque éste también podría representar una función de demanda de dinero, esto parece poco probable. El vector sugiere una relación positiva entre el dinero y el ingreso, pero también que su demanda no estaría determinada por la tasa de interés (el coeficiente para i es bajo, -0.006, y no es significativo estadísticamente). Esta relación, que muestra la caída de tendencia en la velocidad que se observa en el Gráfico 2, reflejaría la evidencia proporcionada por los estadísticos de raíz unitaria (Tabla A1). En esto es posible observar que las tenencias de dinero real y la actividad económica son marginalmente procesos de tendencia estacionarios. Si la tendencia subyacente determinística en estos procesos es similar (como lo es en esta instancia), entonces un par de series de estas características generaría naturalmente una combinación lineal estacionaria. Esto generaría un segundo vector propio significativo en la Tabla 3, si bien puede no representar una relación de cointegración económicamente significativa.¹⁴

Dado que el objetivo de este trabajo es estimar la función de demanda de dinero, se buscan una serie

de restricciones que permitan derivar una identificación única del primer vector como relación de la demanda de dinero, de tal manera que se asegure que se maneje apropiadamente el segundo vector (aunque éste no necesariamente se preste para una interpretación económica significativa). Para un rango de cointegración $r = 2$, la identificación se puede lograr al imponer (por lo menos) una restricción por vector. Una restricción natural sugerida por la Tabla 5 sería imponer una elasticidad de ingreso unitaria (vector 1) y restringir el segundo vector en términos de la relación dinero-ingreso únicamente. Así, el espacio de cointegración puede ser definido por los dos vectores identificados:

$$\beta_1^* = (1, -1, *, *) \quad (11)$$

$$\beta_2^* = (*, 1, 0, 0)$$

(donde $*$ representa un coeficiente sin restricción). La validez de la restricción se comprueba utilizando la prueba estándar de razón de verosimilitud que se distribuye χ^2 con $\sum_{i=1}^r (p - s_i - r + 1)$ grados de libertad, donde p es la dimensión de X , r es el rango y $(p - s_i)$ es el número de restricciones que afecta a cada vector de cointegración.¹⁵ En el caso anterior se encuentra que:

$$LR(r = 2) : \chi^2(1) = 1.4524[0.2281]$$

lo cual indica que la restricción se puede aceptar sin mayores problemas, permitiendo así una relación única de cointegración. Sin embargo, como demuestra Johansen (1992), sólo es válido pasar de este resultado directamente a una representación uniecuacional de la función de demanda (en la presencia de vectores simples o múltiples de cointegración), si la restricción de “sistema parcial” también es validada por los datos (depende de la restricción que afecta a la matriz β')

$$\alpha_1' = (\alpha_{11}, 0, 0) \quad (12)$$

$$\alpha_2' = (\alpha_{21}, 0, 0).$$

Esta restricción sugiere que los vectores de cointegración retroalimentan la ecuación $\Delta(m - p)_t$, permitiendo ignorar las ecuaciones dinámicas para Δy_t y Δi_t . El no aceptar esta restricción significa que Δy_t y Δi_t no pueden ser considerados débilmente exógenos respecto de los parámetros de un modelo de error uniecuacional para $\Delta(m - p)_t$.

¹⁴ Cada variable estacionaria (de tendencia) en el vector X crea necesariamente una combinación estacionaria adicional. Esto se puede comprobar, testeando si la combinación estacionaria se mantiene significativa cuando se enfrenta a la restricción de las variables no estacionarias fuera del vector. La interpretación, que el segundo vector de cointegración es un producto de las características de la muestra corta, es consistente con los hallazgos de otras investigaciones en Chile que cubren períodos mayores. Éstos normalmente encuentran un solo vector de cointegración para los modelos de demanda de dinero de este tipo.

¹⁵ Ver Johansen, 1995, Teorema 7.5.

En el caso de Chile, la restricción se rechaza a los niveles de probabilidad estándar. No obstante la restricción más débil:

$$\alpha'_1 = (\alpha_{11}, 0, 0) \quad (13)$$

$$\alpha'_2 = (0, \alpha_{22}, \alpha_{23}).$$

se acepta (en este caso $LR(r = 2) : \chi^2(4) = 7.7084$ [0.1029]). Esta restricción, que se impone conjuntamente con las restricciones de la matriz β' , sugiere los siguientes vectores restringidos de cointegración y la siguiente matriz de retroalimentación (con errores estándares asintóticos reportados entre paréntesis).

Esta restricción es bastante interesante, por cuanto sugiere que se puede aceptar que el vector de cointegración de demanda por dinero impacta sólo en el modelo dinámico del dinero, $\Delta(m - p)_t$, y que el segundo vector impacta únicamente en los procesos Δy_t y Δi_t . Ya que el segundo vector se define en términos del nivel de saldos reales de dinero, se debe considerar la posibilidad de que el ingreso y la tasa de interés de corto plazo sean regresores potencialmente endógenos dentro del modelo de demanda de dinero dinámico, lo que requiere, por tanto, que este último sea estimado utilizando un estimador IV.¹⁶

Especificaciones Alternativas

En esta etapa, basándose en la evidencia de la Tabla 5, se podría proceder directamente con el modelo dinámico de corrección de errores.¹⁷ Sin embargo, es útil volver primero al modelo teórico general (4) para considerar si un modelo más general, que incluya los efectos de la riqueza y un tratamiento más comprensivo de los precios de activos, se ajusta mejor a los datos. Por ser este tipo de búsqueda de especificación potencialmente extensiva, se presentarán únicamente los hallazgos principales de la búsqueda específica.

Retorno sobre otros Activos

Se consideran tres especificaciones alternativas para el vector de variables de costo de oportunidad. Primero, se estudia la consecuencia de agregar una medición de la tasa de interés sobre depósitos. Segundo, se examina el efecto de descomponer la tasa nominal de interés entre los componentes de inflación y tasa de interés real. Finalmente, se considera el papel

TABLA 5

β' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)				
	$m - p$	y	i	c
(1)	1.000	-1.000	0.1185 (0.0189)	-0.3571 (0.084)
(2)	-0.912 (0.006)	1.000	0.000	0.000
α Loadings Vectores (Ajuste/Retroalimentación)				
		(1)	(2)	
	$\Delta(m - p)$	-0.310 (0.028)	0.000	
	Δy	0.000	-0.130 (0.054)	
	Δi	0.000	-2.575 (0.559)	
(Errores estándares entre paréntesis)				

de los efectos de sustitución del circulante al incluir la tasa (*ex post*) de depreciación del tipo de cambio nominal. Así, la especificación más eficiente pareciera ser aquella que utiliza exclusivamente la tasa de interés nominal de política. Es importante hacer notar que, ni agregando tasas de interés adicionales, ni descomponiendo éstas entre la tasa de interés real y la inflación, ni considerando los efectos del tipo de cambio, se logra mejorar el poder estadístico del modelo. Este hallazgo no es demasiado sorprendente y es más bien una característica de los estudios empíricos sobre la demanda de dinero por motivo transacción.¹⁸ Detalles de lo anterior se resumen en el apéndice II. A continuación sólo se presentarán los detalles de la estrategia de investigación y los principales resultados encontrados.

Primero se considera la tasa de interés “propia”. En la especificación anterior, la variable utilizada para el costo de oportunidad fue la tasa de política nominal

¹⁶ Esto ocurre, porque el segundo vector de cointegración se define en términos de dinero e ingreso y retroalimenta al ingreso y a la tasa de interés, sugiriendo así un vínculo contemporáneo entre estas variables y el dinero.

¹⁷ Los detalles se pueden solicitar al autor. No obstante es posible demostrar que esta representación de corrección de errores se comporta mejor que la especificación del Banco Central.

¹⁸ McNelis (1998), por ejemplo, encuentra que únicamente la tasa de interés doméstica es significativa en la demanda de dinero estimada de largo plazo (período 1983 - 1994).

ex post, ya que se supuso que el M1A no devenga intereses. Sin embargo, si las cuentas corrientes pagan interés (como ya se ha hecho común) o si las cuentas corrientes se complementan con cuentas de ahorro que sí devengan intereses, puede ser apropiado considerar una tasa de política que mida el costo de retener el dinero para transacciones y una tasa de interés “propia” del dinero (amplio).¹⁹ El vector de cointegración de largo plazo se define como $X = \{(m - p)_t, y_t, i_t^p, i_t^d\}$, donde i_t^p representa la tasa de política de interés e i_t^d es la tasa de interés de captación. Al estimar esta versión del modelo, se generan tres vectores propios de consideración (Tabla 6).

Al considerar el efecto de la tasa de interés “propia”, no se alteran significativamente la elasticidad ingreso medida o la constante del vector. Sin embargo, el coeficiente de la tasa de política se incrementa (y sigue siendo negativo), mientras que el de la tasa “propia” tiene el signo opuesto. Esto indica que un aumento en la tasa de captación de largo plazo, *ceteris paribus*, aumenta la demanda de dinero, aunque con un efecto más débil que el efecto negativo que resulta de un aumento en la tasa de política. Aunque el segundo vector mantiene la estructura anterior, éste también indica una simetría entre las dos tasas de interés que es consistente con la estacionariedad del diferencial de ambas. Como se puede observar en el apéndice II, esta simetría puede ser usada para eliminar i^d del primer vector. En ese caso, la relación de demanda de dinero se reduce a la misma parametrización observada en la Tabla 5, donde la elasticidad de interés es -0.113. Desde una perspectiva exclusivamente estadística, la cointegración de las tasas de interés permite representar la función de demanda de dinero de largo plazo únicamente en términos de la tasa de política, por cuanto se sabe que el resto de las tasas están cointegradas con ella. Esto significa que no hay una pérdida significativa de información al definir la función de demanda de dinero (de largo plazo) como función única de la tasa de corto plazo.

¹⁹ Esta es la especificación considerada para Dinamarca (Johansen y Juselius, 1990).

²⁰ Esta especificación supone que la sustitución de monedas es una actividad de transacción pura y que los depósitos en moneda extranjera no devengan intereses. Sin embargo, si se define el costo relevante de oportunidad como el tipo de cambio ajustado por la diferencial entre las tasas de interés y si se considera que los activos en moneda extranjera devengan intereses, se encuentra que los resultados presentados no varían.

TABLA 6

**β' Vectores Propios
(Normalizados en la Diagonal)**

	$m - p$	y	i^p	i^d	c
(1)	1.000	-0.953	0.235	-0.067	-0.709
(2)	-0.882	1.000	-0.022	0.022	-0.250
(3)	-3.839	3.922	1.000	-1.926	-2.287

*Cambios en la Inflación
y en la Tasa Real de Política*

A continuación se considera el papel de la inflación. La suposición de que los agentes responden en el margen de manera equivalente a cambios en el costo oportunidad de mantener dinero, no importando si el cambio en el costo surge por efecto de la inflación o por un cambio en la tasa de interés, se encuentra implícita en la especificación original. Para comprobar esta hipótesis se utiliza el mismo modelo básico, pero se descompone la tasa de interés nominal entre la inflación y la tasa de interés real (ignorando el efecto conjunto $r\pi$, que es menor en datos mensuales).

$$i = r + \pi + r\pi \approx r + \pi \quad (14)$$

Luego se comprueba si la restricción del coeficiente $\beta^r = \beta^\pi$ es aceptada en la relación de demanda de dinero. Como demuestran las Tablas del apéndice II, los datos aceptan la restricción, revelando que la elasticidad de las variables restringidas es del mismo orden de magnitud que en el caso previo (-0.145 comparado con -0.114). Esto implica que un modelo de demanda de dinero (de largo plazo) por motivo transacción, definido exclusivamente en términos de la tasa de política nominal ofrece una representación eficiente y consistente con los datos.

Sustitución de Monedas

Finalmente se comprueba el efecto de la sustitución de monedas al incluir la depreciación del peso frente al dólar en el vector X .²⁰ Dado que esta variable es fuertemente estacionaria, se generará un vector de cointegración adicional. Sin embargo, aun si se considera este efecto, sigue siendo débil la evidencia de necesitar incorporar la sustitución de monedas en la demanda de dinero (un aumento en el tipo de cambio

Logaritmo de la Riqueza Real Neta (precios constantes de 1989)

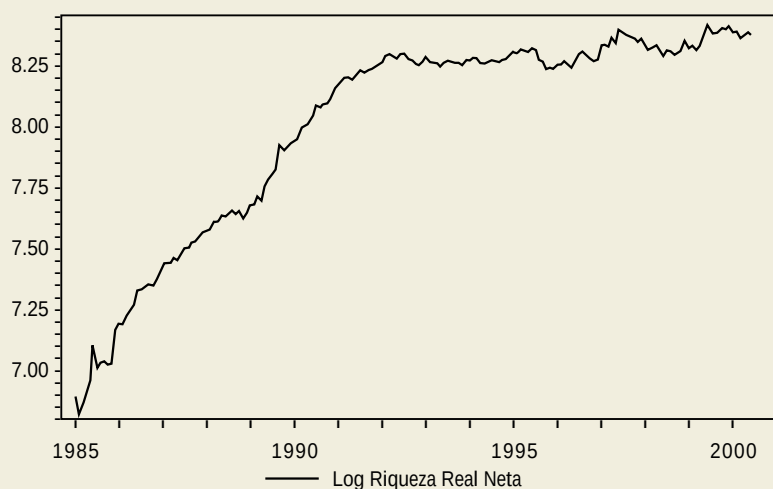


TABLA 7

Valores Propios (λ_r), Máximo valor Propio y Estadístico de la Traza

r	λ_r	Máximo Valor Propio		Estadístico de la Traza	
		$-(T - nm) \ln(1 - \lambda_r)$	5% v.c.	$-(T - nm) \sum \ln(1 - \lambda_r)$	5% v.c.
0	0.5386	113.70**	28.1	159.90**	53.10
1	0.1761	28.47**	22.0	46.25**	34.90
2	0.0953	14.72	15.7	17.78	20.0
3	0.0206	3.06	9.2	3.06	9.2

Estadísticos corregidos de acuerdo con el método de Reimers (1992) para muestras pequeñas. Los Valores Críticos son de Osterwald-Lenum (1992).

 β' Vectores Propios
(Normalizados en la Diagonal)

	$m - p$	y	w	i^p	c
(1)	1.009	-0.434	-0.362	0.245	0.762
(2)	-0.766	1.000	-0.108	0.086	0.287

 α Loadings
Vectores (Ajuste/Retroalimentación)

	(1)	(2)
$\Delta(m - p)$	-0.173	0.263
Δy	-0.0234	-0.192
Δw	0.001	0.083
Δi^p	0.343	-2.919

corregido por la tasa de interés externa reduce la demanda interna de dinero) El efecto no es significativo estadísticamente y el coeficiente puede restringirse a cero. Esto justificaría la decisión de utilizar la especificación descrita en (10).

Efecto Riqueza

Idealmente se debería utilizar una medición de la riqueza total neta del sector privado (i.e., aquella que incluye los derechos sobre activos reales, vivienda y activos en el extranjero). Sin embargo, dada la dificultad de acceder a estos datos, se sigue la práctica común, que consiste en utilizar una medición de riqueza financiera real neta (ver Jansen, 1998), definida como el total de los derechos financieros netos del sector privado no bancario sobre la banca, el gobierno y el resto del mundo, todo deflactado por el índice de precios. Para Chile, la riqueza se define como:

$$w_t = \frac{(M4 + FXD - NCRED)}{P} \quad (15)$$

donde $M4$ es igual al circulante, más depósitos a la vista y a plazo, más las tenencias del sector privado en bonos y letras, FXD es igual a tenencias de moneda extranjera (valorado en pesos actuales) y $NCRED$ es el crédito neto del sistema monetario al sector privado no bancario.

Tal como indica el Gráfico 4, la riqueza real neta aumentó en forma significativa en el período 1985-1991 (crecimiento promedio entre 15% y 25% anual), nivelándose durante los noventa y estancándose hacia fines de la década. La Tabla 7 entrega los valores de los vectores propios y los vectores de cointegración significativos (más sus coeficientes de retroalimentación) para el modelo representado en (10). X incluye la riqueza financiera real neta.

Incluir la riqueza en la función de demanda tiene un impacto significativo en las mediciones de la demanda de dinero por motivo transacción, reduciéndola hasta 0.4 aproximadamente. La elasticidad de riqueza es positiva y significativa (el error asintótico estándar es aproximadamente 0.094), pero más baja que la elasticidad

TABLA 8

 **β' Vectores Propios
(Normalizados en la Diagonal)**

	$m - p$	y	w	i^p	c
(1)	1.000	-0.500	-0.331 [0.032]	0.248 [0.042]	0.610 [0.298]
(2)	-0.909 [0.008]	1.000	0.000	0.000	0.000

 **α Loadings
Vectores (Ajuste/Retroalimentación)**

	(1)	(2)
$\Delta(m - p)$	-0.184 [0.016]	0.000
Δy	0.000	-0.164 [0.058]
Δw	0.000	0.022 [0.046]
Δi^p	0.000	-1.400 [0.545]

(Errores estándares entre paréntesis)
LR test de la restricción ($r=2$) $\chi^2(6) = 10.137$ [0.0715].

ingreso. La elasticidad de la tasa de interés de política permanece negativa y significativa, aunque significativamente mayor que en el caso base.

Al igual que en el caso anterior, se busca identificar las restricciones en este sistema de dos vectores para aislar la función de demanda por dinero aumentada por riqueza. Para lograr esto, se restringe la elasticidad de demanda a 0.5, restringiendo también la riqueza y la tasa de interés del segundo vector (para permitir la misma interpretación anterior). También se impuso la restricción de “sistema parcial” en el vector de retroalimentación, lo cual entregó los siguientes vectores de cointegración restringidos (se ha incluido el error asintótico estándar para los vectores β' y sus coeficientes de retroalimentación).

La prueba LR indica que se puede aceptar la restricción de sistema parcial en el modelo de corrección de errores. Al igual que en el modelo anterior, se puede definir el modelo en términos de la primera fila de la Tabla 8, donde Δy , Δw , y Δi^p pueden ser endógenos en la

especificación dinámica por las razones ya descritas. A continuación se presenta el modelo uniecuacional de corrección de errores.

**Un Modelo de Corrección
de Errores Uniecuacional**

La desviación del equilibrio de la demanda de dinero se define directamente del primer vector propio de la Tabla 8 (controlando también por las *dummies* estacionales).

$$\lambda_t = (m - 0.5y - 0.331w + 0.248i^p + 0.610). \quad (16)$$

Debido a que el modelo dinámico para $\Delta(m - p)_t$ no se ajusta a las desviaciones del segundo vector propio, el modelo general de corrección de errores sobreparametrizado puede definirse como:

$$A(L)\Delta(m-p)_t = B(L)\Delta y_t + C(L)\Delta i_t + D(L)\Delta w_t + E(L)\sigma_{\pi t} + \gamma \hat{\lambda}_{t-1} + \Psi_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

donde Δ representa el operador de diferencia mensual, $A(L)$, $B(L)$, $C(L)$, $D(L)$ y $E(L)$ son matrices de polinomios de parámetros rezagados y γ es el coeficiente de corrección de errores. El vector Ψ_t representa los componentes determinísticos descritos anteriormente (*dummies* mensuales, *dummies* de feriados públicos representadas como *DHOL* y *DM 0292*, una *dummy* con valor uno en marzo de 1992. La ecuación (17) también incluye la volatilidad de la inflación expresada como σ_{π} , la cual es medida como el cambio móvil en 12 meses de la desviación estándar de la tasa mensual de inflación.²¹

La Tabla 9 representa tres versiones del modelo. La primera es la estimación del modelo utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) y luego, dados los resultados del análisis de cointegración de largo plazo, la reestimación del modelo utilizando variables instrumentales para Δy_t , Δw_t , y Δi_t^p . También se considera una versión del modelo OLS que permite un mecanismo de corrección de errores asimétrico (para que la velocidad de convergencia difiera entre desequilibrios positivos y negativos).

El modelo dinámico de corrección de errores posee un buen ajuste, reduciendo el error estándar incondicional de la variable dependiente de 5% mensual aproximadamente hasta menos de 1,4% por mes. Los test estándar indican que el modelo está libre de errores serios de especificación. Las pruebas de Hansen de estabilidad sugieren que para la muestra completa, el modelo ofrece una representación

²¹ Una definición alternativa de volatilidad, definida como la desviación estándar móvil como medida de desviación respecto del equilibrio a largo plazo es la siguiente:

$$vol_t = \sum_{i=1}^3 \sqrt{(\hat{\lambda}_{t-i} - \bar{\lambda})^2}$$

Ambas medidas son virtualmente idénticas, implicando que la desviación medida respecto del equilibrio de largo plazo refleja más bien shocks de precios que de ingresos. Por este motivo se reporta únicamente la versión con la medida tradicional de volatilidad de la inflación.

de parámetros constantes, aunque la prueba de estabilidad de parámetros conjuntos, L_p , se rechace marginalmente, reflejando la inestabilidad de uno de los efectos estacionales.²²

Desde la perspectiva económica, el modelo de corrección de errores está acorde con los supuestos teóricos generales. El mismo coeficiente de corrección de error es negativo y significativo, lo que sugiere un rezago medio del ajuste ante un *shock* del orden de siete meses, ligeramente más lento que el representado en los vectores de retroalimentación en las Tablas 7 y 8. Lo significativo del coeficiente de corrección de

errores apoya el supuesto de estacionariedad en diferencias realizado anteriormente: si las variables hubieran sido verdaderamente estacionarias en tendencias, en vez de en diferencias, el coeficiente de corrección de errores hubiese sido bajo y no significativo (ya que el componente de la tendencia se hubiese desvanecido en el modelo dinámico).

El segundo punto que cabe destacar es que mientras que las elasticidades ingreso y riqueza de largo y corto

²² Estos resultados se confirman utilizando métodos de estimación recursivos. Más detalles se pueden solicitar al autor.

TABLA 9

Modelo Dinámico de Corrección de Errores para la Demanda por Dinero
Variable Dependiente $\Delta(m - p)_t$. Muestra 1986(7) - 1998(8)

Variable del Modelo	[1] Coef.	OLS HCSE-t	[2] Coef.	OLS HCSE-t	[3] Coef.	IV valor t	Inestab.
Constante	0.037	7.71	0.032	2.76	0.037	5.519	0.10
$\Delta(m - p)_{t-2}$	-0.274	5.17	-0.264	5.08	-0.270	5.946	0.15
$\Delta(m - p)_{t-3}$	-0.160	3.55	-0.183	4.13	-0.153	2.868	0.99*
Δy_t	0.353	1.55	0.393	1.75	0.382 ¶	1.147	0.04
Δw_t	0.333	4.31	0.317	4.32	0.341 ¶	2.863	0.74*
Δw_{t-2}	0.242	3.50	0.215	3.22	0.241	3.213	0.32
Δi_t^p	-0.058	10.27	-0.058	10.18	-0.063 ¶	10.294	0.15
Δi_{t-3}^p	-0.015	2.83	-0.017	3.31	-0.015	2.868	0.03
$\hat{\lambda}_{t-1}^+$	-0.124	11.63	-	-	-0.129	11.783	0.06
$\hat{\lambda}_{t-1}^+$	-	-	-0.103	5.48	-	-	-
$\hat{\lambda}_{t-1}^-$	-	-	-0.139	6.44	-	-	-
$\sigma_{\pi t}$	-0.359	2.87	-0.372	3.05	-0.318	2.281	0.24
DM0292	0.138	15.86	0.138	16.26	0.138	14.345	0.09
Dhol	0.004	2.67	0.004	3.36	0.004	2.879	0.09
	R ²	0.935	R ²	0.943	e.e. (SF)	0.0138	
	e.e.	0.0138	e.e.	0.0138	e.e.(RF)	0.0167	
	d.e	0.0488					
	DW	1.96	DW	1.96			
	L _v	0.239	LR: $\chi^2(1)$	1.695	Sp: (17)	9.824	
	L _f	6.114*		[0.1292]		[0.9108]	
	AR(6)	1.14 [0.343]			DM: (21)	1767.8	
	ARCH (6)	1.21 [0.310]				[0.000]	
	White-H	0.811 [0.738]					
	J-B	0.37 [0.832]					

Notas: No se entrega información acerca de los coeficientes de la *dummy* estacional. ¶ representa una variable endógena: HCSE-t representa estadísticos t calculados utilizando la corrección de White para heterocedasticidad; Inestab. representa la prueba de Hansen (1992) de la estabilidad de los parámetros individuales para la hipótesis nula que el coeficiente es estable en la muestra plena; L_v y L_f representan las pruebas de Varianza de Hansen y estabilidad de parámetros conjuntos; y $\hat{\lambda}^+$ y $\hat{\lambda}^-$ representan desviaciones positivas y negativas del equilibrio respectivamente. AR(6) y ARCH (6) representan las pruebas LM de autocorrelación y heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden 6; J-B representa la prueba Jarque-Bera para la hipótesis nula de que el error se distribuye normalmente. White-H representa la prueba de White para la hipótesis nula de errores homocedásticos; Sp representa la prueba de Davidson y Mackinnon de sobreidentificación que testea la validez de los instrumentos, y DM prueba la eficiencia de los instrumentos utilizados en la regresión auxiliar.

plazo son de un orden similar de magnitud, la elasticidad de la tasa de interés de corto plazo es significativamente más baja que su valor de largo plazo (pero sigue siendo fuertemente significativa). Una explicación posible es que el efecto de la tasa de interés sea condicional a la presencia de $\sigma_{\pi t}$, la medida de volatilidad de la inflación. Aunque la colinealidad entre estas variables es baja, es positiva, y al eliminar $\sigma_{\pi t}$ se incrementa el efecto de la tasa de interés ligeramente a costa de reducir la precisión estadística del modelo. El significado de $\sigma_{\pi t}$ indica que el sector privado economiza sus tenencias de dinero en la presencia de una mayor volatilidad de la inflación. Dada la historia reciente de Chile, el modelo sugiere que la demanda de dinero ha aumentado (*i.e.*, la velocidad se ha reducido) como respuesta a la tasa de inflación decreciente y también al aumento de la estabilidad de la inflación (*i.e.*, caída en varianza), que ha acompañado la reducción de la inflación.

Cuando se permite una respuesta asimétrica ante los desequilibrios positivos y negativos se obtienen los resultados descritos en la segunda columna de la Tabla 9. Aunque no se puede rechazar la restricción que los efectos de retroalimentación son iguales, aparentemente el sector privado respondería más rápidamente a los *shocks* negativos (*i.e.*, cuando los agentes tienen saldos menores a los deseados), que a los positivos.

Finalmente, como se destacó anteriormente, no es apropiado tratar los valores de las variables escala (Δy_t y Δw_t) y de la tasa de interés (Δy_t) como débilmente exógenos contemporáneamente. Por tanto, se reestimó el modelo de corrección de errores ocupando un estimador IV (columna final de la Tabla 9). Los valores rezagados de las tres variables, más los valores rezagados de la inflación se utilizaron como instrumentos. Esto supone implícitamente que los agentes adoptan una estructura adaptativa para pronosticar las tasas

TABLA 10

Desempeño

Modelo 1 ∈ Modelo 2	Distr.	Test	Distr.	Modelo 2 ∈ Modelo 1
-1.196	N(0,1)	Cox	N(0,1)	-9.522**
1.073	N(0,1)	Ericsson IV	N(0,1)	7.418**
2.858	χ^2 (5)	Sargan	χ^2 (6)	28.359**
0.562	F(5,122)	Joint	F(6,122)	5.787**
(0.7291)				(0.0000)

TABLA 11

Proyecciones fuera de Muestra

Muestra Estimada	1986(7)-1994(9)	1986(7)-1996(9)	1986(7)-1997(9)
Horizonte de Proyección	1994(10)-1998(9)	1996(10)-1998(9)	1997(10)-1998(9)
Períodos de Proyección	48	24	12
Proyección χ^2	79.855 [0.0026]*	31.418 [0.1412]	14.022 [0.2993]
Proyección Test de Chow	1.189 [0.2466]	1.125 [0.3313]	1.019 [0.4359]
Innovación t	1.756	0.162	-0.598
MSFE (x 100)	1.713	1.555	1.485

de interés nominales y el ingreso esperado. Como indican las pruebas de sobreidentificación, esta caracterización parece ser válida y eficiente. En el caso de la tasa de interés y de la riqueza, la utilización de instrumentos no altera sustancialmente los coeficientes estimados (o su significancia): la elasticidad ingreso de corto plazo refleja una marcada caída en la significancia de la variable ingreso. Sin embargo, igualmente importante es que la estimación global IV, demuestra las mismas propiedades estadísticas y de proyección que el modelo OLS, enfatizando la validez de la estrategia del sistema parcial adoptado en este trabajo.

Desempeño Comparativo

Finalmente, para confirmar la especificación se lleva a cabo un proceso simple de anidamiento (dentro de la muestra) del modelo que se presenta en la Tabla 9 con un modelo dinámico de corrección de errores similar, sin el efecto riqueza, como se presenta en las Tablas 2-5 (considerando los efectos dinámicos). En la Tabla 10 se presentan los resultados. Las primeras tres filas de la Tabla presentan los resultados de un test de anidamiento simétrico del modelo con riqueza (Modelo 1) frente al modelo sin riqueza (Modelo 2), donde la columna de la izquierda describe los resultados de la hipótesis

nula que el Modelo 1 comprende al Modelo 2, y la columna de la derecha de que el Modelo 2 comprende al Modelo 1. La última fila (la prueba en conjunto) es un test F de la hipótesis nula de que cada modelo comprende al modelo conjunto de las dos especificaciones.

En este caso los resultados son inambiguos. Para el modelo estimado en la muestra hasta 1998(9), la especificación que incluye la riqueza, claramente domina al modelo base y comprende al modelo anidado.

La Tabla 11 presenta el desempeño del modelo respecto de su capacidad de predicción dentro de la muestra. Se presentan cuatro estadísticas: la proyección X^2 es un test directo de la hipótesis nula que los errores de pronóstico son cero en conjunto y la prueba de pronóstico Chow es un test F que prueba la estabilidad de los parámetros en el período de estimación y en el de predicción. La prueba de innovación t indica la existencia de un sesgo sistemático en los errores de pronóstico. El $MSFE$ es el error cuadrático medio estándar de pronóstico. También se informan los pronósticos dinámicos *ex ante*, que dependen del valor efectivo del vector de variables exógenas, de variables predeterminadas y de instrumentos sobre el horizonte de pronóstico (y, en consecuencia, de los valores estimados de las variables endógenas).

Pese a que existe alguna evidencia de errores significativos de pronóstico en un horizonte de cuatro años, el modelo exhibe un grado razonable de estabilidad (cabe destacar que el período de pronóstico, 48 meses, representa un pronóstico de casi 30% de la muestra utilizable). Sin embargo, los errores de pronósticos, según lo miden los estadísticos t , sugieren que los pronósticos han pasado de subestimar la demanda promedio de dinero efectivo real a sobrestimar el dinero promedio real hacia fines del período (*i.e.*, el error de pronóstico definido como $m - \hat{m}$ es negativo). Como se verá más adelante, esta tendencia aumenta con el desempeño del pronóstico fuera de muestra.

Resumen Preliminar

El modelo de corrección de errores parece estar relativamente bien especificado, tanto en términos de sus características dinámicas y de largo plazo,

como por su estabilidad en el pronóstico dentro de la muestra. Las restricciones impuestas al modelo sugieren una teoría relativamente simple de la demanda de dinero por transacciones, donde ésta está determinada por el ingreso, la riqueza y la tasa de interés interna nominal (equivalentemente por sus componentes: la tasa real de política y la inflación doméstica). En el largo plazo, la elasticidades ingreso y riqueza son aproximadamente 0.5 y 0.3 respectivamente, mientras que un aumento de 5% en la tasa de interés (mensual) disminuye la demanda de dinero real cerca de un 1% en el largo plazo. En el corto plazo, los agentes responden rápidamente al desequilibrio monetario y también a la volatilidad de la inflación reciente. En los últimos años, esto ha actuado en favor de Chile, generando que la demanda de dinero real se haya incrementado, tanto por una inflación más baja, y en consecuencia tasas de interés nominales más bajas, como también por la menor varianza de la inflación.

A pesar que la actual especificación es sólida y relativamente simple, un test clave de toda estimación es su habilidad para pronosticar fuera de muestra. En la sección final se retomará este punto.

PODER DE PROYECCIÓN FUERA DE MUESTRA

Las circunstancias en Chile cambiaron drásticamente en la segunda mitad de 1998 cuando la economía experimentó una recesión breve, pero severa que hizo caer el producto 3% en un solo trimestre (considerablemente mayor respecto de la tendencia). En circunstancias normales, esto se podría considerar como un evento normal, no obstante en Chile, ésta fue la primera caída del PIB desde 1985 y desde la creación del Banco Central autónomo. Una función de demanda de dinero bien especificada podría predecir la conducta con precisión durante este período. Sin embargo, la evidencia preliminar no es alentadora al utilizar el modelo preferido si éste se estima hasta 1998. Usando el modelo de corrección de errores presentado en la Tabla 12 como base para el pronóstico fuera de muestra, y utilizando el grupo de pruebas de pronósticos de la Tabla 11, es evidente que los estadísticos no sólo implican un importante rechazo de la estabilidad de los parámetros, sino que además los errores de pronóstico son sistemáticamente negativos (*i.e.*, el modelo

sobrepredice en forma sistemática la demanda de dinero efectiva). En efecto, el modelo fracasa sistemáticamente cuando se trata de predecir correctamente los balances de dinero real (Tabla 12, columna 1). Ciertamente, el desempeño de la especificación de ajuste parcial del Banco Central (ecuación 6), que aparece en la columna 2, es aún peor, lo que lleva a que ambos modelos no puedan pretender tener mucha validez como especificación.²³

Existen dos posibles razones que explican el pobre desempeño de este modelo. Una, es que el modelo haya sido sobreajustado y, en consecuencia, mal especificado. En otras palabras, el modelo ha sido tan rigurosamente calibrado a la información de la muestra, que no es posible explicar con éste los datos fuera de muestra. Por otra parte, el mal desempeño del pronóstico podría reflejar un quiebre estructural, donde un causante claro podría ser el impacto negativo que la crisis en la región en 1998 tuvo sobre la demanda de dinero (el aumento en la velocidad de circulación, reflejado en el Gráfico 2).

Clements y Hendry (1998) han sugerido que quiebres o impactos estructurales puntuales de este tipo conducirán a fallas sistemáticas en los pronósticos de los modelos de corrección de errores si el quiebre estructural altera el vector de cointegración de largo plazo. Dado que el modelo de corrección de errores incluye retroalimentación, entonces, el modelo de corrección de errores exhibirá persistentes errores de pronósticos en el corto plazo

TABLA 12

Proyecciones fuera de Muestra

Modelo	Tabla 9	Ec(6)	Tabla 9 (excl. MCE)
Muestra Estimada	1986(7)-1998(9)	1986(7)-1996(9)	1986(7)-1998(9)
Horizonte de Proyección	1998(10)-2000(6)	1998(10)-2000(6)	1998(10)-2000(6)
Períodos de Proyección	21	21	21
Proyección χ^2	74.241 (0.0000)**	98.184 [0.0000] **	18.993 [0.5856]
Proyección Test de Chow	2.584 [0.000]*	2.368 (0.0008)**	0.794 (0.722)
Inovación t	-1.994	-8.481	-0.192
MSFE (x 100)	2.633	3.246	1.935

TABLA 13

Valores Propios, Máximo valor Propio y Estadístico de la Traza

r	λ_r	Máximo Valor Propio		Estadístico de la Traza	
		$-(T - nm) \ln(1 - \lambda_r)$	5% v.c.	$-(T - nm) \sum \ln(1 - \lambda_r)$	5% v.c.
0	0.5229	106.60**	28.1	181.20**	53.1
1	0.1981	31.79**	22.0	56.88**	34.90
2	0.0806	14.12	15.7	19.78	20.0
3	0.0331	5.66	9.2	5.66	9.2

Estadísticos corregidos de acuerdo con el método de Reimers (1992) para muestras pequeñas. Los valores críticos son de Osterwald-Lenum (1992).

 **β' Vectores Propios
(Normalizados en la Diagonal)**

	$m - p$	y	w	i^p	c	c'
(1)	1.000	-0.350	-0.397	0.569	0.600	0.195
(2)	-0.737	1.000	-0.131	0.093	0.327	-0.036

 **α Loadings
Vectores (Ajuste/Retroalimentación)**

	(1)	(2)
$\Delta(m - p)$	-0.151	0.245
Δy	-0.018	-0.259
Δw	-0.004	0.114
Δi^p	0.283	-2.731

al intentar “corregir el error” de acuerdo con el equilibrio de largo plazo antiguo, que es inapropiado. Sin embargo, esta forma de corrección de errores no se manifestará en los modelos dinámicos definidos convencionalmente (por ejemplo, los VAR), donde no existe un vínculo entre las tendencias comunes y los componentes de cointegración del modelo. Como puede verse en la tercera columna de la Tabla 17, la simple exclusión del

²³ Los estadísticos en la columna 2 de la Tabla 12 corresponden a las descritas en el Gráfico 3.

TABLA 14

VOLUMEN 3, Nº3 / Diciembre 2000

Modelo Dinámico de Corrección de Errores para la Demanda por Dinero
Variable Dependiente $\Delta(m - p)_t$. Muestra 1986(7) - 2000(6)

Modelo	[1] OLS		[2] IV		
Variable	Coefficiente	HCSE-t	Coefficiente	Valor t	Inestab.
Constante	-0.101	6.82	-0.099	10.76	0.10
$\Delta(m - p)_{t-2}$	-0.264	4.44	-0.249	5.69	0.15
$\Delta(m - p)_{t-3}$	-0.169	3.93	-0.155	3.09	0.79*
Δy_t	0.362	1.91	0.342 ¶	1.35	0.16
Δw_t	0.341	5.13	0.252 ¶	2.59	0.74*
Δw_{t-2}	0.212	3.27	0.217	3.05	0.43
Δi_t^p	-0.056	10.96	-0.064 ¶	10.09	0.42
Δi_{t-3}^p	-0.017	3.53	-0.016	3.06	0.03
$\hat{\lambda}_{t-1}$	-0.109	10.71	-0.113	11.71	0.27
$\sigma_{\pi t}$	-0.393	3.02	-0.309	2.17	0.14
DM0292	0.140	17.16	0.138	14.35	0.14
Dhol	0.004	3.41	0.004	2.88	0.14
	R ²	0.930			
	e.e.	0.0139	e.e. (SF)	0.014	
	s.d	0.0528	e.e. (RF)	0.016	
	DW	1.85			
	L _v	0.227			
	L _t	5.607*	Sp:(18)	19.024	
	AR(6)	1.74 [0.105]		[0.3903]	
	ARCH(6)	0.88 [0.524]			
	White-H	0.83 [0.716]	DM:(21)	1815.1	
	J-B	0.57 [0.751]		[0.000]	

Notas: Ver Tabla 9.

TABLA 15

Proyecciones dentro de la Muestra (Modelo con Muestra Completa)

Muestra Estimada	1986(7)-1996(6)	1986(7)-1998(6)	1986(7)-1999(6)
Horizonte de Proyección	1996(7)-2000(6)	1998(7)-2000(6)	1999(7)-2000(6)
Períodos de Proyección	48	24	12
Proyección Test de Chow	0.9005 [0.6509]	0.7627 [0.7755]	0.7147 [0.7086]
Inovación t	-0.221	-1.103	1.103
MSFE (x 100)	1.491	1.342	1.163

término de corrección del error del modelo, incrementa considerablemente el desempeño del pronóstico fuera de muestra y elimina cualquier sesgo en los pronósticos. Esto sugiere que el error de pronóstico de la especificación preferida, radicaría en un cambio del equilibrio de largo plazo, que posiblemente podría deberse al salto de la velocidad de circulación a fines de 1998.

Al reestimar la relación de largo plazo existe evidencia de inestabilidad de los parámetros en el período de pronóstico, lo cual es consistente con el colapso del equilibrio de la demanda de dinero. No obstante, mediante una corrección del intercepto (*i.e.*, utilizando una *dummy* que interactúa con la constante en el vector de cointegración para obtener el cambio en la velocidad posterior a 1998), se obtienen los siguientes resultados de cointegración para el largo plazo (Tabla 3).

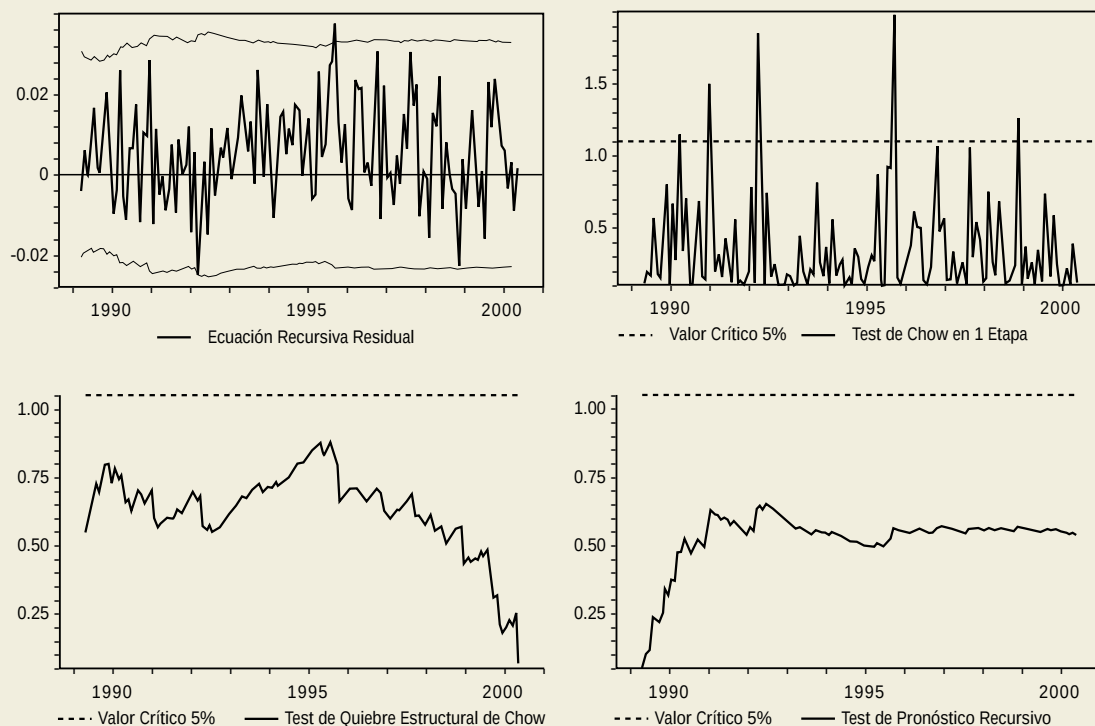
La comparación con la Tabla 9 es instructiva: al agregar la corrección de intercepto puntual (c^*), se recuperan casi exactamente las dos relaciones de largo plazo identificadas en la muestra anterior.²⁴ Así, se ha aislado la causa del fracaso de pronóstico, identificándolo como un aumento no modelado de la cuasi velocidad de circulación del dinero hacia fines de 1998. Utilizando el modelo revisado de cointegración, se reestima el modelo dinámico para la muestra completa (Tabla 14).

Una vez que se ha incluido la corrección del nivel, este modelo dinámico recupera el modelo básico casi en su totalidad. Los coeficientes del modelo dinámico son estadísticamente iguales a los informados en las columnas [1] y [3] de la Tabla 9 y, además, se ha recuperado la estabilidad de los parámetros

en la proyección (esta vez dentro de la muestra, ver Tabla 15). La evidencia que exhiben estos pronósticos dentro de la muestra, es totalmente consistente con la estimación recursiva del modelo, cuyos Gráficos se presentan a continuación.

²⁴ Mayores detalles se pueden solicitar al autor.

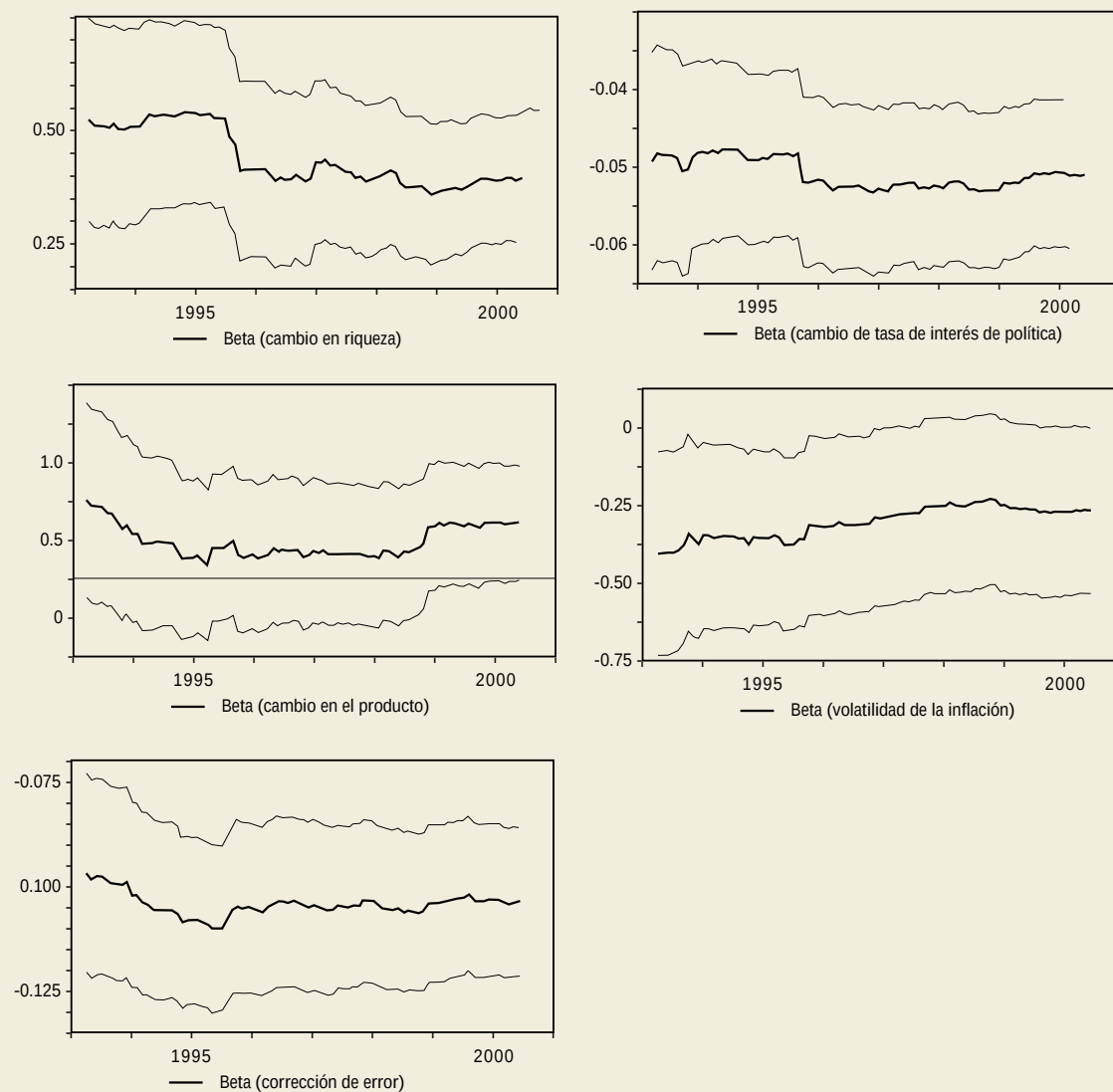
GRÁFICO 5

Análisis Recursivo de la Estabilidad del Modelo Dinámico (Muestra Completa)**CONCLUSIONES**

La evidencia econométrica presentada en este artículo sugiere que, a pesar que las series históricas macroeconómicas en Chile exhiben un fuerte grado de estacionariedad en tendencia, es posible recuperar un modelo uniecuacional relativamente simple y sólido para la demanda de dinero por transacciones con buenas propiedades fuera de muestra. La especificación de corrección de errores muestra una precisión de pronóstico dentro de la muestra considerablemente mejor que el modelo de ajuste parcial usado por el Banco Central. Ello, en parte por la superioridad de esta clase de modelos en la presencia de un vector de cointegración y debido al uso de la volatilidad de la inflación como un regresor. Más aún, una vez que se considera el aparente cambio permanente en la velocidad de circulación en 1998, el desempeño de pronóstico fuera de muestra es bueno, a la vez que los sistemáticos errores de pronóstico presentes en el modelo de ajuste parecen haber sido eliminados.

No obstante, existen dos áreas de preocupación, lo que significa que el modelo permanece tentativo y que apunta a futuras ampliaciones. La primera es que los resultados de pronóstico fuera de muestra fueron obtenidos únicamente después de corregir el intercepto de la función de demanda de dinero de largo plazo. Debido a la restricción natural del período muestral, no es posible determinar, en esta etapa, si el alza de la velocidad de circulación del último trimestre de 1998 es una característica temporal o permanente de la demanda por dinero. A medida que se disponga de mayor información, será necesario investigar este evento y reconsiderar la naturaleza de la función de demanda de largo plazo. La segunda área de investigación se refiere a la adecuada medición de la riqueza. La medida utilizada en este artículo es extremadamente rudimentaria y, ciertamente, no captura las expectativas que surgen de la acumulación de activos no financieros, tales como las viviendas u otros activos financieros como pensiones y seguros.

GRÁFICO 6

Modelo Dinámico (Muestra Completa)
Estimaciones de los Parámetros Recursivos


de vida. Por lo tanto, los esfuerzos debieran dirigirse hacia la recopilación de mediciones ampliadas de la riqueza real del sector privado. Finalmente, el análisis debiera incluir la demanda por activos financieros que devengan intereses, debido a que es aquí donde es más probable que el análisis de innovación financiera y el efecto riqueza tenga mayor importancia.

REFERENCIAS

- Adam, C. S. (1991). "Financial Innovation and the Demand for Pounds M3 in the UK 1975-86." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53(4): 401-24.
- Ahumada, H. (1992). "A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988." *Journal of Policy Modeling*, 14(3): 335-61.
- Arrau, P. (1995). "The Demand for Money in Developing Countries: Assessing the Role of Financial Innovation." *Journal of Development Economics*, 46(2): 317-40.

- Barr, D. G. y K. Cuthbertson (1991). "Neo-Classical Consumer Demand Theory and the Demand for Money." *Economic Journal*, 101(407): 855-76.
- Banco Central de Chile (varios números). *Informe Económico y Financiero*. Santiago, Chile.
- Calvo, G. y E. Mendoza (1999). "Myths and Facts of Chilean Macroeconomic Policy." *Chile: Recent Policy Lessons and Emerging Challenges*. Eds. G. Perry y D. Leipziger. Washington D.C., EE.UU.: WBI Development Studies.
- Clements, M. P. y D. F. Hendry (1998). *Forecasting Economic Time Series*. Cambridge, Nueva York, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Corbo, V. (1998). "Reaching One-digit Inflation: The Chilean Experience." *Journal of Applied Economics*, 1(1): 123-64.
- Dolado, J., T. Jenkinson y S. Sosvilla-Rivero (1990). "Cointegration and Unit Roots." *Journal of Economic Studies*, 4(3): 249-73.
- Domowitz, I. y I. Elbadawi (1987). "Error Correction and the Demand for Money: The Case of Sudan." *Journal of Development Economics*, 26(2): 257-75.
- Easterly, W., P. Mauro y K. Schmidt-Hebbel (1995). "Money Demand and Seigniorage Maximizing Inflation." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(2): 583-603.
- Grice, W. y J. Bennett (1985). "Wealth and the Demand for Pounds M3 in the UK 1963-78." *Manchester School of Economic and Social Studies*, 52(3): 239-71.
- Hansen, H. y K. Juselius (1995). *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*. Estima, Evanston.
- Hendry, D. F. y N. Ericsson (1991). "Modelling the Demand for Narrow Money in the UK and US." *European Economic Review*, 35(4): 833-81.
- Herrera, L. O. y R. Caputo (1998). "Financial Aggregates as Indicators of Monetary Policy." *Mimeo*, Banco Central de Chile.
- Jansen, N. (1998). "The Demand for M0 in the UK Reconsidered." Documento de Trabajo N° 83, Banco de Inglaterra.
- Johansen, S. (1992). "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis." *Journal of Econometrics*, 52(3): 389-402.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, Inglaterra: Oxford University Press.
- 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.
- McCallum, B. y M. Goodfriend (1987). "Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money." NBER Working Paper N° 2157.
- McNelis, P. (1998). "Money Demand and Seigniorage-Maximizing Inflation in Chile Approximation, Learning and Estimation with Neural-Networks." *Revista de Análisis Económico*, 13(2): 3-24.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegrating Rank Test Statistics." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3): 461-72.
- Reimers, H-E. (1992). "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration Tests." *Statistical Papers*, 33: 335-59.
- Schmidt-Hebbel, K. (1997). "Comments on Calvo, G. and E. Mendoza." *Mimeo*, Banco Central de Chile.
- Valdes, R. (1997). "Monetary Policy Transmission in Chile." *Mimeo*, Banco Central de Chile.

APÉNDICE I

Datos y Pruebas de Raíz Unitaria

Datos obtenidos del Informe Económico y Financiero del Banco Central.

TABLA 1.1

Datos y Fuentes

Variable	Descripción	Símbolo	Fuente
M1A	Stock de Dinero M1A	M1A	IEF Tabla 12
LRM1A	Log Dinero Real M1A	$(m - p)$	$\ln \left(\frac{M1A}{CPI89} \right)$
M4	Stock de Dinero M4		IEF Tabla 12
FXD	Depósitos en Moneda Extranjera		Dept. de Estudios.
NCRED	Créditos al Sector Privado		IMF, IFS Tablas línea 32
RNW	Riqueza Financiera Real Neta	w	$\frac{M4 + FXD - NCRED}{CPI89}$
LIMACEC	Log IMACEC	y	IEF Tabla 1
LIMACECX	LIMACEC, excl. agricultura y cobre	y	
CPI89	IPC	p	IEF Tabla 21
INFLM	Inflación CPI	π	$\frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}$
NER	Tipo de Cambio Nominal	e	IEF Tabla 23
DEPR	Depreciación Nominal del Tipo de Cambio		IEF Tabla 23
TEP	Tasa Real de Política (TEP)	i^r	IEF Tabla 19
PNBC	Tasa Nominal de Política	i^p	IEF Tabla 19
RD5M	Tasa Nominal de Depósitos de Corto plazo (30-90 días)	i^d	IEF Tabla 20

TABLA 1.2

Tests de Raíz Unitaria: 1985(1) - 2000(6) T=186

Test	ADF[1]	ADF[1]	PP [1,2]	PP [1,2]	KPSS [1,3]	KPSS [1,3]	DF F[1,4,5]
H ₀	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)
Variable	con drift	con tendencia	con drift	con tendencia	con drift	con tendencia	secuencia
LRM1A	-2.689	-0.169	-1292	-3.907	3.693	0.143	I (0) + tendencia
LRNW	-2.792	1.517	-4.899	-1.143	3.114	0.899	I (0) + tendencia
LIMACEC	-1.343	-1.003	-1.020	-9.178	3.555	0.218	I (0) + tendencia
LIMACEC	-1.107	-1.963	-1.322	-11.226	3.577	0.332	I (0) + tendencia
CPI89	-0.948	0.896	-0.714	-1.286	3.705	0.962	I (0) + drift
INFLM	-2.157	-6.551	-7.336	-9.683	2.391	0.136	I (0) + cnst
NER	-0.644	-1.939	-1.731	-3.782	3.508	0.812	I (1) + drift
DEPR	-7.757	-7.923	-9.331	-9.710	0.773	0.137	I (0) + cnst
TEP	-3.406	-3.716	-2.387	-2.836	0.961	0.115	I (0) + cnst
PNBC	-2.437	-3.416	-5.739	-5.637	4.723	0.382	I (0) + cnst
Valor Crítico	-2.88	-3.44	-2.88	-3.44	0.463	0.146	

Notas: (1) Test aumentado de Dickey-Fuller (ADF), rezagos seleccionados utilizando el criterio de Información de Aikake. *Dummies* mensuales ocupadas con cada test. (2) Test de Phillips-Perron (PP) utilizando la corrección Newey-West. (3) Test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin para la hipótesis nula de estacionariedad. (4) Tests DF t y DF F estimados utilizando la corrección no paramétrica de Phillips-Perron. (5) Inferencia basada en la secuencia de reducción de Dolado *et al.* (1990).

APÉNDICE II

Especificaciones Alternativas

Retorno propio sobre el dinero. La dimensión del vector X es cuatro, con un rango estimado de cointegración de tres. Se comprueba la siguiente restricción:

$$\beta_1^{*'} = (1, -1, *, *, *)$$

$$\beta_2^{*'} = (*, 1, 0, 0, 0)$$

$$\beta_3^{*'} = (0, 0, 1, -1, *)$$

generando vectores de cointegración restringidos y una prueba asociada a la razón de verosimilitud.

TABLA 2.1

**β' Vectores Propios
(Normalizados en la Diagonal)**

	$m - p$	y	i^p	i^d	c
(1)	1.000	-1.000	0.284	-0.171	-0.539
(2)	-0.900	1.000	0.000	0.000	0.000
(3)	0.000	0.000	1.000	-1.000	0.000
Test LR ($r=3$) $\chi^2(3)=6.975$ [0.0727]					

Inflación y la tasa de interés real. Al volver a estimar el modelo con la inflación y la tasa de interés real se generan dos vectores de cointegración:

TABLA 2.2

**β' Vectores Propios
(Normalizados en la Diagonal)**

	$m - p$	y	π	r^p	c
(1)	1.000	-0.961	0.335	-0.407	-0.031
(2)	-0.966	1.000	-0.095	0.021	0.008

Al imponer la restricción de simetría $\beta_\pi = \beta_{r^p}$, se obtienen los siguientes vectores propios restringidos y la siguiente prueba de razón de verosimilitud asociada:

TABLA 2.3

**β' Vectores Propios
(Normalizados en la Diagonal)**

	$m - p$	y	π	r^p	c
(1)	1.000	-1.000	0.145	-0.145	-0.779
(2)	-0.898	1.000	0.000	0.000	0.000
Test LR ($r=2$) $\chi^2(3)=6.126$ [0.1056]					