

## ESTABILIDAD DE LA DEMANDA DE DINERO, COINTEGRACION Y POLITICA MONETARIA\*

LUIS OSCAR HERRERA \*\*

RODRIGO VERGARA \*\*\*

### ABSTRACT

*The stability of the demand for money is of primary importance for the design of monetary policy. If it is found that a stable long term relation exists then the monetary authority should set strict monetary targets for this term if it wants to keep inflation under control. Hence, although changes in monetary aggregates could not be that important in the short run, in the long run they will be closely associated with changes in prices.*

*This paper uses the cointegration approach to see whether it is possible to find a stable money demand function in the long run. The estimation period goes from 1978:I until 1991:I. It is found that such a relation exists if a dummy is included in the demand for money for the period starting in 1983:IV. This dummy would be capturing "technological innovations" in the financial sector for that period.*

*Once established that the demand for money cointegrates (or, is stable in the long run) it is possible to find a short term error correction representation for it. This short term money demand is compared in terms of its parameters and predictive power with the demand for money currently in use by the Central Bank of Chile (MR model). It is found that the latter would have performed better in terms of predictions for the period 1987:I - 1991:I. In other words, if an error correction model had been used to predict the money demand for this period, predictions would have been worse.*

\* Se agradecen los valiosos comentarios de Esteban Jadresic, Patricio Rojas y un árbitro anónimo. Cualquier error u omisión es, sin embargo, de exclusiva responsabilidad de los autores. Las opiniones aquí expresadas son propias de los autores y no necesariamente reflejan las de la institución en que trabajan.

\*\* Departamento de Economía, MIT, y Departamento de Estudios, Banco Central de Chile.

\*\*\* Departamento de Estudios, Banco Central de Chile.

## I. INTRODUCCION

Desde el punto de vista de la política monetaria, la estimación de una demanda de dinero reviste gran importancia. En efecto, el conocer la evolución de la cantidad demandada de dinero permitirá a la autoridad correspondiente planificar sus acciones sobre la oferta de éste, de manera de mantener la inflación bajo control.

En el caso chileno, la política monetaria se hace en base a metas de tasas de interés, por lo que la cantidad de dinero contiene un alto elemento de endogeneidad. A pesar de esto, los agregados monetarios cumplen un papel de indicador de política monetaria. En otras palabras, si la cantidad observada de dinero es mayor que su demanda proyectada, esto puede estar indicando un desequilibrio en el mercado monetario, que eventualmente se traducirá en mayor inflación. Es por esto que tanto las autoridades como los observadores especializados están constantemente contrastando la cantidad de dinero con las proyecciones por la demanda por éste.

El principal argumento en favor del uso de metas de tasas de interés<sup>1</sup>, en contraposición con metas monetarias, es la supuesta inestabilidad de la demanda de dinero en el **corto plazo**. En efecto, una demanda de dinero inestable no da ninguna seguridad de que la fijación de una tasa de crecimiento para el dinero produzca los resultados esperados en términos de actividad y de inflación. Así, por ejemplo, dada una política monetaria de agregados, un aumento inesperado en la demanda de dinero tendrá efectos negativos sobre la actividad. Si, por el contrario, se produce una disminución inesperada en la demanda de dinero se tendrá una expansión en la actividad más allá de lo sostenible, con la consiguiente presión sobre los precios.

El tema de la estrategia óptima de política monetaria fue abordado rigurosamente en un conocido artículo por el economista William Poole, donde demuestra que si la inestabilidad en el mercado monetario (inestabilidad de la LM) es mayor que la inestabilidad en el mercado de bienes (inestabilidad de la IS), es óptima una estrategia basada en metas de tasas de interés, si el objetivo final es estabilizar el producto. La razón es la dada en el párrafo anterior. Por otro lado, si la inestabilidad en el mercado de bienes es mayor, será preferible una política monetaria basada en metas de agregados monetarios<sup>2</sup>.

A partir de los años 80, la relación hasta ese entonces relativamente estable entre dinero e ingreso nominal empezó a quebrarse. Este hecho indujo a la mayoría de las economías industrializadas a moverse desde políticas monetarias basadas en metas de agregados monetarios hacia políticas basadas en metas de tasas de interés. El dinero pasó de ser una meta intermedia a ser un indicador de política monetaria, el cual las autoridades económicas observan para ver si dicha política está siendo muy expansiva, contractiva, o está en un buen pie, pero cuya meta de crecimiento<sup>3</sup> es observada menos rigurosamente que antes. Es evidente que una política monetaria es difícilmente pura, por lo que los países en mayor o menor grado siguen dando importancia a los agregados monetarios<sup>4</sup>.

1 Evidentemente la política pura de tasas de interés se hace más difícil a medida que la economía incrementa su integración a los mercados de capitales internacionales, pues se empieza a perder el control sobre las tasas de interés en el corto plazo.

2 Ver Poole (1970) y B. Friedman (1975). Para una revisión de la literatura posterior en esta línea ver Tobin (1980) y McCallum (1985, 1988 y 1990).

3 Meta que en la práctica sigue existiendo en todos los países.

4 Alemania, por ejemplo, sigue siendo extremadamente rigurosa con sus metas monetarias. Estados Unidos, por otra parte, ha sobrepasado estas metas en prácticamente toda la década. Ver Batren *et al.* (1989) para una discusión de cómo se hace política monetaria en los países industrializados.

Sin embargo, el punto es que el dinero ha perdido importancia relativa en la implementación de la política monetaria, al menos en el corto plazo. Hay economistas que han llegado incluso a sostener posiciones extremas, en el sentido de que la demanda de dinero es inestable en el corto plazo a tal punto que el dinero ni siquiera sirve como indicador de política monetaria<sup>5</sup>.

Si el dinero ha perdido parte de su importancia en la formulación de la política monetaria en el corto plazo, las preguntas que inmediatamente surgen son: ¿Qué pasa en el largo plazo?, ¿existe una relación estable entre dinero, ingreso y tasa de interés en el largo plazo? Si no fuera así, tendríamos simplemente que concluir que todo el ejercicio de calcular una demanda de dinero y contrastarla con la cantidad del mismo no tiene ningún sentido. La demanda de dinero sería tan volátil e impredecible que lo mejor sería olvidarnos del mercado monetario. Esta es, en esencia, la posición tomada por B. Friedman (1988). Sin embargo, si somos capaces de encontrar una relación estable, entonces el dinero cumpliría un importantísimo papel, al menos en el largo plazo. Si bien es posible que las metas de agregados monetarios en el corto plazo pueden tener menos sentido, no sería menos cierto que en el largo plazo una cantidad de dinero mayor que la proyectada por esa relación estable se traduciría en mayores precios.

En caso de encontrar una relación estable en el largo plazo, las autoridades deberían fijar metas relativamente estrictas en torno al aumento de la cantidad de dinero en este plazo. Aun manteniendo una política de tasas de interés de modo de no producir fuertes fluctuaciones en éstas en el corto plazo, no se debe descuidar la evolución de la cantidad de dinero en el largo plazo. En términos prácticos esto significa que, por ejemplo, se podría tener una meta de crecimiento del dinero para el año, la cual se observaría rigurosamente; sin embargo, las fluctuaciones mes a mes tendrían menos importancia.

El propósito de este artículo es, precisamente, determinar si existe una relación estable en el largo plazo entre dinero, tasa de interés y actividad; es decir, si existe una demanda de dinero de largo plazo estable. Para esto se usa el enfoque de cointegración, cuyo objetivo fundamental es determinar si esta relación existe. Si es así, se dice que la demanda de dinero cointegra.

En este artículo se presenta evidencia en favor de la hipótesis de cointegración de la demanda de dinero estimada para el período 1978:I - 1991:I pero sólo después de incluir una *dummy* a partir de 1983:IV. Esta *dummy* estaría capturando lo que en diversos trabajos empíricos sobre la demanda de dinero se ha llamado "innovación financiera" o "cambio tecnológico" en la industria bancaria<sup>6</sup>.

Una vez estimada la relación de largo plazo se procede a estimar una demanda de corto plazo mediante el método de corrección de errores, en el cual se le incluye a una demanda de dinero estimada en primeras diferencias el error de estimación de la relación de largo plazo. Sin embargo, cuando se compara el valor predictivo de esta demanda con la que está actualmente en uso para la formulación de la política monetaria por el Banco Central (es decir, la demanda Matte - Rojas más modificaciones menores), se concluye que esta última es superior. En otras palabras, la evidencia aquí presentada sugiere que el Banco Central no ganaría en términos de mejores predicciones si cambiara la demanda de dinero que actualmente usa por otra basada en corrección de errores.

<sup>5</sup> B. Friedman (1988).

<sup>6</sup> Ver Matte y Rojas (1989), Larraín y Larraín (1988), Labán (1991) y Arrau y De Gregorio (1990). Cabe destacar que en los diversos estudios la variable innovación financiera toma formas distintas. Por ejemplo, en Matte y Rojas se representa como una *dummy* asociada al costo de mantener dinero; en Larraín y Larraín toma la forma de una variable de tendencia, etc.

Al menos dos estudios anteriores han utilizado el enfoque de cointegración para determinar la estabilidad de la demanda de dinero en el largo plazo en Chile<sup>7</sup>. En ambos se presenta la evidencia en contra de la hipótesis de cointegración, cuando se incluye la tasa de interés y una variable de escala como regresores. Se concluye, luego, que ha habido cambios estructurales en la función de demanda por dinero. Sin embargo, la estrategia para modelar estos cambios estructurales es distinta. Mientras que Arrau y De Gregorio (1990) asumen "cambios tecnológicos" permanentes, modelados mediante una constante que varía período a período, Labán (1991) asume un sólo cambio estructural representado por una *dummy* que parte de 1984:III y que va hasta el final del período que se cubre en ese trabajo (1988:III). Al incluir esta *dummy*, Labán encuentra que la demanda de dinero cointegra.

En nuestro artículo se sigue la misma estrategia que en Labán (1991), ya que se logra que la demanda de dinero cointegre luego de incluirle una *dummy*. Sin embargo, se extiende dicho artículo en tres formas. En primer lugar el período de estimación se prolonga hasta el primer trimestre de 1991, lo que incluye un período donde ha habido fuertes fluctuaciones en el dinero. En segundo lugar se utiliza el M1A (dinero ampliado) en lugar del M1. En tercer lugar, y más importante, nosotros nos concentramos específicamente en la comparación entre la demanda de dinero de corto plazo actualmente en uso en el Banco Central de Chile y la demanda de dinero obtenida mediante el método de corrección de errores.

Este artículo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se describe el enfoque de cointegración en términos teóricos. Los tests empíricos para determinar si la demanda de dinero cointegra o no se llevan a cabo en la sección 3. Una vez determinada la relación de largo plazo se estima, en la sección 4, una relación de corto plazo mediante el método de corrección de errores. La sección 5 compara las predicciones de la demanda de dinero tradicional con la demanda de dinero obtenida mediante el método de corrección de errores. La sección 6 presenta la conclusión.

## II. EL ENFOQUE DE COINTEGRACION<sup>8</sup>

Uno de los supuestos que garantiza estimadores consistentes y tests estadísticos no sesgados en una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), es aquel que se refiere a la estacionariedad de las variables incluidas en la regresión. Si las variables son no estacionarias es probable que el error tampoco lo sea, con lo que una regresión de MCO de la forma:

$$y_t = \beta'X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

entregará estimadores no consistentes y test estadísticos no válidos.

<sup>7</sup> Estos son Arrau y De Gregorio (1990) y Labán (1991).

<sup>8</sup> Para un análisis más detallado y completo del enfoque de cointegración ver Engle y Granger (1987), Granger (1986), Granger y Newbold (1986) y Vial (1991).

El concepto de cointegración se refiere a aquellos casos donde a pesar de que las variables incluidas en la regresión son no estacionarias, el error sí lo es<sup>9</sup>. En este caso se mantienen las propiedades de consistencia de los estimadores de una regresión MCO.

A continuación nos extendemos en términos más formales sobre los conceptos de integración y cointegración.

Definición: Una serie  $x_t$  que logra estacionariedad luego de ser diferenciada  $d$  veces, se dice que es integrada de orden  $d$ , es decir,  $x_t \sim I(d)$ .

En otras palabras  $\Delta^d x_t \sim I(0)$ .

Para una serie integrada de orden uno, entonces, su primera diferencia será estacionaria o integrada de orden cero.

En términos prácticos una variable estacionaria ( $I(0)$ ) es aquella que tiene una media determinada y existe una tendencia a volver a esa media. Su varianza es finita y las autocorrelaciones disminuyen a medida que el período de tiempo entre dos observaciones de la serie aumenta. Otra manera quizás más intuitiva de ver una serie estacionaria es decir que todo *shock* es transitorio, esto es, tiende a desaparecer en el tiempo. Matemáticamente una serie estacionaria se puede representar como  $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ ,  $0 < \rho < 1$ , donde  $\varepsilon_t$  es un "ruido blanco".

Una serie integrada de orden uno,  $I(1)$ , es aquella donde todo *shock* es permanente, esto es, no hay tendencia a volver a una medida. La varianza cuando  $t$  tiende a infinito es infinita. Matemáticamente se puede representar como  $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$ , donde  $\varepsilon_t$  es un "ruido blanco". Una forma alternativa de denominar a una serie  $I(1)$ , es decir que tiene raíz unitaria.

Ahora bien, tal como se dijo anteriormente, cuando se corre una regresión en mínimos cuadrados ordinarios (MCO) como la representada en (1), se supone que los regresores  $X$  son variables aleatorias determinísticas y estacionarias. Así, el error también será estacionario, con lo que garantiza la consistencia de los estimadores y la validez de los tests estadísticos. Evidentemente si los  $X_t$  son no estacionarios este supuesto se quiebra y nada nos garantiza que tengamos estimadores consistentes y tests estadísticos no sesgados<sup>10</sup>.

El problema radica en que la combinación lineal de variables no estacionarias es, por lo general, no estacionaria. Como el error de una regresión lineal es una combinación lineal de las variables en la regresión, es probable que sea no estacionario. Si es así, se generarán todos los problemas antes descritos en la regresión lineal en niveles.

Es aquí donde el contexto de cointegración cobra importancia, puesto que se dice que las variables  $I(1)$  cointegran si existe una combinación lineal  $z_t$  tal que:

$$z_t = y_t - \beta'X_t$$

<sup>9</sup> Para ser más precisos se debe decir que el concepto de cointegración es más amplio, pues se refiere a que la combinación lineal de variables integradas sea de un orden menor al de las variables individuales. Como en este trabajo estamos interesados en la combinación de variables  $I(1)$ , es correcto decir que si esta combinación cointegra, el error de la combinación es  $I(0)$ . En adelante nos concentramos sólo en variables de un orden de integración menor o igual a uno.

<sup>10</sup> Es por esto que cuando las series no son estacionarias se trabaja en diferencias (que son estacionarias si las series originales son  $I(1)$ ) en vez de en niveles.

es  $I(0)$ , es decir,  $z_t \sim I(0)$ .  $\beta$  se conoce como el vector de cointegración que, además, no tiene por qué ser único. El vector  $z_t$  es denominado al error de equilibrio en la relación de largo plazo entre  $X$  e  $y$ .

Es claro que  $z_t$  no es nada menos que el error en una regresión lineal simple en niveles. Por lo tanto el concepto de cointegración se refiere simplemente al caso en que en una regresión en niveles de variables  $I(1)$ , el error es  $I(0)$ . Si es así, las series son cointegradas y las propiedades de consistencia de los estimadores bajo el método de MCO se mantienen, aunque los errores estándares de la regresión son inconsistentes y tienen distribuciones asintóticas degeneradas.

En términos simples el concepto de cointegración indica que aunque  $X_t$  e  $y_t$  se muevan sin ninguna tendencia a volver a una media (es decir, son no estacionarias), una combinación lineal de ellas es estacionaria, esto es, es una relación que se revierte a su media. Si no fuera así, las series tenderían a moverse sin ninguna relación y, por lo tanto, a distanciarse sin límite. Es por esto que al hablar de series cointegradas se está hablando de una relación que es estable en el largo plazo.

A continuación se enuncia un importante teorema que permite representar series cointegradas mediante una ecuación de corrección de errores, o sea, una ecuación en diferencias donde se incluye el término  $z_t$  (el "error de equilibrio") de la ecuación de cointegración entre los regresores. Esta ecuación de corrección de errores corresponde a la relación de corto plazo entre esas variables.

*Teorema de representación de Granger.* Si un vector de series de tiempo  $W_t$  es cointegrado, entonces tiene una representación en base a corrección de errores que se puede representar como:

$$A(B) (1-B)W_t = -\gamma z_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

donde  $B$  es un operador de rezago,  $A(B)$  una función de este operador,  $z_{t-1}$  el error de la ecuación de cointegración en  $t-1$ , y  $\mu_t$  un ruido blanco<sup>11</sup>.

Aunque en esta ecuación se incluye un solo rezago del término de corrección de errores, es claro que mediante una reorganización de términos se podrían obtener más rezagos.

En términos de la ecuación (1), su representación como corrección de errores tomaría la siguiente forma:

$$\Delta y_t = D(B)(1-B)y_t + C(B)(1-B)X_t + \zeta z_{t-1} \quad (4)$$

### III. COINTEGRACION EN LA DEMANDA DE DINERO EN CHILE: 1978:I - 1991:I

En esta sección se procede a verificar la presencia de cointegración en la ecuación de demanda de dinero en Chile para el período 1978:I - 1991:I. No se parte, como es tradicional en estudios de demanda de dinero, derivando teóricamente esta relación, pues se supone que ya está suficientemente generalizada la presentación de demandas de dinero que dependen de una variable escala (generalmente el PGB) y una variable que indica el costo de mantener dinero (generalmente la tasa de interés nominal). Así:

<sup>11</sup> Véase Engle y Granger (1987) para una descripción más completa de este teorema.

$$M^d/P = f(\text{PGB}, i, \text{tend}) \quad (5)$$

Para la variable dinero se toma el dinero ampliado (M1A) desestacionalizado que publica el Banco Central de Chile y se deflacta por el índice de precios al consumidor. El PGB real trimestral también está desestacionalizado y corresponde al entregado por el Banco Central de Chile, mientras que la tasa de interés nominal corresponde al promedio trimestral de la tasa mensual de 30 a 89 días media del sistema financiero. Nuestra ecuación de demanda de dinero también incluye una tendencia (tend), ya que aparece como significativa en las estimaciones correspondientes.

El resto de esta sección se divide en dos partes. En primer lugar se verifica que las series sean I(1). Si alguno de los regresores es I(0) no es problema, puesto que el error seguirá siendo I(0). En segundo lugar, se verifica la presencia de una demanda de dinero estable en el largo plazo, esto es, si la demanda de dinero cointegra o no.

### III.1. Orden de Integración de MIP, PGB e i.

Existe una serie de tests alternativos para medir el orden de integración de una variable. En esta subsección vemos algunos de ellos.

Un primer test es el Durbin-Watson (DW). Bajo éste, se corre una regresión de la forma:

$$x_t = \text{constante} + \mu_t \quad (6)$$

Si  $x_t$  es I(1), entonces los errores debieran seguir un proceso de camino aleatorio o, lo que es lo mismo, el coeficiente de correlación debiera ser cercano a uno o el DW cercano a cero<sup>12</sup>. La hipótesis nula es que los errores siguen un camino aleatorio. Los valores críticos para este estadígrafo se obtienen de Sargan y Bhargava (1983). Si el DW es mayor que este valor crítico se rechaza la hipótesis nula.

La primera columna del Cuadro 1 muestra este test. Cuando se corre la regresión en niveles no se puede rechazar que el dinero y el producto son generados por procesos I(1), mientras que sí se puede rechazar para la tasa de interés. Luego se corren las mismas ecuaciones en diferencias. El obtener que éstas son I(0) reafirma la presunción de que las variables en niveles son I(1). Al correr las regresiones en diferencias no se puede rechazar que éstas sean I(0).

Una segunda batería de test son aquellos que se conocen como los Dickey Fuller (bajo sus distintas alternativas). Una serie de tiempo puede representarse de la siguiente forma:

$$x_t = \text{constante} + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Si  $x_t$  es I(1) entonces  $\rho = 1$ . Otra forma de escribir (7) es:

$$\Delta x_t = \text{constante} + (\rho - 1) x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

<sup>12</sup> Si  $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$ , con  $\varepsilon_t$  ruido blanco, entonces  $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$ , lo que es la definición de una serie con raíz unitaria.

Luego la hipótesis nula de que  $x_t$  es  $I(1)$  se verifica con el estadígrafo  $t$  del coeficiente de  $x_{t-1}$ . Este tiene una distribución distinta a la  $t$  de Student. En efecto, el estadígrafo se conoce con el nombre de Dickey Fuller (1979), quienes calcularon dicha distribución.

## CUADRO 1

ORDEN DE INTEGRACION PARA EL DINERO,  
PRODUCTO Y TASA DE INTERES  
1978:I 1991:1

	DW	DF	DF no sesgado	DF aumentado	DF aumentado no sesgado
Niveles:					
ln(M/P)	0,103	1,582	3,738	0,708	1,944
ln(PGB)	0,043	0,432	0,676	0,546	0,871
tasa de interés	0,712	3,700	20,740	2,438	18,240
Primeras Diferencias:					
ln (M/P)	1,601	5,749	44,618	3,678	36,459
ln(PGB)	1,580	5,777	40,576	3,105	29,550
tasa de interés	2,446	9,502	64,493	3,866	93,557
Valores críticos al 5%	0,493	2,930	13,300	2,930	13,300

## Notas:

DW = Durbin Watson. Fuente para el valor crítico: Sargan y Bhargava, 1983, p. 157.

DF = Dickey Fuller. Fuentes para el valor crítico: Engle y Yoo, 1987, p.157, (DF y DF aumentado) y Labán, 1991, (DF y DFA no sesgados).

El procedimiento anterior es exactamente equivalente a realizar el test de Dickey Fuller para  $b$  en la siguiente regresión:

$$\Delta \mu_t = \beta \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde  $\mu_t$  es el residuo de la regresión (6).

Los resultados de esta regresión se muestran en la columna 2 del Cuadro 1. Los valores están en términos absolutos. Un valor del estadígrafo Dickey Fuller (DF) menor que el valor crítico implica no poder rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Se observa que nuestros resultados anteriores tienden a confirmarse. Tanto en el dinero como en el PGB no se puede rechazar la hipótesis nula de que las series son  $I(1)$ ,



mientras que en el caso de la tasa de interés ésta se rechaza. Los tests en diferencias apuntan, al igual que el DW, a que las variables son I(1).

El test de Dickey Fuller, sin embargo, presenta un sesgo negativo cuando se trata de muestras pequeñas. La columna 3 del Cuadro 1 presenta los valores de Dickey Fuller corregidos por este sesgo. Nuevamente no se rechaza la hipótesis de I(1) para el dinero y el producto, mientras que la tasa de interés se muestra como I(0).

La columna 4 del mismo cuadro presenta el estadígrafo conocido como el Dickey Fuller aumentado. En este se deja la posibilidad de un sistema integrado de un mayor orden. Por lo mismo se corre la regresión:

$$\Delta \mu_t = \beta \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Con datos trimestrales generalmente se usa  $p=4$ , que es lo que hacemos aquí. Las regresiones en niveles confirman nuestros resultados anteriores. En las regresiones en primeras diferencias se mantiene la presunción de que tanto el dinero como el producto son I(1).

Finalmente, la última columna del cuadro contiene el Dickey Fuller aumentado corregido por sesgo. Aquí tanto los tests en niveles como en primeras diferencias son consistentes con que tanto el dinero como el producto son I(1), mientras la tasa de interés es I(0).

En síntesis, los tests presentados apuntan consistentemente a la existencia de una raíz unitaria en el producto real y en la cantidad real de dinero. Con respecto a la tasa de interés ésta estaría generada por un proceso estacionario. Este último resultado contradice lo encontrado por Labán (1991), quien también encuentra una raíz unitaria para esta variable. El hecho de que uno de los regresores sea I(0) no cambia en nada el análisis de cointegración, pues en términos prácticos la variabilidad de esta serie debiera ser capturada por el término de error.

### III.2. Tests de cointegración para la demanda por dinero

Los tests de cointegración tienen por objeto ver si una regresión en niveles en variables que son no estacionarias generan un error que sí lo es. El error de una demanda de dinero estimada puede escribirse de la siguiente forma:

$$z_t = \ln(M/P)_t - \beta_0 - \beta_1 \ln(PGB)_t - \beta_2 i_t - \beta_3 t \quad (11)$$

Se trata, entonces, de ver si  $z_t$  es I(0) o no. Al estimar la demanda de dinero se obtuvo la siguiente ecuación:

$$\ln(M/P)_t = -6,12 + 1,436 \ln(PGB)_t - 0,032 i_t - 0,004 t \quad (12)$$

Diferentes tests aplicados a la ecuación (12) no permiten rechazar la hipótesis de no cointegración. Es por esto que se agrega una *dummy* a partir de 1983:IV, la que estaría capturando lo que los distintos estudios empíricos de demanda por dinero en Chile

llaman "innovación financiera" en la industria bancaria. En estos estudios<sup>13</sup> se supone que este quiebre tiene relación con la modernización de la industria bancaria en nuestro país a comienzos de los 80, aunque no hay un mayor intento por probar esta hipótesis, ya que en la práctica simplemente se utilizan una o más *dummies*. Estas, en general, reflejan un quiebre en la función de demanda por dinero ocurrido con posterioridad a la recesión de 1982-1983, y que es imposible explicar con las variables que tradicionalmente se incluyen en una demanda por dinero<sup>14</sup>. Como se desprende de lo anterior, en la práctica el término "innovación financiera" no es más que el nombre que se le da a la ignorancia y por lo tanto nosotros preferimos no hacer mayores interpretaciones sobre nuestra *dummy*. Incluyendo este nuevo elemento, la demanda por dinero se puede escribir de la forma:

$$\ln(M/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(PGB)_t + \beta_2 i_t + \beta_3 t + \beta_4 \text{DUM83} \quad (13)$$

al estimar esta ecuación se obtiene:

$$\ln(M/P)_t = -2,71 + 1,13 \ln(PGB)_t - 0,050 i_t + 0,004 t - 0,22 \text{DUM83} \quad (14)$$

donde DUM83 es una *dummy* que parte en 1983:IV y se prolonga hasta el fin de período de la estimación. Al compararse los resultados reportados en la ecuación (12) con los de la (14), se observa que en esta última la elasticidad producto es menor (más cercana a uno), mientras que el coeficiente de la tasa de interés es mayor (en términos absolutos).

En el Cuadro 2 se muestran tres diferentes tests que se realizaron para verificar la cointegración de las ecuaciones (12) y (14). En la primera columna se presenta el Durbin Watson. Un valor de este estadígrafo superior al valor crítico indicaría que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración (o de raíz unitaria de los errores). Tal como se aprecia en dicha columna, mientras que en la ecuación que no se incluye la *dummy* no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración al 5%, en la que la incluye sí se puede rechazar dicha hipótesis a dicho nivel de significancia.

El mismo resultado se obtiene cuando se aplica el test de Dickey Fuller. Mientras que al excluir la *dummy* no se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 5%, al incluirla se rechaza dicha hipótesis. Con el Dickey Fuller aumentado la situación se complica, pues bajo ambas alternativas no se puede rechazar la hipótesis nula al 5%. Sin embargo, al 10% la ecuación con la *dummy* rechaza la hipótesis nula de no cointegración. En síntesis, los diferentes tests apuntan a un respaldo de la proposición de una relación de demanda de dinero de largo plazo estable cuando se le incluye una *dummy* a partir de 1983:IV a esta relación.

Finalmente, se podría cuestionar el supuesto de la ausencia de correlación entre los regresores y el error (debido a una posible endogeneidad de las variables o debido a errores de medición) que permite la obtención de estimadores consistentes bajo el método de MCO. Labán (1990) demuestra que si el sistema de variables está cointegrado, pero no así sus regresores separadamente, entonces la ecuación (15) produce estimadores consistentes. Dado que en este trabajo la tasa de interés es  $I(0)$  es claro que ésta no está cointegrada con el otro regresor ( $\ln(Y)$ ) que es  $I(1)$ . Luego, los estimadores son consistentes.

<sup>13</sup> Por ejemplo, Matte y Rojas (1989) y Larraín y Larraín (1988).

<sup>14</sup> La literatura sobre *missing money* o "dinero desaparecido" ha sido bastante extensa en la literatura académica. Ver, por ejemplo, Goldfeld (1976) y Judd y Scadding (1982).

## CUADRO 2

## TESIS DE COINTEGRACION PARA LA DEMANDA POR DINERO

	DW	DF	DF aumentado
Sin dummy	0,51	3,07	2,64
Con dummy	1,04	4,41	3,74
Valores críticos al 5%	0,78	4,35	3,98

Fuente para los valores críticos: Engle y Yoo, p.157 y 158.

## IV. UNA DEMANDA DE DINERO DE CORTO PLAZO PARA CHILE: 1978:I - 1991:I

En esta sección se plantea un modelo de corrección de errores como forma de representar la demanda por dinero en el corto plazo en Chile. Tal como se desprende del teorema de Representación de Granger, dado que la demanda por dinero cointegra, también tiene una representación de corrección de errores. En ésta se estima la regresión en diferencias incluyendo como regresores rezagos de las diferencias de la variable dependiente, valores actuales y rezagados de las variables independientes y un término de corrección de errores que representa el "error de equilibrio" o residuo de la ecuación de cointegración. De este modo, la ecuación por estimar toma la siguiente forma:

$$\Delta \ln(M/P)_t = \text{const} + \alpha_j \sum_{j=1}^q \Delta \ln(M/P)_{t-j} + \beta_j \sum_{j=0}^q \Delta \ln(\text{PGB})_{t-j} + \delta \Delta \text{DUM83} \\ + \gamma_j \sum_{j=0}^q \Delta i_{t-j} + \zeta z_{t-1} \quad (15)$$

Se usó un valor de  $q = 4$ , es decir, cuatro rezagos a las primeras diferencias del logaritmo del dinero, logaritmo del producto y tasa de interés. En primer lugar se estimó un VAR no restringido de la primera diferencia en el dinero real contra cuatro rezagos de dicha diferencia, cuatro rezagos más el valor contemporáneo del PGB, lo mismo con respecto a la tasa de interés, la primera diferencia de la *dummy*, y, además, el valor rezagado en niveles del dinero, producto, tasa de interés, *dummy* y tendencia (es decir, las variables que se incluyen en la ecuación de demanda de largo plazo pero en forma rezagada). Dicha ecuación corresponde a la primera columna del Cuadro 3. Los valores en niveles rezagados tiene el signo esperado de un término de corrección de errores y son, con excepción de la tendencia, significativos.

CUADRO 3  
 MODELOS DE DEMANDA DE DINERO DE CORTO PLAZO

	(1)	(2)	(3)
Constante	1,82 (0,67)	0,003 (0,40)	0,006 (0,88)
DLM1A(-1)	0,057 (0,30)	0,078 (0,43)	
DLM1A(-2)	-0,615 (-0,31)	-0,015 (-0,08)	
DLM1A(-3)	-0,005 (-0,03)	0,075 (0,49)	
DLM1A(-4)	0,083 (0,47)	0,081 (0,49)	
DLPGBD	0,314 (1,04)	0,286 (1,17)	0,377 (1,81)
DLPGBD(-1)	-0,058 (-0,18)	0,036 (0,13)	
DLPGBD(-2)	0,037 (-0,11)	0,095 (0,36)	
DLPGBD(-3)	-0,144 (-0,37)	-0,084 (-0,32)	
DLPGBD(-4)	0,251 (0,69)	0,311 (1,22)	0,365 (1,77)
DTIN	-0,056 (-4,48)	-0,048 (-4,32)	-0,042 (-5,41)
DTIN(-1)	0,177 (-0,72)	-0,757 (-0,51)	
DTIN(-2)	0,0015 (-0,07)	-0,17 (-1,16)	
DTIN(-3)	-0,022 (-1,44)	-0,307 (-2,30)	-0,025 (-2,91)
DTIN(-4)	0,0065 (-0,51)	0,005 (0,41)	
DDINF	-0,139 (-1,66)	-0,124 (-1,94)	-0,109 (-2,29)
LM1A(-1)	-0,486 (-2,46)		
LPGBD(-1)	0,607 (1,96)		
TIN(-1)	-0,063 (-2,26)		
TREND(-1)	0,001 (0,26)		
DINF(-1)	-0,134 (-1,52)		
R2 ajustado	0,48	0,50	0,57
error estándar	0,043	0,043	0,040
Nº de obs.	48	48	48

Nota: t de Student entre paréntesis.

La segunda columna del Cuadro 3 reemplaza los valores en niveles de las distintas variables por el término de corrección de errores. Este término representa el error de equilibrio en una relación de largo plazo, por lo tanto, se trata de ver si se rechaza o no la restricción que impone esta relación. Esta restricción no es rechazada por los datos (el test F es 0,83). Se observa, además, que el término de corrección de errores tiene el signo esperado y es significativo.

En seguida se realizó un test de exclusión conjunto para todas aquellas variables que según la ecuación de la columna (2) son no significativas al 25%. Se usó un intervalo amplio debido a que la gran cantidad de variables puede conducir a errores si simplemente se excluye a aquellas no significativas a un porcentaje menor. En efecto, si así se hiciera se terminarían excluyendo más variables que las que pudieran tener importancia en la ecuación. El resultado de este proceso se observa en la columna (3), donde luego de las exclusiones pertinentes quedan en la ecuación, la primera diferencia del PGB y su cuarto rezago, la primera diferencia de la tasa de interés y su tercer rezago, la diferencia de la *dummy* y el término de corrección de errores. La hipótesis de exclusión no se puede rechazar a un alto nivel de significancia (el test F (10,31) es 0,41). El error estándar de esta ecuación es menor que el de la anterior, lo que también apoyaría la restricción de exclusión mencionada.

Finalmente, se probaron otras hipótesis de exclusión, que sin embargo fueron rechazadas. Por lo tanto, la representación de corrección de errores elegida es la ecuación indicada en la columna (3).

## V. COMPARACION DE LA ESTIMACION DE CORRECCION DE ERRORES VERSUS LA ESTIMACION TRADICIONAL

En esta sección se comparan los resultados obtenidos a partir de la estimación de corrección de errores con los derivados de estimaciones tradicionales de la demanda de dinero. En la literatura empírica sobre el mercado del dinero, la ecuación (5) normalmente se estima linealmente, con las variables especificadas en el logaritmo de los niveles. Debido a que el M1A real y el PGB real son variables I(1), como se desprende de los tests estadísticos realizados en la sección III, es natural esperar que el error de la regresión de la demanda por dinero se encuentre correlacionado positivamente en el tiempo. Esta posibilidad invalidaría los tests estadísticos que habitualmente se utilizan para evaluar la significancia individual y global de los regresores y verificar la consistencia de diferentes hipótesis sobre la demanda de dinero.

Las estimaciones de la demanda de dinero trimestral de diferentes autores para distintas definiciones de dinero, generalmente encuentran que la regresión más simple en niveles, sin incluir el rezago de la variable dependiente, entrega un  $R^2$  alto, junto a un test DW bajo, síntomas característicos de las regresiones con problemas de correlación espuria. (Granger y Newbold (1986)). En efecto, al trabajar con procesos integrados existe una alta probabilidad de encontrar correlaciones de este tipo. La práctica habitual en la literatura del tema es agregar en la ecuación estimada un término de rezago para el dinero, aludiendo a algún tipo de inercia en las decisiones de portfolio de los agentes económicos, luego de lo cual tiende a atenuarse el problema de autocorrelación. Sin embargo, no existe mayor preocupación en verificar cuál es la verdadera estructura del error. Si el alto grado de significancia del dinero rezagado no se deriva de un proceso de autocorrelación de primer orden, entonces el problema de correlación espuria se mantiene.

En la práctica este término presentaría un sesgo positivo, con lo que las elasticidades de largo plazo estarían sobreestimadas. Esta sobreestimación no tendría mayor importancia para las proyecciones de corto plazo, pero sí en las de mediano y largo plazo: tres o más trimestres, relevantes para temas como el programa monetario anual que realiza el Banco Central o la proyección de la evolución futura del déficit de caja de esta institución. Si además no se cumplen las propiedades de cointegración, los estimadores del resto de los parámetros serían inconsistentes.

En el caso específico de las estimaciones para la demanda de dinero en Chile durante las últimas dos décadas, tal como se mencionó en las secciones anteriores, existen diversos estudios empíricos que encuentran evidencia sobre quiebres estructurales en esta relación. Por lo general, la hipótesis de desplazamientos en la función de demanda por dinero se prueba a partir de los tests estadísticos tradicionales<sup>15</sup>, que suponen la validez de los supuestos clásicos de la econometría. De esta forma, a través del proceso de especificación de la demanda por dinero pueden introducirse problemas de correlación espuria, validándose erróneamente las hipótesis bajo discusión, problemas que se multiplican cuando el error de la regresión es no estacionario.

La verificación de la significancia del test DW, habitual en modelos uniecuacionales como el planteado para la demanda de dinero, no es suficiente para evitar este problema, pues sólo se verifica la hipótesis de ruido blanco frente a la de un proceso específico para modelar el patrón de autocorrelación del error, un proceso autorregresivo de primer orden AR(1). Granger y Newbold (1986) demuestran que la utilización de test estadísticos tradicionales para regresiones con test DW aceptables conduce a errores cuando el error sigue un proceso de promedio móvil de primer orden MA(1) ( $v_t = \varepsilon_t + \beta\varepsilon_{t-1}$ ), con un coeficiente  $\beta$  relativamente alto, y que este error crece a medida que se agregan más variables a la regresión. Lo que es peor, aun en el caso en que se corrija por autocorrelación de primer orden utilizando métodos tradicionales como el de Cochrane-Orcutt, se mantiene la posibilidad de encontrar correlaciones espurias, posibilidad más frecuente mientras mayor sea el número de variables incluidas.

Frente a todos estos posibles problemas para las estimaciones tradicionales de la demanda por dinero, resulta interesante comparar sus resultados con los obtenidos a partir de la estimación basada en un modelo de corrección de errores. En primer término, se examinan las elasticidades costos y escala que se desprenden de las diferentes especificaciones de la demanda por dinero; luego se comparan los patrones dinámicos de respuesta del dinero frente a *shocks* en la variable de costo y en el PGB, así como frente a *shocks* transitorios en la cantidad de dinero de corto plazo; y finalmente se examina el poder predictivo de ambas especificaciones para observaciones fuera de la muestra. En lo que se refiere a la demanda en niveles se utiliza la versión de Matte y Rojas (1989), modelo MR de aquí en adelante, que aparte de las variables tradicionales, incluye a partir de 1983:II un quiebre estructural en la elasticidad costo, además de variables *dummies* puntuales para 1981:IV y 1983:I. Para el modelo de corrección de errores (CE) se utiliza la especificación final que se describe en la sección anterior.

### V.1 Comparación de la elasticidad de corto y de largo plazo

En el Cuadro 4 puede observarse que la principal diferencia entre las estimaciones de ambas demandas por dinero se encuentra en la semielasticidad de largo plazo para la

15 Ver Matte y Rojas (1989), y Larraín y Larraín (1988).

tasa de interés, para la cual existe una discrepancia de uno a tres entre ambas estimaciones para el período 78:I - 91:I. La demanda de Matte y Rojas predice que por cada punto de aumento en el costo de oportunidad anualizado, la demanda de dinero de largo plazo se reduce en aproximadamente el mismo porcentaje, mientras que la demanda del modelo de corrección de errores indica que la reducción es de sólo 0.35 puntos, aproximadamente igual a la reducción de corto plazo (un trimestre) del modelo MR. Las semielasticidades de corto plazo para la variable tasa de interés son bastante similares. Podría pensarse que la diferencia en las semielasticidades de largo plazo para la tasa de interés proviene del probable sesgo positivo en el coeficiente del dinero rezagado, pues también existe una diferencia en el mismo sentido y estadísticamente significativa al 10% entre el coeficiente de largo plazo del producto que se obtiene del modelo de CE y el implícito en el modelo MR, aun cuando la diferencia es bastante menor en términos proporcionales.

En los Gráficos 1 a 3 se muestra el patrón de respuesta del dinero ante diversos *shocks* según ambas ecuaciones. En el Gráfico 1 se observa la respuesta del dinero ante un *shock* transitorio representado por un incremento de un 1% en el error  $e_t$  en el período inicial (1991:I). La línea continua representa la evolución del dinero según la demanda Matte-Rojas, mientras que la línea discontinua la representa según la demanda de corrección de errores. Ambas respuestas son prácticamente iguales. En el Gráfico 2 se muestra la evolución del dinero ante una disminución de un 1% en la tasa de interés anual en forma permanente. Tal como se desprende del análisis de elasticidades, aunque la forma de dicha evolución es similar en ambos modelos, en el modelo MR la respuesta del dinero es más profunda. Finalmente, el Gráfico 3 presenta la trayectoria del dinero ante un incremento de un 1% en el PGB en forma permanente. La forma y magnitud de la respuesta bajo ambos modelos es muy parecida. Tanto en el Gráfico 2 como en el 3 se observa que el modelo de CE presenta pequeñas oscilaciones en su trayectoria hacia el nivel de largo plazo, en lugar de la aproximación característica en los modelos que sólo incluyen el rezado del dinero.

CUADRO 4

## COMPARACION DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS

	Modelo CE	Modelo MR
Variable Costo de Oportunidad (i)		
Semielast. corto plazo	-0,04	-0,06
Semielast. largo plazo	-0,05	-0,14
Variable Escala (PGB)		
Elast. corto plazo	0,38	0,56
Elast. largo plazo	1,13	1,36

GRAFICO 1

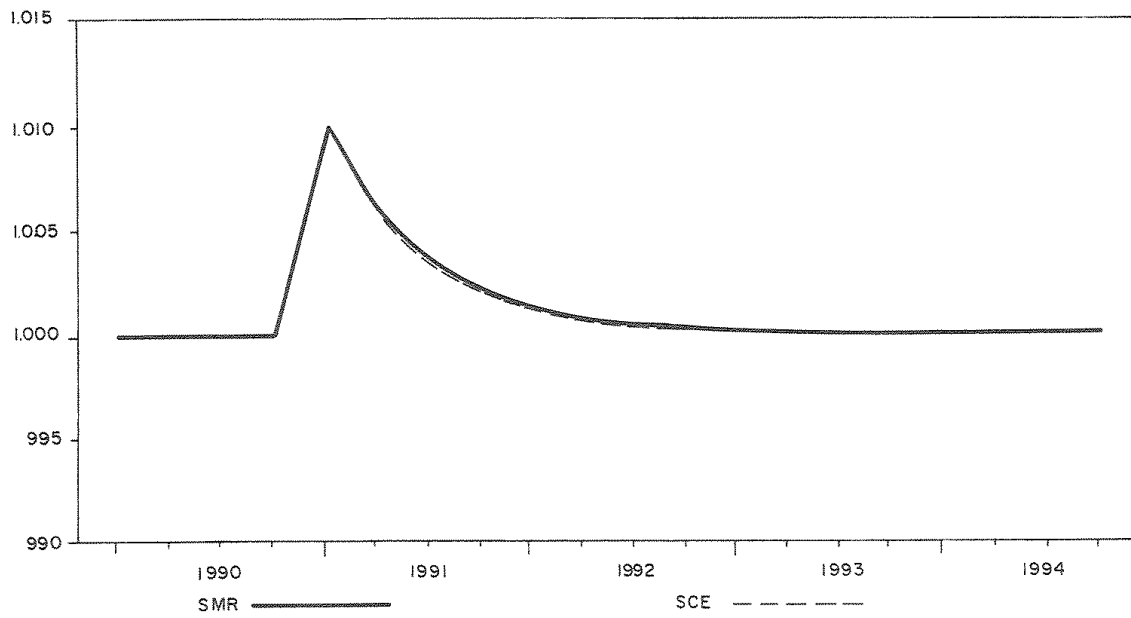


GRAFICO 2

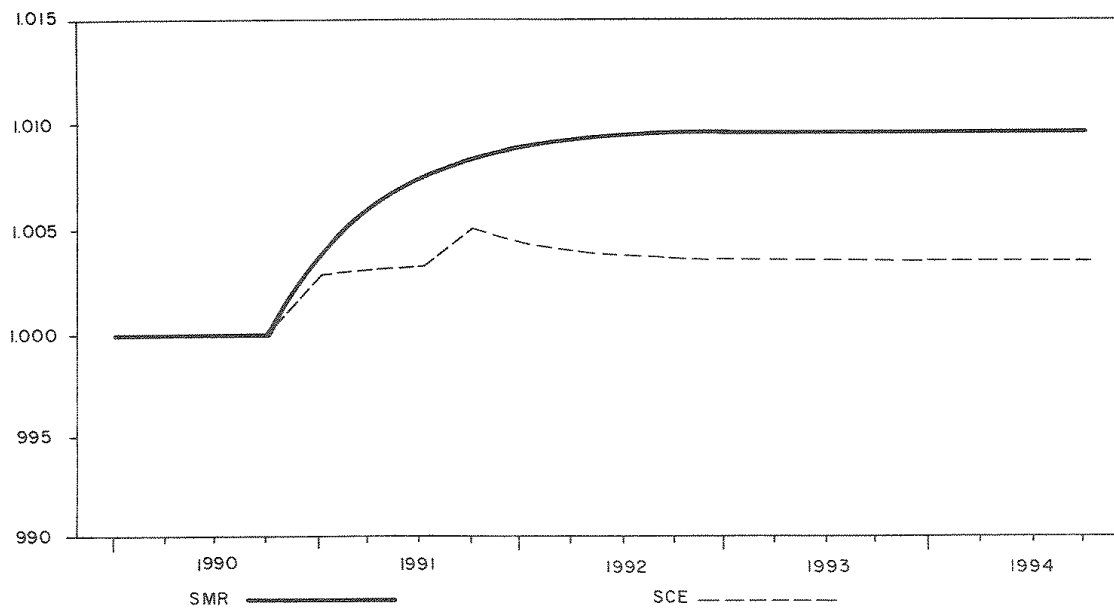
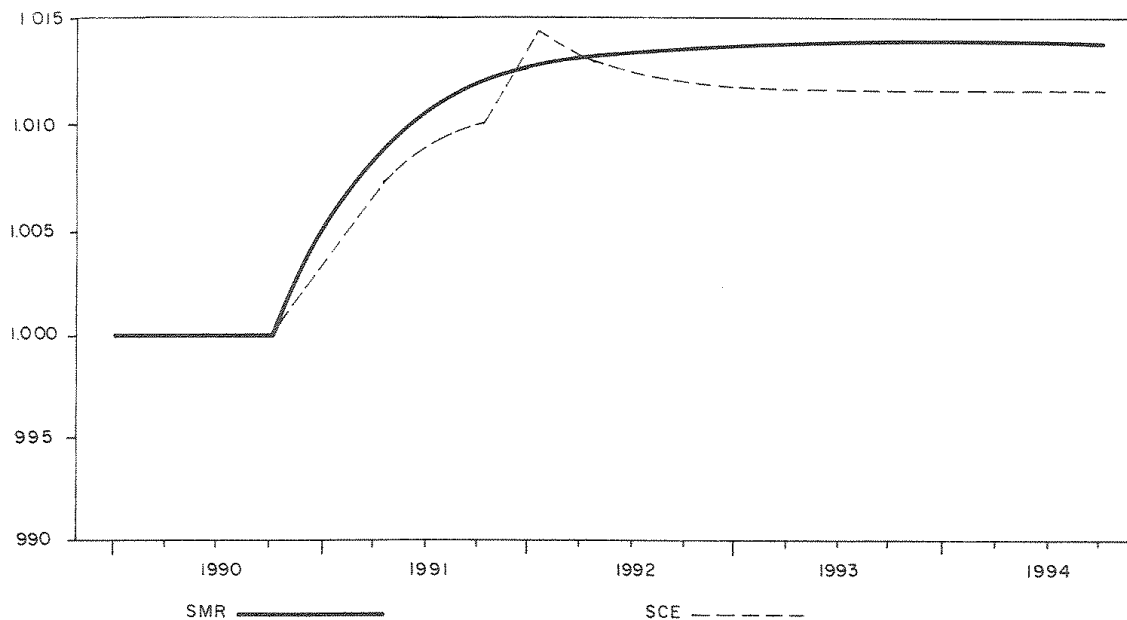




GRAFICO 3



### V.2. Comparación de los errores de predicción

Si es que las estimaciones en niveles de la demanda por dinero están efectivamente expuestas a problemas de correlación espuria e inconsistencia estadística, tales problemas debieran mostrarse claramente al momento de realizar proyecciones sobre la evolución del dinero para observaciones fuera de la muestra, especialmente para las de mayor horizonte sujetas al sesgo en las elasticidades de largo plazo. La presunción es que las predicciones consistentes con el modelo de largo plazo debieran ser muy pobres, o comparativamente inferiores a las del modelo CE, a pesar de los altos niveles de ajuste global y de la significancia estadística de los parámetros individuales. Para verificar estas presunciones se compara el error cuadrático medio de predicciones fuera de la muestra para diferentes horizontes de tiempo, utilizando los coeficientes estimados con cada uno de los modelos. Estas predicciones se realizan en forma estática, es decir, las variables endógenas relevantes en cada uno de los modelos, los errores de largo plazo rezagados en el modelo CE y el dinero rezagado en el modelo MR se reemplazan por las variables efectivamente observadas.

Las proyecciones sobre la evolución de M1A se realizan para el período 1987:I - 1991:I, y luego se compara el error cuadrático medio (ECM) de los pronósticos que entrega cada uno de los modelos para los diferentes horizontes de predicción. La primera etapa es estimar ambos modelos con datos hasta 1986:IV y luego predecir la evolución del dinero para todo el período posterior hasta llegar a 1991:I (17 pasos), utilizando como insumo para las variables PGB y tasa de interés los valores efectivamente observados. Luego, se reestima cada uno de los modelos incorporando la siguiente observación, 1987:I, y se vuelve a realizar el mismo ejercicio de proyecciones hasta 1991:I (16 pasos), y así se continúa reestimando y proyectando hasta llegar a 1990:IV. Así, el ECM con un

horizonte de un trimestre de predicción es un promedio de 17 observaciones (errores de predicción), con un horizonte de dos trimestres de 16 y así sucesivamente, hasta que el ECM a 17 trimestres corresponde a sólo una observación.

Los ECM de predicción aparecen resumidos en el Cuadro 5. Tal como se aprecia en las predicciones, a menor horizonte aparece una permanente ventaja del modelo estimado en niveles, pero éste va atenuándose a medida que se distancia el momento de estimación con el de pronóstico. En las predicciones a un trimestre, la ventaja del modelo MR es de 0,6% respecto al modelo CE, y a medida que crece el horizonte la ventaja va disminuyendo progresivamente hasta llegar a cerca de 0% el séptimo trimestre de pronóstico, para de ahí en adelante pasar a ser superior el modelo CE. En resumen, la comparación muestra una clara ventaja de las propiedades predictivas del modelo tradicional respecto al modelo de corrección de errores para el horizonte relevante al hacer política monetaria. Sin embargo, es importante destacar que no se puede obtener una conclusión general a partir de estos resultados, pues ellos son la consecuencia de un proceso aleatorio específico, y es posible que se reviertan a medida que se incorporen nuevas observaciones. Por el momento, sólo puede decirse que de haber utilizado un modelo de corrección de errores como el estipulado anteriormente, no se habría proyectado mejor el dinero a través del período 1987-1990. La prueba más clara para poder determinar la relevancia del modelo MR vs. el modelo CE sería observar los efectos de una disminución sustancial y duradera de las tasas de interés nominales, pues en ese caso podría apreciarse plenamente la validez de la principal diferencia entre las estimaciones que entregan ambos modelos: la elasticidad de costo de oportunidad de largo plazo.

#### CUADRO 5

##### COMPARACION DE LOS ERRORES DE PRONOSTICO (Raíz del Error Cuadrático Medio de las Predicciones)

Horizonte de Predicción	Modelo CE	Modelo MR
1 trim.	5.2%	4.6%
2 trim.	5.4%	4.7%
3 trim.	5.6%	4.9%
4 trim.	5.7%	4.9%
5 trim.	6.0%	5.4%
6 trim.	6.1%	5.6%
7 trim.	6.1%	6.0%
8 trim.	5.4%	5.8%
9 trim.	4.3%	4.8%
10 trim.	4.5%	5.2%
11 trim.	4.9%	5.8%
12 trim.	5.4%	6.1%
13 trim.	5.7%	4.8%
14 trim.	5.0%	5.5%
15 trim.	5.0%	5.5%
16 trim.	3.7%	6.7%
17 trim.	2.5%	8.7%

## VI. CONCLUSIONES

La existencia de una demanda de dinero de largo plazo que sea estable reviste gran importancia para el diseño de política monetaria. En efecto, una relación de largo plazo estable indica que un estricto control de los agregados monetarios es la única manera de mantener la inflación bajo control en este plazo. En el corto plazo la relación puede ser inestable, ante lo cual sería preferible la implementación de una política monetaria basada en metas de tasas de interés. En este sentido, el hecho de observar fluctuaciones en los agregados monetarios entre un mes y otro no debiera ser motivo de gran preocupación, pues esto estaría indicando principalmente cambios en la demanda de dinero. Sin embargo, si se observa que estas fluctuaciones persisten en el tiempo y que no pueden ser explicadas por las variables que entran en la ecuación de demanda de dinero, entonces habría motivos para preocuparse.

En este estudio se utiliza el enfoque de cointegración para verificar empíricamente si existe una relación de demanda de dinero estable en el largo plazo. Se encuentra que dicha relación existe, es decir, la demanda de dinero es estable en el largo plazo.

La recomendación de política que de este hecho se deriva es clara. En el corto plazo el dinero debería cumplir con el rol de **indicador** de política monetaria, es decir, debiera constituir uno de los elementos que la autoridad está constantemente observando para evaluar la política monetaria que está siguiendo. Sin embargo, en el largo plazo el dinero debiera constituir una **meta intermedia**, es decir, la autoridad debiera ceñirse a un crecimiento de algún agregado monetario dentro de ciertos límites. En términos prácticos, se está hablando de tener, por ejemplo, una meta de crecimiento del M1A para el año, la cual debiera tener un rango relativamente estrecho; pero, al mismo tiempo, evitar tener metas monetarias mensuales o trimestrales. Cambios en el dinero en el corto plazo sólo constituirían indicadores de que algo puede estar fuera de control, pero no una meta en sí mismos.

Una vez establecido el hecho de que la demanda de dinero de largo plazo es estable (cointegra), se obtuvo una demanda de corto plazo representada por un modelo de corrección de errores. El Teorema de Representación de Granger indica que dicha representación existe.

Al comparar las predicciones del modelo de demanda de dinero que sirve como base a las predicciones del Banco Central (el modelo Matte - Rojas) con el modelo de corrección de errores, se concluye que el primero hubiera predicho mejor la evolución de la demanda de dinero en el período que parte en 1987:I. Sólo después de siete trimestres el modelo de CE es superior al MR. Dos años no parece un plazo adecuado para fines predictivos, sobre todo tratándose de una relación de corto plazo. En este sentido, la evidencia presentada no favorece al modelo de CE sobre el modelo tradicional en términos de su uso para la implementación de la política monetaria.

## REFERENCIAS

- Arrau, P., y J. de Gregorio, 1990, "Financial Innovation and Money Demand: An Empirical Implementation", manuscrito, Banco Mundial, julio.
- Batten, D., M. Blackwell, I. Kim, S. Nocera, y Y. Ozeki, 1989, "The Instruments and Operating Procedures for Conducting Monetary Policy in the Group of Five Countries", *IMF Working Paper*, Treasurer's Department, julio.
- Dickey, D., y W.A. Fuller, 1979, "Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74.
- Engle, R. y C. Granger, 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55, julio.
- Engle, R. y B.S. Yoo, 1987, "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics* 35.
- Friedman, B., 1975, "Targets, Instruments, and Indicators of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, octubre.
- Friedman, B., 1988, "Monetary Policy without Quantity Variables", *American Economic Review*, mayo.
- Granger, C., 1986, "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, agosto.
- Granger, y P. Newbold, 1986, *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press Inc., San Diego, California, segunda edición.
- Goldfeld, S., 1976, "The Case of the Missing Money", *Brookings Papers on Economic Activity* 3, agosto.
- Judd, J. y J. Scadding, 1982, "The Search of a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature", *Journal of Economic Literature* 20, septiembre.
- Labán, R., 1991, "La Hipótesis de Cointegración y la Demanda por Dinero en Chile: 1974-1988", *Cuadernos de Economía* 83, abril.
- Larraín, F., y A. Larraín, 1988, "El Caso del Dinero Desaparecido: Chile, 1984-86", *Cuadernos de Economía* 75, agosto.
- Matte, R., y P. Rojas, 1989, "Evolución Reciente del Mercado Monetario y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile", *Cuadernos de Economía* 78, agosto.
- McCallum, B. 1985, "On Consequences and Criticisms of Monetary Targeting", *Journal of Money, Credit and Banking* 17, noviembre.
- McCallum, B. 1988, "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy", *Carnegie - Rochester Conferences Series* 29, otoño.
- McCallum, B. 1990, "Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy", IMF Working Paper, Research Department, abril.
- Phillips, P., 1986, "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 33.
- Poole, W., 1970, "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model", *Quarterly Journal of Economics* 84, mayo.
- Sargan, J., y A. Barghava, 1983, "Testing for Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica* 51, enero.
- Tobin, J., 1980, "Stabilization Policy Ten Years After", *Brookings Papers on Economic Activity* 1.
- Vial, J., 1991, "Especificación y Evaluación de Modelos Económicos", *Serie Docente* Nº 3, CIEPLAN, marzo.