

**LA DEMANDA DE DINERO EN CHILE: UNA COMPARACION
DE METODOS ALTERNATIVOS DE ESTIMACION
DE VECTORES DE COINTEGRACION**

**Ricardo Martner F.
Daniel Titelman K.***

**Documento de Trabajo No. 8 **
Noviembre de 1992**



386400013

Documento de Trabajo - CEPAL,
N° 8 noviembre 1992 C. 2

* El Sr. R. Martner es Experto del Area del Sector Público, ILPES/CEPAL; el Sr. D. Titelman es Experto de la División de Desarrollo Económico, CEPAL. Las opiniones expresadas en este documento son de la exclusiva responsabilidad de sus autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

** Los trabajos incluidos en esta serie tienen por finalidad dar a conocer los resultados de las investigaciones en la CEPAL en forma preliminar a fin de estimular su análisis y sugerencias para su revisión. Esta publicación no es un documento oficial, por lo tanto no ha sido sometido a revisión editorial. Se puede solicitar directamente a la División de Desarrollo Económico de la CEPAL.

Indice

	<u>Página</u>
INTRODUCCION	1
I. DEFINICION DEL CONCEPTO DE COINTEGRACION Y TEOREMA DE REPRESENTACION DE GRANGER	3
II. UNA COMPARACION DE METODOS ALTERNATIVOS DE ESTIMACION DEL VECTOR DE COINTEGRACION EN MUESTRAS FINITAS	7
III. UNA APLICACION A LA DEMANDA DE DINERO EN CHILE	13
A. Algunos problemas empíricos relativos a la estimación de la demanda de dinero	13
B. Orden de integración de las variables	17
C. Estimación del vector de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios	23
D. Estimación del vector de cointegración por mínimos cuadrados no lineales	25
E. Estimación del vector de cointegración por el método de máxima verosimilitud en un modelo de corrección de errores	29
F. Formulación de un modelo de corrección de errores	34
IV. CONCLUSIONES	39
BIBLIOGRAFIA	40
ANEXO 1.	47
ANEXO 2.	48

RESUMEN

Las funciones de demanda de dinero son por lo general estimadas con técnicas unicecuacionales sencillas. Estos procedimientos se han enfrentado a múltiples dificultades, como la existencia de episodios de "dinero desaparecido", de "explosión de dinero", de autocorrelación de errores y de inestabilidad de parámetros, asociados a los cambios institucionales ocurridos en las dos últimas décadas. Las funciones de demanda de dinero han sido utilizadas recientemente como ejemplos de aplicación en el desarrollo de los procedimientos de estimación de los vectores de cointegración.

En este trabajo se investiga la existencia de cointegración multivariada en la ecuación de demanda de dinero en el caso de Chile. Se comparan los resultados de tres métodos alternativos para estimar el vector de cointegración (mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados no lineales y máxima verosimilitud en un modelo de corrección de errores). Aunque todos estos métodos son super-consistentes, la aplicación empírica muestra que la estimación del vector de cointegración varía significativamente según el método empleado.

Al tener el método de máxima verosimilitud en un modelo de corrección de errores mejores propiedades asintóticas (resultado que se extiende a muestras finitas), se utiliza este procedimiento para verificar la existencia de cointegración y estimar el vector de cointegración asociado. Luego, se utiliza un procedimiento en dos etapas, imponiéndose la relación de largo plazo en un modelo de corrección de errores de corto plazo de la demanda de dinero.

Los resultados indican la existencia de una relación de cointegración multivariada, y el modelo de corrección de errores estimado permite superar los problemas de autocorrelación de errores, de episodios de "dinero desaparecido" y de inestabilidad de parámetros constatados en estudios anteriores, sin necesidad de introducir supuestos adicionales relacionados con las innovaciones financieras del último período ni con un cambio estructural en la relación de equilibrio de largo plazo.

INTRODUCCION

La relación entre la demanda de dinero y sus determinantes juega un rol crucial en muchas teorías del comportamiento macroeconómico. Una adecuada estimación de la función de demanda de dinero es un elemento importante en el diseño y la programación de las políticas monetarias. La estabilidad de la demanda de dinero es un prerequisite básico para sustentar el uso de los agregados monetarios en el manejo de la política económica. Por ejemplo, la capacidad de los gobiernos en incrementar sus ingresos a través del señoreaje está fuertemente relacionada con la sensibilidad de las funciones de demanda de dinero ante cambios en la tasa de interés y en los agregados monetarios.

No sorprende entonces que las estimaciones de funciones de demanda de dinero hayan estado sujetas a una intensa evaluación empírica en muchos países. La evidencia surgida sugería que el ingreso real y las tasas de interés de corto y largo plazo, eran variables suficientes para dar cuenta de la dinámica de la demanda de dinero, especificando un número apropiado de rezagos en un modelo de ajuste parcial.

Sin embargo, desde mediados de los años setenta, las ecuaciones de demanda de dinero se han caracterizado por frecuentes episodios de "dinero desaparecido", de "explosión de dinero" y de parámetros inestables. La práctica común para resolver estos problemas consiste en modificar la especificación una vez que los cambios en los parámetros están identificados. Estos se asocian por lo general a las innovaciones financieras que han caracterizado a las dos últimas décadas.

Para resolver los problemas de estimación, es común la inclusión de variables mudas, variables rezagadas, variables de expectativas, parámetros variables, etc. A menudo, estos cambios mejoran el ajuste de los modelos, pero no se garantiza que la ecuación estimada recoja la "verdadera" relación de largo plazo que existe entre las variables. En otras palabras, la inclusión espuria de variables puede llevar a estimaciones sesgadas de las elasticidades de la demanda de dinero respecto de la tasa de interés y el ingreso.

Pese a estas dificultades, se enfatiza en forma creciente en la literatura reciente la posibilidad de estimar --con modelos que combinan relaciones de largo plazo con dinámicas complejas de corto plazo-- funciones razonablemente estables incluso en períodos de sustanciales cambios institucionales.

Hasta ahora, existen pocos trabajos en el uso de las técnicas de cointegración multivariada en países en desarrollo. El objetivo de este trabajo es analizar en el caso de Chile la relación entre la cantidad de dinero (medida como M1 Ampliado), la tasa de interés, el nivel de precios y el ingreso real en el período 1975.1-1991.4 siguiendo las metodologías propuestas por Engle y

Granger (1987), Stock (1987), Johansen (1988) y Johansen, Juselius (1990).

Existen varios métodos para estimar el vector de cointegración. Si bien éstos son equivalentes asintóticamente, su eficiencia en muestras finitas varía significativamente según el método empleado, y depende en particular de la dinámica del modelo de corrección de errores asociado y de las propiedades del proceso generador de datos. Se muestra en este estudio que la validación de la hipótesis de existencia de cointegración multivariada entre la demanda de dinero y sus determinantes es muy dependiente del método utilizado.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la primera sección se discute el concepto de cointegración y se explicita la equivalencia entre la cointegración y su representación en un modelo de corrección de errores. Luego, se examinan las propiedades en muestras finitas de tres métodos de estimación del vector de cointegración. En la tercera sección se discuten los problemas empíricos asociados a la estimación de las funciones convencionales de demanda de dinero y se examina el orden de integración de las variables. Luego, se aplican los métodos descritos a la estimación de la función de demanda de dinero en Chile. Se muestra que el método de máxima verosimilitud de información completa en un modelo de corrección de errores, permite aceptar la hipótesis de cointegración multivariada. Este método, en efecto, elimina los sesgos en muestras finitas que caracterizan a los otros dos procedimientos analizados.

El modelo de corrección de errores obtenido permite superar los problemas de inestabilidad de parámetros y de "dinero desaparecido". Los tests aplicados muestran una especificación robusta a los cambios ocurridos durante el período y las proyecciones fuera de la muestra capturan adecuadamente la dinámica de la demanda de dinero.

I. DEFINICION DEL CONCEPTO DE COINTEGRACION Y TEOREMA DE REPRESENTACION DE GRANGER

El movimiento conjunto en el largo plazo de variables económicas no estacionarias define el concepto de cointegración. Cuando las variables están cointegradas, éstas comparten alguna tendencia estocástica común que determina sus oscilaciones de largo plazo. El residuo, una vez sustraídas las tendencias estocásticas de cada variable es el "ciclo" que determina su comportamiento de corto plazo.

Por lo general, las combinaciones lineales de series integradas de orden uno $I(1)$ --es decir estacionarias en primeras diferencias-- son también $I(1)$, salvo si están cointegradas, caso en que la combinación lineal es $I(0)$. Dos series x_t e y_t pueden en efecto presentar movimientos tendenciales estocásticos similares de manera que en una combinación lineal de estas series los componentes tendenciales se compensan para dar una serie estacionaria. La definición de la cointegración entre dos variables traduce esta idea. Dos series x_t e y_t son cointegradas de orden d , b --ello se define como $CI(d, b)$ -- para $0 < b \leq d$ si se cumplen las condiciones:

- $x_t \approx I(d), y_t \approx I(d)$
- Existe $\alpha, \beta \neq 0$ tal que $z_t = \alpha x_t + \beta y_t \approx I(d-b)$.

En el caso más común ($d = 1, b = 1$) la cointegración traduce el hecho que la combinación lineal z_t "no se aleja mucho tiempo" de su media finita, aunque las series x_t e y_t presenten movimientos tendenciales. Este vector de cointegración captura la relación de largo plazo entre las variables.

En términos más generales, definimos X_t como un vector de n variables integradas de orden uno, $X_t \approx I(1)$. Los elementos de X_t están cointegrados si existe una combinación lineal de las variables que es integrada de orden cero $I(0)$. Esta combinación lineal se conoce como la combinación de cointegración, y el vector que la representa como el vector de cointegración. Pueden existir r ($< n$) combinaciones de cointegración independientes, esto es, r vectores de cointegración linealmente independientes. El número de vectores de cointegración linealmente independientes forman la matriz α , de dimensión $n \times r$, tal que $\alpha' X_t$ es $I(0)$.

Una aproximación conveniente a la representación de promedios móviles infinitos es la utilización de vectores autoregresivos de

orden finito (VAR). Por construcción, $\Delta X_t \approx I(0)$, lo que hace posible representar el proceso de ΔX_t como una suma infinita de promedios móviles, aplicando el teorema de descomposición de Wold:

$$(1.1) \quad \Delta X_t = \mu + C(L) \epsilon_t$$

Donde $C(L)$ es una matriz de polinomios en el operador de rezagos L , con $C(0) = I_n$, (donde I es la matriz de identidad),

$$\sum_{j>1}^{\infty} |C_j| < \infty \text{ (lo que asegura que el sistema converge), y } \epsilon_t \text{ es}$$

un vector $n \times 1$ de innovaciones estacionarias ruido blanco. En lo que sigue, asumiremos $\mu = 0$. Si $\mu \neq 0$, ello implica una tendencia de los niveles en el tiempo.

Para efectos de investigar las restricciones que la definición de cointegración impone a los parámetros del VAR, asumimos que X_t tiene una representación autoregresiva finita de orden p , para luego derivar el modelo correspondiente en diferencias. Reescribiendo (1.1) como:

$$(1.2) \quad A(L) X_t = \epsilon_t$$

$$\text{donde } A(L) = I + A_1 L + A_2 L^2 + \dots + A_p L^p.$$

El polinomio de promedios móviles $A(L)$ siempre puede ser expresado como:

$$(1.3) \quad A(L) = A(1) + (1-L)A^*(L)$$

Si $A(L)$ es de orden finito también lo es A^* , definiendo esta matriz como $A^*_i = \sum_{j>i}^{\infty} -A_j$ para todo i , en particular $A^*_0 = I_n - A(1)$.

Utilizando (1.3) podemos reescribir (1.2) como:

$$(1.4) \quad ((1-L)A^*(L) + L A(1)) X_t = \epsilon_t$$

Si siguiendo a Vahid (1991), la expresión (1.4) se puede reescribir, después de algunas manipulaciones algebraicas, de la siguiente forma:

$$(1.5) \quad \Delta X_t = A^{**}(L) \Delta X_{t-1} - A(1) X_{t-1} + \epsilon_t, \text{ donde } A^{**}_i = \sum_{j=i+2}^{j=p} A_j$$

Si no existe cointegración, $A(1)$ es una matriz igual a cero, y la expresión (1.5) se reduce a un VAR en diferencias. Cuando las series están cointegradas el rango de $A(1)$ es igual a r ; el polinomio $A(1)$ es distinto de 0 y puede por lo tanto descomponerse en el producto de dos matrices $\alpha\beta'$ de dimensión $n \times r$ (recuérdese que el número de vectores de cointegración es igual a $n-r$). En este caso, la cointegración es recogida por las variables en niveles.

En este último caso, un VAR especificado en diferencias tendrá problemas de especificación en tanto deja variables explicativas por fuera. Esto es, un VAR con series cointegradas estará mal especificado si las series son diferenciadas, a la vez que omite importantes restricciones si las series son tomadas únicamente en niveles.

Imponiendo algunas restricciones (ver Engle y Granger, 1987), se obtiene la representación final de las series cointegradas en un modelo de corrección de errores, el cual combina niveles con diferencias:

$$(1.6) \quad \Delta X_t = A^{**}(L) \Delta X_{t-1} - \beta z_{t-1} + \epsilon_{1t},$$

donde $z_{t-1} = \alpha' X_{t-1}$ es el vector de cointegración.

El resultado de (1.6) ha sido demostrado formalmente por Granger (1983), y se conoce como el teorema de representación de Granger: dadas las condiciones reseñadas, cuando las series están cointegradas tienen una representación dentro de la clase de modelos denominados de corrección de errores. En el vocabulario de este tipo de modelos, el término z_t representa el error cometido en t respecto del objetivo de largo plazo (Patterson y Ryding (1981), Salmon (1982)).

Es importante destacar (Engle y Granger 1987), que en tanto todas las variables en X_t son $I(1)$, y z_{t-1} es $I(0)$, todos los términos en el modelo de corrección de errores (1.6) son estacionarios. Lo contrario también es cierto; si $X_t \approx I(1)$ es generada por un modelo de corrección de errores, entonces las variables en X_t son cointegradas.

En el caso de que $X_t \approx I(0)$, el proceso generador de las variables en X_t siempre puede ser representado por un modelo de corrección de errores. En este caso, el término de corrección de error z_t no debiera tener significancia estadística.

Esta equivalencia entre cointegración y modelos de corrección de errores es importante puesto que permite desarrollar distintas estrategias para estimar los vectores de cointegración. Por una parte, es posible verificar en primer lugar la existencia de cointegración, para luego imponer la estimación del vector de cointegración en un modelo dinámico de corrección de errores. Por otra parte, se puede estimar directamente un modelo de corrección de errores y examinar si el proceso generador de datos se adapta a este tipo de modelos. Precisamente, algunos de los procedimientos alternativos de estimación del vector de cointegración se presentan en la siguiente sección.

II. UNA COMPARACION DE METODOS ALTERNATIVOS DE ESTIMACION DEL VECTOR DE COINTEGRACION EN MUESTRAS FINITAS

Varios métodos de estimación del vector de cointegración han sido desarrollados en la literatura desde que Granger (1983) introdujo la idea de cointegración.¹ Para efectos de este trabajo, nos concentraremos en tres de ellos: el procedimiento de dos etapas de Engle y Granger (1987), los mínimos cuadrados no lineales de Stock (1987), y la estimación por máxima verosimilitud en un modelo de corrección de errores propuesto por Johansen (1988) y Johansen, Juselius (1989).

Estos estudios establecen generalmente resultados asintóticos, pero las propiedades de los estimadores en muestras finitas han sido poco estudiadas. Al ser estos estimadores super-consistentes (en el sentido de que la tasa de convergencia es T en vez de $T^{1/2}$), se asume generalmente que no debería existir una gran diferencia entre sus propiedades asintóticas y las estimaciones con datos reales si el número de observaciones es suficientemente elevado. Por el contrario, Gonzalo (1989) muestra, con simulaciones de Monte Carlo, que la estimación del vector de cointegración en muestras finitas varía significativamente según el método empleado, y por ende los resultados de los tests de existencia de una relación de cointegración.

Engle y Granger (1987) proponen un procedimiento en dos etapas para efectos de estimar sistemas bivariados (sistemas cointegrados de orden (1, 1)), es decir donde se investiga la existencia de cointegración entre dos variables. Los autores demuestran la consistencia del procedimiento, pero también enfatizan la variedad de métodos posibles para estimar el vector de cointegración. El método consiste en escoger arbitrariamente una normalización, y efectuar una regresión de una variable contra la otra por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Si existe cointegración, los autores demuestran que el parámetro obtenido será un estimador consistente del vector de cointegración.

En el caso de que no exista cointegración, la regresión será espuria (Granger, Newbold (1974)). Para el test de cointegración se utiliza el test t obtenido de una autoregresión de los residuos para verificar la presencia de raíces unitarias en éstos. Cuando ambas variables se comportan como un paseo aleatorio, este test se

¹ Cronológicamente, éstos son: Mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas (Engle, Granger, 1987), Mínimos cuadrados no lineales (Stock, 1987), componentes principales (Stock, Watson, 1988), correlaciones canónicas (Bossaerts, 1988), máxima verosimilitud (Johansen, 1988), variables instrumentales (Hansen, Phillips, 1988) y regresión espectral (Philips, 1988).

enmarca dentro del tipo de test propuestos por Fuller (1976) y Dickey y Fuller (1979), pero tiene una función de distribución distinta de las utilizadas en los test de Dickey Fuller, por lo que es necesario tabular los valores críticos. Estos han sido estimados mediante simulaciones de Monte Carlo en Engle y Yoo (1987), y Engle y Granger (1987). Una vez obtenido el vector de cointegración, se estima un modelo de corrección de errores imponiendo las restricciones de largo plazo obtenidas en la regresión de cointegración.

La representación de un modelo de corrección de errores bivariado se puede escribir como:

$$(2.1) \quad A^*(L) \begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = - \begin{pmatrix} \tau \\ \delta \end{pmatrix} (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + u_t$$

Donde A^* es un polinomio matricial 2×2 . tal que $A(0) = I_2$ (matriz identidad de orden 2), $A(1)$ es de rango 1, y el residuo u_t es IID(0, Σ), en que Σ es una matriz diagonal.

Si (x_t, y_t) están cointegrados, el estimador β_{OLS} de los mínimos cuadrados ordinarios de x_t sobre y_t entrega un estimador convergente de β que define el vector de cointegración. Es posible demostrar que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios del modelo de corrección de errores de x_t en (2.1), obtenido utilizando el valor estimado de β_{OLS} en vez del valor verdadero β , es convergente y asintóticamente equivalente al estimador de máxima verosimilitud utilizando el verdadero valor β . Las desviaciones estándar calculadas habitualmente por mínimos cuadrados son estimadores convergentes de las verdaderas desviaciones estándar. Asintóticamente, la estimación de las relaciones de largo plazo mediante una regresión estática es convergente e independiente de la forma dinámica de corto plazo.

Una de las críticas realizadas a este método es que la estimación del vector de cointegración mediante una regresión estática tiene deficiencias importantes en muestras finitas. Por ejemplo, Banerjee *et al.* (1986) muestran, mediante simulaciones de Monte Carlo, que el sesgo de muestras finitas de la estimación estática puede ser muy grande en muestras pequeñas, y que la tasa de convergencia parece converger a una velocidad menor que la sugerida por los resultados asintóticos.

Stock (1987) propone estimar por mínimos cuadrados no lineales la forma uniecuacional del modelo de corrección de errores (2.1) aplicado a x_t :

$$(2.2) \quad \Delta x_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} - \alpha_3 (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + u_t$$

El vector de cointegración en este caso es β_{NLS} . La idea en este método es estimar β sin el sesgo inherente a la autocorrelación de errores en β_{OLS} mediante la inclusión de los rezagos de Δx_t y Δy_t en la regresión de x_t sobre y_t . Se obtiene así en forma simultánea el vector de cointegración y el modelo de corrección de errores asociado. Los tests de hipótesis del vector de cointegración no siguen distribuciones estándar (Stock tabula estos valores para un determinado proceso generador de datos). Como se verá más adelante, este método también presenta sesgos en muestras finitas.

Un tercer método para la estimación del vector de cointegración es el de máxima verosimilitud en un modelo de corrección de errores (Johansen (1988), Johansen, Juselius (1990)). Esta metodología está basada en la estimación de un vector autoregresivo (VAR). En general, podemos especificar un VAR de orden p en las n variables X_t (para $t = 1, \dots, T$) de la siguiente forma:

$$(2.3) \quad \Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-p} + u_t$$

En que $\{u_t\}$ es una secuencia de variables aleatorias i.i.d. de dimensión Gaussiana n de media cero y matriz de varianza Ω .

Los X_t son integrados de orden uno $I(1)$, pero el número de vectores de cointegración r , y por lo tanto el número de raíces unitarias no se conoce. La ecuación (2.3) es un VAR en primeras diferencias, excepto por el término en πX_t . El objetivo principal del método es investigar si los coeficientes de la matriz π contienen información sobre las relaciones de largo plazo entre las variables en el vector de datos. Siguiendo a Johansen, Juselius (1990), existen tres posibilidades:

1. Rango (π) = n , i.e. la matriz π es no singular, indicando que las variables en X_t son estacionarias.

2. Rango (π) = 0, i.e. la matriz π es la matriz nula y (2.3) corresponde a un modelo VAR en diferencias.
3. $0 \leq \text{Rango}(\pi) = r < n$, lo que implica que existen $n \times r$ matrices α y β tal que:

$$(2.4) \quad \pi = \alpha \beta'$$

$n \times r \quad r \times n$

En que β es(son) el(los) vector(es) de cointegración y α es una medida de la importancia relativa de cada variable en la combinación cointegrante en cada ecuación.

La(s) combinación(es) cointegrante(s) está(n) dada(s) por el vector $Z_t = \beta X_t$, y tiene(n) la propiedad de estacionariedad incluso si X_t es no estacionaria. Si un vector de cointegración existe, la ecuación (2.3) puede ser interpretada como un modelo de corrección de errores, y los Z_t son los mecanismos de corrección de errores estimados. Sustituyendo (2.4) en el modelo de corrección de errores (2.3), obtenemos:

$$(2.5) \quad \Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \beta' X_{t-p} + u_t$$

Se estima β por el método de máxima verosimilitud con información completa (FIML) en el modelo de corrección de errores completamente especificado (2.5). La forma en que Johansen estima este sistema es aplicando la técnica de regresión de rango reducido. Ello lleva el problema de estimación no lineal a un problema más sencillo de estimación de raíces características ("Eigenproblem"). Para efectos prácticos este procedimiento puede resumirse en las cuatro etapas siguientes:

1. Estimar (2.5) por Mínimos cuadrados ordinarios (OLS) para determinar p .
2. Hacer la regresión de ΔX_t sobre $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p+1}$ y guardar los residuos Rot .
3. Hacer la regresión de X_{t-p} sobre $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p+1}$ y guardar los residuos R_{pt} .
4. β_{FIML} es el vector correspondiente a la primera variable canónica de R_{pt} sobre Rot .

Aplicaciones empíricas de este método pueden encontrarse en Johansen, Juselius (1990), Baba, Hendry, Starr (1990), Boughton (1991), Hall, Anderson, Granger (1992) y para el caso de la demanda de dinero en Chile, en Titelman (1991).

Gonzalo (1989) examina las propiedades de estos tres métodos de estimación en muestras finitas. Para ello, demuestra las convergencias asintóticas de cada uno de los estimadores obtenidos, según sea la metodología utilizada, y realiza experimentos de simulación de Monte Carlo.

Se argumenta que, aunque las tres formas de estimar el vector de cointegración son equivalentes asintóticamente, su rendimiento en muestras finitas va a depender de las características de la dinámica del modelo de corrección de errores. Para precisar esto, volvemos al modelo (2.1), y utilizamos la esperanza condicional de Δx_t sobre un set de información Ω definido de la siguiente manera:

$$(2.6) \quad E(\Delta x_t \mid \Delta y_t, u_{t-1}, \text{Rezagos}(\Delta y_t, \Delta x_t)) = \\ = \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 u_{t-1} + \text{Rezagos}(\Delta y_t, \Delta x_t)$$

El valor del "multiplicador de corto plazo" α_1 es clave para evaluar el desempeño en muestras finitas de los métodos de estimación por mínimos cuadrados ordinario (OLS) y por mínimos cuadrados no lineales (NLS).

Los resultados reportados en Gonzalo (1989) muestran que la distribución asintótica del estimador de los mínimos cuadrados ordinarios (OLS) contiene por una parte la presencia de raíz unitaria, que entre otras cosas hace que la distribución no sea simétrica, y por otra un sesgo "de ecuaciones simultáneas". Este sesgo se origina en la omisión de la covarianza de largo plazo entre x_t y la perturbación aleatoria u_t (la eventual existencia de autocorrelación de los errores no es tomada en cuenta). Estas dos características producen un sesgo de muestra finita del método OLS (el cual desaparece asintóticamente), en la mediana y el promedio respectivamente, e invalida la utilización de distribuciones estándar para hacer inferencia estadística sobre el vector de cointegración.

Con respecto a la distribución asintótica de los mínimos cuadrados no lineales (NLS), el autor demuestra que este procedimiento elimina el sesgo de "ecuaciones simultáneas", pero no así el sesgo de raíz unitaria, que puede ser significativo en muestras finitas.

Finalmente, al examinar la distribución asintótica obtenida mediante la estimación simultánea de un sistema cointegrado mediante el método de máxima verosimilitud con información completa

(FIML), el sesgo en promedio y mediana (sesgo de "ecuaciones simultáneas" y sesgo de raíz unitaria) desaparece en muestras finitas. Este estimador es super-consistente, distribuido simétricamente, asintóticamente no sesgado en media, bien diseñado para estimar más de un vector de cointegración y tiene un buen comportamiento en muestras finitas, incluso si la dinámica no se conoce o se sobre-parametriza el sistema incluyendo más rezagos en el modelo de corrección de errores.

Cabe destacar que tanto en la distribución de los mínimos cuadrados ordinarios como de los mínimos cuadrados no lineales, el término que refleja el sesgo de raíz unitaria depende del multiplicador de corto plazo α_1 . Mediante simulaciones de Monte Carlo, Gonzalo(1989) llega a las siguientes conclusiones:

1. Si el multiplicador de largo plazo (β) es igual al multiplicador de corto plazo α_1 en (2.6), el método OLS es asintóticamente equivalente a FIML. El método OLS tiene un mejor desempeño cuanto menor sea $|\alpha_1 - \beta|$.
2. El método OLS tiene un mejor rendimiento que NLS en muestras finitas si α_1 es suficientemente grande y cercano al multiplicador de largo plazo.
3. El método NLS es superior a OLS cuando $\alpha_1 < 0.5$, para un multiplicador de largo plazo β cercano a uno.
4. Cuando el multiplicador de corto plazo $\alpha_1 = 0$, el método NLS es asintóticamente equivalente a FIML.
5. En todos los casos, el método FIML es "superior" a los otros métodos utilizados para estimar el vector de cointegración.

Con estos resultados establecidos, en la próxima sección se estima el vector de cointegración de la demanda de dinero en Chile con los tres métodos señalados.

III. UNA APLICACION A LA DEMANDA DE DINERO EN CHILE

En esta sección se discuten en primer lugar algunos problemas econométricos relativos a la estimación de funciones de demanda de dinero, y se estima una función convencional para el período 1975(1)-1991(4). Luego, se verifica el orden de integración de las variables, utilizándose una serie de tests de raíz unitaria. En la tercera parte se analizan los resultados obtenidos en las estimaciones del vector de cointegración por los tres métodos alternativos señalados. Finalmente, se postula la forma final de la función de demanda de dinero mediante la reducción secuencial de un modelo generalizado no restringido.

A. ALGUNOS PROBLEMAS EMPIRICOS RELATIVOS A LA ESTIMACION DE LA DEMANDA DE DINERO

Para efectos de estimación empírica, la función de demanda de dinero convencional depende de una medida del volumen de transacciones (y_t), del costo alternativo de mantener saldos líquidos no remunerados, representados aquí por la tasa de interés de los depósitos a un plazo inferior a tres meses (i_t), y de un parámetro tecnológico θ_t que refleja el impacto de las innovaciones financieras en los costos de transacción y por lo tanto en la demanda de dinero (las minúsculas designan logaritmos):

$$(3.1) \quad (m-p)_t = \theta_t + \tau_1 y_t + \tau_2 i_t + u_t$$

En que u_t es ruido blanco, con una distribución normal y varianza σ^2 . El error u_t puede ser considerado como un error de medida (mt puede no ser una buena medida de la demanda de dinero de los agentes privados), alguna forma de error de agregación, u otros factores no considerados como restricciones de liquidez. τ_2 es la semi-elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés nominal, y τ_1 es la elasticidad de escala que, normalmente, es inferior o igual a uno, según el marco teórico adoptado.

Puesto que resulta muy difícil describir el proceso seguido por el parámetro tecnológico, y por lo tanto capturar los efectos de la innovación financiera en la demanda de dinero, este factor se supone generalmente constante en la implementación empírica de la función de demanda de dinero. Además, se asume generalmente un proceso de ajuste parcial entre los saldos reales efectivos y los saldos reales deseados, con lo cual la función puede reescribirse como:

$$(3.2) \quad (m-p)_t = \tau_0 + \tau_1 Y_t + \tau_2 i_t + \tau_3 (m-p)_{t-1} + u_t$$

Muchos estudios se han centrado en estimar funciones similares a (3.2) usando técnicas uniecuacionales. La forma convencional de estimar la demanda de dinero es especificando un ajuste dinámico que incluye una transformación de Koyck de un proceso de ajuste de stocks y un término de error con autocorrelación serial de primer orden. Una de las principales fuentes de confusión respecto de la parametrización de la función de demanda de dinero de largo plazo ha sido la variedad de métodos utilizados para obtener residuos "ruido blanco" en la estimación de series de tiempo. El método más común empleado es corregir simplemente la autocorrelación de primer orden de los errores por el método de Cochrane-Orcutt o por transformaciones similares. Es sabido, sin embargo, que tales procedimientos ocultan serios errores de especificación y llevan a aceptar restricciones excesivas sobre los parámetros (ver Hendry, Mizon, 1978).

La estimación uniecuacional plantea además problemas de identificación y de sesgo de ecuaciones simultáneas. Es costumbre tratar el problema de la identificación asumiendo que la oferta monetaria y la tasa de interés son determinadas exógenamente por la autoridad monetaria y que los precios y el ingreso están predeterminados en el período de análisis. Ello implica que las variables de la oferta monetaria fluctúan independientemente de las variables de la demanda de dinero y de las perturbaciones de la demanda de dinero. Es importante notar que, incluso si la cuestión de la identificación es adecuadamente tratada, la estimación de los parámetros de interés por métodos uniecuacionales puede llevar a estimaciones sesgadas si el comportamiento de las autoridades monetarias induce una correlación entre la tasa de interés y la perturbación en la ecuación de demanda de dinero. Los métodos uniecuacionales suponen que la demanda de dinero es exógena en el sentido débil con respecto a los coeficientes estimados. En este trabajo, asumimos el supuesto de que esta restricción se cumple (Hendry, Ericsson (1990) realizan tests indirectos para validar el supuesto de exogeneidad débil en el caso de la demanda de dinero en Estados Unidos e Inglaterra).

La estimación de regresiones como (3.2) en países de América Latina se ha enfrentado, como en otras latitudes, a múltiples dificultades empíricas. La existencia de episodios de dinero desaparecido (Goldfeld (1976), Goldfeld, Sichel (1989), de errores altamente autocorrelacionados y de estimación de parámetros poco plausibles muestran la existencia de problemas de especificación en las funciones de demanda de dinero convencionales. Para el caso de Chile, Larraín y Larraín (1988), Matte y Rojas (1989) detectan la existencia de episodios de "dinero desaparecido" a partir de 1983-84 utilizando especificaciones similares a (3.2). Para precisar

esto, estimamos (3.2) para el período 1975(1)-1991(4), obteniendo los siguientes resultados:

$$(3.3) \quad (m-p) = 0.59 + 0.34 y - 0.026 i + 0.64 (m-p)_{.1}$$

$$\quad \quad \quad (0.24) \quad (0.09) \quad (0.004) \quad (0.05)$$

$$R^2 = 0.977, \quad \sigma = 0.057, \quad DW = 1.91, \quad AR \ 1-5 \ F(5, 58) = 2.78,$$

$$Chi^2 (2) = 0.91, \quad ARCH4 \ F(4, 55) = 1.42, \quad RESET \ F(1, 62) = 3.47$$

Los estadísticos convencionales son aceptables² (no se detecta en particular autocorrelación de primer orden) y el valor de los coeficientes de largo plazo son razonables, con una elasticidad-ingreso de largo plazo de 0.96 y una semi-elasticidad respecto de la tasa de interés de -0.074. Sin embargo, la aplicación del test AR 1-5 para verificar autocorrelación residual de orden 1 a 5, el test ARCH4 de heterocedastidad autoregresiva condicional de orden 4 y el test RESET de variables omitidas no permiten aceptar las hipótesis de "ruido blanco" de los residuos, de homocedasticidad y de una adecuada especificación funcional. La explicación de los tests aplicados se encuentra en el anexo 1.

En orden a verificar los resultados de esta especificación en una proyección fuera del período de estimación, se reestimó la misma ecuación para el período 75(1)-83(3), dejándose como período de proyección los restantes datos de la muestra:

$$(3.4) \quad (m-p) = - 0.005 + 0.44 y - 0.020 i + 0.67 (m-p)_{.1} - 0.35 u_{.1}$$

$$\quad \quad \quad (0.43) \quad (0.13) \quad (0.004) \quad (0.05) \quad (0.17)$$

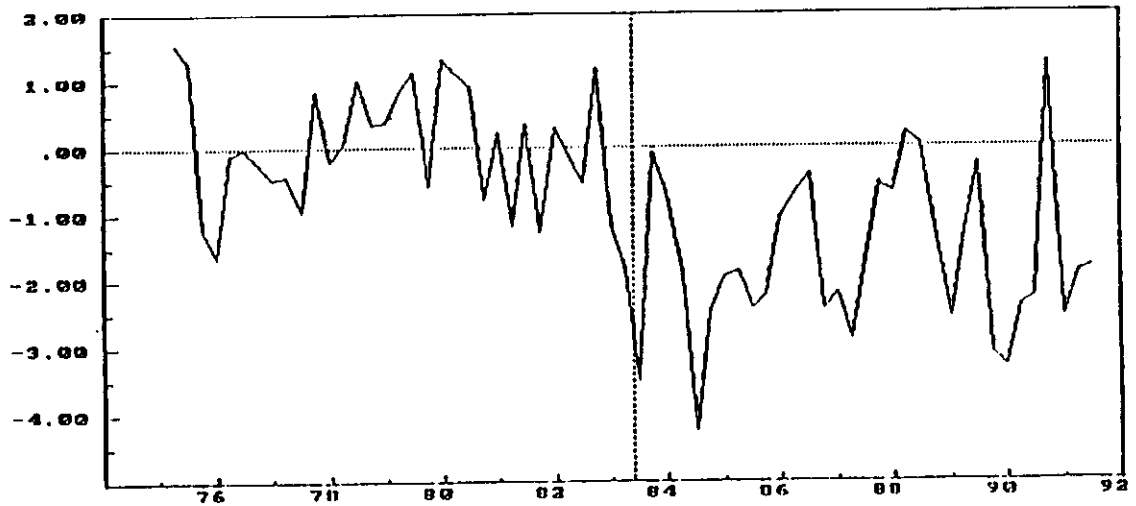
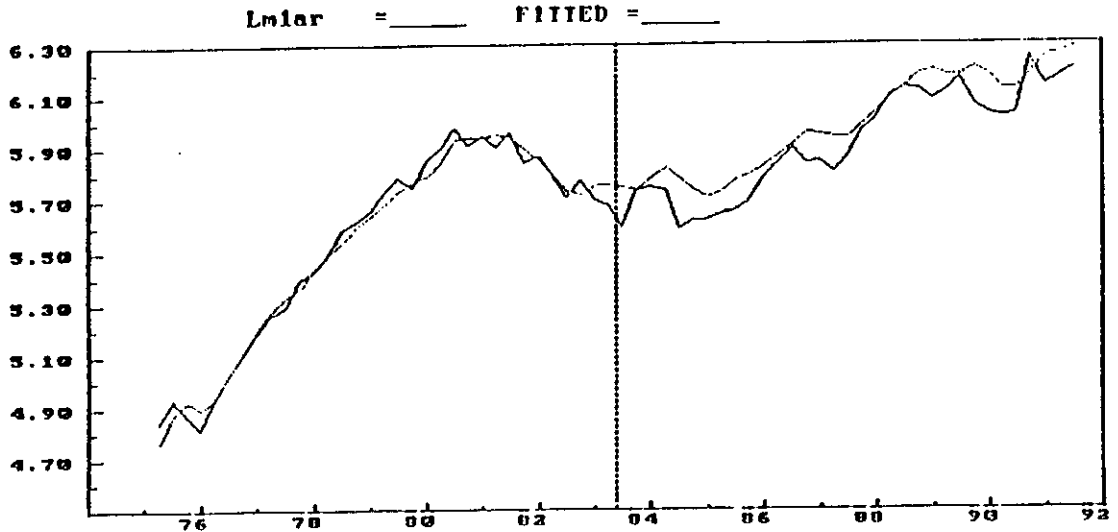
$$\sigma = 0.045, \quad Chi^2 (2) = 1.32, \quad ARCH5 \ F(5, 20) = 0.79,$$

$$Forecast \ Chi^2 (33)/33 = 4.28, \quad CHOW (33,28) = 1.89$$

² La estimación es trimestral, con datos desestacionalizados. La definición de las variables se encuentra en el anexo 2; aproximamos el volumen de transacciones por el PGB trimestral.

Gráficos 1 y 2

VALORES OBSERVADOS Y CALCULADOS Y RESIDUOS DE LA ECUACION (3.4)



En los gráficos 1 y 2 se observa la sub-predicción masiva de la ecuación (3.4) entre 1983(4) y 1988, ratificada por los tests de estabilidad de coeficientes CHOW y χ^2 . Se advierte también que este "dinero desaparecido" tiende a "reaparecer" hacia finales del período de proyección. Esta inestabilidad de los parámetros se verifica también en Labán (1987), mediante la estimación con filtros de Kalman. La aplicación de mínimos cuadrados recursivos a (3.3) y de tests de CHOW no muestran la existencia de un quiebre estructural a partir de 1983(4): los parámetros tienden a volver en los dos últimos períodos a sus valores anteriores a la fecha del eventual cambio estructural.

Claramente, las especificaciones del tipo (3.3) son insuficientes para captar la dinámica de la demanda de dinero en Chile; ello se asocia a los profundos cambios institucionales y a las innovaciones financieras que se desarrollaron en el sistema financiero con posterioridad a la crisis de 1982-83. Pasamos entonces a revisar métodos alternativos de especificación de la demanda de dinero.

B. ORDEN DE INTEGRACION DE LAS VARIABLES

Una variable aleatoria x_t es integrada de orden d si su d -ésima diferencia es estacionaria, y en consecuencia puede representarse como un proceso estacionario autoregresivo de promedios móviles invertible ARMA (ello es equivalente a que la diferencia $d - 1$ no es estacionaria; si la variable es diferenciada en exceso, su promedio móvil tendrá una raíz unitaria y no será invertible):

$x_t \approx I(0)$ significa que x_t es una variable estacionaria ARMA; su varianza finita es constante (no depende del tiempo), la covarianza entre t y $t+n$ es sólo función de n , y la autocorrelación tiende a 0 cuando n tiende a infinito.

$x_t \approx I(1)$ implica que la varianza de x_t es función del tiempo y tiende a infinito cuando t tiende a infinito, y que la autocorrelación entre t y $t+n$ tiende a 1 cuando t tiende a infinito.

Toda combinación de variables $I(0)$ es $I(0)$. Existe un gran número de tests no estándar de raíz unitaria para verificar el orden de integración de una variable, es decir el número de veces que es preciso diferenciarla para que ésta sea estacionaria. Un primer test es el CRDW (Co-integrating Regression Durbin-Watson), en que se corre la regresión:

$$x_t = c + ut$$

Si la serie x_t es estacionaria, el error sigue un paseo aleatorio; en este caso el DW de esta regresión tiende asintóticamente a cero. Los valores críticos de este estadígrafo -- para la hipótesis nula de que los errores son un paseo aleatorio -- se obtienen de Sargan, Bhargava (1983). Si el DW es mayor que el valor crítico se rechaza la hipótesis nula, es decir se rechaza que la serie x_t es $I(1)$.

Los tests de Dickey Fuller se basan en los estadígrafos de Student asociados al estimador β obtenido por mínimos cuadrados ordinarios en los siguientes modelos:

- (1) $\Delta x_t = \beta x_{t-1} + e_t$
- (2) $\Delta x_t = \mu + \beta x_{t-1} + e_t$
- (3) $\Delta x_t = \mu + \tau t + \beta x_{t-1} + e_t$

Las distribuciones asintóticas de estas estadísticas tabuladas por simulación se encuentran en Fuller (1976). La hipótesis nula común a los tres modelos es $H_0: [\beta = 0, x_t = x_{t-1} + e_t, \text{ en que } e_t \text{ sigue una distribución } NID(0, \sigma^2)]$. Dickey y Fuller (1981) muestran que las estadísticas de Student asociadas a los siguientes modelos de regresión más generales tienen las mismas distribuciones asintóticas que las regresiones anteriores:

- (4) $\Delta x_t = \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + e_t$
- (5) $\Delta x_t = \mu + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + e_t$
- (6) $\Delta x_t = \mu + \tau t + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + e_t$

Se puede entonces utilizar las tablas de Fuller para testear la presencia de raíz unitaria en estos modelos más generales. Los estadígrafos de los tests Dickey Fuller (DF) y Dickey Fuller Aumentado (ADF) que utilizaremos son los Student asociados a $\beta = 0$ en los seis modelos descritos.

Para el ADF se utiliza $p = 4$, como es usual en las series de tiempo trimestrales. En el cuadro 1 se consignan los resultados de los tests para verificar la hipótesis de que los logaritmos de las series de demanda de dinero, de Producto Geográfico Bruto y de tasa de inflación y el nivel de la tasa de interés nominal son procesos estacionarios en sus primeras diferencias, o $I(1)$.

Los resultados son disímiles según las variables y el supuesto adoptado para el proceso generador de datos. En general, para las variables de demanda real de dinero, del nivel de producción y de la tasa de interés nominal se acepta la hipótesis de que estas variables sean $I(1)$ contra la alternativa $I(0)$ (estimación en niveles). Las excepciones son los tests DF y ADF sin constante ni tendencia y ADF sin tendencia para la tasa de interés. Asimismo se rechaza la hipótesis $I(2)$ contra la alternativa $I(1)$ (estimación en diferencias), salvo en los casos de los tests ADF con constante (5) y con constante y tendencia (6) para la demanda de dinero y el test ADF (6) para el nivel de producción. Ello muestra cuán sensibles son estos tests a los supuestos sobre el proceso generador de datos.

Cuadro 1
CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRACION

$$(1-L)^d x_t = \mu + \tau t - \beta (1-L)^{d-1} x_{t-1} + \sum_i \theta_i (1-L)^d x_{t-i} + \epsilon_t$$

$$H_0 : \beta = 0, [x_t \approx I(d)]$$

$$H_1 : \beta > 0, [x_t \approx I(d-1)], i = 4$$

Variables	DF			ADF			CRDW
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Niveles (d=1)							
(m-p)	1.79	-1.25	-1.57	1.51	-2.59	-2.87	0.04
y	2.39	0.18	-1.73	1.98	-0.84	-2.37	0.03
i	-2.33	-2.61	-2.86	-3.13	-3.90	-3.47	0.19
p	3.97	-10.4	-19.9	2.67	-0.32	-4.26	.007
Diferencias (d=2)							
(m-p)	-8.73	-9.45	-9.59	-2.13	-2.69	-2.96	1.94
y	-6.04	-6.57	-6.53	-2.57	-3.17	-3.13	1.48
i	-10.4	-10.7	-11.1	-2.74	-3.00	-3.85	2.21
p	-6.15	-7.10	-6.63	-3.78	-5.40	-5.14	0.18
Valores críticos al 5%, T = 50	-1.95	-2.93	-3.50	-1.95	-2.93	-3.50	0.49

Período de estimación: 1975.1-1991.4 (T = 68).

Los valores críticos son sacados de Fuller (1976) para los tests DF y ADF y de Sargan, Barghava (1983) para el test CRDW.

La estrategia adoptada es efectuar las regresiones para los casos problemáticos sólo con las variables que son significativas al 10%; esto es, se eliminan los rezagos no significativos de los tests ADF. Este proceso de reducción entrega los siguientes resultados para la cantidad real de dinero y el nivel de producción:

- Test para (m-p) en diferencias, $i= 1, 3$ (rezagos de primer y tercer orden) y constante: $ADF(5) = -4.81$
- Test para (m-p) en diferencias, $i= 3$ (rezago de tercer orden), constante y tendencia: $ADF(6) = -8.19$
- Test para y en diferencias, $i= 2, 4$ (rezagos de segundo y cuarto orden), constante y tendencia: $ADF(6) = -5.86$

Con estas correcciones, se rechaza la hipótesis que estas dos variables sean $I(2)$ contra la hipótesis alternativa de que sean $I(1)$ en los siete tests realizados. Por tanto podemos concluir que tanto la cantidad real de dinero como el nivel de actividad son series integradas de orden uno $I(1)$.

La tasa de interés nominal, que incluye la tasa de inflación esperada, ha tenido variaciones más bien atenuadas desde principios de los años 80 (gráfico 2 del anexo 2), y ello se refleja en los tests ADF, que tienden a aceptar la hipótesis de que esta variable es estacionaria en niveles, o $I(0)$. Sin embargo, esta hipótesis es rechazada por los tests DF y CRDW. Este resultado --la tasa de interés es una variable estacionaria en niveles-- es obtenido con mayor contundencia en Herrera, Vergara (1992), al empezar estos autores su análisis desde 1978, fecha a partir de la cual la tasa de inflación tiene un comportamiento más estable. Ello tendría importantes consecuencias para la estimación del vector de cointegración; si esta variable es $I(0)$, entonces no comparte tendencias estocásticas con otras variables, y no debiese incluirse en el vector de cointegración. Pero los tests son ambiguos y por lo tanto no podemos establecer un resultado robusto respecto del orden de integración de la tasa de interés nominal. En los tests de cointegración procuraremos verificar si esta variable debe incluirse en las regresiones.

Los tests relativos al nivel de precios tienden a rechazar que la variable es $I(1)$ e $I(2)$. La alternativa sería entonces de que se trata de una serie $I(0)$, según los tres tests DF y el $ADF(6)$. Ello no deja de ser sorprendente, puesto que se trata de un índice con fuerte tendencia. Como se muestra en el gráfico 1 en el anexo 2, esta variable tiene dos tendencias muy diferentes entre 1975(1)-1978(4) y 1979(1)-1991(4). Esto es, el cambio de régimen inflacionario a partir de 1978 se refleja muy claramente en la tendencia del índice de precios al consumidor. Es tal vez esta ruptura de tendencia que está influyendo en los resultados de los tests de orden de integración. Para verificar esto, volvemos a correr las regresiones a partir de 1979(1), con los siguientes resultados:

Cuadro 2

ORDEN DE INTEGRACION DEL NIVEL DE PRECIOS

	DF			ADF			CRDW
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
1979(1)-1991(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Niveles (d=1)	13.19	-1.76	-2.85	2.70	-0.40	-3.15	.006
Diferencias (d=2)	-1.65	-4.04	-4.08	-1.67	-4.25	-4.18	0.97
Valores críticos	-1.95	-2.93	-3.50	-1.95	-2.93	-3.50	0.49

Esta vez la mayoría de los tests tienden a aceptar la hipótesis de que la variable es I(1). Ello no es así para los tests DF y ADF sin constante ni tendencia; la variable no parece adaptarse a un proceso generador de datos sin constante. Aceptamos entonces que el nivel de precios es I(1) a partir de 1979(1). Veremos más adelante que esta particularidad de la serie no tiene mayor incidencia en las estimaciones de la demanda de dinero.

Debido a que los resultados obtenidos con respecto a la tasa de interés y el nivel de precios son muy sensibles al período de estimación, para evaluar el impacto de los cambios "estructurales" sobre las propiedades de estas series, se investigó el orden de integración siguiendo la metodología propuesta por Perron (1989), (1990), la que permite incorporar quiebres en la tendencia de la serie.

Los modelos estimados fueron los siguientes:

$$y_t = \alpha + \theta DU_t + \beta t + \delta D(TB)_t + \tau y_{t-1} + \sum_{j=1}^5 \mu_j \Delta y_t + \epsilon_t$$

Donde $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y cero cuando $t < T_b$ donde T_b es el punto de quiebre escogido (en nuestro caso se tomó 1979.1 y alternativamente 1978.4) y $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y cero en todos los otros casos. Este modelo incorpora solo un cambio en el intercepto. Por ello, también se estimó un modelo que permite incorporar cambios tanto en el intercepto como en la pendiente.

$$y_t = \alpha + \theta DU_t + \beta t + \Gamma DT_t + \delta D(TB)_t + \tau y_{t-1} + \sum_{j=1}^5 \mu_j \Delta y_t + \epsilon_t$$

donde $DT_t = t$ si $t > T_b$ y cero si $t < T_b$

La hipótesis nula en este caso es que $\tau = 1$: la serie es integrada de orden uno $I(1)$. En relación a la tasa de interés, en ambos modelos, se acepta la hipótesis nula al 5% en los dos casos. Los valores estimados son -4.5 y -2.9 respectivamente. Los valores críticos tabulados en Perron (1990) para cinco regresores son -4.88 y -5.17 respectivamente. Por lo tanto, cuando se incorporan los cambios ocurridos durante el período muestral, la tasa de interés tiende a comportarse como una serie integrada de orden 1.

Para el nivel de precios, los valores del test t obtenidos son -4.1 y -4.0, lo que permite aceptar la hipótesis nula de que la variable es $I(1)$ al 5% en ambos modelos.

En lo que sigue, se aplican tests de existencia de un vector(es) de cointegración entre la demanda de dinero y sus determinantes con los tres métodos reseñados anteriormente. La estrategia de modelización en cada caso es diferente; con el método de Engle y Granger en dos etapas, primero se aplica una serie de tests para chequear cointegración y se estima el modelo de corrección de errores en forma independiente. En el método de estimación no restringido del vector de cointegración, que aquí denominamos método de mínimos cuadrados no lineales, se estima en forma simultánea el vector de cointegración y el modelo de corrección de errores asociado; se infiere que las variables están cointegradas si el proceso generador de datos admite una representación del tipo modelo de corrección de errores. Por último, en el método de Johansen se verifica simultáneamente la existencia del o de los vectores de cointegración y se estima el modelo de corrección de errores.

C. ESTIMACION DEL VECTOR DE COINTEGRACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

La estimación del vector de cointegración entre la demanda real de dinero, la tasa de interés y el nivel de actividad para el período 1975.1-1991.4 se encuentra en la primera columna del cuadro 3. La aplicación de los tests CRDW, DF y ADF a los residuos de esta ecuación lleva a un resultado claro: se acepta la hipótesis nula de no-cointegración entre estas variables. La no existencia de un vector de cointegración de la demanda de dinero respecto de sus determinantes para el caso de Chile, utilizando el método de Engle y Granger, se argumenta en Arrau, De Gregorio (1991), Labán (1991) y Herrera, Vergara (1992)³. En estos estudios se impone la restricción de homogeneidad de grado uno en la función de demanda

³ En los dos primeros estudios se utiliza el M1 como variable dependiente, y en el tercero se aplica la definición del M1 ampliado para el período 1978.1-1991.1. Arrau y De Gregorio utilizan el consumo privado per cápita como variable escala.

de dinero. Los autores citados vinculan el resultado de no cointegración a las liberalizaciones financieras ocurridas durante el período de estimación. Arrau y de Gregorio (1991) tratan la innovación financiera como shocks que tienen efectos permanentes en la demanda de dinero: la trayectoria de la innovación financiera es estimada simultáneamente con los restantes parámetros.

Cuadro 3

TESTS DE COINTEGRACION: METODO MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

Variable dependiente: (m-p)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constante	0.52	-1.06	-0.45	0.64	-0.72	0.002	0.47
y	1.19	1.58	1.47	1.18	1.49	1.40	1.19
i	-0.052	-0.056	-0.065	-0.060	-0.054	-0.049	-.05
p	(-)	(-)	-0.070	-0.059	(-)	0.03	(-)
t	(-)	-0.004	(-)	0.008	(-)	(-)	.05
Dummy 83.4-91.4	(-)	(-)	(-)	-0.27	-0.17	-0.19	-.25
Test DF	2.92	3.55	3.90	4.57	4.19	3.97	4.09
V.Crítico (5%)	(4.11)	(4.35)	(4.35)	(*)	(4.35)	(4.76)	(4.76)
Test ADF	2.29	2.75	2.66	2.69	2.82	2.76	2.70
V.Crítico (5%)	(3.25)	(3.98)	(3.98)	(*)	(3.98)	(4.15)	(4.15)

(*): Valores críticos tomados de Engle, Yoo (1987). Los valores críticos para 6 variables cointegradas no están tabulados.

En cambio, en los estudios de Labán (1991) y Herrera, Vergara (1992) se detecta un cambio estructural --atribuido al desarrollo de instrumentos financieros con posterioridad a la crisis de 1982-83-- a partir de 1983-1984 en la relación de equilibrio de largo plazo entre la cantidad de dinero real, la tasa de interés nominal y el PGB real. Al incluir estos autores una variable ficticia en la regresión de cointegración auxiliar que toma en cuenta este cambio estructural, se puede rechazar la hipótesis nula de no-cointegración. Esto es, se presenta evidencia en favor de la hipótesis de cointegración, pero sólo después de incluir una variable ficticia que estaría capturando un cambio tecnológico en el sistema financiero.

La regresión (5) del cuadro 3 incluye una variable ficticia a partir de 1983(4)⁴. Los resultados no presentan evidencia de cointegración: los tests CRDW, DF y ADF, con cuatro rezagos, están por debajo de los valores críticos. Se incluye también una tendencia para capturar los efectos de la liberalización financiera en el vector de cointegración, sin la variable ficticia (regresión (2)) y con la variable ficticia (regresión (7)). Tampoco se acepta en este caso la hipótesis de cointegración.

En las regresiones (3), (4) y (6) se incluye el nivel de precios, como forma de verificar el supuesto de homogeneidad de grado uno a largo plazo de la demanda de dinero (ver Boughton, 1991). Esta variable parece ser significativamente distinta de cero, lo cual indicaría que esta función no es homogénea de grado uno en el largo plazo, resultado que se verifica más adelante. En todo caso, tampoco se verifica cointegración cuando se incluye la variable de precios en la regresión auxiliar. La hipótesis de cointegración, en cualquiera de las combinaciones posibles de las cuatro variables, es sistemáticamente rechazada por los tres tests disponibles. Este resultado, contrario a los obtenidos por estudios anteriores, puede deberse a la extensión del período muestral.

Por otra parte, el valor de los parámetros es muy disímil, fluctuando, para el caso de la elasticidad-ingreso por ejemplo, entre 1.18 y 1.59, lo cual muestra la sensibilidad de los parámetros a la inclusión de nuevas variables.

Como veremos más adelante, el resultado de no-cointegración obtenido por el método de mínimos cuadrados en dos etapas puede vincularse al bajo valor del multiplicador de corto plazo: cuando este coeficiente es pequeño o muy diferente del multiplicador de largo plazo, el método OLS tiene un mayor sesgo que el método NLS, como ya se ha argumentado.

D. ESTIMACION DEL VECTOR DE COINTEGRACION POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES

El procedimiento NLS estima en forma simultánea el vector de cointegración y la dinámica del modelo de corrección de errores. Para estimar esta última, se aplicó la metodología de general-a-simple (Hendry, (1989)) estimando un GUM ("Generalized Unrestricted Model", Modelo General no Restringido) incluyendo seis rezagos. El modelo es sobreparametrizado para caracterizar adecuadamente el

⁴ Herrera y Vergara incluyen la Dummy para este período; en cambio Labán identifica el cambio estructural a partir de 1984(3). La "posición" de la variable ficticia no altera los resultados obtenidos en los ejercicios realizados.

proceso generador de datos, minimizándose de esta forma el riesgo de perder información en una estimación más sencilla.

Para verificar el supuesto de homogeneidad de grado uno de los precios en la función, se estima la demanda de dinero en términos nominales y se incluye la variable de precios en la regresión. Asimismo, se incluyó en una primera etapa la tendencia y la variable ficticia a partir de 1983(4). Al no ser estas variables significativas, se excluyeron del GUM. Los resultados se consignan en el cuadro 4.

Cuadro 4
GUM APLICADO A LA DEMANDA DE DINERO

Rezagos	0	1	2	3	4	5	6	Σ	F/t
m	-1.0	0.45	0.07	-0.35	0.33	-0.18	-0.04	-0.727	2.72
SE	-	0.16	0.18	0.15	0.16	0.15	0.12	0.166	-4.4
y	0.51	-0.15	0.79	-0.60	1.30	-0.86	0.79	1.785	5.09
SE	0.27	0.34	0.36	0.35	0.35	0.37	0.29	0.415	4.30
i	-.099	.012	-.012	-.029	.029	-.024	.013	-0.111	7.01
SE	.016	.019	.020	.016	.013	.010	.006	0.032	-3.5
p	1.68	-1.37	0.60	-0.31	-0.73	0.58	0.05	0.501	5.47
SE	0.42	0.75	0.74	0.75	0.75	0.60	0.29	0.118	4.23
1	-6.109	-	-	-	-	-	-	-6.109	18.4
SE	1.425	-	-	-	-	-	-	1.425	-4.2
$R^2 = 0.999$, $\sigma = 0.036$, $D-W = 1.98$, $T = 1976.3-91.4$, $SC = -5.4$ $F(27,34) = 2481$, $\text{Chi}^2(2) = 0.73$, $\text{ARCH } 4 F(4, 26) = 0.60$									

El procedimiento es una extensión a más de dos variables en lo que se refiere al valor de los parámetros, a la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la regresión (2.2)⁵. En la última columna del cuadro se muestran los tests F de la significancia

⁵ Un modelo en niveles siempre puede ser reescrito como una ecuación en diferencias de primer orden que incluye el nivel rezagado de las variables, sin que esta reformulación afecte la perturbación aleatoria, y por tanto el valor de los parámetros (Hendry, Mizon, 1978).

marginal de cada polinomio, (con m_i y $T-K$ grados de libertad para m_i rezagos en el polinomio y $K = 25$ regresores) y tests t relativos a la hipótesis que la suma de los coeficientes rezagados de cada variable es cero (que corresponde a una raíz unitaria en el polinomio de rezagos asociado y tiene una distribución de Dickey-Fuller; ver Hendry (1989)). Ambas hipótesis nulas son rechazadas al 5% para (m, y, p) , usando un valor crítico de 4.11 para el test t de raíz unitaria con tres regresores. En el caso de la tasa de interés se tiende a aceptar la segunda hipótesis (al menos al 5%), lo cual puede asociarse a la discusión previa relativa a su orden de integración. Los requerimientos de congruencia del modelo parecen aceptados: hay normalidad de los residuos y no hay evidencia de autocorrelación de los residuos hasta de cuarto orden.

La solución de largo plazo que se deriva del cuadro 4, así como los errores estándar asintóticos son los siguientes:

$$(3.5) \quad m = - 8.40 + 2.45 y - 0.152 i + 0.689 p$$

$$\quad \quad (0.59) \quad (0.16) \quad (0.033) \quad (0.038)$$

$$\text{Wald test } \chi^2(4) = 153709.423$$

El test de Wald examina la hipótesis conjunta de que los coeficientes de largo plazo son todos iguales a cero, la que es rechazada. Este método representa una forma de estimación dinámica no restringida del vector de cointegración (Baba, Hendry, Starr, (1990)), que corrige una eventual autocorrelación de los residuos.

Llama la atención, en primer lugar, la no homogeneidad de grado uno de la demanda de dinero respecto del nivel de precios; el coeficiente es significativamente distinto de uno en el largo plazo. Este resultado, aunque sorprendente, también es obtenido por Boughton (1991) para cinco países industrializados utilizando la misma metodología. Para verificar la importancia de esta variable, se aplicó un "Lagrangre Multiplier" (LM) test de variables omitidas con los seis rezagos de p en una regresión con la demanda real de dinero como variable dependiente. Los resultados son claros: se acepta con los tests F la hipótesis de agregar el nivel de precios (y sus rezagos) en la regresión.

De otro lado, la regresión de la demanda real de dinero incluyendo la variación de precios en vez de su nivel lleva a un vector de cointegración en que se rechazan los tests de relevancia de los coeficientes en el largo plazo. Por ello, la restricción a uno del coeficiente de largo plazo del nivel de precios en el vector de cointegración es rechazada.

Comparando la regresión (3.5) con los resultados obtenidos con el método de mínimos cuadrados ordinarios (cuadro 3), esta vez

obtenemos un coeficiente muy distinto de uno para el nivel de precios y valores mucho más elevados para los coeficientes de la tasa de interés y del nivel de producción. Ello muestra, en esta etapa, la volatilidad de las estimaciones del vector de cointegración según el método utilizado. Es claro, comparando las elasticidades de largo plazo que se desprenden de ambos métodos, que la estimación del vector de cointegración es dependiente de la dinámica del modelo de corrección de errores asociado al proceso generador de datos.

Un aspecto importante en este estudio es estimar los coeficientes del multiplicador de corto plazo, definido como la esperanza condicional de la variación logarítmica de la demanda de dinero:

$$(3.6) \quad E (\Delta m_t \mid \Delta Y_t, \Delta i_t, \Delta p_t, u_{t-1}, \text{Rezagos } (\Delta m_t, \Delta Y_t, \Delta i_t, \Delta p_t)) = \\ = \alpha_{11} \Delta Y_t + \alpha_{12} \Delta i_t + \alpha_{13} \Delta p_t + \alpha_2 u_{t-1} + \text{Rezagos } (\Delta m_t, \Delta Y_t, \Delta i_t, \Delta p_t)$$

Los parámetros obtenidos de la regresión (3.6) son:

$$\alpha_{11} = 0.36, \quad \alpha_{12} = -0.08, \quad \alpha_{13} = 0.09, \quad \alpha_2 = 0.13$$

$$R^2 = 0.68, \quad \sigma = 0.046, \quad D-W = 1.98.$$

En esta regresión se utiliza el método Cochrane-Orcutt para la estimación del coeficiente autoregresivo y se incluyen rezagos hasta de cuarto orden. Esta estimación será nuestra variable de control para evaluar los resultados de las estimaciones OLS y NLS del vector de cointegración a partir de las propiedades establecidas en la sección anterior. Los valores de los multiplicadores de corto plazo estimados son muy inferiores a los obtenidos en la estimación del vector de cointegración, sobre todo para las variables de ingreso y de precios. Podemos inferir por lo tanto que el método mínimos cuadrados ordinarios (MCO) no parece estar bien adaptado al proceso generador de datos de nuestra muestra. En cambio, el estimador del vector de cointegración obtenido por máxima verosimilitud en el VAR (2.3) no depende de la dinámica del modelo de corrección de errores ni por tanto del multiplicador de corto plazo.

E. ESTIMACION DEL VECTOR DE COINTEGRACION POR
EL METODO DE MAXIMA VEROSIMILITUD EN UN
MODELO DE CORRECCION DE ERRORES

Para establecer la existencia de cointegración y estimar los vectores de cointegración el modelo VAR fue estimado con seis rezagos (y constantes), para $T = 1976(2) - 1991(4)$:

$$(3.7) \quad \Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-6} + u_t$$

En que el vector X_t contiene las variables (m, y, p, i).

El método establece un test del rango de cointegración y estima el vector de cointegración al mismo tiempo. Los tests de validación de la hipótesis $\pi = \alpha \beta'$ (que es equivalente a la hipótesis de que existen $0 \leq r < n$ vectores de cointegración) se basan en el "Likelihood ratio test" (LRT), también llamado "Trace Statistics", que puede ser resumido como:

$$LRT = -T \sum_{i=r+1}^p \text{Log} (1 - \hat{\mu}_i)$$

Donde T es el número de observaciones y $\hat{\mu}_i$ son los "Eigenvalues" estimados (Johansen, Juselius (1990), Teorema 4.1).

El test de existencia de relaciones de cointegración en el sistema consiste en verificar $H_0: \pi = \alpha \beta'$, equivalente a la hipótesis $H_0 = r \leq n$, versus la hipótesis alternativa definida como $H_1: r = n$ en que r es el rango de la matriz π y n es el número de variables ($n = 4$ en nuestro caso). La hipótesis alternativa es que la matriz π es no singular.

La otra estadística que se utiliza es la "Maximal Eigenvalue Statistics" (μ_{Max}), dada por:

$$\mu_{Max} = -T \text{Log} (1 - \hat{\mu}_{r+1})$$

La hipótesis nula es $H_0 = r \leq n$, y la hipótesis alternativa es $H_1 = r + 1$. Las distribuciones asintóticas de los tests LRT y "Maximal Eigenvalue Statistics" no están dadas por la distribución Chi-cuadrada habitual, sino que siguen una versión multivariada de la distribución de Dickey-Fuller. Los valores críticos de estos valores han sido tabulados por Johansen, Juselius (1989) y por Osterwald-Lenum (1990). Los resultados de las estadísticas LRT y

"Maximal Eigenvalue Statistics", así como sus valores críticos, se consignan en el cuadro 5:

Cuadro 5

TESTS DE COINTEGRACION: METODO JOHANSEN

Test H0	Eigenvalues	Likelihood Ratio Test (LRT)	Valores Críticos (5%)	Maximal Eigenvalue Statistics	Valores Críticos (5%)
$r \leq 3$	0.02628	0.163	9.24	0.163	9.24
$r \leq 2$	0.07320	4.875	19.96	4.712	15.67
$r \leq 1$	0.31764	28.572	34.91	23.696	22.00
$r = 0$	0.46144	66.940	53.12	38.368	28.14

Valores críticos tomados de Osterwald-Lenum (1990)

La hipótesis $r \leq 1$ versus la alternativa general $r = n$ entrega un valor de 28.57, que es significativa al 95%. Por lo tanto la evidencia sugiere que existe al menos un vector de cointegración. El test de la hipótesis $r = 0$ versus $r = n$, que la matriz es de rango nulo, o que no existe al menos una relación de cointegración, se rechaza al 5%.

Con el test μ_{\max} la hipótesis nula $r = 0$ versus la alternativa $r \leq 1$ es rechazada en favor de la existencia de un vector de cointegración. La hipótesis nula $r \leq 1$ de un solo vector de cointegración en vez de dos es marginalmente rechazada por el "Maximal Eigenvalue Test". Ello sugiere la posibilidad de que existan dos vectores de cointegración.

Contrariamente a los resultados obtenidos con el método de estimación por mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas, el cuadro 5 sugiere que existe al menos una relación de cointegración en la función de demanda de dinero en Chile. La factorización de las matrices α y β' estandarizada lleva a los siguientes resultados:

Matriz β'

VARIABLES	m	y	i	p
m	1.00	-2.44	0.122	-0.689
y	-1.36	1.00	-0.457	0.913
i	1.22	-4.93	1.00	-0.406
p	-0.43	-1.71	0.231	1.00

Matriz α

VARIABLES	m	y	i	p
m	-0.455	-.0009	-0.009	0.087
y	0.265	-.0005	-0.032	0.024
i	0.457	0.071	-0.308	-0.553
p	0.079	0.003	0.004	0.0009

El vector de cointegración β_{FIML} normalizado en m se obtiene de la primera línea de la matriz β' :

$$(3.8) \quad m = 2.44 y - 0.122 i + 0.689 p$$

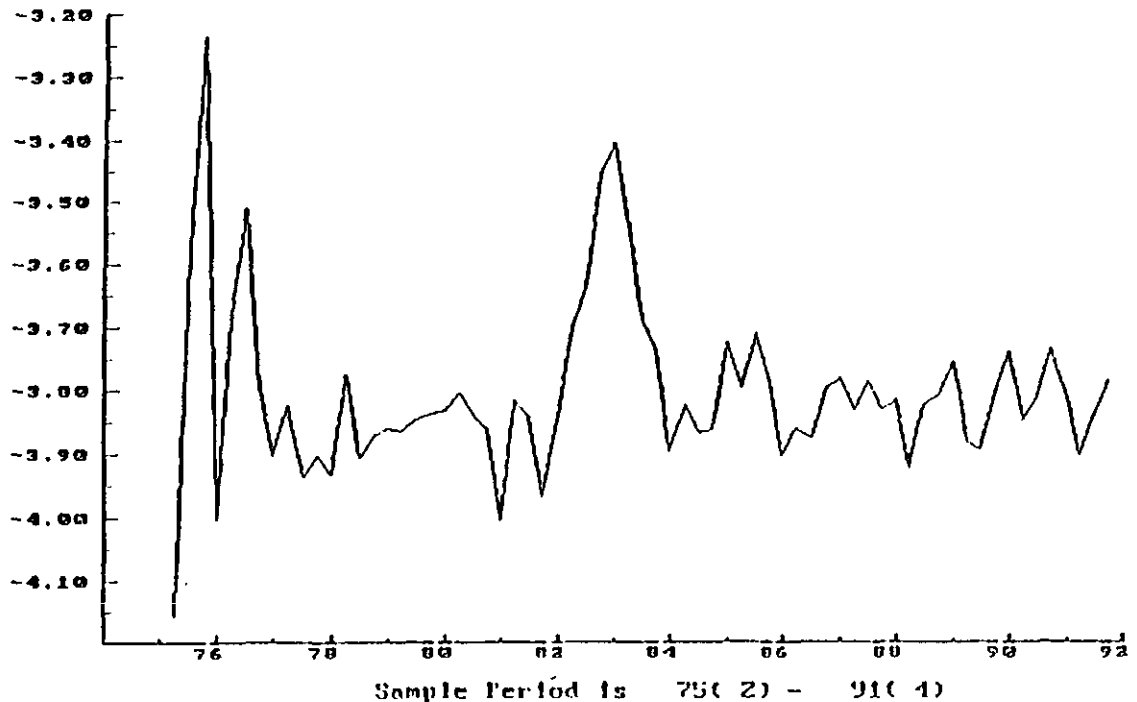
O, alternativamente, normalizado en (m-p):

$$(m-p) = 2.44 y - 0.122 i - 0.311 p$$

Las similitudes de estos resultados con el vector de cointegración derivado del GUM son sorprendentes: los coeficientes de la variable de ingreso y del nivel de precios son idénticos, mientras que el coeficiente de la tasa de interés nominal es levemente inferior. Se observa en el gráfico 3 que el término de corrección de errores obtenido parece tener un comportamiento estacionario a lo largo de la muestra.

Gráfico 3

TERMINO DE CORRECCION DE ERRORES



Los coeficientes de la primera línea de $\alpha = (-0.455, -0.0009, -0.009, 0.087)$ pueden interpretarse como la velocidad de ajuste promedio hacia el equilibrio estimado, de tal manera de que coeficientes pequeños indican ajustes lentos hacia los valores de equilibrio.

En cuanto al valor de los parámetros, los dos problemas mencionados subsisten: la función de demanda de dinero no es homogénea de grado uno en el largo plazo y el coeficiente de la variable a escala es muy superior a uno. Se advierte que la imposición de ambas restricciones al proceso generador de datos es rechazada, por la distancia que separa a estos parámetros de sus valores esperados.

En lo que respecta al primer punto, se hicieron varias pruebas alternativas. Primero se corrió el VAR sin la tasa de interés nominal, puesto que si esta variable es $I(0)$ no hay razón para que sea incluida en el vector de cointegración. Los resultados no permitieron detectar la existencia de una relación de largo plazo en este caso. Luego, se buscó un vector de cointegración sin incluir el nivel de precios es decir entre $((m-p), y, i)$, y también con la variación de precios, es decir $((m-p, y, i, \Delta p)$. Los resultados tampoco fueron concluyentes, rechazándose la existencia de un vector de cointegración, y, sobre todo, entregando valores de los parámetros poco plausibles. Estos ejercicios han mostrado, en todo caso, la sensibilidad del método utilizado a la especificación de la función; cuando se omite alguna variable, los resultados se degradan fuertemente.

Es claro que la imposición de restricciones a priori lleva a resultados econométricos mediocres. A pesar de los sólidos fundamentos teóricos relativos a la homogeneidad de grado uno con respecto a precios de la función de demanda de dinero, la imposición de esta restricción puede llevar a resultados engañosos en la estimación. Boughton (1991) enumera varios argumentos para interpretar la falta de homogeneidad. En primer término, ello puede resultar de un problema de sesgo de agregación: una agregación excesiva del concepto de dinero puede introducir errores en la estimación de los parámetros. Una forma de verificar esto es estimar sólo el circulante, por ejemplo. Una segunda explicación posible para la baja elasticidad-precio es el tamaño reducido de la muestra (16 años). Si la verdadera elasticidad-precio de largo plazo es unitaria pero el ajuste del stock de dinero a shocks inflacionarios repetidos aún no se ha completado en el período de estimación, la elasticidad estimada sería inferior a uno. Si el Banco Central ha respondido a aumentos del nivel de precios reduciendo el stock de dinero o si el nivel de precios ha respondido lentamente a la política monetaria, los rezagos aumentan y sesgan hacia abajo el valor de la elasticidad-precio.

Otros factores pueden ayudar a explicar este resultado. Por un lado, el índice de precios agregado utilizado puede no medir los precios verdaderos a partir de los cuales los poseedores de activos toman sus decisiones. Por otra parte, el efecto de expectativas inflacionarias puede llevar a que un alza del nivel de precios reduzca --en forma sostenida-- el stock deseado de saldos reales. Ello tal vez podría explicar el bajo nivel de los saldos reales en Chile, que representa una pequeña fracción del producto a pesar de una inflación relativamente moderada en los años ochenta.

En todo caso, este resultado incita a futuros estudios; tal vez, la inclusión de otras variables que miden el costo de oportunidad de tener dinero --como la rentabilidad de la divisa en algún período de la muestra o de otros instrumentos de renta variable-- permita llegar a una conclusión diferente. En esta etapa, parece claro que la imposición del supuesto de homogeneidad

de grado uno de la función de demanda de dinero respecto del nivel de precios en el largo plazo no es compatible con el proceso generador de datos.

Por otra parte, no hay evidencia a favor de economías a escala en la mantención de saldos líquidos. Las teorías microeconómicas a la Baumol-Tobin no se aplican a los datos agregados en Chile: en cualquiera de los métodos utilizados, la elasticidad-ingreso real es muy superior a uno. Nuevamente, la imposición de una restricción a priori es rechazada por los datos.

F. FORMULACION DE UN MODELO DE CORRECCION DE ERRORES

En virtud de la similitud entre los vectores de cointegración obtenidos en el GUM (cuadro 4) y por el procedimiento de estimación de un modelo de corrección de errores por el método de máxima verosimilitud con información completa, (ecuación 3.6), se adopta una metodología de reducción del modelo general no restringido utilizando el vector estimado por el procedimiento de Johansen como el término de corrección de errores de la regresión.

Esta regresión sobreparametrizada puede ser continuamente simplificada hasta obtener una representación parsimoniosa del proceso generador de datos⁶. La representación final, con la demanda real como variable dependiente, derivada secuencialmente del GUM, es un modelo de corrección de errores que incluye primeras diferencias de las variables y diversos rezagos:

⁶ El algoritmo usado para este proceso es el siguiente. En una primera etapa, para cada variable, se eliminan del GUM los rezagos cuyo estadígrafo t es inferior a uno. Se transforman los niveles en diferencias y se incluye el término de corrección de errores. El proceso finaliza cuando todas las variables en diferencias incluidas tienen un t de Student significativo al 5%, chequeándose que en el proceso de reducción no se alteran cualitativamente los resultados. Se aplican tests para verificar la estabilidad de los coeficientes, la autocorrelación y heteroscedasticidad de los residuos que podrían indicar problemas de especificación. No se reportan los resultados de los tests relativos al proceso de reducción del modelo. Los test F de reducción del modelo de 25 a 12 parámetros aceptan la representación final.

$$\begin{aligned}
 (3.9) \quad \Delta(m-p) &= -1.88 - 0.20 \Delta(m-p)_3 + 0.18 \Delta(m-p)_4 + 0.71 \Delta y \\
 &\quad (0.25) \quad (0.08) \quad (0.08) \quad (0.19) \\
 &- 0.67 \Delta y_1 - 0.78 \Delta y_3 - 0.51 \Delta y_5 - 0.077 \Delta i \\
 &\quad (0.20) \quad (0.28) \quad (0.14) \quad (0.008) \\
 &- 0.018 \Delta i_3 - 0.017 \Delta i_5 - 0.20 \Delta p_3 \\
 &\quad (0.006) \quad (0.005) \quad (0.09) \\
 &- 0.50 [(m-p) - (2.44 y - 0.122 i - 0.311 p)] \\
 &\quad (0.14)
 \end{aligned}$$

Estadígrafos

$R^2 = 0.79$, $\sigma = 0.035$, $D-W = 1.86$, $T = 62$ (1976.3-91.4)

$F(11,50) = 16.82$, $SC = -6.10$, $\text{Chi}^2(2) = 0.95$, $\text{AR } 1-4 F(4,46) = 0.45$

$\text{ARCH } 4 F(4,42) = 0.07$, $\text{RESET } F(1, 49) = 0.18$, $\text{Xi}^2 F(22,27) = 0.53$

$\text{Forecast } \text{Chi}^2(8)/8 = 0.60$, $\text{CHOW } F(8,42) = 0.44$,

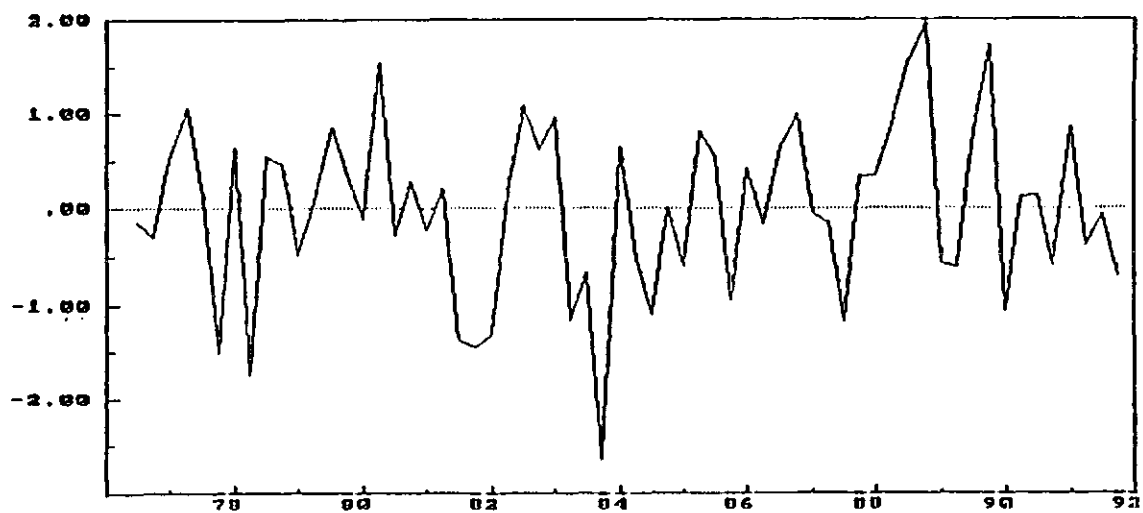
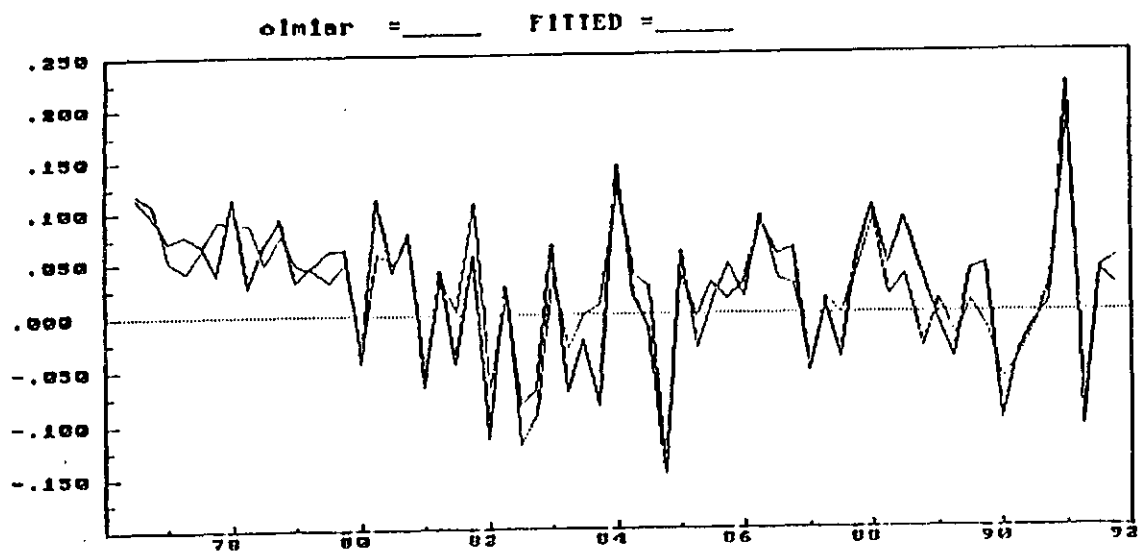
$\text{Forecast } \text{Chi}^2(31)/31 = 0.61$, $\text{CHOW } F(31, 19) = 0.52$.

La explicación de los tests se encuentra en anexo. Los errores estándar mostrados entre paréntesis son consistentes ante la presencia de heterocedasticidad (White, 1980). Los tests AR 1-4 Y ARCH 4 muestran residuos homocedásticos; el test RESET no detecta problemas de especificación funcional, el Chi^2 acepta la hipótesis de normalidad.

Los tests $\text{Chi}^2(8)/8$ y $\text{Chow } F(8,42)$, aceptan la hipótesis de estabilidad de los parámetros en el período 90(1)-91(4)⁷. La bondad de ajuste en este último período es notable: se captura tanto la fuerte caída de la demanda de dinero en 1989 luego del alza de las tasas de interés como su posterior recuperación (Gráficos 4 y 5).

⁷ Para verificar la estabilidad de los parámetros, se corrió la misma regresión en el período 1976(3)-1989(4) y se realizaron los tests sobre las proyecciones de este modelo para el período 90(1)-91(4).

Gráficos 4 y 5
VALORES OBSERVADOS Y CALCULADOS Y RESIDUOS DE LA ECUACION (3.9)

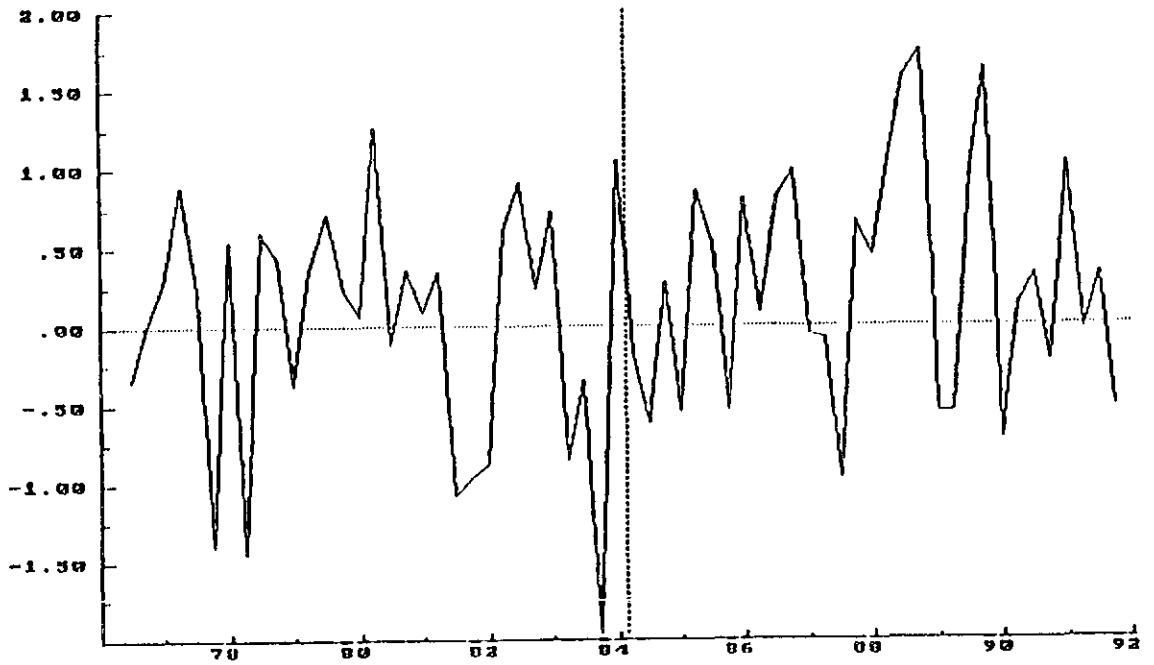
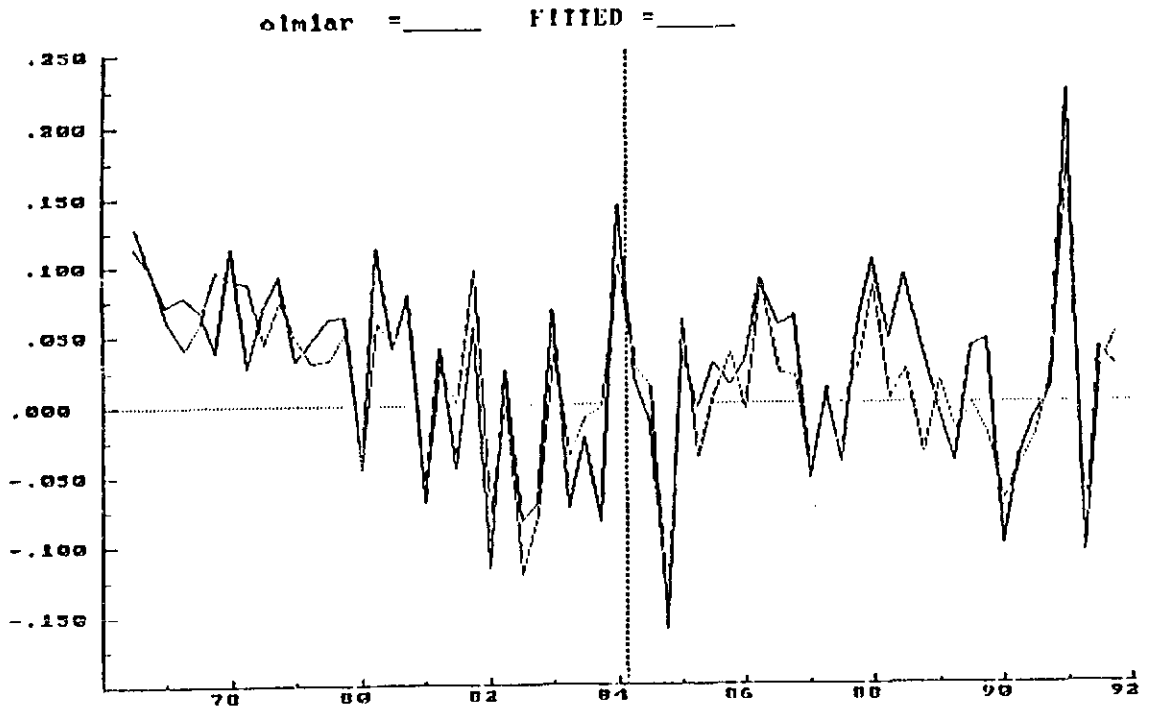


También se verificó la estabilidad de los parámetros para un período más largo, que incluye los episodios de "dinero desaparecido" (gráfico 6). La proyección fuera de la muestra de la especificación (3.9) estimada hasta 1984(1) (resultados no reportados) indica un aceptable comportamiento de la función estimada. En efecto, ya no existe evidencia de episodios de "dinero desaparecido" para los períodos posteriores a 1984; la demanda de dinero se comporta de manera razonablemente estable cuando no se restringen "a priori" los parámetros de largo plazo y se utilizan métodos alternativos de estimación del vector de cointegración. Podemos inferir con ello que la inestabilidad de las funciones convencionales de la demanda de dinero se asocia más al comportamiento de los agentes en un contexto inflacionario que al rol estructural de la innovación financiera.

Como forma de verificar la validez del proceso de reducción, se reestimó esta misma ecuación por mínimos cuadrados no lineales (tal como en (2.2)), obteniéndose un vector de cointegración significativo y muy similar ($\beta_{NLS} = 2.41$ y -0.120 i -0.293 p) a los obtenidos en el GUM y en el método FIML. Los parámetros del modelo de corrección de errores asociado son asimismo muy parecidos.

Ello nos muestra que en este caso el método NLS entrega los mismos resultados que el método FIML, mientras que con el método MCO se obtienen estimaciones muy diferentes, que pueden resultar engañosas. Estos ejercicios realzan la importancia que tienen los multiplicadores de corto plazo del modelo sobre los estimadores del vector de cointegración en muestras finitas. Al ser en este caso los multiplicadores de corto plazo mucho menores que su valor de largo plazo, el método OLS no está bien adaptado al proceso generador de datos. Por la misma razón, el método NLS entrega resultados muy cercanos al "verdadero" vector de cointegración estimado por el método FIML.

Gráfico 6
ESTABILIDAD DE LA FUNCION DE DEMANDA DE DINERO



IV. CONCLUSIONES

A partir de ejercicios realizados con la estimación del vector de cointegración de la función de demanda de dinero en Chile, hemos procurado enfatizar en este estudio la dependencia de los resultados obtenidos a las metodologías disponibles. La eficiencia de estos estimadores en muestras finitas es muy sensible al proceso generador de datos: pese a que no se obtiene evidencia de cointegración entre la demanda de dinero y sus principales determinantes con el método en dos etapas de Engle y Granger, la aplicación de métodos alternativos de estimación tiende a invalidar este resultado.

Se recoge en el estudio los resultados obtenidos en simulaciones de Monte Carlo relativos a las propiedades de los estimadores del vector de cointegración. En el caso de la demanda de dinero en Chile, el proceso generador de datos parece adaptarse mejor al procedimiento de estimación por mínimos cuadrados no lineales, ya que éste es muy similar al vector obtenido por el método de máxima verosimilitud. En todo caso, este último procedimiento elimina los sesgos en muestras finitas que caracterizan a los restantes estimadores; los tests aplicados a este sistema sí permiten aceptar la hipótesis de cointegración multivariada de la demanda de dinero respecto de sus principales determinantes.

Los resultados obtenidos son bastante sorprendentes: se rechaza la hipótesis de homogeneidad de grado uno de la función de demanda de dinero respecto del nivel de precios en el largo plazo, y se obtiene una elasticidad-ingreso de largo plazo muy superior a la esperada. Los ejercicios realizados muestran también que la imposición de estas restricciones al proceso generador de datos degradan fuertemente los resultados econométricos; preferimos entonces mantener los coeficientes obtenidos en la estimación del vector de cointegración.

La aplicación de un modelo de corrección de errores de corto plazo nos permite finalmente obtener una adecuada especificación de la función de demanda de dinero, que cumple con los requisitos de normalidad, homocedasticidad y ausencia de autocorrelación de los residuos y de estabilidad de los parámetros. Cuando se simula la ecuación fuera del período muestral, se obtiene un error de predicción aceptable y se aceptan la hipótesis de estabilidad de los coeficientes estimados. La especificación permite superar los problemas de inestabilidad y de "dinero desaparecido" que caracterizan a las estimaciones más convencionales de la demanda de dinero en Chile.

BIBLIOGRAFIA

- Arrau, P. (1986) "Series Trimestrales del Producto Geográfico Bruto Revisado", Notas Técnicas CIEPLAN No. 89, diciembre.
- Arrau, P., De Gregorio, J. (1991) "Financial Innovation and the Money Demand. Theory and Empirical Implementation", Working Papers, International Economics Department, World Bank, WPS 585, enero.
- Baba Y., Hendry, D., Starr, R. (1991) "The demand for M1 in the USA, 1960-1988", Mimeo University of California, San Diego, Department of Economics.
- Banerjee, A., Dolado, J., Hendry, D.F., Smith, G.W. (1986) "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48,3, 253-277.
- Boughton, J. (1991) "Long-Run Money Demand in Large Industrial Countries", IMF Staff Papers, 38(1), marzo, 1-32.
- Cagan, P. (1956) "The Dynamics of Hyper-Inflation, in M.Friedman (ed.), Studies of the Quantity Theory of Money, Chicago University Press.
- Chow, G.C. (1960) "Tests of Equality between sets of Coefficients in Two Linear Regressions", Econometría, 28, 3, 591-605.
- Cortázar, R., Marshall, J. (1978) "Indices de Precios al Consumidor en Chile. 1970-1978", Colección de Estudios CIEPLAN, 4, 159-201.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistics Association, 74, 427-431, junio.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometría, vol. 49, 4, 1057-1072.
- Engle, R.F. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedastic with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometría, 50, 4, 987-1007.
- Engle, R.F., Granger C.W.J. (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometría, 55, 2, 251-276, Marzo.

- Engle, R.F., Yoo, B. (1987) "Forecasting and Testing Co-Integrated Systems", Journal of Econometrics, 35, 143-159.
- Fuller, S.A. (1976) "Introduction to Statistical Time Series, John Wiley and Sons. New York.
- Goldfeld, S. (1976) "The case of Missing Money", Brookings Papers on Economic Activity, 683-730.
- Goldfeld, S., Sichel, D. (1990) "The Demand for Money", in B.Friedman and F.H.Hahn (eds), Handbook of Monetary Economics, Amsterdam, North-Holland, Vol 1, Chapter 8, 299-356.
- Gonzalo, J. (1989) "Comparison of Five Alternative Methods of Estimating cointegrating Vectors", Mimeo University of California, San Diego, Department of Economics.
- Granger, C.W.R. (1981) "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", Journal of Econometrics (16), mayo, 121-130.
- _____, (1983) "Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models", UCSD Discussion Paper 83-13.
- Granger, C.W.R., Newbold, P. (1974) Forecasting Economic Time Series Academic Press, second edition 1986.
- Hall, A.D., Anderson, H.M., Granger, C. (1992) "A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields", Review of Economics and Statistics, LXXIV(1), febrero, 116-126.
- Harvey, A.C. (1981) The Econometric Analysis of Time Series, Oxford, Philip Allan.
- Hendry, D.F. (1979) "Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: The Transactions Demand for Money", Capítulo 9 en P. Ormerod (ed.) Economic Modelling, London, Heinemann Education Books, 217-242.
- _____, (1986) "Econometric Modeling with Cointegrated Variables: An Overview", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 3:201-212, agosto.
- _____, (1989) "PC-Give: An Interactive Econometric Modelling System", Version 6.0/6.01, Oxford, University of Oxford, Institute of Economics and Statistics and Nuffield College.
- Hendry, D.F., Mizon G.E. (1978) "Serial Correlation as a Convenient Simplification, not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England", The Economic Journal, 88, septiembre.

- Hendry, D.F., Ericsson, N.R. (1990) "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System, 383, julio.
- Jarque, C.M., Bera, A.K. (1980) "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", Economic Letters, 6. 3, 255-259.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economics Dynamics and Control, 12, 231-254.
- Johansen, J., Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-210.
- Labán P. (1987) "Evolución de la demanda por dinero en Chile: una aplicación del Filtro de Kalman", Colección de Estudios CIEPLAN, 22, 77-109, diciembre.
- _____, (1991) "La Hipótesis de Cointegración y la Demanda por Dinero en Chile: 1974-1988", Cuadernos de Economía, 83, 169-187, abril.
- Larraín, F., Larraín, A. (1988) "El Caso del Dinero Desaparecido: Chile 1984-86", Cuadernos de Economía, 75, 247-282, agosto.
- Matte, R., Rojas, P. (1989) "Evolución reciente del Mercado Monetario y Una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile". Cuadernos de Economía, 78, 195-216, agosto.
- Osterwald-Lenum, M. (1990) "Recalculated and Extended Tables of the Asymptotic Distributions of some Important Maximum Likelihood Cointegration Test Statistics", mimeo, Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Patterson, K.D., Ryding, J. (1981) "Dynamic Time Series Models with Growth Effects Constrained to Zero", The Economic Journal, 94, 137-143, marzo.
- Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", Econometría, 57, 1361-1401.
- _____, (1990) "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", Econometric Research Program, Research Memorandum # 350, Princeton University, agosto, 1990.

- Ramsey, J.B. (1969) "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis", Journal of the Royal Statistics Society, Serie B, 31, 2, 350-371.
- Salmon, M. (1982) "Error Correction Mechanisms", Economic Journal, 92, 367, 615-629.
- Sargan, J.D. (1980) "Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation", Econometrica, 48, 878-897.
- Sargan, J.D., Barghava, A. (1983) "Testing for Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", Econometrica, 51, 153-174, enero.
- Stock, J.H. (1987) "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", Econometrica, 51, 173-174, enero.
- Stock, J.H., Watson, M.W. (1988) "Testing for Common Trends", Journal of the American Statistical Association.
- Titelman, D. (1991) "A Cointegration Approach to Money Demand Equations. The Case of Chile", mimeo, University of California, San Diego, Department of Economics.
- Vahid, F. (1991) "Common Trends and Common Cycles", mimeo, University of California, San Diego, Department of Economics.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", Econometrica, 48, 4, 817-838.

A N E X O S

Anexo 1

Una vez que un modelo es seleccionado, una serie de tests puede ser aplicado para verificar su congruencia. Los test específicos para verificar homocedasticidad de los errores, errores de especificación de la forma funcional, normalidad y estabilidad de los parámetros son los siguientes (Ver Baba, Hendry, Starr (1990))

- AR N-M F(M-N, T-K-M): Test F para verificar autocorrelación residual de orden N a M en un modelo con K regresores y T observaciones (Harvey, 1981).

- F (n, T-n-K): Test F de heterocedasticidad y de error de especificación de la forma funcional para n variables (White, 1980).

- ARCH F(r, T-r-K): Test F para Heteroscedasticidad Autoregresiva Condicional de orden r (Engle, 1982).

- RESET F(j, T-j-K): Test F de variables omitidas (Regression Specification Test) de potencia j (Ramsey, 1969).

- Chi2(2): Test Chi2 para Normalidad de los residuos (Jarque, Bera, 1980).

- CHOW F(H, T-H-K): Test F de Chow de estabilidad de parámetros para H previsiones (Chow, 1960).

- Chi 2 (H)/H : Test chi2 de error de predicción para H previsiones, normalizado por sus grados de libertad (Hendry, 1979).

Anexo 2

Fuentes:

Dinero sector privado --definición ampliada(M1A)--, promedios en millones de pesos: "Indicadores Económicos y Sociales 1960-1988", para 1975-88 y "Boletín del Banco Central, varios números, para 1988-1991.

Indice de precios al Consumidor: Cortázar y Marshall (1980) e Instituto Nacional de Estadísticas.

Tasas de interés nominales efectivas mensuales pagadas en captaciones de 30 a 89 días: "Indicadores Económicos y Sociales 1960-1988", para 1975-88 y "Boletín del Banco Central, varios números, para 1988-1991.

PGB real: Arrau (1986) y Banco Central de Chile.

Gráfico I

d1ipc = _____

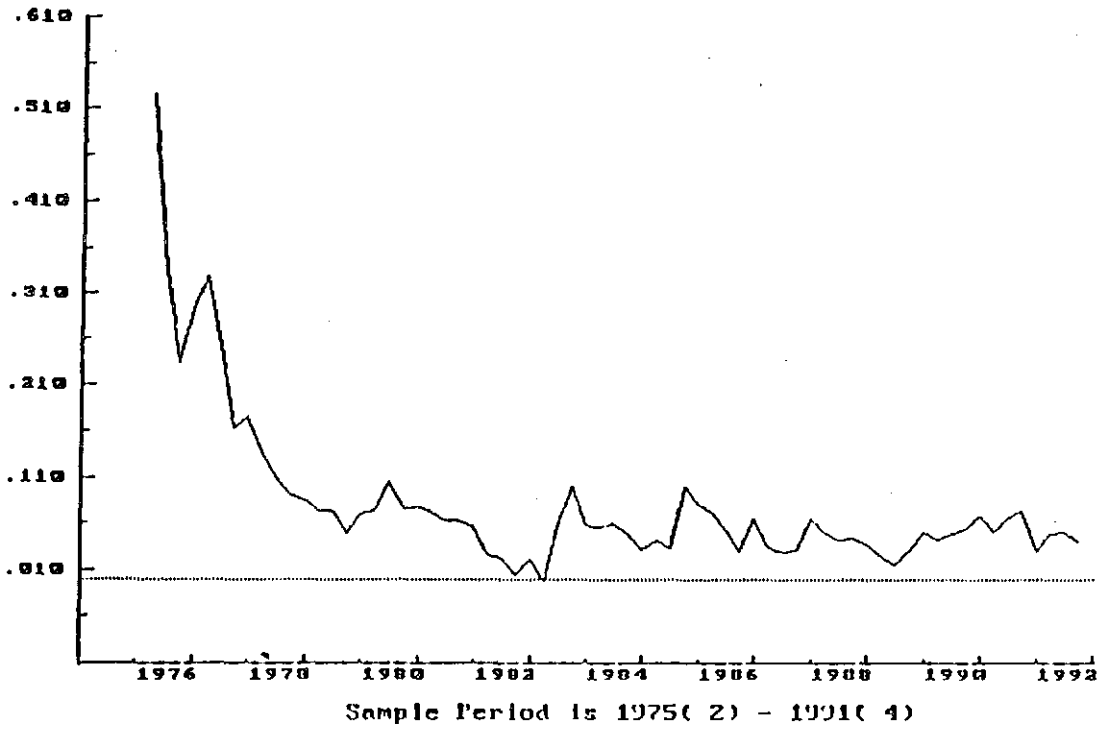


Gráfico II

tin = _____

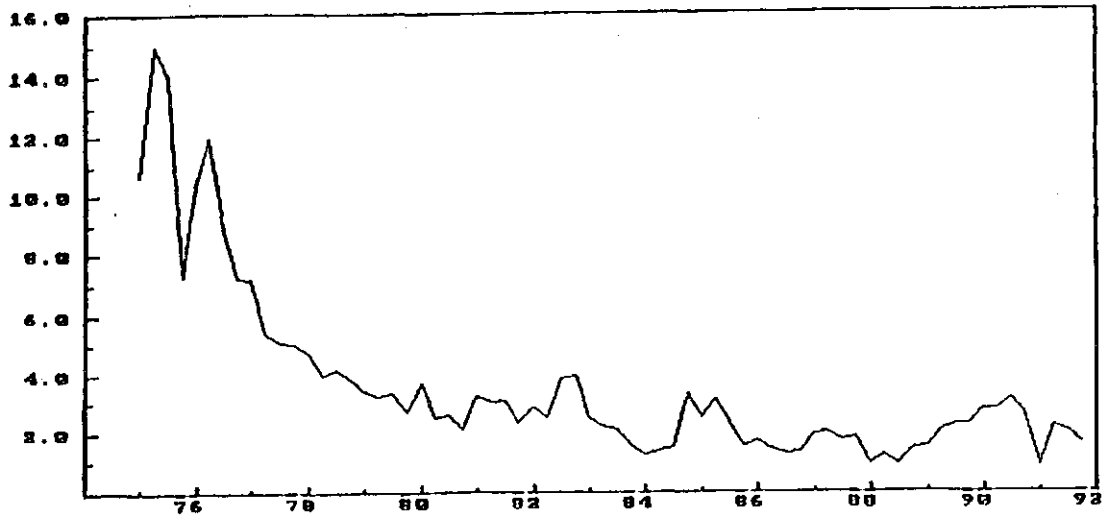


Gráfico III

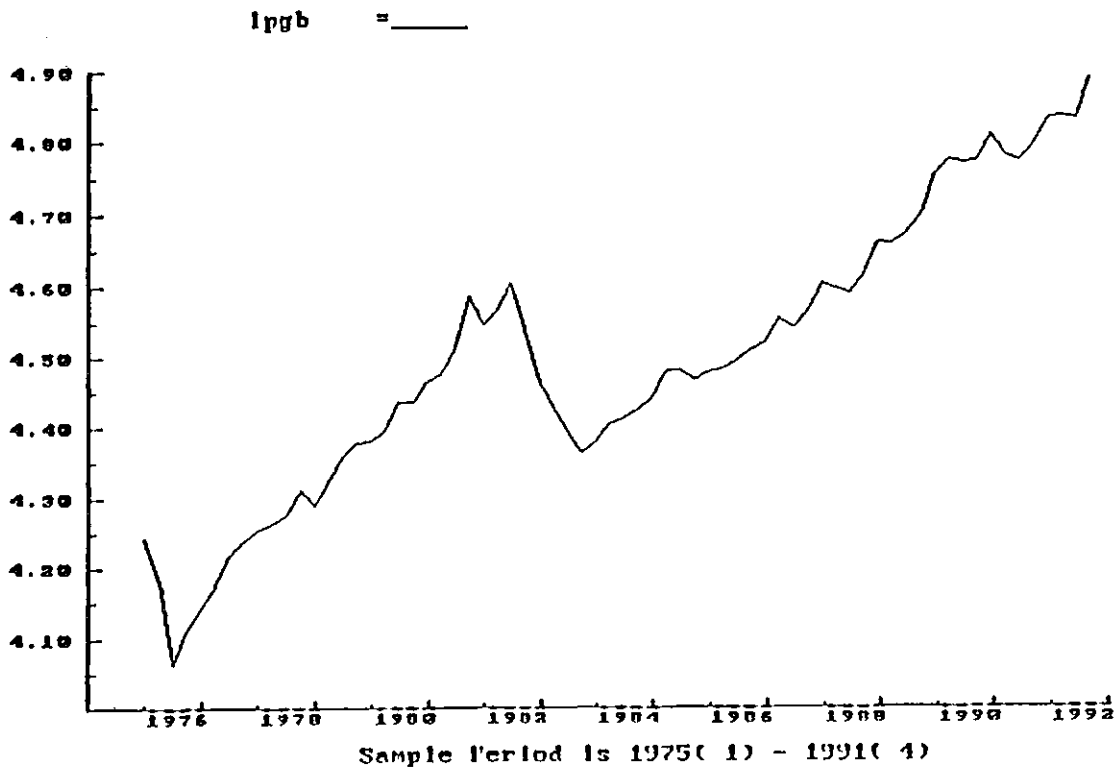


Gráfico IV

