

TPOPOSTA: Es el tiempo a la "posta" (centro de salud de urgencia) más cercana, en minutos.

TPOSALUD: Corresponde a la variable tiempo hasta el centro de salud, en minutos.

TPOTELDI: Corresponde al tiempo hasta el teléfono más cercano disponible en el día (expresado en minutos).

CGVALIME: Corresponde al Costo Generalizado de Viaje hasta el lugar de compra de los alimentos, en pesos por viaje de ida. Este tipo de índice, ampliamente utilizado en la evaluación de proyectos de transporte, agrega (es decir, suma) al gasto monetario efectivo en que se incurre para viajar hasta el lugar de destino el tiempo que toma hacerlo, ponderado por un factor de manera tal que el tiempo quede expresado en unidades monetarias (en el caso chileno, pesos). La ponderación corresponde al equivalente en pesos de una hora de transporte, determinado a partir del ingreso por hora promedio de los individuos o personas de las que se obtienen ambas variables. En evaluación de proyectos se suele utilizar como valor de una hora de transporte un tercio del ingreso por hora promedio de las personas, criterio que fue adoptado en esta investigación. Los datos de ingreso promedio fueron obtenidos de la encuesta ocupacional realizada en marzo de 1991, por la Unidad de Encuestas-Departamento de Economía de la Universidad de Chile. En síntesis, se determinó que para las personas del nivel socio-económico de los encuestados, el valor promedio de una hora de transporte corresponde aproximadamente a 86.3 pesos (moneda de julio de 1991).

CGVCENTR: Corresponde al Costo Generalizado de Viaje hasta el centro de la ciudad, en pesos por viaje de ida.

CGVTRAB: Esta variable representa el Costo Generalizado de Viaje hasta el lugar de trabajo del jefe de hogar, en pesos por viaje de ida.

UNA DEMANDA POR DINERO MENSUAL PARA CHILE: 1983:1-1992:8*

JAIMÉ Z. APT**

ILADES/Georgetown University

JORGE A. QUIROZ**

ILADES/Georgetown University

Abstract:

Conventional wisdom in Chile today, adopted by critical observers and monetary authorities alike, points to the hypothesis that money demand is an unstable and erratic function, even at quarterly frequency. As a consequence of this, so the argument goes, the Central Bank should attempt to achieve price stabilization by focusing primarily on interest rates, without paying much attention to nominal monetary aggregates. This paper presents an econometric estimation of a monthly money demand function for Chile during the period 1983:1-1992:8. The estimated function satisfies strong stability tests and passes a number of other statistical criteria. The demand displays the necessary flexibility to accommodate important short run fluctuations which results in a fit to the data superior to all money demand functions estimated so far in Chile. The finding presented in this paper strongly suggests to rethink the potential role that nominal monetary objectives may have on price stabilization policies.

1. Introducción

El problema de la existencia de una demanda agregada de dinero estable ha sido recurrente en la literatura económica mundial así como en la chilena. Si bien las conclusiones que podrían deducirse de la existencia de dicha demanda no son compartidas

* Una versión preliminar de este artículo fue publicada como documento de trabajo de ILADES/Georgetown University.

** Se agradecen los comentarios y sugerencias de Patricio Arrau y Francisco Rosende. Errores y omisiones son de exclusiva responsabilidad de los autores.

por todos los autores, parece existir relativa unanimidad en que la existencia o no de tal demanda, así como los parámetros que la definirían en caso de existir, revisten importancia para el diseño de política económica.

El conocimiento convencional en Chile hoy día, y adoptado plenamente por la autoridad monetaria, es que la demanda por dinero sería una función muy inestable y errática en el corto plazo—incluso a nivel trimestral—por lo que el instrumento primordial de estabilización debería ser el manejo de las tasas de interés ofrecidas por el Banco Central en sus papeles.

El presente artículo documenta la estimación de una demanda por dinero *mensual* para Chile para el período 1983:1-1992:8. La demanda estimada satisface exigentes tests de estabilidad y pasa una batería importante de pruebas estadísticas, las que incluyen constancia de parámetros en el tiempo, normalidad de los errores, rechazo de la hipótesis nula de cambio estructural para todos los puntos del período de estimación, virtual ausencia de "outliers", especificación adecuada y ausencia de autocorrelación residual a toda frecuencia, entre otras. La demanda, estimada a través de un proceso sistemático de reducción y reparametrización siguiendo la metodología de la escuela inglesa (Hendry y Richard, 1983), posee la flexibilidad dinámica necesaria para acomodar importantes fluctuaciones en el corto plazo, lo que resulta en un grado de ajuste sistemática y sustancialmente superior a las demandas por dinero estimadas hasta la fecha en nuestro país. Finalmente, la demanda estimada satisface también importantes restricciones de contenido económico en el largo plazo, como ser una elasticidad de escala respecto al gasto igual a la unidad.

El hallazgo presentado en este artículo debería obligar a repensar el rol potencial que la fijación de objetivos cuantitativos nominales podrían tener en la política de estabilización de la autoridad monetaria. El desafío futuro es, en consecuencia, dilucidar el rol que juega en Chile una demanda por dinero estable en la determinación de las tasas de inflación y niveles de actividad de la economía.

2. Antecedentes teóricos y metodológicos

De acuerdo al enfoque monetarista más antiguo, representado por Milton Friedman, la existencia de una demanda por dinero estable, en conjunto con flexibilidad de precios en los mercados, implicaba *per se* la conclusión de que la inflación era, en última instancia, un fenómeno netamente monetario (Friedman, M., 1978). De esto se seguía que el control de la cantidad nominal de dinero debería ser el componente principal de cualquier política que tuviera como objetivo un nivel de inflación bajo en la economía.

En el contexto IS-LM de análisis prevaletiente en los sesenta, autores como William Poole propusieron que la elección de una política monetaria óptima—cantidad de dinero versus tasas de interés—dependía del peso relativo de los *shocks* que desplazaban la demanda de dinero *vis-à-vis* aquellos que desplazaban la demanda agregada de la economía. En el caso extremo de que todos los *shocks* ocurrieran en la demanda agregada y que la demanda de dinero fuera perfectamente determinística, lo óptimo sería que el Banco Central se fijara un objetivo de cantidad nominal de dinero. En el caso más general, con *shocks* desplazadores de ambas funciones, la elección entre los instrumentos cantidad de dinero versus tasa de interés dependería crucialmente de la elasticidad de la demanda por dinero con respecto al ingreso. Un resultado adicional derivado en este marco de análisis era que las pérdidas asociadas a una política de

fijación de objetivos nominales de dinero en la economía serían menores cuanto mayor fuera la elasticidad de la demanda por dinero a las tasas de interés (Poole, 1970).

En el contexto de modelos de expectativas racionales originados a mediados de los sesenta, Sargent y Wallace mostraron que si la autoridad monetaria seguía una política centrada solamente en las tasas de interés, los precios de la economía quedarían indeterminados. Este resultado se derivaba suponiendo una demanda por dinero estable aunque sujeta a *shocks* de carácter estacionario (Sargent y Wallace, 1975). Con respecto a esto, McCallum (1981) mostró que el resultado de Sargent y Wallace se modificaba si se suponía que, en la fijación de los objetivos de tasas de interés, la autoridad monetaria tomaba en cuenta el efecto de las tasas de interés fijadas sobre la cantidad de dinero demandada.

Los autores mencionados anteriormente comparten la premisa general de que una demanda agregada por dinero estable condiciona las elecciones de la autoridad monetaria y obliga a ésta a considerar—de alguna manera—la evolución de la cantidad nominal de dinero para el logro de la estabilidad de precios. Un corolario de lo anterior sería que la inestabilidad de la demanda por dinero requeriría de la autoridad el abandono de metas nominales para el dinero y el cambio por metas alternativas, como podría ser la tasa de interés¹. Tal parece ser la conclusión implícita que se deriva del análisis de la política monetaria seguida por los Estados Unidos durante los últimos 10 años, donde el abandono de las metas nominales de dinero en 1982 ocurrió más o menos simultáneamente con "el quiebre" de las relaciones que explicaban la evolución de la demanda por dinero en la economía (Friedman, B., 1988).

Más recientemente, sin embargo, las consecuencias que se podrían derivar de la existencia de una demanda por dinero estable han sido sujetas a discusión por parte de la literatura de carácter más econométrico. El argumento descansa en que si bien desde un punto de vista determinístico las ecuaciones pueden ser siempre "inverídicas" para expresar una demanda por saldos reales en la forma de cambios en los saldos nominales como función de cambios en los precios o viceversa, desde un punto de vista estadístico, la inversión no siempre es apropiada, ya que implica modelos estadísticos condicionalmente exógeno—en el sentido de Engle *et al.* (1983)—respecto de un cierto parámetro de interés, digamos, la elasticidad de los cambios en los saldos nominales con respecto a la inflación, en el modelo inverso la variable asociada al parámetro reciproco bien puede no ser débilmente exógena.

En este sentido, Hendry y Ericsson (1991) han argumentado que la existencia de una demanda por dinero nominal estable y condicional en la inflación, implica precisamente que la inflación *no* es un fenómeno puramente monetario: "This evidence (una demanda por dinero estable) is inconsistent with the hypothesis that, over the period 1878-1970 exogenous money determined prices in the United Kingdom via a stable money-demand function, precisely because we have established a constant money-demand model conditional on prices" (Hendry y Ericsson, 1991, pág. 30; subrayado en la fuente). Esta interpretación de la evidencia está en abierta contradicción con la lectura que autores como Milton Friedman hacen de ella, la que apunta, precisamente, a la conclusión de que una demanda por dinero estable implicaría que la inflación sería un fenómeno básicamente monetario, actuando a través de la demanda por saldos reales.

Como se puede apreciar, diversos autores difieren respecto de las implicaciones que se podrían extraer de la existencia de una demanda por dinero estable, si bien todos coinciden en que la existencia de dicha función reviste importancia para el diseño de

política económica. Esto ha motivado una búsqueda permanente por funciones de demanda por dinero que exhiban estabilidad en períodos largos de tiempo.

Las diferencias en la literatura, sin embargo, no sólo se han circunscrito a las consecuencias de política monetaria que de una —en principio hipotética— demanda por dinero estable en la economía se derivarían, sino también a la existencia misma de dicha función. En el caso de Estados Unidos, si bien había comienzos de los setenta se pensaba que la demanda por dinero era una función estable de un número reducido de variables (Goldfeld, 1973) con posterioridad, la evidencia acumulada hizo pensar a diversos observadores que dicha función estaba sujeta a diversos cambios abruptos (Judd y Scadding, 1982; Friedman, B.; 1988). Mas recientemente, sin embargo, dichos cambios han sido modelados en forma relativamente exitosa por Hendry y Ericsson.

Estudios recientes de la demanda por dinero en Chile, así como en otros países, descansan fuertemente en el análisis de cointegración de las series, una noción necesaria si se desea evitar inferencia en base a relaciones espurias entre series altamente persistentes (Engle y Granger, 1987). La estimación en base a datos trimestrales 1975-89 por Arrau y De Gregorio muestra que las series de dinero real no cointegrarían ni con consumo agregado ni con producto, aun si se incluye una *dummy* para el período posterior a 1984:3. Dichos autores interpretan el error no estacionario de la relación dinero real—producto o dinero real—consumo, como un reflejo del proceso de “innovación financiera” de la economía. Labán (1987) tampoco encuentra una demanda por dinero estable en períodos largos de tiempo (incluyendo datos previos a 1983) aunque Labán (1991) sí encuentra cointegración entre dinero real y producto después de incorporar una variable *dummy* para el período 1984:3 en adelante (datos trimestrales).

La estimación en base a datos trimestrales presentada en Matte y Rojas (1989) corresponde a una especificación de ajuste parcial donde se incluye una serie de *dummies* puntuales para distintas fechas del período estimado. Estos autores argumentan que la demanda así estimada sería estable, pero basan dicha aserción sólo en la estimación y comparación de dos subperíodos escogidos *a priori*. Posteriormente, Herrera y Vergara (1991) presentan una estimación con datos trimestrales basada en una especificación de corrección de errores —también con *dummies* pre y post 1983— pero concluyen que en el corto plazo el modelo de Matte y Rojas sería superior al de corrección de errores. Un problema adicional con la estimación de Herrera y Vergara es que la elasticidad de largo plazo de los saldos reales con respecto al ingreso sería sustancialmente superior a la unidad (1.33) implicando un comportamiento de largo plazo difícil de explicar.²

Este estudio presenta estimaciones de una demanda por dinero *mensual* para Chile estimada para el período 1983:1-1992:8. La demanda estimada satisface exigentes tests de estabilidad y pasa una batería importante de pruebas estadísticas, las que incluyen constancia de parámetros en el tiempo, normalidad de los errores, rechazo de la hipótesis nula de cambio estructural para todos los puntos del período de estimación, virtual ausencia de “outliers”, especificación adecuada y ausencia de autocorrelación residual a toda frecuencia, entre otras. Junto con poseer importante flexibilidad dinámica en el corto plazo para acomodar muchos de los comportamientos considerados “erráticos” por diversos observadores, la demanda estimada satisface importantes restricciones de contenido económico en el largo plazo, como ser la hipótesis de una elasticidad escala de largo plazo igual a la unidad³.

La especificación dinámica que corresponde a una forma general de corrección de errores constituye una forma apropiada para describir procesos de ajuste complejo de alta frecuencia, con lo cual se evita, por ejemplo, la incorporación de *dummies* que

captien *shocks* de oferta, tal como fue hecho en otros estudios. Finalmente, la demanda estimada presenta errores de predicción sustancialmente menores a los exhibidos por las demandas estimadas anteriormente por otros autores. Esto último, junto con el hecho de ser una demanda mensual, la convierte en un mejor modelo para el diseño de política monetaria.

Con respecto a las interpretaciones que se puedan hacer de estos resultados, el análisis econométrico, de modo similar al caso de Hendry y Ericsson (1991), sugiere fuertemente que la demanda por saldos nominales durante el período estimado fue una función de inflación exógena, pero que la inflación está lejos de ser un fenómeno puramente monetario, o al menos el dinero no influyó sobre la inflación *a través* de la demanda por dinero en cuestión. La completa discusión de los alcances de estos resultados, sin embargo, se ha dejado fuera del ámbito de este artículo.

La estimación presentada aquí difiere de otros estudios realizados para Chile tanto desde el punto de vista de la metodología empleada como de las características de la función finalmente estimada.

Con respecto a la metodología, aquí se siguió el enfoque de econometría dinámica o inglesa propuesto por David Hendry y sus coautores (Hendry y Richard, 1983; Hendry *et al.*, 1984). Una primera característica de este enfoque es que ve a las ecuaciones econométricas como expresiones que describen la distribución condicional de una cierta variable estocástica perteneciente a un proceso inherentemente conjunto. En el caso que nos ocupa, la demanda por dinero se ve sólo como una condicionalización de un proceso estocástico conjunto. Como todo proceso conjunto, éste puede ser representado como un proceso condicional por otro marginal. La demanda por dinero estimada es una aproximación a la distribución *condicional* estocástica de los saldos reales en un número de variables de interés. La ignorancia de la descripción de los procesos marginales que describen a las variables condicionantes —el “lado derecho” de la ecuación— puede o no ser un impedimento para el conocimiento de los parámetros de interés de la ecuación condicional en cuestión. Los tests de constancia de parámetros son cruciales para validar la condicionalización propuesta.

Una segunda característica de esta metodología es la no imposición *a priori* de especificaciones dinámicas arbitrarias. La dinámica econométrica en este enfoque es determinada por los datos y las sucesivas simplificaciones que se le hagan a dicha dinámica deben ser en cada etapa validadas por tests estadísticos de los errores, de estabilidad y otros. El enfoque, en consecuencia, es ir de lo general a lo particular; desde procesos sobre parametrizados a procesos más simples y parsimoniosos. En esta estrategia el enfoque de cointegración es fundamental ya que provee una descripción de las relaciones de largo plazo entre las variables, donde los signos e incluso algunas magnitudes puedan ser sugeridas *a priori* por la teoría económica. Los errores de la relación cointegradora se incorporan luego como una variable dependiente en modelos dinámicos más complejos de corrección de errores, donde las restricciones *a priori* sobre la estructura dinámica son escasas o nulas.

Conceptualmente, esta estrategia de investigación se basa en que los modelos teóricos sugieren la forma funcional de las relaciones de largo plazo de la economía. De este modo la solución de estado estacionario de los modelos provee una base para las relaciones de cointegración. La especificación dinámica de alta frecuencia, sin embargo, si se quisiera derivar de la teoría, requeriría de una completa especificación de las leyes de movimiento que describen la evolución de las variables de estado que enfrentan los agentes en sus decisiones de maximización. La modelación econométrica, de lo general a lo particular, permite así identificar los elementos centrales de una regla de

decisión, respecto de la cual, posteriormente, un modelo teórico completamente especificado debiera dar cuenta.

Las características señaladas implican una disciplina sobre el proceso de selección de modelos econométricos. Por un lado, exigen ser rigurosos con el problema de la estabilidad de las funciones estimadas y la constancia de los parámetros obtenidos. Por otro lado, exigen ser rigurosos con la dinámica propuesta; ésta no debe ignorar ningún aspecto de la evidencia—por lo menos en el universo de las variables consideradas—y debe pasar tests estadísticos contra especificaciones más generales y menos parsimoniosas.

El análisis de una ecuación econométrica como la descripción de una distribución condicional obtenida de un proceso conjunto más complejo es particularmente útil para las discusiones monetarias. Así, si la variable dependiente corresponde a cambios en los saldos reales de dinero, la ecuación bien podría interpretarse como una ecuación de saldos nominales condicionales en la inflación, o como una ecuación de inflación condicional en los saldos nominales de dinero. En contextos no estacionarios, típicamente ambas interpretaciones no pueden ser verdaderas simultáneamente. De ahí que una demanda por dinero estable puede ser evidencia que la inflación *no* es un fenómeno puramente monetario, contrariamente a lo que sugerirían interpretaciones de otros autores; o bien, que una economía con inflación básicamente explicada por el dinero puede corresponder precisamente a un caso con demanda por dinero inestable. El enfoque econométrico adoptado en este estudio permite discriminar entre ambas hipótesis de modo riguroso.

Con respecto a las características de la función estimada, ésta difiere de otras estimaciones a lo largo de varias dimensiones. En primer lugar, y como ya se señaló, la estimación corresponde a una demanda mensual de dinero y en ese sentido se aparta de la tradición de estimación de demandas sobre la base de datos trimestrales. Una ecuación de carácter mensual es de mayor utilidad para la autoridad monetaria que desee tener un diagnóstico sobre la marcha de la economía con una frecuencia lo más alta posible. Importantes variables respecto de las cuales la autoridad puede basar una política de *feedback* son conocidas con frecuencia mensual, como ser la inflación, la emisión y la actividad de la economía.

En segundo lugar, y siguiendo sugerencias tanto de carácter teórico como empírico, la variable escala usada aquí es una *proxy* del gasto antes que del ingreso (Mankiw y Summers, 1986), y corresponde al índice de ventas industriales del INE. Esto responde, por un lado, a sugerencias provenientes de modelos que mantienen las tenencias de dinero a través de una restricción de gasto anticipado (*cash in advance constraints*). Por otro lado, si las tenencias de dineros se motivaran suponiendo que el dinero real está en la función de utilidad, entonces lo apropiado sería que la variable de escala fuera una *proxy* del ingreso permanente o de la riqueza. Una variable de gasto, como la aquí usada, constituye también una mejor *proxy* de la riqueza que el ingreso corriente.

Con respecto a las variables de costo de oportunidad, se usó la tasa de interés nominal así como la tasa de devaluación del tipo de cambio. Esta última variable tiene una justificación si se piensa en un motivo de demanda de portafolio—tenencia de moneda extranjera—y resulta consistente con la literatura reciente sobre procesos de sustitución de monedas en América Latina (por ejemplo, véase Melvin y Ladman, 1991). Adicionalmente, y para el caso específico de Chile, en trabajos anteriores ya se había sugerido la necesidad de expandir las variables *proxies* del costo de oportunidad en esta dirección (Labán, 1987; pág. 91)⁴.

Finalmente, y con respecto a la variable dependiente, este estudio usa saldos a fin de mes de M1 ampliado—deflactados por IPC—antes que saldos promedios mensuales. Desde un punto de vista teórico, si se piensa que la ecuación es una aproximación a una regla de decisión llevada a cabo por agentes maximizadores, las variables del lado derecho de la ecuación deberían ser todas conocidas al momento de decidirse la del lado izquierdo (Hall, 1988, págs. 346-48). Esto es cierto si la variable dependiente corresponde a saldos a fin de mes pero no si corresponde a promedios mensuales. Por ejemplo, los promedios mensuales son función (también) de tenencias a principio de mes, un momento en el cual el gasto promedio mensual aún no se conoce. Desde un punto de vista econométrico la elección de saldos a fin de mes como variable dependiente también tiene justificación dado el problema de las correlaciones artificiales adicionales que se inducen con promedios de variables *stock* (Aoki, 1988), lo cual es especialmente importante en un contexto de series que exhiben raíz unitaria. Por último, ya ha sido sugerido en la literatura monetaria la conveniencia de usar saldos a fin de período en vez de promedios mensuales (Goldfeld, 1990; Sección "A Variable-by-Variable Review").

A pesar de la conveniencia teórica de manejar saldos a fin de mes, esta elección no está exenta de críticas. Desde un punto de vista institucional, por ejemplo, ésta tiene algunas complicaciones debido a los requerimientos de encaje de los bancos durante los meses que terminan en feriados. Con el fin de captar algo de esta restricción institucional, el modelo incluye una variable *dummy* para dichos meses.⁵

La elección de variables de escala, de costo de oportunidad y el procedimiento de agregación temporal, si bien tienen un asidero firme en la teoría económica, también fueron el resultado de una decisión empírica. Las alternativas que se obtendrían con otras elecciones son discutidas más adelante, pero es preciso adelantar que una buena porción de los satisfactorios resultados obtenidos con la especificación aquí empleada no se podrían lograr con elecciones alternativas respecto de estos tres aspectos.

El resto del artículo se organiza como sigue. La siguiente sección muestra un análisis básico de los datos y presenta la función estimada discutiendo el proceso de reducción y reparametrización que condujo a ella. La sección 3 presenta la batería de tests estadísticos que pasa la ecuación estimada y discute alguna de sus implicancias más directas. En esta sección también se comparan estos resultados con otros modelos estimados para Chile y se examina el poder predictivo relativo del modelo propuesto *vis-à-vis* los alternativos. Finalmente, la sección 4 resume las conclusiones más importantes.

3. Una demanda por dinero mensual

Como se señaló en la introducción, la modelación procede examinando los procesos que gobiernan a tres variables de interés: los saldos monetarios reales—M1 ampliado sobre IPC—a fin de mes, M1A; las ventas industriales que se considerarían una *proxy* del gasto, C; la tasa de interés dividida por uno más la tasa $(i/(1+i))$, I; y el tipo de cambio nominal denotado por TCN. La tasa de interés usada corresponde a la tasa nominal para captaciones de 30 a 89 días. Para las ventas industriales se utiliza el índice construido por el INE. Se incluye también la variable *dummy* PINF que toma el valor uno en los meses que terminan en feriado y cero en otro caso. Una descripción más detallada y la presentación de los datos usados se encuentran en la versión preliminar de este artículo (Documento de Investigación ILADES I-52).

Para el período bajo estudio, que cubre desde el primer mes de 1983 hasta el 6º mes de 1992, no se puede rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias en los logaritmos de las series de M1A, C, y TCN, denotados por LM1A, LC y LTCN, respectivamente (procesos integrados de orden 1). Los resultados de diversos tests de raíces unitarias se presentan en el cuadro 1 y un resumen de las características que describen a cada una de las series se presenta en el cuadro 2. Como se puede apreciar en el cuadro 2, si bien LM1A, LC y LTCN comparten la característica de poseer una raíz unitaria, el orden de sus procesos autorregresivos es distinto, necesiándose más rezagos para predecir LC (tres rezagos) que LM1A o LC. En el caso de la tasa de interés nominal, los diversos tests son menos concluyentes y dado el bajo poder de éstos se decidió trabajar con la hipótesis de que la tasa nominal de interés *no* corresponde a un proceso integrado.

CUADRO 1

Variable	D.W. (1)	D.F. (2)	A.D.F. (3)
LM1A	0,06	-3,47	-2,84
LC	0,08	-7,52	-2,24
LI	0,53	-4,06	-
LTCN	0,01	-0,85	-0,97
DLM1A	2,32	-12,10	-
DLC	3,05	-18,47	-13,75
DLTCN	1,24	-7,21	-

Hipótesis nula: Existe raíz unitaria.

Valores críticos

1%	0,51	-4,04	-4,04
5%	0,39	-3,45	-3,45

Notas:

- (1) Corresponde al estadístico Durbin-Watson de una regresión de la variable contra 12 *dummies* estacionales.
- (2) Corresponde al estadístico *t* del coeficiente de la variable rezagada en la ecuación de Dickey y Fuller (Dickey y Fuller, 1981).
- (3) Se incluye en la ecuación de Dickey Fuller (2) el número de rezagos correspondientes en función al orden autorregresivo de la serie (Dickey y Fuller, 1981).

En todas las regresiones se utilizaron *dummies* estacionales.

LX = Logaritmo natural de la variable X.

DX = Primera diferencia de la variable X.

CUADRO 2

RAICES UNITARIAS Y ORDEN DE AUTOCORRELACION DE LAS SERIES

Variable	I(7)	AR(7)
LM1A	1	2
LC	1	3
LI	0	1
LTCN	1	2

Notas:

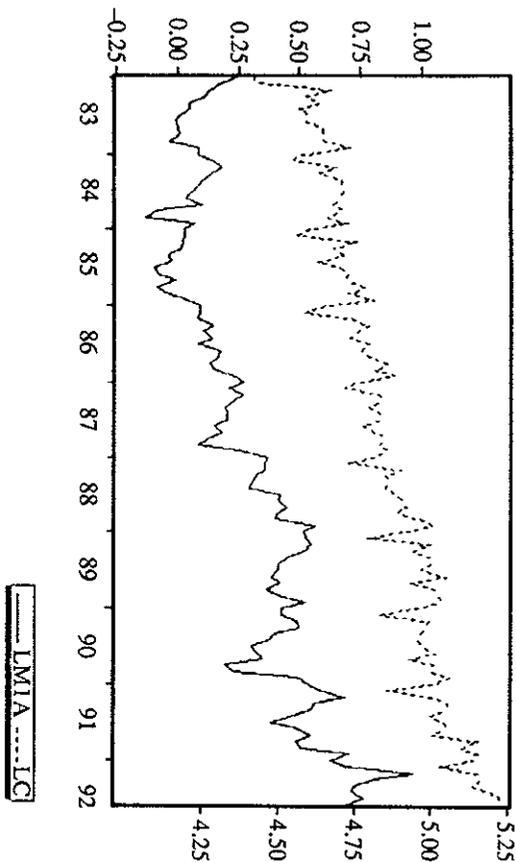
I(j) = Proceso integrador de orden j; AR(j) = Proceso autorregresivo de orden j.

LX = Logaritmo natural de la variable X.

La postulación de una relación de largo plazo entre series integradas de orden 1, como lo sería por ejemplo una relación del tipo "ecuación cuantitativa" entre LM1A y LC, requiere que éstas estén cointegradas *i.e.*, que exista una combinación lineal de ellas que siga un proceso estacionario (Engle y Granger, 1987). El gráfico 1 muestra algunas de las dificultades que enfrenta la postulación de dicha relación. Como puede apreciarse en el gráfico, si bien tanto LM1A como LC exhiben una tendencia estocástica positiva en el período bajo estudio, se observan períodos largos de divergencia entre ambas series, como lo son el período 1983-87 en que el gasto crece pero la cantidad real de dinero se mueve sin tendencia estocástica definida aparente. Asimismo, se puede observar que LM1A es capaz de exhibir una mayor volatilidad a baja frecuencia que el gasto (LC). Esto sugiere ciertamente la necesidad de incluir otras variables explicativas -estacionarias- que ayuden a explicar algunos de los cambios en la relación cuantitativa dinero-gasto.

La teoría económica indica en este caso incorporar variables de costo de oportunidad tales como la tasa de interés nominal. Adicionalmente, y tal como se indicó en la introducción, aquí también se incorporó la inflación cambiaria, medida como la diferencia en los logs del tipo de cambio nominal (DLTCN). Además del justificativo teórico mencionado para la inclusión de dicha variable, su potencial empírico debiera ser evidente del gráfico 1: el período de mayor divergencia entre LM1A y LC que corresponde a 1983:1-1987:12 -aumento en la velocidad de circulación- coincide con el período de mayores incrementos en el tipo de cambio nominal. Asimismo, los incrementos importantes observados en los saldos reales hacia fines del período coinciden también con revaluaciones nominales. Observe que como el tipo de cambio nominal sigue un proceso autorregresivo de segundo orden (cuadro 2), las primeras diferencias del tipo de cambio nominal estarán autocorrelacionadas y en consecuencia tendrán el potencial de sesgar una regresión de cointegración entre dinero y gasto que ignore este costo de oportunidad hacia la hipótesis nula de *no* cointegración, que es lo que conciben Arrau y De Gregorio (1992). La influencia -ignorada en otros estudios- de la tasa de devaluación nominal también podría explicar la proliferación de variables mudas en torno a los años 1982 y 1983 que se encuentra en Matte y Rojas (1989).

GRAFICO 1
EVOLUCION DEL DINERO REAL Y EL GASTO



La discusión anterior sugiere estimar una ecuación de cointegración de la forma:

$$\log \left(\frac{MIA_t}{P_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \log c_t + \alpha_2 \log \left(\frac{L_t}{1+L_t} \right) + \alpha_3 \log \left(\frac{TCN_{t-1}}{TCN_{t-1}} \right) + \epsilon_t$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 LC_t + \alpha_2 LI_t + \alpha_3 DLTCN_t + \epsilon_t$$

donde MIA corresponde al saldo a fin de mes de M1 nominal ampliado y P_t denota el índice de precios al consumidor (IPC) al fin del mes considerado. Los resultados de estimar esta ecuación por mínimos cuadrados ordinarios se presentan en el cuadro 3.

Tres resultados destacan de la estimación presentada en el cuadro 3. En primer lugar, el nivel del estadístico de Durbin y Watson sugiere fuertemente el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración. Por ejemplo, en el caso de una variable dependiente y con 100 observaciones, el valor crítico de rechazo al 1% se encuentra en 0.51 (Engle y Granger, 1987).

En segundo lugar, es preciso destacar lo cerca de uno que se encuentra el coeficiente asociado a la variable escala, la única serie $I(1)$ del lado derecho. Si a esto se suma el hecho de que los tests t en una ecuación como ésta están sobreestimados—debido a la autocorrelación residual—se tiene como una hipótesis plausible la restricción de una elasticidad unitaria de la demanda por dinero real respecto del gasto. Se debe señalar que si la ecuación cointegradora se corría con el ingreso al lado derecho, aproximado por el IMACEC por ejemplo, se obtendría un coeficiente sustancialmente mayor que 1 (1.22).

CUADRO 3

ECUACION DE COINTEGRACION NO RESTRINGIDA
VARIABLE DEPENDIENTE: LMIA
1983:1-1992:8

Variable	Coefficiente	Valor t
Constante	-5.4153	-18.25
LC	1.0750	18.24
LI	-0.1230	-5.07
DLTCN	-1.5074	-3.26

R² ajustado = 0.80
F = 149.99
S.E. = 0.1063
D.W. = 0.95

En tercer lugar, destaca la importancia de las variables de costo de oportunidad, tasa de interés y diferencias del log del tipo de cambio nominal, ambas tienen el signo correcto. La variable correspondiente a las diferencias del log del tipo de cambio nominal tiene asociada una sustantiva elasticidad de 1.5, lo que confirma las presunciones que surgen de observar el gráfico 1 así como los argumentos relacionados con la sustitución monetaria y el motivo de portafolio. La exclusión de la variable asociada a la devaluación nominal reduciría el estadístico de Durbin y Watson de 0.95 a 0.73; debilitando la evidencia en favor de la hipótesis de cointegración de estas series. Si se va excluyendo también la tasa de interés el D.W. bajaría aún más a 0.72.

Como la ecuación cointegradora reportada en el cuadro 3 arrojó un coeficiente asociado a la variable escala muy cercano a la unidad, se decidió estimar una versión restringida de dicha ecuación, imponiendo la restricción de un coeficiente escala igual a 1. Esto resulta en una ecuación de largo plazo para la velocidad de circulación del dinero (LMISC = LMIA-LC) usando al gasto como variable escala. Los resultados de dicha estimación se presentan en el cuadro 4.

CUADRO 4

ECUACION DE COINTEGRACION NO RESTRINGIDA
VARIABLE DEPENDIENTE: LMIA-LC
1983:1-1992:8

Variable	Coefficiente	Valor t
Constante	-5.0600	-49.79
LI	-0.1255	-5.17
DLTCN	-1.6032	-3.51

R² ajustado = 0.31
F = 27.14
S.E. = 0.1066
D.W. = 0.86

Los resultados de esta estimación confirman la plausibilidad de la hipótesis de coeficiente escala igual a 1, ya que una ecuación restringida de esta forma continúa exhibiendo valores de Durbin-Watson muy por sobre los críticos al tiempo que altera sólo muy levemente los otros coeficientes de la ecuación.

Dados estos resultados se procedió a trabajar con la hipótesis mantenida de un coeficiente escala de largo plazo igual a 1.

Se postuló en consecuencia un modelo dinámico con el cambio el log de los saldos monetarios reales (DLM1A), en el lado derecho, como función de un número amplio de rezagos del dinero real, el gasto, la devaluación nominal y el término de error rezagado de la ecuación presentada en el cuadro 4. Posteriormente se siguió un proceso de reducción de acuerdo a la metodología descrita en la sección anterior así como un proceso de reparametrización a fin de que las variables dependientes fueran todas estacionarias y con interpretación económica apropiada⁵. Esto resultó en una ecuación de corrección de errores para la velocidad de circulación cuyos resultados básicos, estimación por mínimos cuadrados ordinarios, se presentan en el cuadro 5.

CUADRO 5

ESTIMACION DE LA DEMANDA POR DINERO
VARIABLE DEPENDIENTE: DLM1A
ESTIMACION: MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS
1983:1-1992:8

Variable	Coefficiente	Valor t
DLM1A(-1)	-0.320	-4.88
D2LM1A(-2)	-0.117	-4.24
DLCA	0.169	2.32
DLCA(-1)	0.175	2.32
DLCA(-7)	-0.180	-2.71
DLI	-0.118	-11.84
DLI(-1)	-0.060	-4.15
DLI(-2)	-0.037	-3.00
D2LTCN(-5)	-0.362	-2.60
ERCC(-1)	-0.102	-2.96
M5	0.054	3.82
M6	-0.057	-3.88
M7	-0.057	-4.44
M10	-0.035	-2.76
M12	-0.115	-8.26
FNFP	0.031	3.07

R² ajustado = 0.83
F = 32.32
D.W. = 1.96
Error estándar = 0.0329
Prob. = 0.00
h de Durbin = 0.18
Error estándar de la variable dependiente = 0.0801

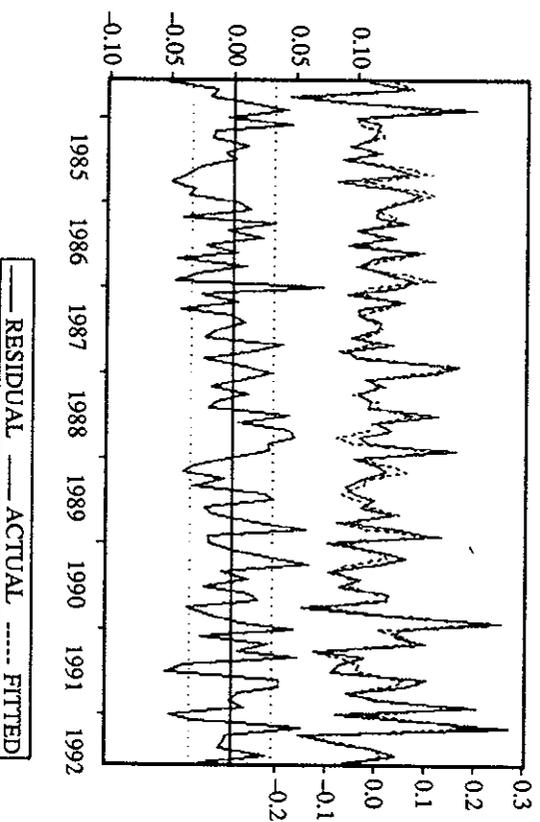
Notas:
DLCA = Diferencia en el consumo anual: LC - LC(-12).
ERC = Residuos de la ecuación cointegradora restringida.
D2X = Segunda diferencia de la variable X.
Mj = Variable dummy estacional igual a 1 en mes j.

Varios aspectos son importantes de destacar en estos resultados. En primer lugar, observe el alto nivel de ajuste, con un R² de 0.83 para una variable dependiente en diferencias: una reparametrización de esta ecuación en niveles resulta en un R² corregido virtualmente igual a 1. Visto de otra manera, la desviación estándar de la variable dependiente es de 0.0801 -aproximadamente 8% - mientras que el error estándar de la ecuación es de sólo 0.033, implicando de este modo que el modelo permite reducir los errores de predicción de un modelo naive -media más error- desde 8 puntos porcentuales a 3.3 puntos porcentuales aproximadamente. La importancia del grado de ajuste radica en que muchas veces se argumenta que la demanda por dinero exhibe una alta volatilidad así como "cambios erráticos" que hacen difícil su uso en el corto plazo. Los resultados presentados sugieren que una buena parte de los cambios, lejos de ser erráticos, obedecerían a un proceso dinámico relativamente parsimonioso.

El adecuado grado de ajuste de la ecuación se puede apreciar también en el gráfico 2. En el panel superior del gráfico se presenta DLM1A -el cambio en el logaritmo de M1 aumentado real- así como el valor predicho por el modelo para dicha variable. En el panel inferior se grafican los errores del modelo con una banda de una desviación estándar de ellos. El alto grado de ajuste de la ecuación es evidente por el gráfico, pero destaca en particular la habilidad del modelo para acomodar "cambios erráticos" tales como aquellos ocurridos en los últimos dos años. Lo importante de esto es que el modelo logra acomodar dichos cambios de corto plazo simultáneamente con una estructura de corrección de errores que implica predicciones absolutamente razonables de largo plazo y que se resumen en la ecuación cointegradora presentada en el cuadro 4.

GRAFICO 2

VALORES OBSERVADOS Y AJUSTADOS DE DLM1A



En segundo lugar, observe la alta significancia—arriba del 1%— de todas las variables explicativas. Destacan, en particular, la alta significancia de los cambios en la tasa de interés—el cambio contemporáneo en la tasa tiene asociado un *t* superior a 10— y la alta significancia de efectos de "overshooting" en la demanda real de dinero con *t* superiores a 4. El análisis de los errores de esta ecuación que se presenta en la sección siguiente muestra que no se puede rechazar la hipótesis que éstos corresponden a innovaciones normales, con lo que la significancia estadística queda apropiadamente medida por los tests ¹.

En tercer lugar, observe que el término de corrección de errores tiene el signo correcto y también es significativo al 1% y más lo que confirma ampliamente la hipótesis de cointegración propuesta: desviaciones de la velocidad de circulación por sobre o por bajo de los determinantes identificados en la ecuación cointegradora restringida, se tienden a "corregir" en el largo plazo. Se debe señalar también que si bien el coeficiente de corrección de errores es aparentemente bajo—la corrección en cada período sería del orden de 10% de la divergencia—esto es consistente con el hecho de que se trata de una ecuación a nivel mensual. Así, por ejemplo, con esta estimación puntual se puede concluir que aproximadamente un tercio de la divergencia ocasionada por un *shock* inicial se corregiría dentro del trimestre y la mitad de dicha divergencia se corregiría después de medio año de ocurrido el *shock*. La importancia de la dinámica que se registra a nivel mensual ilustra las pérdidas de información que resultan de trabajar con modelos de base trimestral.

Lo último que se debe señalar es la riqueza dinámica de la ecuación, lo que explica de paso su alto grado de ajuste. Las variables DLM1A y D2LM1A, por ejemplo, implican una dinámica de oscilaciones cíclicas y si bien la suma de efectos provenientes de cambios en la tasa de interés prácticamente dejan alineada a la velocidad de circulación en el nivel de largo plazo—suponiendo que la tasa de interés cambia en forma permanente—no ocurre lo mismo con la aceleración de la devaluación que tiene un coeficiente sustancialmente menor al que acompaña a la devaluación en la ecuación cointegradora de la velocidad de circulación. Observe, sin embargo, que esta variable sólo juega un rol en el quinto mes de rezago. Para esa fecha, un 45% de los efectos de un cambio permanente en la tasa de devaluación estacionaria de la economía ya se habrían realizado en consecuencia. La *dummy* para los meses que terminan en febrero (FINF) y las *dummies* estacionales, que también fueron sometidas a un proceso de reducción al igual que el resto de las variables en la ecuación, juegan un rol bastante importante ya que todas las seleccionadas tienen una magnitud sustantiva.

Las variables de gasto merecen una explicación adicional. En el proceso de reducción que se siguió para la obtención de esta ecuación se detectó un alto nivel de significancia en las ventas industriales de pocos rezagos, luego una pérdida de significancia en los rezagos superiores para luego recuperar una alta significancia en rezagos de 12 meses y más. Esto, unido a la obtención de signos cambiados pero magnitudes similares en los rezagos inmediatos y con fecha de más de un año, sugirió la reparametrización en términos de la diferencia en doce meses del logaritmo de las ventas industriales. Esta reparametrización tiene un sólido fundamento estadístico ya que el ignorar rezagos largos en las ventas industriales implicaba un fuerte deterioro en la estabilidad de la ecuación junto con una pérdida de constancia en muchos de los parámetros⁷. Desde un punto de vista económico, la diferencia de doce meses puede tener justificación ya que los agentes económicos perciben muchas veces el contenido informacional de las cifras de ventas industriales sólo con la perspectiva de cambios respecto de doce meses atrás debido a la fuerte estacionalidad de estas series en todos

los subsectores económicos. De hecho, muy a menudo, ésa es la forma como se presenta la información al público.

La siguiente sección presenta un completo análisis de todas las propiedades estadísticas de la ecuación presentadas en el cuadro 5.

4. La demanda por dinero sujeta a examen

La demanda por dinero obtenida por un proceso sistemático de reducción y reparametrización fue sometida a una batería de tests. Se debe señalar que el hecho que la demanda presentada pase los tests que se señalan a continuación no es un accidente y responde simplemente al hecho de que el proceso de reducción y de reparametrización que conduce a los resultados mostrados en el cuadro 5 no fue arbitrario sino que se hizo sometiendo cada nueva ecuación a la batería de tests presentados. Como se señaló, este proceso resultó ser especialmente crucial cuando se trató de la reducción de las variables asociadas al gasto.

Los errores

Los errores del modelo estimado pueden ser precisamente descritos como *innovaciones normales idénticamente distribuidas*. Los resultados de los tests que se presentan en el cuadro 6 confirman esta aserción.

CUADRO 6

TESTS A LOS RESIDUOS

Test	Cálculo	Prob.	Crit.
Durbin Watson	1.96	—	1.90
h de Durbin	0.18	.86	1.96
LM autocorrelación (1) ($n \cdot R^2$)	0.04	.99	3.84
LM autocorrelación (3)	0.20	.98	7.82
LM autocorrelación (12)	11.05	.52	21.03
Ljung-Box Q-Stat. (12)	9.57	.65	21.03
Jarque-Bera Normality test	3.44	.18	5.99
ARCH (1) test $n \cdot R^2$	0.00	.96	3.84
ARCH (2)	0.14	.93	5.99
ARCH (3)	2.68	.44	7.82
White test	0.18	.99	1.62
Ramsey Reset test (1) (F test)	2.31	.13	3.92
Ramsey Reset test (2)	2.20	.12	3.07

Notas:

Los valores críticos se obtienen de las distribuciones correspondientes, presentadas en Johanson (1984). LM Test y Ljung-Box Q-Stat.: Prueban la nula de inmovación de los errores versus la existencia de autocorrelación de diferente orden.

Jarque-Bera: Prueba la condición de normalidad de los errores.

ARCH: Prueba la nula de ausencia de heteroscedasticidad contra la alternativa que la varianza de los errores dependa de los errores al cuadrado rezagados.

White: Prueba la nula de que los errores son homocedásticos e independientes de los regresores, al mismo tiempo prueba indirectamente que la especificación lineal del modelo sea correcta.

Ramsey Reset: Prueba la nula de que los errores siguen una distribución normal con media cero versus la alternativa que siguen una distribución normal, pero con media distinta de cero.

En primer lugar, innovación. Para esto un requisito necesario es la ausencia de correlación residual de primer orden y mayor. El estadístico de Durbin y Watson así como el de h-Durbin, necesario debido a la presencia de la endógena rezagada, permiten no rechazar la nula de ausencia de correlación residual de primer orden con un grado muy alto de confianza. Por ejemplo, el nivel crítico del h-Durbin para rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación residual de primer orden es de 1.96, mientras que el encontrado aquí es de 0.18 en valor absoluto.

En el test de h-Durbin, así como en los otros que se discuten en esta sección, es preciso ser cuidadoso con la hipótesis nula que se está testeando. En este caso, por ejemplo, la hipótesis es que los errores *no* están autocorrelacionados. Si se hubiese obtenido un valor de h-Durbin más alto, pero sólo marginalmente inferior al crítico, el hecho que no pudiera rechazar la nula no dejaría libre de sospecha a los errores, debido a que la ausencia de rechazo habría sido sólo marginal. Es por ello que es preciso tener en cuenta la distancia de los valores encontrados respecto a los valores críticos⁸.

Continuando con las correlaciones de orden superior, el test LM corresponde al estadístico de Breusch-Godfrey. Este, junto a la Q de Box-Pierce testean la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de orden mayor, lo cual en este caso se aplicó para correlaciones residuales de orden 3 y 12. Ninguno de estos tests permite rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación con un alto grado de confianza (compare los valores críticos con los valores observados).

En segundo lugar, normalidad. El test de normalidad de Jarque Bera no permite rechazar la hipótesis nula de que los errores son normales. Este no rechazo también se da con un alto grado de confianza. Por ejemplo, el valor crítico para rechazar al 5% es de 5.99 mientras que el observado es de 3.44. Igual cosa se obtiene si se aplica el test RESET de Ramsey.

Finalmente, el problema de distribución idéntica. Se testó por constancia de la variancia de los residuos bajo distintas hipótesis alternativas. Una primera alternativa corresponde a la posibilidad de un patrón heteroscedástico condicional autorregresivo (ARCH) en los errores. Esto se testó de acuerdo al test sugerido por Engle (1982), lo cual se rechazó con un amplio margen⁹. Usando la hipótesis nula más difusa de White—independencia de la variancia de los residuos respecto de los regresores—, también resultó en un rechazo de dichos patrones heteroscedásticos. Cabe mencionar que este test provee un indicador indirecto de adecuada especificación funcional.

Los tests presentados son básicos para una adecuada interpretación de los resultados del modelo. En primer lugar, el hecho de que los errores sean efectivamente innovaciones implica que la especificación dinámica del modelo es adecuada. En segundo lugar, la normalidad de los errores permite tener un grado de confianza razonable respecto de los tests t , ya que en muestras relativamente pequeñas como ésta el supuesto de normalidad de los errores es crucial para la interpretación de dichos tests estadísticos. Finalmente, la ausencia de patrones heteroscedásticos como ARCH sugiere que los "outliers" serán poco frecuentes (Engle, 1982) y la ausencia de los patrones testados por la prueba de White permite tener un grado relativo de confianza respecto de la especificación funcional, al tiempo que ambos tests—en conjunto con normalidad e innovación de los errores— confirman nuevamente la precisión de los t , junto con asegurar que el método de estimación por mínimos cuadrados ordinarios empleado aquí es eficiente respecto de alternativas plausibles de mínimos cuadrados generalizados.

Estabilidad estructural

Se realizaron dos tests para probar estabilidad estructural del modelo. En primer lugar computaron los errores provenientes de una estimación recursiva del modelo para examinar el comportamiento de los "outliers". Estos resultados se presentan en el gráfico 3. Seguidamente se usaron los errores recursivos en el test de CUSUM cuadrado (Brown, Durbin y Evans, 1975; McCabe y Harrison, 1980) y el estadístico obtenido, graficado dentro de una banda de valores críticos del 5%, se presenta en el gráfico 4.

Tomando los dos primeros años de la muestra como base para la recursión, el gráfico 3 muestra que no existe ningún error recursivo en el resto de la muestra que tenga una probabilidad de ocurrencia inferior al 10%. Sólo tres errores aparecen con probabilidades de ocurrencia inferiores al 15%, pero esto resulta ser absolutamente razonable en una muestra de 97 observaciones. Los resultados de este primer test, en consecuencia, son favorables al modelo. Los resultados del CUSUM cuadrado también resultan ser favorables al modelo, ya que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de estabilidad estructural al 5% y más.

Los tests anteriores impiden rechazar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural en el modelo para el período considerado y en consecuencia permiten proceder, con bastante confianza, bajo la hipótesis mantenida de que el modelo es estable. Los tests anteriores, sin embargo, deben complementarse con tests de estabilidad para cada uno de los parámetros estimados por el modelo. Un CUSUM cuadrado relativamente estable podría—en muestras pequeñas como ésta—coexistir con algún parámetro inestable en la ecuación estimada.

Constancia de parámetros y exogeneidad débil

De modo similar a como se calcula el test de CUSUM cuadrado, los tests de constancia de parámetros proceden estimando el modelo en forma recursiva y para cada observación calculan el parámetro estimado junto con un intervalo de confianza de dos desviaciones estándar, condicional en la información disponible en cada punto de la estimación recursiva. La relativa constancia del parámetro se puede apreciar por simple inspección de la evolución del parámetro estimado junto con la banda de dos desviaciones estándar. Los gráficos 5 a 14 resumen los resultados de aplicar este procedimiento para todos los parámetros de interés del modelo.

Al observar los gráficos es importante tener en cuenta tres criterios básicos, a saber (en orden de importancia):

- Que el estimador final del parámetro caiga dentro de todas las bandas anteriormente estimadas.
- Que la desviación estándar asociada al parámetro estimado caiga a lo largo del tiempo y
- Que los cambios que se observen al interior de la recursión no exhiban tendencia determinística predecible.

Así, por ejemplo, el coeficiente asociado al término de corrección de errores (gráfico 14) corresponde a un caso "ideal" que satisface estos tres criterios en forma absolutamente holgada.

GRAFICO 3
N-STEP FORECAST TEST

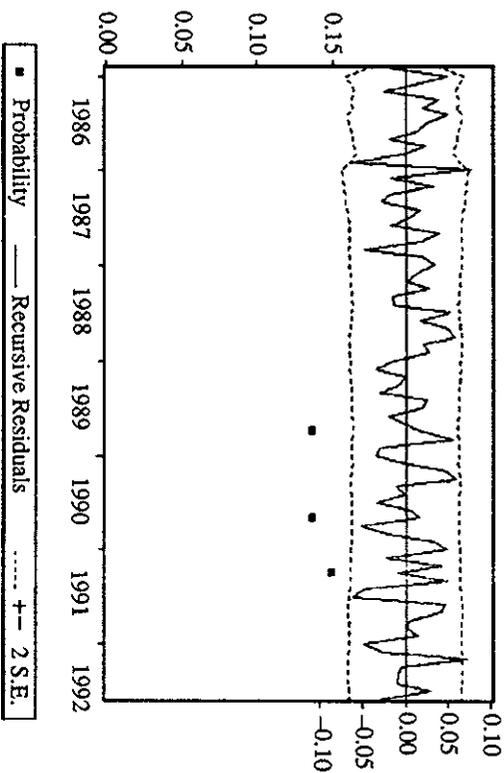


GRAFICO 4

TEST CUSUM CUADRADO A LOS RESIDUOS

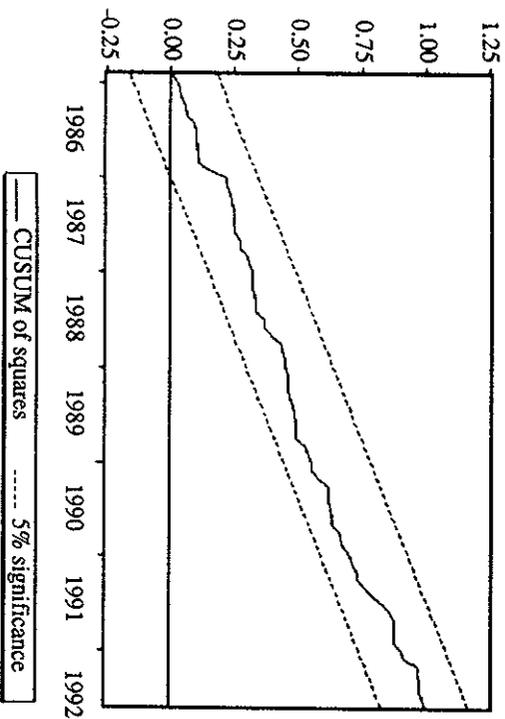


GRAFICO 5
ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE $DM1(A(-1))$

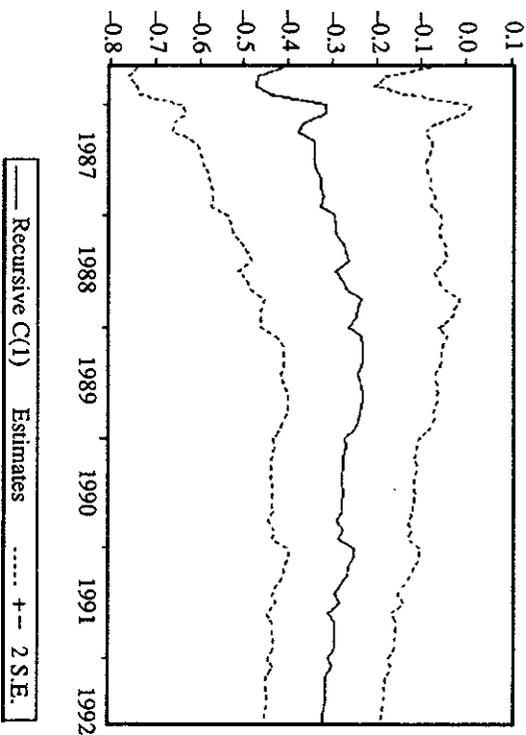


GRAFICO 6

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE $DM1(A(-2))$

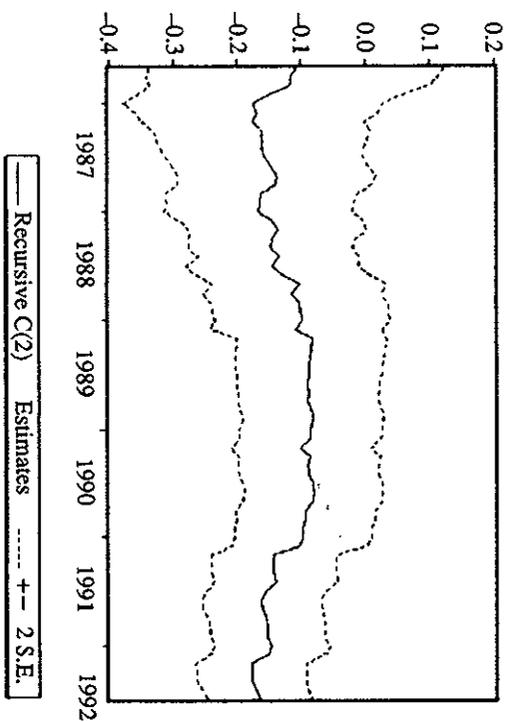


GRAFICO 7

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE DLCA

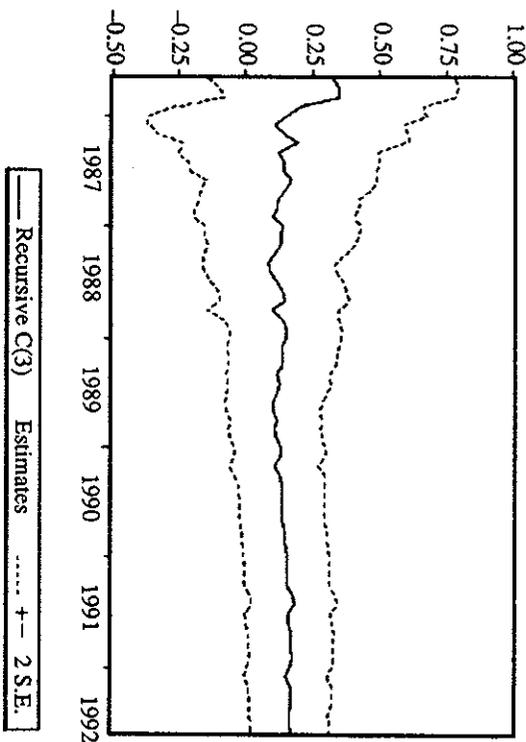


GRAFICO 8

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE DLCA(-1)

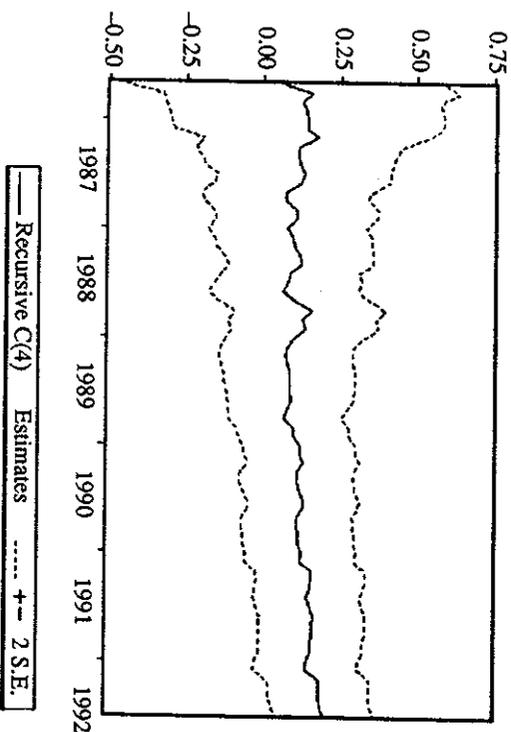


GRAFICO 9

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE DLCA(-7)

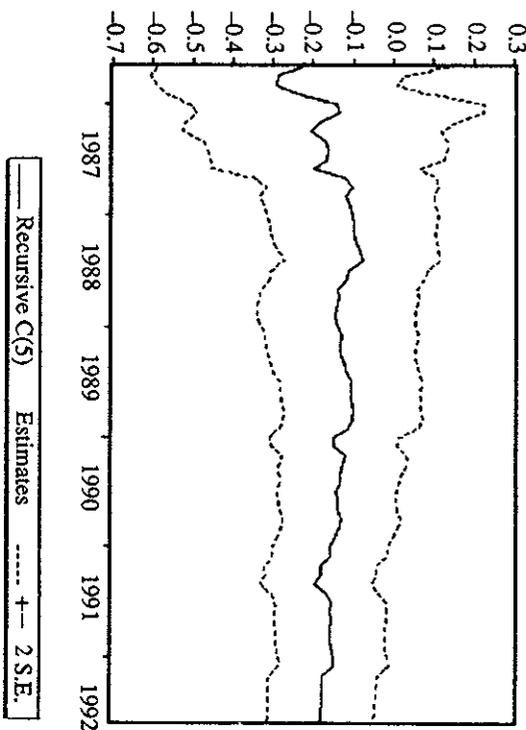


GRAFICO 10

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE DLI

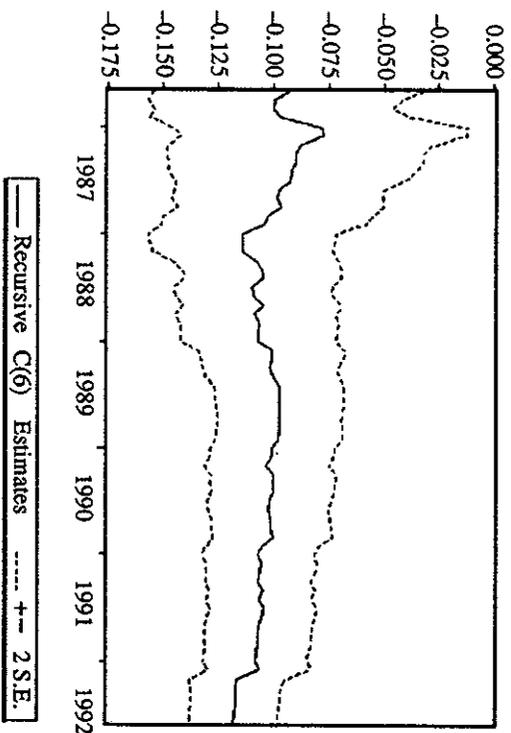


GRAFICO 11

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE $DLI(-1)$

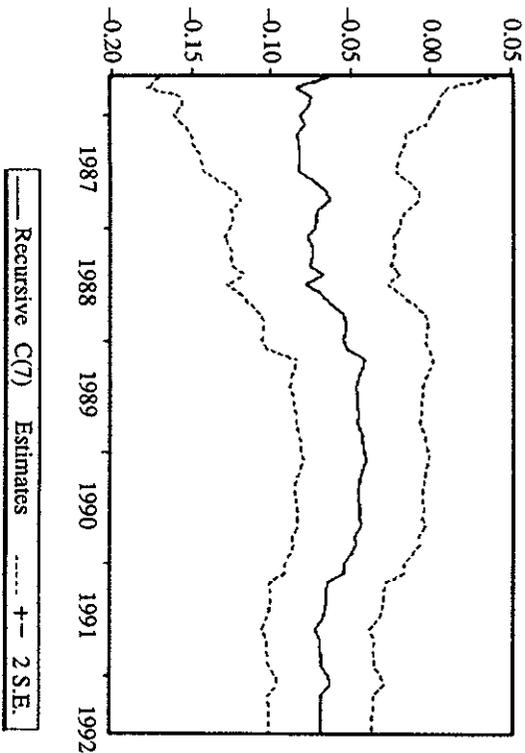


GRAFICO 12

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE $DLI(-2)$

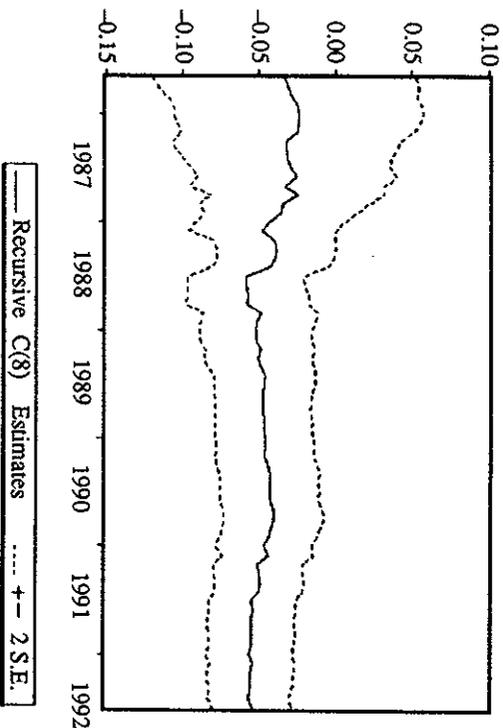


GRAFICO 13

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE $DL1TCN(-5)$

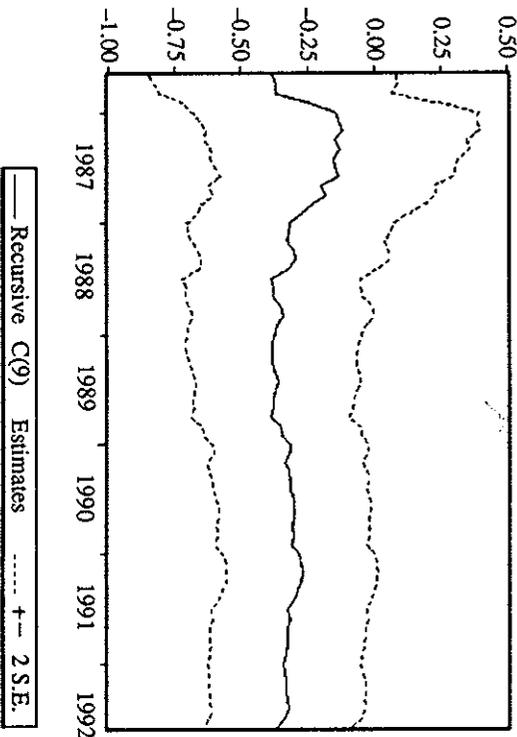
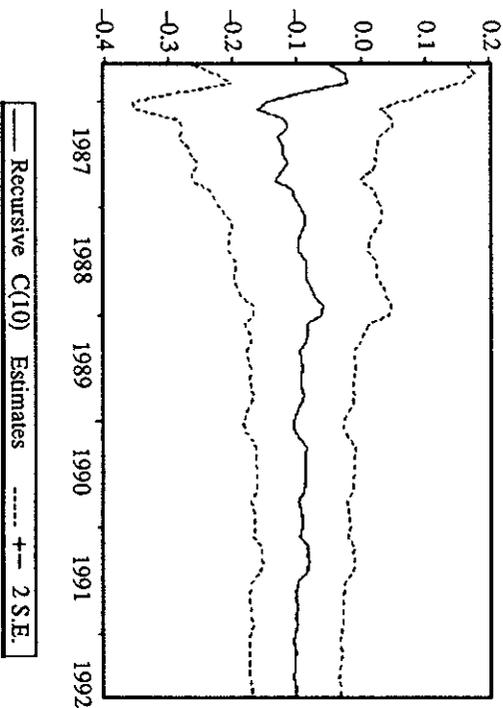


GRAFICO 14

ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE $ERC(-1)$



Estos tres criterios son importantes por cuanto la satisfacción de ellos permitiría no rechazar la hipótesis de exogeneidad débil de las variables en el lado derecho de la ecuación para los distintos parámetros de interés (Engle *et al.*, 1983). Exogeneidad débil, a su vez, es el requisito básico para hacer inferencias con respecto a la variable dependiente *condicional* en las variables del lado derecho de la ecuación.

Ateniéndose a los tres criterios señalados se observa que todos los coeficientes considerados pasan los dos primeros en forma holgada. El tercer criterio es algo más difícil de establecer. Los coeficientes asociados a importantes variables, tales como el cambio en el log de la tasa de interés y sus rezagos así como el término de corrección de errores pasan los tres criterios por simple inspección. Algo similar ocurre con los cambios rezagados en el log del consumo, así como con la aceleración cambiaria, aunque en este último caso la disminución de la desviación estándar en el tiempo resulta ser menos perceptible. Los únicos posibles problemas podrían estar en los cambios y aceleraciones de los log del dinero real que parecen experimentar cambios algo menos aleatorios al interior de la recursión. En cualquier caso, sin embargo, dichos cambios resultan ser pequeños y el parámetro finalmente estimado siempre cae holgadamente dentro de la banda de estimaciones anteriores.

En consecuencia, la evidencia presentada en los gráficos 5 a 14 permite mantener la hipótesis de trabajo de exogeneidad débil de los regresores de la ecuación para los distintos parámetros de interés.

Exogeneidad fuerte y superexogeneidad

Los tests de constancia de parámetros permiten mantener la hipótesis de exogeneidad débil y, en consecuencia, facilitan proceder con ejercicios estáticos de inferencia (estimación de elasticidades) con base en los resultados del cuadro 5. Trójicamente, sin embargo, a menudo se desea hacer ejercicios de inferencia más exigentes. Un primer ejercicio puede corresponder a una *simulación dinámica*: la proyección de las futuras tenencias de dinero real con base en proyecciones futuras de variables en el lado derecho. Un segundo ejercicio, más exigente aún, podría consistir en simular lo que ocurriría con el dinero real si se cambiaran las políticas o procesos que gobiernan a los regresores; esto corresponde a lo que podríamos llamar *un ejercicio de simulación contrafactual*.

La garantía para realizar dichos ejercicios pasa por la satisfacción de tests adicionales. El ejercicio de simulación dinámica requiere la ausencia de *feedback* desde la variable del lado derecho hacia las del lado izquierdo. Esso, a su vez, requiere que el dinero real (los cambios del log) no causen —en el sentido de Granger— a las variables de interés del lado derecho de la ecuación. Cuando se verifica ausencia de causalidad de Granger en esta dirección junto con exogeneidad débil decimos que el regresor en cuestión satisface "exogeneidad fuerte" en la ecuación¹⁰.

El ejercicio de simulación contrafactual, por otro lado, requiere que el regresor satisfaga exogeneidad fuerte en la ecuación en cuestión y también que dicha exogeneidad fuerte se verifique dentro de un período en el cual el proceso estocástico que gobierna al regresor haya experimentado quiebres estructurales. Cuando esta condición se cumple, decimos que el regresor satisface "superexogeneidad" en la ecuación. Intuitivamente, si el parámetro estimado fue constante durante un período en que el regresor experimentó un cambio estructural, sólo entonces un ejercicio de simulación contrafactual tendrá algún asidero, lo que implica, de paso, rechazar la crítica de Lucas para el período en cuestión (Hendry, 1988).

A diferencia de los tests realizados anteriormente, los tests de exogeneidad fuerte y de superexogeneidad no son fundamentales para la validez estadística del modelo estimado. Estos tests sólo se reportan aquí para efectos de prevenir a futuros usuarios del modelo respecto de qué es lo que se puede y qué es lo que no se puede hacer con los resultados presentados en el cuadro 5.

Con respecto a exogeneidad fuerte, no se pudo rechazar la hipótesis nula que DLMIA no Granger cause a DLC, LI y DLTCN, mientras que la hipótesis nula contraria sí fue rechazada al 5% en los tres casos. Se sigue, en consecuencia, que todos los regresores contemporáneos de interés satisfacen el criterio de exogeneidad fuerte y debido a ello el modelo puede ser usado con el propósito de realizar simulaciones dinámicas. En particular, el modelo podría ser usado para proyectar la evolución futura del dinero real en la economía condicional en proyecciones (estocásticas idealmente) de los regresores del lado derecho.

Con respecto a superexogeneidad ésta se verificó para las devaluaciones nominales así como para la tasa de interés al verificarse que los procesos que gobiernan a dichas variables experimentaron quiebres estructurales en el período considerado. Esso se testó directamente a través de un CUSUM cuadrado aplicado a estimaciones AR(1) de esas dos variables¹¹. El resultado de estos tests se presenta en los gráficos 15 y 16. En el caso de la variable ventas industriales no se pudo encontrar un proceso autorregresivo inestable, por lo que la hipótesis de superexogeneidad no está garantizada con respecto a este regresor.

Dinero versus precios

La estimación presentada en el cuadro 5 tiene a la variación de los (log) saldos monetarios reales como variable dependiente. En consecuencia, los resultados podrían —en principio— interpretarse ya sea como una ecuación para la variación de las tenencias nominales de dinero condicional en la inflación contemporánea más todas las otras variables de la ecuación, o como una ecuación para la inflación condicional en los aumentos nominales contemporáneos de la cantidad de dinero más las otras variables. En un contexto de series estacionarias ambas interpretaciones podrían ser válidas simultáneamente y, en consecuencia, la demanda por dinero podría ser "invertida" en cualquier dirección, ya sea para determinar tenencias nominales como función de la inflación o inflación como función expansiones de la cantidad nominal de dinero. En un contexto de series no estacionarias con quiebres en los procesos estocásticos que siguen los regresores, tales como los descritos anteriormente, ambas interpretaciones *no pueden ser verdaderas simultáneamente* (Hendry y Ericsson, 1991).

En el primer caso la interpretación que debe hacerse de los resultados corresponde propiamente a una demanda por dinero, mientras que en el segundo correspondería a una ecuación de inflación. En el segundo caso, el nivel de inflación correspondería a un fenómeno básicamente monetario en el sentido de quedar determinado directamente por la demanda de dinero real de la economía. En el primer caso, en cambio, la demanda de dinero implicaría un modelo para las tenencias nominales de dinero con la inflación como variable (débilmente) exógena; la inflación a su vez estaría determinada por la interacción con otros sectores de la economía no modelados aquí y, en consecuencia, no podría interpretarse como un fenómeno puramente monetario¹².

GRAFICO 15

CUSUM CUADRADO PARA UN PROCESO AR(1) DE DLTCN

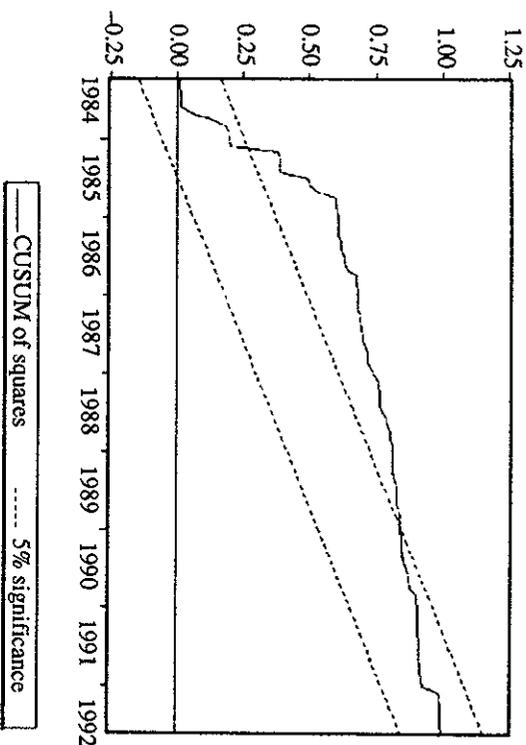
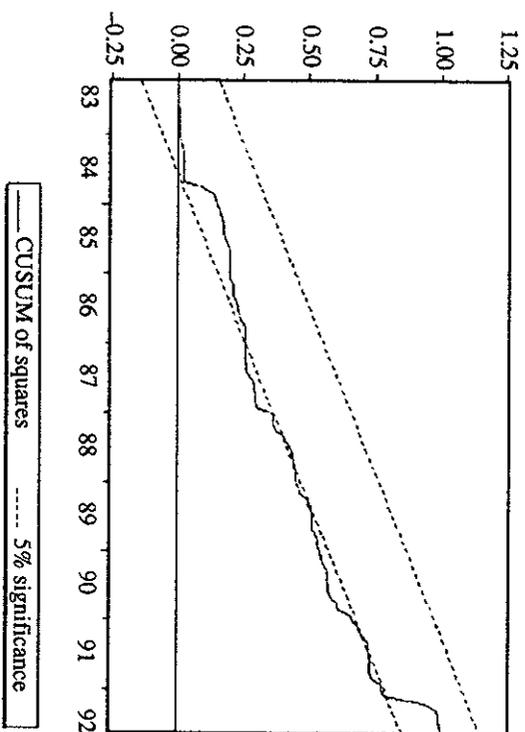


GRAFICO 16

CUSUM CUADRADO PARA UN PROCESO AR(1) DE LI



UNA DEMANDA POR DINERO MENSUAL PARA CHILE: 1983:1-1992:8

129

El test para determinar si lo que se tiene es una ecuación de demanda por dinero o una ecuación de inflación consiste simplemente en descomponer la variable dependiente en sus dos elementos: variación del log de los saldos nominales, $DLMIAN$, menos variación del log de los precios, DLP . Seguidamente se regresión a la variación de los saldos nominales contra todas las variables del cuadro 5 más la variación contemporánea del log de los precios. Si la ecuación representa efectivamente a una demanda por dinero, el coeficiente asociado a la variación del log de los precios no debe ser significativamente distinto de uno y los coeficientes asociados al resto de los regresores no debieran experimentar cambios significativos. Los resultados de estimar esta regresión se presentan en el cuadro 7. Alternativamente se puede correr una regresión con la variación del log de los precios como variable dependiente contra la variación del log del dinero como variable independiente más todos los otros regresores del cuadro 5. Si la demanda por saldos reales estimada corresponde a una ecuación de precios, entonces el coeficiente asociado a los cambios del log del dinero nominal no debiera ser significativamente distinto de 1 y el resto de los coeficientes debiera quedar inalterado, excepto por un cambio de signo. Los resultados de correr esta regresión se presentan en el cuadro 8.

CUADRO 7

ESTIMACION DE LA ECUACION CON DINERO NOMINAL AL LADO IZQUIERDO
Y PRECIOS AL LADO DERECHO
VARIABLE DEPENDIENTE: $DLMIAN$

Variable	Coefficiente	Valor t
$DLMIAN(-1)$	-0,321	-4,84
$DLMIAN(-2)$	-0,118	-3,22
$DLCA$	0,168	2,28
$DLCA(-1)$	0,175	2,30
$DLCA(-7)$	-0,183	-2,55
DLI	-0,118	-11,54
$DLI(-1)$	-0,060	-4,12
$DLI(-2)$	-0,038	-2,97
$DLTCN(-5)$	-0,362	-2,58
$ER(-1)$	-0,102	-2,94
$M5$	-0,054	-3,77
$M6$	-0,057	-3,84
$M7$	-0,057	-4,38
$M10$	-0,036	-2,51
$M12$	0,115	8,13
$FINF$	0,031	2,91
DLP	1,034	3,50

R^2 ajustado = 0,81 S.E. = 0,0332
F = 27,31 Prob. = 0,00

Notas:

 $MIAN$ = Saldos nominales de dinero. P = Índice de Precios al Consumidor.* No se rechaza normalidad de los errores, tampoco se puede rechazar la nula de que el coeficiente de DLP sea igual a uno. El test F de Wald es 0,01.

CUADRO 8

ESTIMACION DE LA ECUACION INVERTIDA
VARIABLE DEPENDIENTE: DLP

Variable	Coefficiente	Valor t
DLMIA(-1)	0,059	2,34
D2LMIA(-2)	0,020	1,47
DICA	0,002	0,23
DICA(-1)	-0,022	-0,79
DICA(-7)	0,102	4,29
DII	0,021	3,98
DII(-1)	0,008	1,49
DII(-2)	0,010	2,19
D2LTCN(-5)	0,031	0,61
ERC(-1)	0,011	0,91
M5	0,013	2,50
M6	0,013	2,27
M7	0,013	2,57
M10	0,023	5,14
M12	-0,009	-1,43
FINP	0,004	1,11
DLMIAN	0,128	3,50

R² ajustado = -0,21
F = 0,015

S.E. = 0,0117
Prob. = 1,00

Nota:
* Se rechaza normalidad de los errores.

Los resultados de este test son absolutamente concluyentes: cuando se deja al dinero nominal como variable dependiente (cuadro 7), los resultados con respecto al cuadro 5 prácticamente no se alteran y el coeficiente asociado a la variación del log de los precios es 1,034 con un test t de 3,30 implicando que no es significativamente distinto de uno con los márgenes de confianza comúnmente usados. Por el contrario, cuando se realiza la operación inversa se observa que el coeficiente asociado a la variación del log de la cantidad nominal de dinero no es significativamente distinto de cero, al tiempo que se produce una baja dramática en la significancia de todos los otros regresores junto con una caída del R² corregido a niveles negativos.

Adicionalmente, los gráficos 17 y 18 muestran que los tests de CUSUM cuadrado para ambas regresiones señalan inequívocamente que mientras la ecuación interpretada como demanda de saldos nominales es estructuralmente estable, la misma ecuación interpretada como ecuación para inflación es estructuralmente inestable.

Se concluye, en consecuencia, que la ecuación estimada corresponde a un modelo estructuralmente estable de demanda por saldos nominales condicional en la inflación pero que, sin embargo, dicha relación no puede ser usada como modelo para explicar la inflación en Chile. Si el dinero afecta a la inflación no lo hace a través de la demanda por saldos monetarios reales. El contraste estadístico entre ambas estimaciones ilustra de manera dramática los equívocos que se pueden producir al efectuar operaciones algebraicas -inversión de relaciones- en una ecuación econométrica; una demanda por dinero estable no significa necesariamente que la inflación es un fenómeno (monetario) determinado por el dinero a través de dicha ecuación.

GRAFICO 17

ECUACION DE DLMIAN
CUSUM CUADRADO PARA LA REGRESION DE DLMIAN

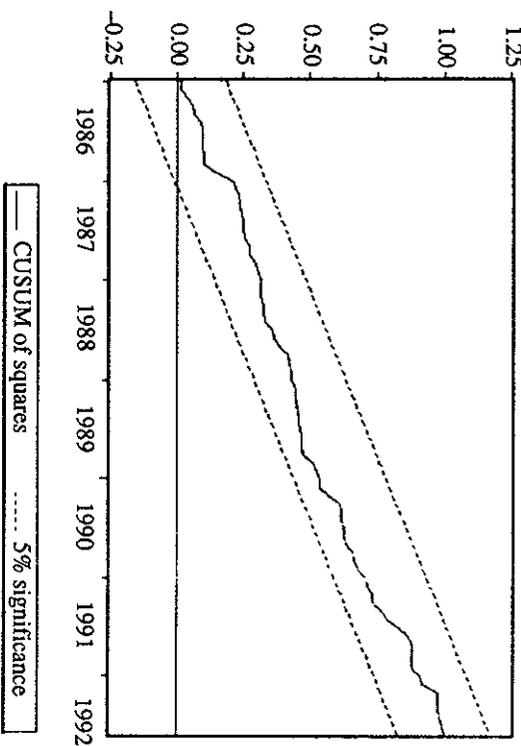
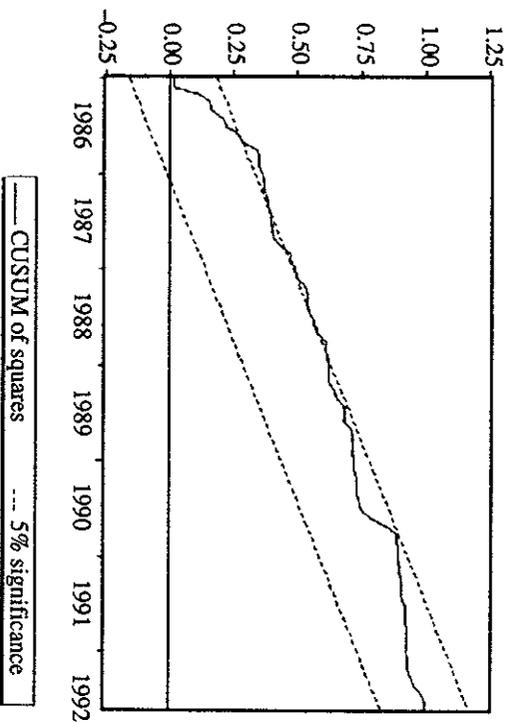


GRAFICO 18

ECUACION DE DLP
CUSUM CUADRADO PARA LA REGRESION DE DLP



Sensibilidad a la estrategia de estimación

El modelo anterior fue estimado en dos etapas, primero estimando por mínimos cuadrados ordinarios una "relación cointegradora" y luego utilizando los residuos de dicha ecuación en un modelo dinámico de corrección de errores. Una estrategia alternativa podría consistir en la estimación directa por mínimos cuadrados no lineales de la ecuación de corrección de errores, lo que se podría hacer incluyendo simultáneamente la relación cointegradora rezagada dentro de la estimación. Se debe señalar que en muestras grandes ambas estrategias de estimación deberían tener un mismo límite de convergencia, pero que en muestras finitas sus resultados no necesariamente coincidirán. Es de particular interés conocer la sensibilidad del parámetro de corrección de errores a las dos estrategias de estimación alternativa, así como la sensibilidad de los coeficientes de largo plazo. Esto, por cuanto la estimación de dos etapas no provee tests estadísticos para dichos coeficientes.

Con el fin de examinar la sensibilidad de los estimadores obtenidos a esta estrategia de estimación alternativa, se consideró el mismo modelo por mínimos cuadrados no lineales y los resultados de esta estimación se presentan en el cuadro 9.

Tal como se puede apreciar en el cuadro 9, los efectos no resultan ser muy sensibles a la estrategia de estimación. Con respecto a la cointegración, observe que el coeficiente asociado al término de corrección de errores continúa siendo significativo al 1% y más.

Con el fin de testear más rigurosamente el problema de la sensibilidad, y en particular la sensibilidad de los coeficientes de largo plazo, con los resultados de la estimación del cuadro 9 se realizó un test de Wald para la hipótesis nula conjunta de que los coeficientes de la ecuación cointegradora eran iguales a los estimados en el proceso de dos etapas. Los resultados de este test se muestran en el cuadro 10 y señalan que mientras el valor crítico de chi-cuadrado para rechazar esta hipótesis nula al 5% es de 7,8, el valor calculado es de sólo 2,99, implicando que se requeriría reducir el criterio de confianza a un nivel de 56% para rechazar esta hipótesis. Estos productos confirman la solidez de los resultados a estrategias alternativas de estimación.

Comparación con otras alternativas

Existen tres características importantes de la ecuación estudiada que la distinguen de alternativas más comúnmente estimadas: el uso de saldos a fin de mes en lugar de promedios; el uso de ventas como *proxy* de gasto en lugar de un índice de actividad económica, y el uso de la tasa de devaluación como variable en el costo de oportunidad de mantener dinero.

Como se señaló en la introducción, estas tres elecciones tienen asidero en aspectos de carácter teórico y conceptual. Al mismo tiempo, sin embargo, el modelo estimado de esta forma también tiene ventajas desde un punto de vista netamente empírico.

En primer lugar, si la variable saldos a fin de mes se reemplaza por los promedios mensuales, la demanda resultante no pasa los criterios de estabilidad revisados anteriormente. En una ecuación estimada de esa forma, el CUSUM cuadrado se sale del intervalo de confianza en el período entre 1987 y 1991 y el coeficiente asociado a la tasa de interés contemporánea no exhibe constancia en el tiempo, quebrándose en marzo de 1992.

CUADRO 9

ESTIMACION DE LA DEMANDA DE DINERO POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES
VARIABLE DEPENDIENTE: DLM1A

Variable	Coefficiente	Valor t
α_1	-0.334	-5.04
α_2	-0.106	-2.64
α_3	0.115	1.37
α_4	0.114	1.35
α_5	-0.172	-2.25
α_6	-0.118	-10.33
α_7	-0.054	-3.40
α_8	-0.030	-2.09
α_9	-0.357	-2.55
α_{10}	-0.106	-2.91
β_0	-6.626	-4.85
β_1	1.279	5.19
β_2	-0.201	-1.51
β_3	-3.269	-1.81
T_1	0.058	4.00
T_2	-0.064	-4.15
T_3	-0.058	-4.39
T_4	-0.036	-2.70
T_5	0.114	7.75
T_6	0.029	2.70

R² ajustado = 0.83

S.E. = 0.0330

D.W. = 1.98

CUADRO 10

TEST DE WALD PARA LOS COEFICIENTES DEL VECTOR DE COINTEGRACION

Hipótesis nula:

$$\begin{aligned} \beta_0 &= -5.060 \\ \beta_1 &= 1 \\ \beta_2 &= -0.125 \\ \beta_3 &= -1.603 \end{aligned}$$

Valor calculado	Valor crítico	Probabilidad
2.9855	7.815	.56

Nota: El valor calculado corresponde al test de Wald para restricciones en los parámetros.

Con respecto a la variable escala, si se usa IMACEC en lugar de Ventas Industriales, si bien la conteogación se mantiene, el coeficiente estimado es de 1,22 en lugar de 1,1, con lo cual el modelo que restringe dicho coeficiente a la unidad enfrenta mayores problemas frente a los datos. Un coeficiente escala mayor que 1, por su parte, se considera inconveniente por las implicancias extrínsecas que reviste una proyección de más largo plazo en una economía en crecimiento como la chilena.

Finalmente, si se usa la tasa de inflación en lugar de la tasa de devaluación, el modelo resultante, después de un proceso de reducción y reparametrización que satisfaga los tests descritos en esta sección, es mucho menos parsimonioso que el presentado aquí. Si se desea satisfacer plenamente dichos tests en una ecuación con tasa de inflación como costo de oportunidad, se deben incorporar hasta 12 rezagos para el cambio en el consumo anual (DLCA) y hasta 6 rezagos para la tasa de interés.

$$\begin{aligned} dLM1A_t = & \alpha_1 dLM1A_{t-1} + \alpha_2 d2LM1A_{t-2} + \alpha_3 dLCA_t + \alpha_4 dLCA_{t-1} + \\ & + \alpha_5 dCA_{t-7} + \alpha_6 dI_t + \alpha_7 dI_{t-1} + \alpha_8 dI_{t-2} + \alpha_9 d2LTCN_{t-5} + \\ & + \alpha_{10} (LM_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 LC_{t-1} - \beta_2 I_{t-1} - \beta_3 dLTCN_{t-1}) + \\ & + \Gamma_1 M5 + \Gamma_2 M6 + \Gamma_3 M7 + \Gamma_4 M10 + \Gamma_5 M12 + \Gamma_6 FINF. \end{aligned}$$

Comparación con modelos rivales

La ecuación estimada por Matte y Rojas (Matte y Rojas, 1989) así como la estimada por Herrera y Vergara (Herrera y Vergara, 1992) se pueden ver como reparametrizaciones particulares de la ecuación presentada aquí. Primeramente, en ambos modelos los coeficientes de las variables relacionadas con el tipo de cambio son cero. Adicionalmente, el modelo de Matte y Rojas es una versión restringida de éste, en que los coeficientes de los rezagos de todas las variables explicativas son cero y donde se restringe también el parámetro de la variable endógena rezagada. Finalmente, como el modelo presentado aquí es mensual, de este modelo se puede recuperar información contenida en los otros mientras que lo contrario no es cierto.

El hecho de que este modelo "incluya" a los anteriores sin embargo no es prueba suficiente de su superioridad si no se verifica al mismo tiempo que se logra un mayor poder predictivo. Para estos efectos se realizó un ejercicio de predicción comparativo para el período que va entre 1987:1 a 1991:3 (unidades trimestrales), replicando un ejercicio presentado en Herrera y Vergara. En este ejercicio se computan los errores trimestrales que provienen de estimar iterativamente las diversas ecuaciones. Esto es, el primer error se computa con las ecuaciones estimadas hasta 1986:4, el segundo con las ecuaciones estimadas hasta 1987:1, etc. En todos los casos se considera el valor absoluto de la desviación porcentual entre la serie efectiva y la estimada ("predicha") por los diversos modelos. Los resultados se presentan en el cuadro 11.

El cuadro 10 muestra elocuentemente la superioridad predictiva de este modelo respecto de los otros dos considerados. El modelo estimado supera al de Matte y Rojas en los 17 trimestres considerados y al de Herrera y Vergara en 16 de los 17 trimestres. Una magnitud usual es encontrar errores de predicción inferiores a dos puntos porcentuales con respecto a estos modelos. Esta es una magnitud importante si se piensa que el promedio de errores de dichos modelos se encuentra en el rango de 2,5% a 8,7% para

CUADRO 11

COMPARACION DE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN (Raíz del error cuadrático medio de las predicciones)

Horizonte de predicción	Modelo HV	Modelo MR	Modelo estimado
1 trm.	5,2%	4,6%	2,9%
2 trm.	5,4%	4,7%	2,6%
3 trm.	5,6%	4,9%	2,2%
4 trm.	5,7%	4,9%	2,1%
5 trm.	6,0%	5,4%	1,9%
6 trm.	6,1%	5,6%	1,7%
7 trm.	6,1%	6,0%	1,6%
8 trm.	5,4%	5,8%	1,4%
9 trm.	4,3%	4,8%	1,4%
10 trm.	4,5%	5,2%	1,9%
11 trm.	4,9%	5,8%	2,3%
12 trm.	5,4%	6,1%	2,4%
13 trm.	5,7%	4,8%	2,7%
14 trm.	5,0%	5,5%	2,8%
15 trm.	5,0%	5,5%	2,8%
16 trm.	3,7%	6,7%	2,7%
17 trm.	2,5%	8,7%	2,7%

Nota:

Para los modelos de HV y MR los cálculos se obtuvieron de Herrera y Vergara (1992).

el período considerado. Si a lo anterior se agrega que el modelo presentado aquí carece de variables mudas excepto por los ajustes estacionales, y que las predicciones son con respecto a las series no desestacionalizadas (a diferencia de HV y MR) se concluye que la mejora en capacidad predictiva obtenida con esta ecuación justifica largamente la menor parsimoniosidad del modelo estimada.

Validación para 1992

El último test que se realizó correspondió a un ejercicio de validación dinámica iterativo, similar al presentado en el cuadro 11, esta vez para datos mensuales en el período 1992:1-1992:8. Adicionalmente se hizo un ejercicio de predicción con el modelo estimado hasta diciembre de 1991 y sin modificar los parámetros estimados en forma recursiva. Estos ejercicios son particularmente interesantes ya que durante este año los saldos nominales -y reales- de dinero han experimentado significativas fluctuaciones, las cuales han sido interpretadas por muchos observadores como evidencia de una demanda por dinero "errática". Así por ejemplo, en marzo el log de los saldos monetarios reales a fin de mes subió en 0,27 -casi un 31% de aumento de saldos monetarios reales- para bajar el mes siguiente en -0,153, o aproximadamente, una caída de 14% en los saldos monetarios reales. Los resultados del ejercicio predictivo se presentan en el cuadro 12.

CUADRO 12

ESTIMACION MES A MES PARA EL AÑO 1992

Mes	Valor observado	Simul. estat.	Error	Simul. dinam.	Error
Enero	-0,079	-0,026	5,2%	-0,026	5,2%
Febrero	0,066	0,080	1,4%	0,096	3,0%
Marzo	0,272	0,184	-8,7%	0,181	-9,1%
Abril	-0,153	-0,109	4,4%	-0,142	1,1%
Mayo	-0,086	-0,079	0,7%	-0,008	0,9%
Junio	-0,010	0,012	-0,2%	0,002	-1,2%
Julio	0,042	0,007	-3,5%	0,007	-3,6%
Agosto	-0,063	-0,022	2,7%	-0,034	-2,9%

Nota: Para la simulación estática se estimó el modelo hasta diciembre de 1991. Para la simulación dinámica se reestima el modelo en cada paso, hasta el mes anterior a la predicción. En ambos casos para los valores rezagados se utilizan los valores observados.

Como se puede apreciar en el cuadro 12 los errores obtenidos son bajos, excepto en los meses de enero y marzo, en que hubo una sobreestimación y una subestimación de 5.2 y 8.7 puntos porcentuales respectivamente, en la simulación sin cambio iterativo de parámetros, y de 5.2 y 9.1 en la simulación con cambios iterativos. Lo interesante de destacar, sin embargo, corresponde a los meses de marzo y abril, en que el modelo resulta ser capaz de predecir una buena parte de las fluctuaciones observadas. Así, por ejemplo, en el mes de marzo, con un cambio observado de 0.27, las predicciones están en un rango de 0.18 a 0.19, y en abril, con una caída de -0.15, las predicciones están precisamente en el rango -0.11 a -0.14. Por último, en promedio, la raíz del error cuadrático medio mensual para todo el período enero-agosto, con la simulación que usa al modelo estimado hasta diciembre de 1991, está en el orden de 3.4 puntos porcentuales contra una variación absoluta promedio mensual de cerca de 9.5 puntos porcentuales. Las predicciones obtenidas con modificaciones iterativas resultan ser muy similares a las obtenidas con el modelo estimado hasta diciembre del año anterior e incluso resultan ser algo superiores—lo que demuestra la constancia de los parámetros estimados a lo largo del tiempo. Esto es, no obstante las significativas variaciones observadas durante este año, el modelo no necesita modificar los parámetros para mejorar sus predicciones.

La habilidad del modelo para replicar las importantes variaciones mensuales observadas en la cantidad de dinero durante el presente año permite usar este para descomponer las fuentes posibles de dichas variaciones. En el cuadro 13 se descomponen las variaciones mensuales de marzo y abril en los diversos efectos atribuibles a las variables explicativas del modelo. Como se puede apreciar en el cuadro, una porción significativa de las variaciones puede ser explicada por los cambios en la tasa de interés nominal, la cual está directamente influenciada por las políticas del Banco Central. Se sigue en consecuencia que las variaciones de la cantidad de dinero, lejos de ser "erráticas", han respondido de manera sensible a la política de tasas de interés que ha seguido el Banco Central durante el período bajo estudio.

CUADRO 13

DESCOMPOSICION POR VARIABLES DE LAS PREDICCIONES
(Marzo y abril)

Variable	Marzo	Abril
DLMIS(-1)	-0,0198	-0,0852
D2LMIS(-2)	0,0257	-0,0178
DLCA	0,0231	0,0187
DLCA(-1)	0,0216	0,0266
DLAC(-7)	-0,0056	-0,0134
DLI	0,1269	-0,1434
DLI(-1)	0,0176	0,0700
DLI(-2)	-0,0041	0,0133
D2LICN(-5)	0,0012	-0,0015
ERC(-1)	-0,0052	-0,0143
Total	0,1814	-0,1470

Nota: Para la descomposición se utilizaron los coeficientes de las simulaciones dinámicas.

5. Conclusiones

Este artículo ha presentado las estimaciones de una demanda por dinero mensual para Chile para el período 1982:1-1992:8. Junto con satisfacer restricciones económicas importantes de largo plazo, como ser una elasticidad escala igual a la unidad, la demanda estimada posee bastante flexibilidad en el corto plazo como para acomodar importantes fluctuaciones en los agregados monetarios observados mes a mes. La demanda estimada satisface exigentes tests de estabilidad en el tiempo—no se usan variables mudas excepto para captar efectos estacionales— así como una batería de otros tests estadísticos incluyendo normalidad y ausencia de correlación residual. Por último, la demanda estimada exhibe sistemáticamente un mejor poder predictivo que las demandas por dinero estimadas hasta la fecha en Chile.

No existe consenso entre los economistas respecto de las implicaciones de política que se seguirían de la existencia de una demanda por dinero estable tal como la presentada aquí. Por lo pronto, la evidencia econométrica reportada aquí sugiere fuertemente que no obstante verificarse una demanda por dinero estable para el período considerado, no resulta apropiado concluir que la inflación en Chile sería un fenómeno netamente monetario que actuaría a través de la demanda por dinero. Sin embargo, pueden existir otras vías a través de las cuales el dinero afecte a la inflación. Hasta el momento, la convención que gobierna a la política monetaria, seguida por el Banco Central, ha sido que la demanda por dinero es una función "errática" e inestable, por lo que el instrumento de estabilización primordial de corto plazo debiera ser la tasa de interés. Si bien los hallazgos reportados aquí no desafían directamente esta prescripción de política—aunque sí el razonamiento que conduce a ella— este nuevo cuerpo de evidencia debiera obligar a revisar la potencial importancia que objetivos cuantitativos nominales podrían tener en la política antiinflacionaria. El desafío futuro, por consiguiente, es dilucidar el rol que la demanda por dinero en Chile, la cual se ha probado estable y bien comportada, juega en la determinación del nivel de precios y de actividad de la economía.

NOTAS:

- 1 En una economía abierta un objetivo alternativo podría ser el nivel del tipo de cambio nominal.
- 2 Elasticidades de largo plazo del dinero real respecto del producto menores a uno se podrían explicar por innovación financiera. Elasticidades sustancialmente superiores a uno, sin embargo, son mucho más difíciles de entender desde un punto de vista teórico.
- 3 Una elasticidad escala de demanda superior a uno sería muy difícil de interpretar desde un punto de vista económico. Lucas (1989).
- 4 El efecto devaluación podría estar también captando algo del efecto riqueza esperado.
- 5 Debemos esta sugerencia a Francisco Rosende.
- 6 La reparametrización es también fundamental para resolver los problemas de multicolinealidad que son endémicos a modelos dinámicos no parsimoniosos.
- 7 Esto, corrigiendo por el sesgo de muestra distinta que implica alargar los rezagos.
- 8 Distinto sería el caso si la hipótesis nula fuera una particular forma de autocorrelación residual. En este caso el estadístico en cuestión tendría una distribución no central bajo dicha alternativa y, en consecuencia, aunque no se pudiera rechazar esta alternativa podría continuar habiendo evidencia sustancial a favor de la hipótesis de ausencia de correlación.
- 9 Habría sido difícil aceptar normalidad de los errores con la confianza con que se hizo y, al mismo tiempo, rechazar la nula de ausencia de ARCH.
- 10 Observe que exogeneidad débil y causalidad a la Granger son dos conceptos absolutamente independientes. Véase Engle *et al.* (1983) para una discusión de estos conceptos.
- 11 Basta considerar un proceso marginal simple para estos propósitos. En este caso se consideró un proceso autorregresivo univariado sujeto a la restricción que los errores fueran ruido blanco.
- 12 La inflación no sería un fenómeno "puramente monetario" en el sentido de no quedar determinada a través de la ecuación de demanda por saldos reales. Por supuesto, el dinero podría seguir afectando a la inflación pero por otras vías, y en interacción con otras variables de la economía no modeladas aquí.

Referencias

- AOKI, MASSANAO (1987), *State Space Modeling of Time Series*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, Germany.
- ARRAU, PATRICIO y JOSE DE GREGORIO (1992), "Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico", *Forthcoming Review of Economics and Statistics*.
- BROWN, R.L.; J. DURBIN y J.M. EVANS (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationship Over Time", *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 37.
- DICKEY, D. y W.A. FULLER (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root", *Econometrica*, 49.
- ENGLE, ROBERT (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, N.º 4.
- ENGLE, R. y C. GRANGER (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55.
- ENGLE, R.F.; D. HENDRY y J.F. RICHARD (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51, pp. 277-304.
- FRIDMAN, BENJAMIN (1988), "Lessons on Monetary Policy from the 1980s", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, N.º 3.
- FRIDDMAN, MILTON (1975), "Un Marco Teórico para el Análisis Monetario", en R. Gordon (ed.), *El Marco Monetario de Milton Friedman*, Prentice, México.
- GOLDFELD, S.M. (1973), "The Demand for Money Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3.
- GOLDFELD, S.M. y D. SICHEL (1990), "The Demand for Money", *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1, North Holland.
- HALL, ROBERT (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, N.º 2.
- HENDRY, DAVID y N. ERICSSON (1991), "An Econometric Analysis U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna Schwartz", *The American Economic Review*, March, pp. 8-37.
- HENDRY, DAVID (1988), "The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics", *Oxford Economic Papers*, 40.

- HENDRY, DAVID y J.F. RICHARD (1983), "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics", *Journal of Econometrics*, 20, pp. 3-33.
- HENDRY, DAVID; A. PAGAN y J. SARGENT (1984), "Dynamic Specification", en Griliches Z. y M. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, North Holland.
- HERBERA, LUIS y R. VERGARA (1992), "Estabilidad de la demanda de dinero, cointegración y política monetaria", *Cuadernos de Economía*, 86, Universidad Católica, agosto.
- JOHNSON, I. (1984), "Métodos de Econometría", Editorial Vicens-Vives, Barcelona.
- JUDD, J.P. y J.L. SCADDING (1982), "The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature", *Journal of Economic Literature*, 20.
- LABAN, RAUL (1987), "Evolución de la Demanda por Dinero en Chile (1974-86): Una Aplicación del Filtro de Kalman", *Colección de Estudios CIEPLAN*, N.º 131.
- LABAN, R. (1991), "La Hipótesis de Cointegración y la Demanda por Dinero en Chile: 1974-1988", *Cuadernos de Economía*, N.º 83.
- LUCAS, R. (1989), "Money Demand in the United States: A Quantitative Review", *Journal of Monetary Economics*.
- MANKIW, GREGORY y L. SUMMERS (1986), "Money Demand and the Effects of Fiscal Policies", *National Bureau of Economic Research*, 810, pp. 415-430.
- MATTE, RICARDO y PATRICIO ROJAS (1989), "Evolución Reciente del Mercado Monetario y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile", *Cuadernos de Economía*, 78, Universidad Católica, agosto.
- MCCALLUM, BENNETT (1981), "Price Level Determinacy with an Interest Rate Policy Rule and Rational Expectations", *Journal of Monetary Economics*, 8.
- MCCLAVE, B.P.M. y M.J. HARRISON (1980), "Testing the Constancy of Regression Relationship Over Time Using Least Squares Residuals", *Journal of the Royal Statistical Society C (Applied Statistics)*, 29.
- MELVIN, M. y J. LADMAN (1991), "Coca Dollars and the Dollarization of South America", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, N.º 4.
- PLOBERGER, WERNER y W. KRAMER (1992), "The CUSUM Test with OLS Residuals", *Econometrica*, Vol. 60, N.º 2.
- POOLE, WILLIAM (1970), "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model", *Quarterly Journal of Economics*.
- SARGENT, T. y N. WALLACE (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, Vol. 83, N.º 2.
- SIMS, CHRISTOPHER (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62, pp. 340-51.