

EL CASO DEL DINERO DESAPARECIDO: CHILE, 1984-1986*

FELIPE LARRAÍN B.** , ANÍBAL LARRAÍN C.***

ABSTRACT

Between the third quarter of 1984 and the second one of 1986, Chile's real money balances (seasonally adjusted, real M1) decreased by 11%. In the same period, Gross Domestic Product grew by 12.3% and the effective short-term interest rate systematically decreased. Conventional money-demand models cannot give a consistent explanation of this behavior. We prove that, as it should be expected, conventional money-demand equations make abnormal prediction errors. Similar situations have occurred in numerous industrialized economies and have puzzled many a monetary economist.

In this paper we investigate econometrically three complementary hypothesis—flow disequilibrium, technological change and structural change—to try to explain the above mentioned phenomena. The last two hypothesis have an explicit connection with what is usually known as “financial innovations”.

Finally, we estimate, for the 1976.I-1986.IV period, a non traditional transaction money-demand equation. Such specification has, in addition to the standard variables, a partial adjustment structure (including flow disequilibrium), and a variable that captures the influence of “financial innovations”, with quite satisfactory results.

1. INTRODUCCIÓN

En el cuarto trimestre de 1984 el M1 real desestacionalizado cayó respecto del anterior trimestre en más de un 12%. En el primer trimestre de 1985 el M1 real presentó una leve alza equivalente a un 2%, pero el segundo trimestre del mismo año volvió a caer en un 3,1%. Los siguientes trimestres, considerando hasta el segundo de 1986, el dinero real prácticamente no varió y se mantuvo en los niveles deprimidos que hemos comentado anteriormente.

Durante este mismo período, es decir, cuarto trimestre de 1984 y segundo trimestre de 1986, el Producto Geográfico Bruto aumentó en un 12,3%. La tasa de interés nominal

* El título es una clara alusión al famoso artículo de S.M. Goldfeld “The Case of the Missing Money” (1976). El trabajo se basa en Larraín, A. (1988), tesis dirigida por F. Larraín. Quisiéramos agradecer a Ricardo Matte, a Patricio Rojas y a Francisco Rosende por comentarios a versiones anteriores del mismo.

** Profesor, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

*** Ayudante de Investigación, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

de captación de corto plazo sistemáticamente cayó, excepto por una leve alza el segundo trimestre de 1985, alcanzando los niveles promedio más bajos por más de una década.

La especificación tradicional de la demanda por dinero cuenta entre sus principales argumentos al Producto Geográfico Bruto y la tasa de interés nominal. La conjunción de los hechos antes descritos, es decir, la caída del M1 real, el aumento del producto y la disminución en la tasa de interés, cuestionan fuertemente la teoría elemental de la demanda por dinero. No es de extrañar que cualquiera especificación de la demanda por dinero que haya funcionado correctamente para el período anterior al comentado produzca errores de sobrepredicción importantes a partir de 1985.

En el presente trabajo se intenta dar una explicación al fenómeno antes descrito. A mediados de la década del '70 ocurrió un fenómeno de características similares en los Estados Unidos, conocido generalmente como "El caso del *Missing Money*", a partir del famoso artículo de Goldfeld (1976). La hipótesis que más aceptación ha tenido como explicación es la de las innovaciones financieras y su relación con la demanda por dinero, y es una de aquellas que estudiaremos en este trabajo.

En Chile se cuenta con numerosos trabajos empíricos sobre la demanda por dinero, ya que el tema ha interesado permanentemente¹. Debido a los fuertes cambios estructurales que el país sufrió a partir de 1974 no es de extrañar que se hayan reeditado trabajos sobre este tema al suponerse que, con toda probabilidad, habría habido variaciones importantes en las funciones de demanda por dinero estimadas.

En Barros y Lagos (1979) se presentan estimaciones basadas en un modelo convencional de demanda por dinero para el período 1975-1977 con datos mensuales. El trabajo de Acevedo y Vial (1979) puede ser considerado una extensión del anterior, ya que se utiliza un modelo similar para el período 1976-1979, también usando datos mensuales. El principal aporte de este trabajo lo constituye el estudio sistemático de las expectativas de inflación, ya que se plantean distintos esquemas de formación de las mismas. Lagos (1984), utilizando datos trimestrales para el período 1975-1981, hace también un estudio de la formación de expectativas usando modelos derivados de la teoría de expectativas racionales. Como vemos, el problema de las expectativas ha recibido una creciente atención por parte de los investigadores nacionales. Matte y Rojas (1986) enfocan prácticamente el mismo problema inicial de nuestro estudio: la caída inesperada del dinero a finales de 1984, lo cual estaba llamando crecientemente la atención a los investigadores del tema. En el trabajo citado se plantean varias hipótesis alternativas para explicar este hecho sumamente interesante. Para evitar repeticiones innecesarias intentamos aquí plantear hipótesis complementarias, poniendo el énfasis en el tema de las innovaciones financieras.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la Sección N° 2 se presenta un modelo convencional de demanda por dinero y se destacan sus deficiencias. En la Sección N° 3 se exponen y discuten tres hipótesis alternativas que intentan paliar las deficiencias anteriores. En la Sección N° 4 se presenta una síntesis de los resultados y en la N° 5 se resumen las principales conclusiones. Finalmente, en el Anexo N° 1 se detallan las fuentes donde se obtuvieron los datos y en el Anexo N° 2 se presentan todas las fórmulas.

¹ Ver Heynes (1967), Reichmann (1974), Cortés y Tapia (1974), Ossa (1964), Deaver (1970), Corbo (1982a, 1982b) y Carcovic (1981) para el período anterior a 1974.

2. MODELO CONVENCIONAL DE DEMANDA POR DINERO

Prácticamente desde que el tema ha sido estudiado, dos enfoques distintos han coexistido respecto de la demanda por dinero. El primero, que denominaremos genéricamente demanda por motivo transacción o demanda-transacción, pone el énfasis en el dinero como medio de pago. El segundo, que podemos llamar teoría del dinero como activo o demanda-*portfolio*, supone que el aspecto principal del dinero es ser un depósito de valor. Es indudable que el dinero posee ambas propiedades, lo cual implica que ambos enfoques no deben ser mirados como antagónicos sino más bien como complementarios. La existencia de estos enfoques implica la pluralidad de definiciones de dinero con que generalmente se cuenta. En Chile, por ejemplo, existen versiones restringidas del dinero privado como M1. Este incluye únicamente el circulante y las cuentas corrientes bancarias del sector privado no financiero, netas del canje bancario. El agregado monetario más amplio que se ha definido es M7. Este incluye, además del M1, los depósitos a plazo, los depósitos de ahorro, documentos del Banco Central, Pagarés de Tesorería, Letras de Crédito y depósitos del sector privado en moneda extranjera. Las definiciones chilenas siguen los patrones internacionales al respecto.

Cualquier estudiante de un curso introductorio a la teoría macroeconómica aprende en las primeras lecciones los dos enfoques antes mencionados, pero pocas veces se profundiza en las diferencias importantes que ellos revisten. Aunque existen excepciones², son pocos los trabajos empíricos que definen explícitamente si las especificaciones por estimar responden a un enfoque de transacción o más bien a un enfoque de *portfolio*. Generalmente se presenta una formulación híbrida que, como intentaremos demostrar, introduce una dosis de ambigüedad. De hecho, en los trabajos empíricos se hacen generalmente consideraciones de ambos simultáneamente. A nuestro entender, y este es el punto que desarrollaremos en esta parte del trabajo, este hecho puede ser fuente de inconsistencias importantes si no se tienen en cuenta las diferencias entre ambos enfoques. Es conveniente entonces analizar detenidamente las distintas opciones que se plantean:

i) *Definición del dinero*. Si tenemos en mente el enfoque de transacción, la definición que se debe utilizar habrá de ser aquella restringida únicamente a aquellos medios que frecuentemente se emplean para efectuar transacciones. Es decir, el circulante más los depósitos a la vista correspondientes a cuentas corrientes.

Por el contrario, si se está más bien orientado hacia un enfoque del tipo *portfolio*, la variable dependiente deberá ser más amplia para recoger dentro de ella a todos aquellos activos de características similares en cuanto a retorno y liquidez. Una formulación así deberá trabajar con definiciones tipo M2, M3 o incluso alguna más amplia todavía.

ii) *Variable de escala*. Aquí se agudizan las diferencias. Generalmente se ha utilizado al PGB como variable *proxy* del volumen de transacciones. Existen otras, como por ejemplo el total de débitos bancarios³, aunque su uso es bastante menos común.

En un enfoque de tipo *portfolio* se busca más bien una variable que logre captar los cambios en riqueza, los cuales no tienen por qué estar correlacionados *a priori* con los cambios en el volumen de transacciones. Por esta razón, en este enfoque se prefieren estimaciones del ingreso permanente o directamente alguna variable que intente cuantificar la riqueza poseída por los agentes económicos.

² Ver, por ejemplo Lieberman (1977) y Duesenberry (1963).

³ Los débitos bancarios corresponden al valor total de los cheques girados durante un período de tiempo.

iii) *Costo alternativo*. El enfoque de transacción utiliza como medida del costo alternativo la tasa de interés nominal para depósitos de corto plazo, por ejemplo, a tres meses. La razón de esta práctica es que se considera a este tipo de depósitos como los más sustitutos del dinero y, por lo tanto, su retorno sería una adecuada medida del costo alternativo de mantener saldos de dinero.

El enfoque de *portfolio* no niega generalmente la conveniencia de incluir esta tasa nominal de interés de corto plazo como medida del costo alternativo, pero la considera del todo insuficiente. Por ello, los autores que utilizan un enfoque de *portfolio* tienden a incluir una amplia gama de tasas de interés y de rentabilidades, no sólo de activos monetarios sino que también de bonos, debentures, acciones, etc.

Del análisis de Friedman (1959), Laidler (1977) y otros, se desprende que la tasa de inflación debe ser incorporada a la especificación de la demanda por dinero como una variable independiente de la tasa de interés. Esta variable se suele introducir, o bien utilizando su valor efectivo o bien su valor esperado. A veces se añade como una nueva variable y a veces se elimina la tasa de interés nominal, creando una nueva variable que equivale a la suma de la tasa de interés real más la tasa de inflación (usualmente la esperada). Las razones de usar uno u otro de los procedimientos están generalmente determinadas por restricciones prácticas (carencia de buenos datos, por ejemplo) más que por consideraciones teóricas.

En el enfoque de transacción, sobre todo en su versión de la teoría cuantitativa, sin olvidar por cierto los supuestos del modelo clásico, es fácil concluir que todo el exceso de dinero por sobre aquél necesario para financiar originalmente un volumen de transacciones, repercutirá finalmente en un alza en el nivel de precios que acomode la oferta nominal de dinero a las necesidades de los agentes económicos. En esta formulación, la tasa de inflación no es en sí misma una variable independiente. Se puede argumentar que en especificaciones posteriores como la de Baumol, la tasa de inflación entra a través de la tasa de interés nominal, pero esto exige que esta última sea equivalente en todo momento a la tasa de interés real más la tasa de inflación, lo cual no parece ser siempre efectivo.

El rol propio a la tasa de inflación se debe a trabajos en la línea del enfoque *portfolio*, con lo cual se agrega una diferencia importante.

iv) *Gastos de corretaje*. Para el enfoque de transacción, la variable denominada gastos de corretaje es de gran importancia teórica. Por gastos de corretaje se entienden los costos de convertir un activo financiero, como un depósito a plazo, por ejemplo, en dinero, es decir, comisiones, valor del tiempo necesario para realizar la operación, molestias por las filas en los bancos, etc. La práctica usual a la hora de implementar económicamente esta teoría ha sido desconocer esta importancia. El problema se ha obviado al suponer que tales gastos son constantes. Nadie sostiene la realidad de este supuesto, pero poco se ha hecho al respecto. Si se utiliza un enfoque de transacción y se toma en consideración lo que hemos denominado innovaciones financieras parece completamente necesario enfrentar de alguna manera el problema.

El enfoque de *portfolio* minimiza la importancia de los gastos de corretaje y suele implícitamente desconocer su influencia.

En este trabajo nos proponemos estimar explícitamente una demanda-transacción por dinero. Tal como ya se discutió, esto condiciona tanto la especificación del modelo como las variables por utilizar. El modelo empleado en esta sección puede resumirse en las siguientes ecuaciones:

$$(2.1) \quad \ln m_t^d = a_0 + a_1 \cdot \ln Y_t + a_2 \cdot i_t$$

$$(2.2) \quad \ln m_t - \ln m_{t-1} = \phi \cdot (\ln m_t^d - \ln m_{t-1}); 0 < \phi \leq 1$$

$$(2.3) \quad \ln m_t = \ln m_t^s$$

donde:

m_t^d = Demanda de largo plazo por saldos reales de dinero en el período t.

m_t = Demanda de corto plazo por saldos reales de dinero en el período t.

m_t^s = Oferta de saldos reales de dinero en el período t.

Y_t = Producto Geográfico Bruto real en el período t.

i_t = Tasa de interés nominal de corto plazo en el período t.

La ecuación (2.1) es una adaptación de la propuesta por Baumol (1952) y Tobin (1956). Haciendo algunas transformaciones a la fórmula original de Baumol obtenemos:

$$(2.4) \quad \ln m_t = a_0 \cdot \ln b_t + a_1 \cdot \ln VT_t + a_2 \cdot \ln C_t$$

donde:

m_t = Dinero real en t.

b_t = Gastos reales en corretaje en t.

VT_t = Volumen real de transacciones en el período t.

C_t = Tasa de rentabilidad del activo alternativo al dinero en el período t.

Para implementar econométricamente este modelo hay que buscar variables observables como contrapartida a las variables teóricas. Teniendo presente que queremos estimar una demanda transacción la definición del dinero utilizada será M1, ya que agrupa adecuadamente los activos líquidos que actúan como medio de pago. Matte y Rojas (1986) han propuesto una hipótesis que se vincula estrechamente con el tema que aquí comentamos. Los autores postulan que existiría un problema en la medición de M1, concretamente con el tratamiento del canje bancario. Esto último incluiría una serie de documentos a la vista, los cuales no debieran ser restados de los depósitos a la vista para obtener la correcta medición de M1. Los autores se refieren principalmente a los vales vista. Para corregir este error, crean un nuevo agregado monetario denominado M1 Ampliado (M1A) que incluye, además de las partidas tradicionales, la cuenta "otros depósitos a la vista", distintos de las cuentas corrientes. Si bien es cierto que la definición de M1 tradicional adolece de la deficiencia que postulan los autores, también es cierto que no todas las partidas incluidas en la cuenta "otros depósitos a la vista" son mantenidas o sirven como un medio de pago. Aunque es indudable que existen transacciones efectuadas hoy día a través de vales vista, no todos ellos son efectivamente usados como medio de pago. Por ejemplo, en las grandes licitaciones es común que se creen numerosos vales vista de gran denominación, muy pocos de los cuales son efectivamente usados, siendo los demás finalmente destruidos. Esto último también implica que el volumen de vales vista pueda ser fuertemente influido por eventos que nada tienen que ver con transacciones efectivamente realizadas. También son incluidos en la cuenta "otros depósitos a la vista" los depósitos a plazo que se han vencido, muchos de los cuales, después de un período de 3 días, son renovados automáticamente y, por lo tanto, es dudoso que sean mantenidos como medio de pago. Nos parece que si bien M1A responde a un problema real, la solución que entrega es aún parcial. Matte y Rojas (1986) fundamentan su preferencia por la definición de M1A, debido a la mayor estabilidad

que ha mostrado respecto al tradicional M1, sobre todo en este último tiempo. La caída de M1 a fines de 1984 también está presente en M1A, pero en menor magnitud, y su recuperación a los anteriores niveles ha sido más rápida que en el caso de la definición tradicional. Aparte del problema puntual que comentan Matte y Rojas, y que debiera ser solucionado, M1 recoge los principales medios de pago y nos parece el adecuado dentro de un enfoque de transacción como es el que hemos adoptado.

Debido a los problemas para cuantificar los gastos en corretaje se adopta generalmente el supuesto que permanece constante a lo largo del período por estimar, por lo cual esta variable se transforma en una constante. Si durante el período analizado los gastos de corretaje no han sido constantes en términos reales todos los parámetros estarán sesgados, con lo cual se está cometiendo un error de estimación. Cuando se analice la hipótesis de cambio tecnológico se intentará corregir este problema.

Como medida del volumen de transacciones hemos escogido el Producto Geográfico Bruto real, suponiendo implícitamente que la relación entre ambas variables no cambia durante el período en estudio. Tal como habíamos comentado, los autores que tratan el tema no suelen definir claramente qué enfoque están utilizando. Acevedo y Vial (1979) utilizan como variable de escala el ingreso real esperado construido en base a índices de producción. Barros y Lagos (1979) también utilizan índices de producción, pero construyen la variable de escala haciendo uso de un procedimiento de expectativas adaptativas. Matte y Rojas (1986) utilizan el PGB real, pero justifican su elección, no por ser una medida del volumen de transacciones, sino que como *proxy* del ingreso permanente, desestimando aproximaciones mediante rezagos distribuidos del ingreso corriente. El enfoque de transacción conceptualiza al dinero más como un insumo que como un bien. Es por ello que se opta por variables que intenten medir la actividad económica y no la riqueza o ingreso permanente y por lo cual utilizamos el valor efectivo del PGB real.

Como medida del costo de mantener dinero empleamos la tasa de interés nominal de captación de corto plazo (30 - 90 días). Consideramos que constituye una buena aproximación a la variable propuesta por Baumol y por lo tanto responde adecuadamente al enfoque de transacciones. Como ya habíamos comentado, tanto Acevedo y Vial (1979) como Lagos (1984) centran principalmente su trabajo en el estudio de las expectativas de esta variable, por lo que sus principales conclusiones nos pueden resultar de utilidad. La impresión dejada por ambos estudios es que no se suelen cometer grandes errores de predicción, en el sentido de que la inflación es adecuadamente anticipada por los agentes económicos. Por otra parte, el período bajo estudio no puede ser descrito como de hiperinflación, lo cual obligaría a tratar la formación de expectativas de inflación explícitamente, tal como se deriva de Cagan (1956). Por esta razón decidimos utilizar los valores efectivos, evitando tratar explícitamente el tema de las expectativas en esta ocasión. Por otra parte, la utilización de los valores observados puede ser conceptualizada como un caso extremo de expectativas racionales.

La ecuación (2.2) refleja la estructura de ajuste parcial originalmente propuesta por Chow (1966). Este mecanismo es utilizado por Acevedo y Vial (1979), Barros y Lagos (1979) y Matte y Rojas (1986). Su uso constituye una práctica generalizada en la estimación de la demanda por dinero cuando se utilizan datos de corto plazo (trimestrales). La justificación de la inclusión de este mecanismo se encuentra en la existencia de costos de transacción que implican que el ajuste instantáneo ante cambios en las variables independientes puede resultar no óptimo. El agente económico debe comparar los costos inherentes al hecho de encontrarse fuera de la situación de equilibrio de largo plazo con los costos de transacción antes mencionados, los cuales determinan una velocidad de ajuste (ϕ). De la conjunción de (2.1) y (2.2) se deriva:

$$(2.5) \ln m_t = b_0 + b_1 \ln Y_t + b_2 i_t + b_3 \ln m_{t-1}$$

donde:

$$b_0 = a_0 \cdot \phi$$

$$b_1 = a_1 \cdot \phi$$

$$b_2 = a_2 \cdot \phi$$

$$b_3 = 1 - \phi$$

$$0 < \phi \leq 1$$

De hecho, la ecuación que se estima es (2.5), la cual corresponde a la demanda de corto plazo, observable directamente.

Por último, la ecuación (2.3) corresponde a la condición de equilibrio del mercado del dinero. Supone que la oferta monetaria se adapta en todo momento a los cambios en la demanda por dinero de corto plazo. Este supuesto no está exento de bastantes críticas, que más tarde analizaremos.

En el cuadro N° 1 se presentan los principales resultados de estimación de la ecuación (2.5), la cual denominaremos especificación convencional de la demanda por dinero. La estimación (2.5.1), nuestra estimación inicial, posee un buen ajuste, pero serios problemas. El estadígrafo h de Durbin denuncia autocorrelación, lo cual es gravísimo en formulaciones con variable endógena rezagada (m_t en nuestro caso), ya que los estimadores MICO no son ni siquiera consistentes⁴. Por otra parte, el coeficiente del producto (b_1) no es significativo. Como se puede apreciar en el Gráfico N° 1, la ecuación tiende a subestimar durante la primera parte del período y a sobreestimar en la segunda.

La estimación (2.5.2) arregla el problema de la autocorrelación, obteniendo un valor para Rho mayor que 0.9 y estadísticamente significativo. El estadígrafo h no denuncia autocorrelación de primer orden y el coeficiente del producto (b_1) pasa a ser estadísticamente significativo al igual que todos los demás. Pero los coeficientes estimados cambian bruscamente de valor. Como se puede observar en el Cuadro N° 1 el valor estimado para b_1 pasa de 0.13 a 0.26, lo que implica un cambio en la elasticidad producto (a_1) desde 0.53 a 0.37. b_2 disminuye de -0.121 a -0.046, mientras que el coeficiente de ajuste cambia desde 0.25 hasta 0.71, es decir, aumentando en un 184%. Como vemos, los coeficientes estimados difieren sustancialmente respecto de la formulación (2.5.1). La tendencia a sobrepredicir en la última parte del período se mantiene aún cuando se corrige la autocorrelación. En conclusión, los resultados tanto de (2.5.1) como de (2.5.2) son muy poco satisfactorios a pesar de los altos R^2 obtenidos.

El objetivo primordial de este trabajo es estudiar el comportamiento del dinero durante estos últimos años. Esto, debido a que a pesar de los aumentos en producto y disminución de la tasa de interés, no ha aumentado en proporción M1. Para estudiar este fenómeno se reestimó la ecuación (2.5) para el período comprendido entre 1976 y el tercer trimestre de 1984, ya que, como indican Matte y Rojas (1986), es durante el cuarto trimestre de 1984 cuando empiezan los problemas aludidos. Los resultados se encuentran en el Cuadro N° 1 y no dejan de ser sorprendentes.

⁴ Ver Johnston (1980, p. 237).

CUADRO N° 1

RESULTADOS ESTIMACIONES MODELO CONVENCIONAL. *1

$$(2.5) \quad \ln m_t = b_0 + b_1 \cdot \ln y_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot \ln m_{t-1}$$

$$a_0 = b_0/\phi; a_1 = b_1/\phi; a_2 = b_2/\phi; \phi = 1 - b_3$$

PERIODO	METODO	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	a ₀	a ₁	a ₂	φ	Rho	h	SEE	R ²
76:1, 86:2	OLSQ (2.5.1)	1,07 (0,76)	0,13 (0,93)	-0,021 (3,00)*	0,75 (13,2)*	4,32	0,53	-0,085	0,25	-	1,94*	0,054	0,965
76:1, 86:2	AR1 (2.5.2)	4,59 (3,10)*	0,26 (2,28)*	-0,046 (7,33)*	0,29 (3,03)*	6,03	0,37	-0,065	0,71	0,91 (16,1)*	-1,40	0,044	0,990
76:1, 84:3	OLSQ (2.5.3)	-0,89 (0,71)	0,42 (3,10)*	-0,027 (4,36)*	0,63 (10,7)*	2,38	1,12	-0,075	0,38	-	0,03	0,045	0,983
76:1, 84:3	AR1 (2.5.4)	-0,96 (0,77)	0,43 (3,15)*	-0,027 (4,33)*	0,63 (10,8)*	2,57	1,14	-0,072	0,37	-0,019 (0,10)	0,10	0,045	0,983

*1: Los números entre paréntesis corresponden a los valores absolutos del estadígrafo t-Student.

* Indica estadísticamente significativo al 5%. ** Indica estadísticamente significativo al 10%.

OLSQ: Ordinary Least Squares. MICO.

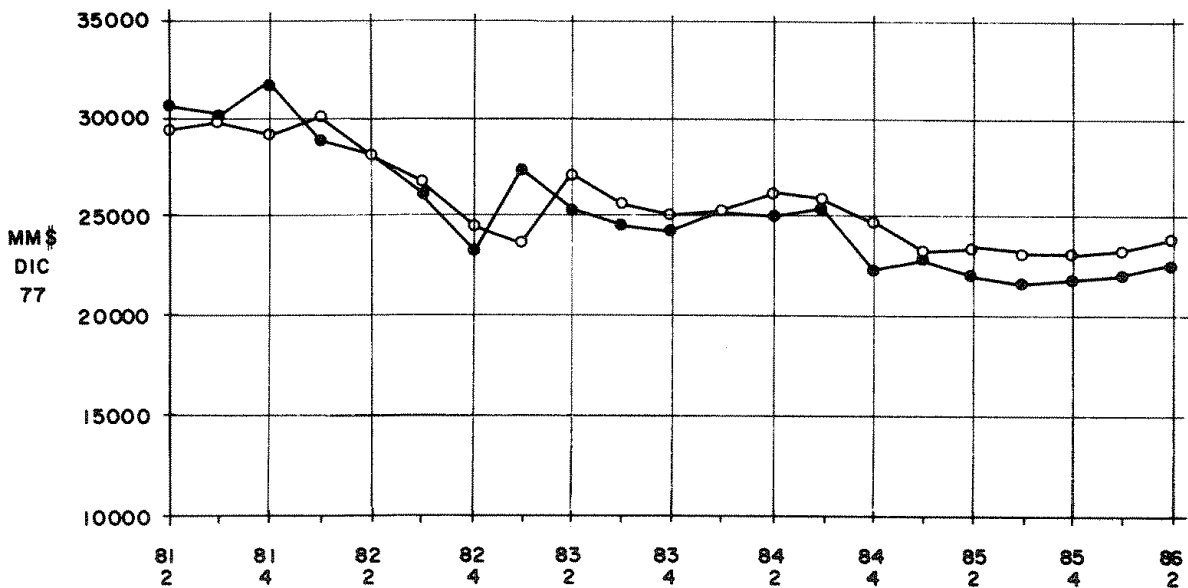
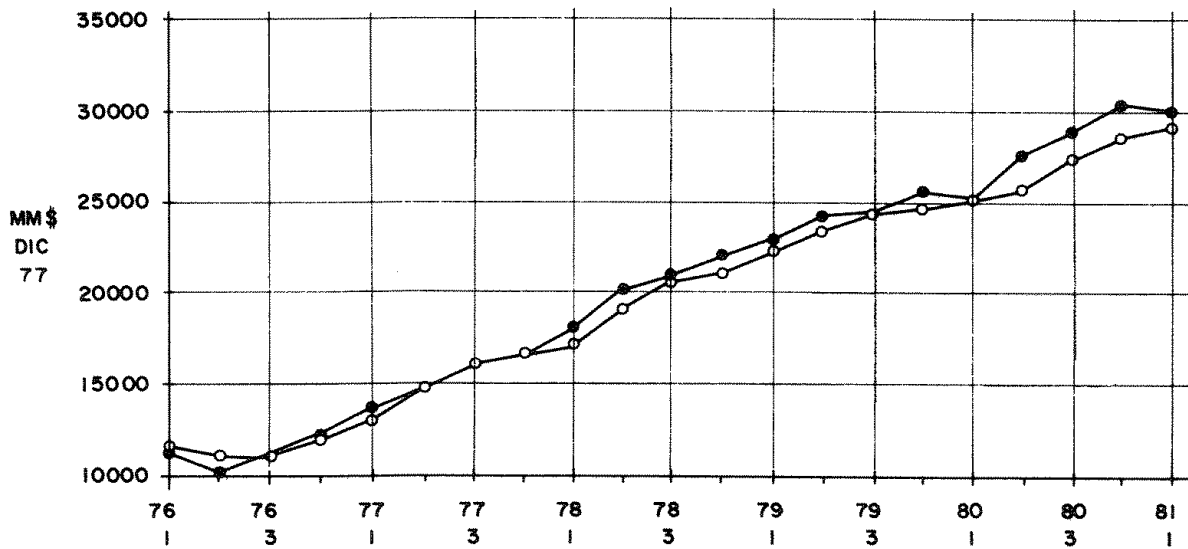
AR1: Maximum likelihood Iterative Technique. Algoritmo que corrige autocorrelación de primer orden y estima Rho. El método corresponde al algoritmo de Beach y MaKinnon (1978).

h: Estadígrafo de Durbin. Cuando h tiene un asterisco indica que se rechaza la hipótesis nula de que no existe autocorrelación al 5%.

SEE: Error estándar de la regresión.

R²: Coeficiente de correlación múltiple corregido por los grados de libertad.

GRAFICO 1



● : M1 Real Efectivo. Cifras desestacionalizadas.
 ○ : M1 Real correspondiente a los valores ajustados de la ecuación (2.5.1).

La ecuación (2.5.3), estimado por MICO, deja de presentar el problema de autocorrelación. La ecuación (2.5.4) apoya este hecho al estimar un Rho igual a $-0,02$ que no resulta estadísticamente significativo y cuyos coeficientes son prácticamente idénticos a los de la ecuación (2.5.3). Los coeficientes estimados en la ecuación (2.5.3) no difieren sustancialmente de la (2.5.1) (la que presenta autocorrelación), con excepción del coeficiente para el producto. Esto se refleja en que la elasticidad producto de largo plazo (a_1) alcance niveles superiores a 1, mientras que en el período mayor era aproximadamente de 0.5. Este hecho quizás explique el poco poder predictivo de la ecuación (2.5.3), a pesar de que los resultados para el período menor son satisfactorios.

Los resultados de predicción se presentan en el Gráfico Nº 2 y en el Cuadro Nº 2. La ecuación convencional, utilizada para predecir el período comprendido entre 1984:4 y 1986:2, sobreestima sistemáticamente. La estimación estática de (2.5.3) para 1986:2 tiene un error de más del 14%, mientras que en la dinámica es superior al 35%. Los resultados, utilizando (2.5.4), son incluso peores⁵.

Los resultados presentados recuerdan el caso del *missing money*, ya que justamente el principal síntoma es una tendencia sistemática a sobrepredecir. Lo más sorprendente de nuestras estimaciones está en el hecho de que, añadiendo las últimas 7 observaciones, la ecuación presenta autocorrelación y su desempeño es muy poco satisfactorio. Tal como se recuerda en Matte y Rojas (1986), existe cierta evidencia internacional para apoyar una regularidad empírica entre el ciclo económico y el desempeño de las funciones convencionales de demanda por dinero. Goldfeld (1976), por ejemplo, ha detectado que para el caso de Estados Unidos, en períodos donde se acelera la tasa de crecimiento del producto y la tasa de interés se encuentra en niveles bajos, la función estimada de demanda por dinero subestima sistemáticamente la cantidad efectiva de saldos reales de dinero. Lo contrario se observa en la fase descendente del ciclo económico, donde las funciones sobrepredicen la cantidad real de dinero existente en la economía. Tal como se puede observar en el Gráfico Nº 1, el caso chileno refleja un comportamiento similar desde el principio del período bajo estudio hasta finales del año 1984, pero esta situación se rompe bruscamente a partir de ese momento. A pesar de que, tal como ya hemos visto, en 1985 y 1986 aumenta el PGB y disminuyen las tasas de interés, la función continúa sobreprediciendo en vez de comenzar a subpredecir. "Algo" que justifique este hecho ha tenido que pasar en este último tiempo con la demanda por dinero.

Es común que los trabajos empíricos sobre demanda por dinero presenten ecuaciones fuertemente autocorrelacionadas. Si bien existen técnicas econométricas que logran subsanar este problema para propósitos de estimación, la autocorrelación constituye también un desafío teórico. La omisión de variables importantes, aunque no constituye la única causa, puede ser considerada una de los principales responsables del problema de autocorrelación⁶. Otra de las causas importantes es la existencia de cambios estructurales. Así, la aparición de autocorrelación puede indicar que algo está fallando en la especificación del modelo. Para verificar por lo tanto nuestra especificación, utilizaremos el procedimiento propuesto por Plosser y Schwert (1978). La idea central de los autores es que si el modelo está correctamente especificado para el nivel de las variables, las regresiones que utilizan las primeras diferencias debieran corroborar los resultados. Por otra parte, si existe una mala especificación del modelo, en el sentido en que se han omitido

⁵ La proyección estática utiliza los valores efectivos para la variable endógena rezagada (m_t) mientras que la dinámica usa los valores simulados por la ecuación. Siguiendo a Hein (1980), concentraremos nuestra atención en la proyección estática, al ser la dinámica una suma de errores estáticos; generalmente se entregarán ambas para poder comparar.

⁶ Ver Johnston (1980, p. 237).

CUADRO N° 2

RESULTADOS SIMULACIONES MODELO CONVENCIONAL. *1

$$(2.5) \quad \ln m_t = b_0 + b_1 \cdot \ln y_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot \ln m_{t-1}$$

$$a_0 = b_0/\phi; a_1 = b_1/\phi; a_2 = b_2/\phi; \phi = 1 - b_3$$

Período	Ecuación (2.5.3) estática		Ecuación (2.5.3) dinámica		Ecuación (2.5.4) estática		Ecuación (2.5.4) dinámica	
	Error	Error %	Error	Error %	Error	Error %	Error	Error %
84:4	-2.775	12,4	-2.775	12,4	-2.811	12,6	-3.534	15,8
85:1	-1.512	6,6	-3.557	14,7	-3.356	14,7	-3.863	16,9
85:2	-2.419	10,9	-4.614	20,9	-4.627	20,9	-4.958	22,4
85:3	-2.561	11,8	-5.615	25,9	-5.614	25,9	-5.836	26,9
85:4	-2.704	12,4	-6.500	29,8	-6.499	29,8	-6.649	30,4
86:1	-2.735	12,3	-7.136	32,2	-7.137	32,2	-7.236	32,6
86:2	-3.218	14,2	-8.156	36,1	-8.162	35,9	-8.230	36,3
Promedio	-2.560,0	11,5	-5.479,0	24,6	-5.458,0	24,6	-5.758,0	25,9
Desviación	524,2	2,4	1.946,2	8,9	1.972,9	8,8	1.745,1	7,8

*1: Las ecuaciones indicadas son estimadas para el período 76:1-84:3. Los coeficientes obtenidos se utilizan para el período 84:4-86:2.

Error: Diferencia entre el valor efectivo y el valor simulado.

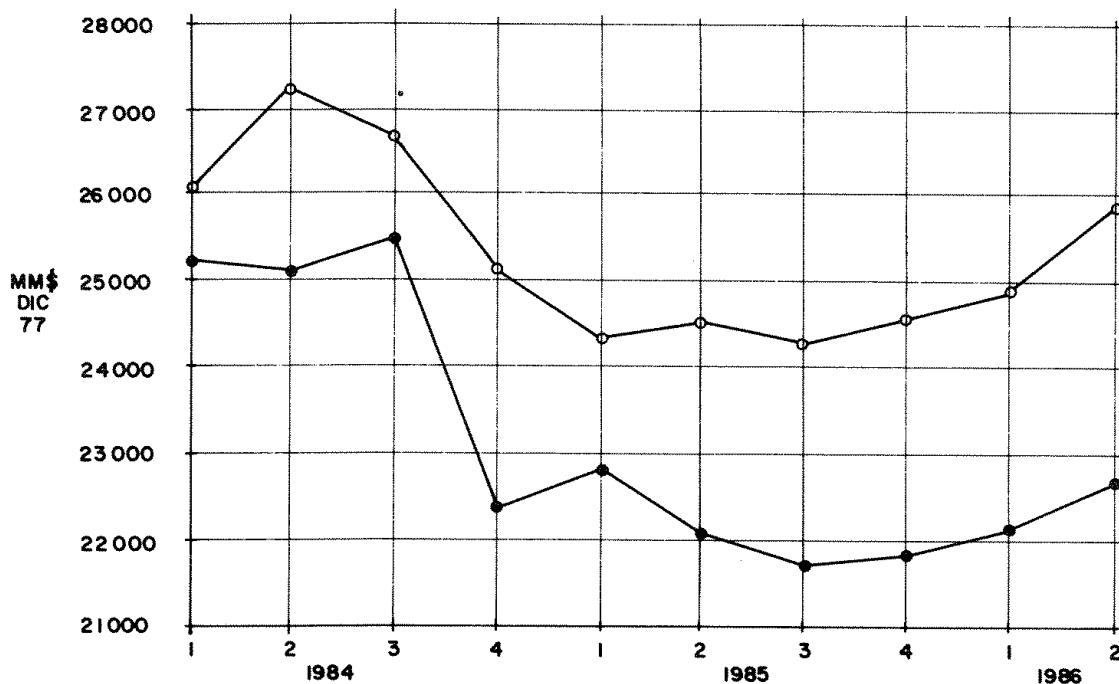
Error %: Diferencia entre el valor efectivo y el simulado, dividida por el valor efectivo, en términos porcentuales.

Promedio: Promedio del error absoluto o del error porcentual para el período 84:4-86:2.

Desviación: Desviación estándar para el error absoluto o el error porcentual para el período 84:4-86:2.

variables explicativas, u otro tipo de errores como de medición de las variables o agregación de las mismas, las regresiones que utilizan las primera diferencias entregan resultados sustancialmente diferentes a las regresiones que utilizan los niveles de las variables. Los autores proponen, en definitiva, que la estimación hecha empleando primeras diferencias constituye un test crudo para una correcta especificación del modelo que se estimará.

GRAFICO 2



- : M1 Real Efectivo. Cifras desestacionalizadas.
 —○— : M1 Real: 84:1 – 84:3 Valores ajustados de la ecuación (2.5.3).
 84:4 – 86:2 Valores simulados estáticamente con la ecuación (2.5.3).

En el Cuadro Nº 3 se presentan estimaciones de (2.5) utilizando primeras diferencias de las variables. Los resultados corroboran los problemas que venimos observando. Para ambos períodos, aunque el estadígrafo h no denuncia autocorrelación, la utilización del método de estimación AR1 obtiene valores estadísticamente significativos para Rho , en ambos casos aproximadamente 0.4. La ecuación (2.5.6) muestra que cuando la formulación es corregida por autocorrelación los parámetros estimados sufren cambios sustanciales respecto a (2.5.5), al igual que en el caso en que se utilizaron los niveles de las variables. A su vez, la comparación entre (2.5.5) y (2.5.6) con (2.5.1) y (2.5.2) presenta diferencias importantes, denunciando problemas de especificación, tal como Plossen y Schwert postulan.

CUADRO N° 3

RESULTADOS ESTIMACIONES MODELO CONVENCIONAL.
VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIAS. *1

$$(2.5) \quad \ln m_t = b_1 \cdot \Delta \ln y_t + b_2 \cdot \Delta i_t + b_3 \cdot \Delta \ln m_{t-1}$$

$$a_1 = b_1/\phi; a_2 = b_2/\phi; \phi = 1-b_3$$

PERIODO	METODO	b ₁	b ₂	b ₃	a ₁	a ₂	φ	Rho	h	SEE	R ²
76:1, 86:2	OLSQ (2.5.5)	0,25 (2,28)*	-0,044 (7,01)*	0,23 (2,23)*	0,32	-0,057	0,77	-	1,49	0,043	0,552
76:1, 86:2	AR1 (2.5.6)	0,23 (1,83)*	-0,042 (6,69)*	0,40 (4,51)*	0,65	-0,119	0,60	-0,38 (2,62)*	-0,36	0,041	0,695
76:1, 84:3	OLSQ (2.5.7)	0,25 (2,11)*	-0,044 (5,86)*	0,21 (1,80)*	0,32	-0,055	0,79	-	-1,38	0,047	0,489
76:1, 84:3	AR1 (2.5.8)	0,24 (1,70)*	-0,044 (5,86)*	0,39 (3,85)*	0,39	-0,069	0,61	-0,39 (2,40)*	-0,42	0,045	0,681

*1: Ver nota Cuadro N° 1.

Δ : Operador de primeras diferencias. Ej.: Δ ln m_t = ln m_t - ln m_{t-1}.

Para el período 1976:1-1984:3, la utilización de primeras diferencias vuelve a reflejar cambios notorios. Si bien es cierto que las ecuaciones (2.5.3) y (2.5.4.) son suficientemente robustas, la comparación con (2.5.7) y (2.5.8) muestra variaciones inexplicables. b_1 pasa de valores como 0.42 a 0.25. b_2 , a su vez, de 0.027 a 0.04. Esto implica que a_2 cambie de 1.12 a 0.39, por ejemplo. La velocidad de ajuste (ϕ) sube desde 0.38 a 0.79, etc. Esta última evidencia presentada demuestra que los problemas con la demanda por dinero no debemos consignarlos a estos últimos años y que el error de especificación puede abarcar a todo el período.

Queremos añadir que en este trabajo hemos considerado que el problema de autocorrelación que aparece en nuestras estimaciones lo hemos interpretado básicamente como un síntoma de mala especificación del modelo. Hay que tener presente que la autocorrelación, tal como indican Carr y Darby (1981), sesga el parámetro de ajuste (ϕ) hacia 0, afectando también la estimación de todos los demás parámetros de corto plazo a través de ϕ . Como ya hemos comentado, la autocorrelación puede surgir debido a otras causas distintas de la mencionada. Granger y Newbold (1974), por ejemplo, proponen estimar en primeras diferencias para reducir posibles problemas de autocorrelación debido a tendencias. En nuestro caso este procedimiento no obtuvo buenos resultados, ya que la autocorrelación siguió presente al utilizar las variables en primeras diferencias. La agregación de los datos económicos, específicamente el empleo de promedios en vez de saldos, puede ser también una fuente de autocorrelación, tal como sugiere Roley (1985). Otra posible explicación de la autocorrelación puede ser el método adoptado para desestacionalizar la serie del dinero. El procedimiento utilizado por nosotros es básicamente el de promedios móviles geométricos. Existen otros métodos más sofisticados, como pueden ser el análisis espectral o paquetes estadísticos como el X-11 ARIMA, los que no pudieron ser usados por no disponer de ellos. A pesar de lo anterior, consideramos que al no estar siempre presente la autocorrelación, si varía, por ejemplo, el período de estimación o se hace uso de distintas variables, ésta se debe más bien a los problemas de correcta especificación del modelo o bien de cambio estructural, lo que no implica que la posibilidad de investigar con nuevos datos o desestacionalizar con métodos más modernos pueda resultar en mejoras en las estimaciones.

En la siguiente sección del trabajo se estudiarán diversas hipótesis que intentan de alguna manera paliar los problemas observados con la formulación convencional de la demanda por dinero. La utilización del modelo convencional resulta en ajustes extraordinariamente altos (en términos de R^2), a pesar de cometer errores de estimación considerables para los períodos 81:4, 83:1 y a partir del primer trimestre de 1985. Cuando el modelo convencional se estima hasta el período 84:3 y, a partir de los parámetros estimados se predice la cantidad de dinero para el período 1984:4-1986:2, se cometen grandes errores de sobrepredicción. En resumen, el modelo convencional de demanda por dinero arroja una intrigante combinación de R^2 muy altos, problemas de autocorrelación serios, problemas de predicción importantes y gran variación de los parámetros estimados, dependiendo de qué período o método de estimación se utilice, lo cual resulta aparentemente contradictorio.

3. HIPÓTESIS ALTERNATIVAS

Debido a lo poco satisfactorio de los resultados presentados en la sección anterior, se intentó mejorar nuestra formulación, para lograr dar cuenta del comportamiento exhibido por el dinero durante el período en estudio.

En esta sección se revisarán tres hipótesis complementarias: desequilibrio de flujos, cambio tecnológico inducido por las innovaciones financieras y cambio estructural en la demanda por dinero.

A. Desequilibrio de flujos

Una de las áreas que ha concitado mayor atención de los investigadores de la demanda por dinero ha sido la naturaleza del ajuste parcial de la demanda de largo plazo y el supuesto de la endogeneidad de la oferta monetaria. La literatura reciente plantea diversas alternativas que revisaremos brevemente⁷.

Chow (1966) es el primero en proponer un ajuste parcial en la demanda por dinero de largo plazo, lo que da origen a una demanda de corto plazo. Si:

$$(3.1) \ln m_t^d = a_0 + a_1 \cdot \ln Y_t + a_2 \cdot i_t$$

donde (3.1) es equivalente a la demanda de largo plazo utilizada en la sección anterior. El ajuste propuesto por Chow es:

$$(3.2) \ln m_t - \ln m_{t-1} = \phi \cdot (\ln m_t^d - \ln m_{t-1})$$

combinando (3.1) y (3.2) se obtiene:

$$(3.3) \ln m_t = \phi \cdot \ln m_t^d + (1 - \phi) \cdot \ln m_{t-1}$$

Es decir, la demanda de corto plazo es un promedio de la demanda de largo plazo en el período corriente y de la cantidad de dinero mantenida en el período anterior. La razón de utilizar este ajuste parcial reside en el hecho de que los cambios en las variables independientes de la demanda de largo plazo, debido a la existencia de costos de transacción, no sólo influyen en el período contemporáneo en que tienen lugar, sino que sus efectos pueden verificarse durante varios períodos consecutivos.

En Goldfeld (1976) encontramos una alternativa a la estructura propuesta por Chow. Para Goldfeld, el ajuste no es de las magnitudes reales sino que nominales. Implícitamente este esquema considera a la inflación como un fenómeno real, ya que el público ajusta su demanda real por dinero a través de inducir crecimientos en la oferta nominal de dinero permitidos por las autoridades monetarias. Goldfeld propone como ajuste:

$$(3.4) \ln M_t - \ln M_{t-1} = \phi \cdot (\ln m_t^d \cdot P_t - \ln M_{t-1})$$

donde

M_t : Cantidad nominal de dinero en t.

P_t : Nivel de precios en t.

conjugando (3.1) y (3.4) se obtiene:

$$(3.5) \ln m_t = \phi \cdot \ln m_t^d + (1 - \phi) \cdot \ln(M_{t-1}/P_t)$$

⁷ En Hetzel (1984) se resumen los principales enfoques sobre este punto.

o bien la expresión equivalente:

$$(3.5') \quad 1n m_t = \phi \cdot 1n m_t^d - (1 - \phi) \cdot \pi_t + (1 - \phi) \cdot 1n m_{t-1}$$

donde $\pi_t = 1n P_t - 1n P_{t-1}$, es decir la tasa de inflación.

Otra alternativa sustancialmente diferente es la propuesta, entre otros, por Coats (1982) y Fama (1982). La inflación es considerada por estos autores como un fenómeno eminentemente monetario. Por lo tanto, el público ajusta sus saldos reales de dinero a través de movimientos en el nivel de precios. Esta variación del nivel de precios permite ajustar la cantidad nominal de dinero deseada a la suministrada exógenamente por las autoridades monetarias. El ajuste que implica esta teoría es del tipo

$$(3.6) \quad 1n P_t - 1n P_{t-1} = \phi \cdot (1n M_t - 1n m_t^d \cdot P_{t-1})$$

Combinando (3.1) y (3.6) se obtiene la siguiente demanda de corto plazo por dinero

$$(3.7) \quad 1n m_t = \phi \cdot 1n m_t^d + (1 - \phi) \cdot 1n (M_t / P_{t-1})$$

Haciendo algunas transformaciones (3.7) se puede expresar como:

$$(3.7') \quad 1n m_t = 1n m_t^d + [(1 - \phi) / \phi] \cdot \pi_t$$

Los tres modelos revisados con anterioridad se plantean, en el fondo, cómo es el ajuste ante cambios en los argumentos de la demanda de largo plazo por dinero. En el de Chow se ajustan las cantidades reales, lo que se logra con una combinación de ajustes en la cantidad nominal de dinero y del nivel de precios. El de Goldfeld plantea un extremo, ya que lo que se ajusta es exclusivamente la cantidad nominal de dinero, suponiendo una endogeneidad completa de la oferta de dinero. El ajuste propuesto por Coats es el otro extremo: la oferta de dinero es exógena y el nivel de precios se mueve para lograr que las tendencias de saldos reales de dinero sean de equilibrio. Como vemos, el modelo de Chow se sitúa en un punto intermedio entre ambos. La elección entre uno u otro, nos parece, depende en gran medida del esquema en que se desea insertar el trabajo. El modelo de Goldfeld es más del tipo keynesiano, mientras que el de Coats es del tipo monetarista. Las caracterizaciones de la economía en estudio pueden ser importantes también. Así, el hecho de que ésta pueda considerarse como pequeña o grande, abierta o cerrada, con tipo de cambio libre o fijo, etc., indudablemente debe influir en la elección.

Pero aún existe un punto crítico que ha sido desarrollado, entre otros, por Carr y Darby (1981). Este está relacionado con los *shocks* de oferta. Lucas, Sargent⁸ y en general los economistas denominados genéricamente como nuevos clásicos, han enfatizado un hecho que resulta de vital importancia: la distinción entre crecimientos esperados o inesperados de la oferta de dinero. Brevemente, la idea central, que se deriva de las hipótesis de neutralidad del dinero y tasa natural de desempleo, es que los crecimientos esperados o previstos de dinero no tienen efectos reales, pero el crecimiento inesperado logra afectar en el corto plazo a determinadas variables reales.

Los modelos antes revisados tienen en mente cambios en la demanda por dinero, pero no en la oferta. Carr y Darby (1981) demuestran que el ajuste tipo Chow y, más aún, el tipo Goldfeld, implícitamente suponen variaciones poco plausibles de la tasa de interés ante cambios inesperados de la oferta monetaria. Por su parte, el modelo de

⁸ Ver Lucas (1973), Sargent y Wallace (1975), Barro (1978, 1981).

Coats tampoco distingue entre estos dos componentes del crecimiento de la oferta monetaria.

El modelo propuesto por Carr y Darby es una modificación del de Chow. Aquí presentaremos una versión más sencilla siguiendo a Corbo (1982.b). El ajuste es:

$$(3.8) \ 1nm_t - 1nm_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d - 1nm_{t-1}) + a_1 \cdot F_t$$

donde F_t : Variable que mide el crecimiento no esperado en la oferta nominal de dinero. Combinando (3.1) y (3.8) se obtiene la demanda de corto plazo:

$$(3.9) \ 1nm_t = \phi \cdot 1nm_t^d + (1 - \phi) \cdot 1nm_{t-1} + a_1 \cdot F_t$$

La novedad de esta formulación reside en la variable F_t . Se postula que al menos una proporción del componente inesperado del crecimiento de la oferta de dinero es mantenida en el corto plazo, con lo que la cantidad demandada en el corto plazo es mayor (menor) en caso de un aumento (disminución) inesperado de la oferta monetaria.

Como indicamos en la sección N° 2 los trabajos sobre la demanda por dinero en Chile han usado preferentemente el modelo de Chow. Una excepción la constituye el trabajo de Corbo (1982a, 1982b). Utilizando un modelo similar al de Carr y Darby concluye que "...cualquier especificación de la demanda por dinero que excluya el flujo de desequilibrio está sujeta a un error importante de especificación." (1982b, p.310). El estudio de Corbo comprende el período entre 1960 y 1970. A pesar de la fuerte evidencia que él presenta, sorprende que su recomendación no haya sido aún utilizada.

La ecuación estimada utilizando el modelo convencional (2.5.1) nos sirve para ilustrar la importancia del punto. Como se puede ver en el Gráfico N° 1, el efecto de la intervención de las autoridades en el mercado financiero el cuarto trimestre de 1981 y el primer trimestre de 1983, distorsiona en buena medida la estimación. Estos son los dos *shocks* más evidentes y claramente comprobables, pero es improbable que el desequilibrio de flujos que venimos comentando sólo se haya producido en estos trimestres. Por esto, aunque válido desde la perspectiva de su trabajo, no nos parece adecuado para nuestra estimación el procedimiento utilizado por Matte y Rojas (1986). Este consiste en hacer uso de variables *dummies* puntuales para dichos trimestres. El problema del desequilibrio de flujos, aunque puede ser más notorio en dichos períodos, no se limita únicamente a ellos. Por otra parte, los aumentos en la oferta monetaria que cubren los efectos de las intervenciones tienden a ser esperados por los agentes económicos al hacerse públicas las mismas. Un argumento contrario, que apoya el mecanismo de las *dummies*, caracteriza a esos períodos como de mayor incertidumbre, lo que explicaría el tratamiento especial de los mismos.

En nuestras estimaciones se hizo uso de la variables F_t y los resultados se presentan en la sección N° 4. Ellos son bastante satisfactorios como apoyo a la hipótesis que justifica la inclusión de estas variables.

B. Cambio tecnológico.⁹

La hipótesis de cambio tecnológico está vinculada a las innovaciones financieras. Se reduce a postular que, como fruto de la aparición de las innovaciones financieras, la

⁹ Un estudio detallado sobre la forma en que las innovaciones financieras afectan la demanda por dinero se puede ver en Larraín, A. (1988). Los argumentos teóricos en que se basa esta sección se encuentran ahí.

cantidad de dinero tiende a disminuir al producirse ciertas economías de escala. Vale la pena detenerse brevemente para intentar una definición de innovación financiera. Todo aquello que altera de forma significativa la organización del mercado financiero puede ser considerado como una innovación financiera. Así, por ejemplo, la aparición de cuentas de ahorro a plazo, tarjetas de crédito, fondos mutuos, transferencias de fondos por teléfono, etc., pueden afectar la demanda por dinero. Como vemos, su aplicación lógica es en un esquema de demanda-transacción, ya que considera más bien al dinero como un insumo cuyo uso puede ser disminuido a través de la utilización de ciertas técnicas o instrumentos financieros. En términos del modelo propuesto las innovaciones financieras se pueden conceptualizar como una disminución en los gastos de corretaje. La idea central es que se hace más fácil transformar activos financieros en dinero o bien que se puede financiar el mismo volumen de transacciones con menos dinero al modernizarse el sistema financiero.

Lo ideal sería, tal como postula Lieberman (1977), incluir como variable independiente en la formulación de la demanda por dinero, el nivel de uso de cada innovación financiera que tienda a reducir la cantidad de dinero demandada. Los esfuerzos acometidos en esta dirección han resultado muy poco satisfactorios y no se ha seguido explorando¹⁰. El problema está en la dificultad de cuantificar las innovaciones financieras ya que, como vimos, éstas responden también a cambios institucionales, tecnológicos, científicos, etc., y no se reducen a ejemplos como las tarjetas de crédito, posiblemente más fáciles de medir.

A pesar de este último problema comentado se han intentado varias mediciones que de alguna forma tienden a englobar el efecto de todas, o al menos gran parte de las innovaciones financieras.

Si se supone que el cambio tecnológico es exógeno al mercado del dinero se puede utilizar una variable tiempo cuyo coeficiente refleje la tasa promedio de cambio tecnológico. Aun cuando es evidente que el cambio tecnológico propiamente tal exhibe un patrón claramente discontinuo, la variable tiempo puede justificarse si se supone que la adopción o asimilación del cambio tecnológico sigue un patrón continuo. La variable tendencia puede ser también una *proxy* para la caída en los gastos reales de corretaje. El uso de la variable tendencia fue inicialmente propuesta por Lieberman (1977) y ha entregado generalmente resultados satisfactorios. Pero tal como comenta el mismo autor, la variable tendencia puede estar recogiendo efectos distintos del cambio tecnológico. Puede darse el caso de que la variable tendencia compita como *proxy* con la tasa de interés (Lieberman, 1977, p. 313), por lo que las conclusiones derivadas de su utilización deben hacerse con cierta precaución. En este trabajo hemos identificado expresamente esta variable con la hipótesis de cambio tecnológico, investigando el rol de la tasa de interés a través de otros mecanismos, básicamente dentro de la hipótesis de cambio estructural.

Otra medida de cambio tecnológico que lo supone como exógeno al mercado del dinero es la razón entre el producto en el período corriente y el último *peak* del producto. La medida fue originalmente propuesta por Quick y Paulus (1977). La idea general que justifica la inclusión de esta variable está muy relacionada con la discusión sobre los gastos de corretaje y las innovaciones financieras. Tal como explica Goldfeld (1976, p.699), las unidades económicas captan que la adopción de técnicas que disminuyen los costos de transacción es una decisión económica que tiene en cuenta los costos, cuyo principal componente suele ser fijo, incluido el tiempo destinado al aprendizaje. Así,

¹⁰ Ver Modigliani, Rasche y Cooper (1970).

los gastos de corretaje efectivos, que hemos simbolizado en las anteriores ecuaciones con la letra *b*, son considerados como una variable de decisión. Cuando la nueva técnica o instrumental se adopta, las firmas y los individuos generalmente no la abandonan, con lo que se genera un efecto conocido como trinquete (*ratchet*). Así, dado un nivel de producto, mientras mayor sea el *peak* anterior, menor será la demanda por dinero, lo que estará reflejando que con anterioridad al *peak* se adoptaron nuevas técnicas cuyo uso continúa haciéndose efectivo.

Otra variable de características similares es el *peak* de la tasa de interés. De alguna manera esta variable endogeniza el cambio tecnológico al mercado financiero, al hacer depender al primero de la tasa de interés. La idea es que durante períodos de altas tasas de interés el costo de la mantención de saldos monetarios aumenta considerablemente, con lo que se hace eficiente adoptar ciertos cambios que tiendan a disminuir las necesidades de dinero de las empresas y las personas. Una vez adoptados estos cambios, sus efectos continúan a pesar de que la tasa de interés haya bajado, por el efecto trinquete ya mencionado. Simpson y Porter (1980) presentan el modelo más sofisticado de esta línea de estudio. Siguiendo a Miller y Orr (1966), plantean un modelo de demanda por dinero para empresas donde se incluye una variable tecnológica como la descrita.

En el caso de Chile la variable cuyos resultados fueron más satisfactorios es la tendencia. El *peak* del PGB arrojó resultados incompatibles con la teoría y el *peak* de la tasa de interés es altamente colineal con otras variables, a pesar de utilizar algunas transformaciones, con lo que dificulta la estimación.

C. Cambio estructural

La tercera hipótesis que queremos considerar es la de cambio estructural en la demanda por dinero. En la literatura sobre innovaciones financieras es común postular que el efecto de las mismas sobre la demanda por dinero es desplazar la función, lo que explicaría el poco poder predictivo que tienen las estimaciones que no consideran estos cambios.

Es importante distinguir esta hipótesis de la anterior de cambio tecnológico. La hipótesis de cambio estructural supone que en un momento dado el valor de los parámetros de la tasa de interés y del producto cambia, como fruto de las innovaciones financieras. La de cambio tecnológico supone que a la formulación tradicional le faltaría una variable que captara en todo momento del tiempo la influencia de las innovaciones financieras, pero no que éstas afectaran las elasticidades del dinero con respecto a las otras variables.

En el caso de Estados Unidos la hipótesis de que las innovaciones financieras habrían ocasionado un cambio estructural en la demanda a mediados de los 70 y otro a inicios de los 80 cuenta con bastante apoyo empírico¹¹.

Para el caso de Chile, Carkovic (1981) presenta evidencia de que la demanda de dinero de largo plazo habría sufrido un cambio estructural de importancia a mediados de los años 50. Por otra parte es muy probable que la relación entre dinero y producto y entre dinero y tasa de interés haya variado sustancialmente con posterioridad a los cambios sufridos por la economía chilena después de 1973, si bien aún no hay trabajos empíricos que confirmen este hecho.

En el trabajo sobre la demanda por dinero realizado por Matte y Rojas (1986) se insinúa la existencia de un posible cambio estructural a fines de 1984, el que estaría

¹¹ Para un resumen de las distintas versiones de esta hipótesis para el caso estadounidense, ver Roley (1985) y Judd y Scadding (1982).

explicando el pobre desempeño de la demanda por dinero estimada, aunque los autores prefieren explicaciones menos radicales.

El hecho es que a fines de 1984 hay una fuerte baja en la cantidad de dinero, sin aparente explicación. La hipótesis que se desea plantear es que el efecto conjunto de las innovaciones financieras se habría traducido en un cambio estructural en la demanda por dinero.

Tal como muestran Matte y Rojas (1986), el mercado monetario y el sistema financiero en general ha sufrido varios *shocks* que dificultan la observación de ciertas variables. De todas formas, la ecuación que utiliza el modelo convencional (2.5.1) comete un gran error de estimación para el cuarto trimestre de 1984 (11,3%) y errores importantes para los trimestres siguientes. Si bien existen otros trimestres con errores similares (81:4 y 83:1), ya habíamos visto que éstos se asocian claramente con *shocks* de oferta y sus efectos no permanecen en el tiempo, como en el primer caso.

Matte y Rojas (1986) explican la caída del dinero real a fines del 84, sosteniendo que habría habido expectativas de devaluación y alza de aranceles coincidentes con el cambio del equipo económico y el ingreso del Ministro Escobar. Esto habría trasladado fondos desde M1 hacia otros papeles, preferentemente públicos. La hipótesis es compatible con la argumentación que venimos dando. El hecho concreto es la caída del dinero, que puede haberse incentivado por las expectativas de devaluación pero que se ha hecho posible, al menos en parte, por el desarrollo del sistema financiero con la adopción de múltiples innovaciones financieras.

Un punto importante, como postulan Hafer y Hein (1982) analizando el caso de Estados Unidos, es determinar si el cambio estructural afecta al intercepto o bien a los coeficientes de la función estimada. Indudablemente que el segundo tipo de cambio tiene implicancias de política más importantes, ya que se están modificando las relaciones marginales entre producto, tasa de interés y dinero.

Para determinar esto último, así como para identificar claramente el período de inicio del cambio estructural, se utilizó el procedimiento propuesto por Hafer y Hein (1981). Este consiste en reestimar la ecuación convencional (2.5.1) utilizando las primeras diferencias de las variables¹². Un cambio una vez en el intercepto se debiera reflejar en un incremento, por una vez también, en el patrón de residuos. Por otra parte, si las relaciones marginales de la ecuación convencional han variado, esto también debería reflejarse en las ecuaciones que utilizan primeras diferencias.

Se esperaría a priori, para el caso chileno, que el trimestre 84:4 reflejara las características antes descritas. Los resultados obtenidos no validaron las expectativas. Para el período 76:1–86:2, la ecuación en diferencia comete errores de estimación promedios para el subperíodo 84:4–86:2. El procedimiento destaca, eso sí, como era de esperar, los trimestres 81:4 y 83:1, los cuales son claros *shocks* de oferta. Con el objeto de mejorar las estimaciones se sacaron, mediante *dummies* puntuales, esas observaciones y se repitió la estimación, pero las ecuaciones en diferencia no mostraron que ocurriera nada “anormal” para el último subperíodo. Esta última evidencia cuestiona la existencia de un cambio en el intercepto.

Para el caso de cambios en las pendientes, las ecuaciones en diferencia presentan sustanciales cambios en los parámetros estimados si se compara el período 76:1–86:2 con el 76:1–84:3. Esto podría indicar que ha habido un cambio en las relaciones marginales. Pero cuando se corrige por autocorrelación, las estimaciones para ambos períodos resultan ser muy semejantes, con lo que la diferencia en los coeficientes estimados puede deberse más bien al problema de la autocorrelación.

¹² Ver Cuadro Nº 2.

A pesar de que no encontramos una evidencia inicial lo suficientemente fuerte como para justificar un cambio estructural, debido a los resultados de Matte y Rojas (1986), la hipótesis se estudió en detalle.

4. RESUMEN DE RESULTADOS

En esta sección se presentan los principales resultados obtenidos al implementar las distintas hipótesis propuestas en la sección anterior¹³.

A. Desequilibrio de flujos

Se experimentó con varias definiciones alternativas para la variable F_t . Se optó por la que mejores resultados entregaba. Así:

$$(4.1) F_t = (1nM_t - 1nM_{t-1}) - (1nM_t^e - 1nM_{t-1}^e)$$

donde:

F_t : desequilibrio de flujos en t

M_t : saldos nominales de dinero en t

M_t^e : saldos nominales esperados de dinero para el período t

Para la formación de expectativas los mejores resultados fueron obtenidos utilizando un esquema simple de expectativas adaptativas del tipo

$$(4.2) 1nM_t^e - 1nM_{t-1}^e = \pi \cdot (1nM_{t-1} - 1nM_{t-1}^e)$$

$$0 < \pi \leq 1$$

La ecuación (4.2) se puede transformar en:

$$(4.2') 1nM_t^e = \sum_{i=0}^{\infty} \pi \cdot (1-\pi)^i \cdot 1nM_{t-1-i}$$

La definición (4.2') expresa la variable esperada en términos de una variable observable directamente, pero conduce a un rezago infinito. Para solucionar este problema, que impide la estimación, la serie de M_t debe ser cortada para así obtener un rezago finito. Nuestra estimación contempla un rezago de cuatro períodos, lo que implica que la formación de expectativas para un trimestre dado tiene en cuenta los niveles alcanzados por M_1 los 12 meses anteriores a él. La formulación de la variable F_t puede ser refinada pero en vista que, utilizando la definición propuesta, nuestros resultados fueron bastante satisfactorios, no continuamos investigando alternativas más sofisticadas¹⁴.

En el Cuadro N° 4 se resumen los principales resultados al hacer uso de la hipótesis de desequilibrio en los flujos del mercado de M_1 . El modelo estimado puede resumirse en:

¹³ Por razones de espacio sólo se entregarán los resultados más importantes. Un recuento más detallado se encuentra en Larraín, A. (1988).

¹⁴ Por ejemplo, en Corbo (1982a, 1982b), el M_1 esperado se construye en base a un proceso ARI-MA recursivo.

CUADRO N° 4

RESULTADOS ESTIMACIONES MODELO DESEQUILIBRIO DE FLUJOS. *1

$$(4.5) \ln m_t = b_0 + b_1 \cdot \ln y_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot \ln m_{t-1} + b_4 \cdot F_t$$

$$a_0 = b_0/\phi; a_1 = b_1/\phi; a_2 = b_2/\phi; \phi = 1 - b_3$$

PERIODO	METODO	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	a ₀	a ₁	a ₂	φ	Rho	h	SEE	R ²
76:1, 86:2	OLSQ (4.5.1)	-3,27 (2,42)*	0,76 (5,64)*	-0,032 (4,60)*	0,48 (8,70)*	0,34 (2,56)*	-4,98	1,08	-0,049	0,66	-	3,38*	0,051	0,976
76:1, 86:2	AR1 (4.5.2)	0,90 (0,74)	0,23 (2,35)*	-0,029 (4,80)*	0,67 (6,50)*	0,42 (4,97)*	1,55	0,40	-0,050	0,58	0,88 (10,3)*	0,91	0,037	0,995
76:1, 84:3	OLSQ (4.5.3)	-1,30 (1,26)	0,42 (3,77)*	-0,021 (3,85)*	0,67 (13,6)*	0,39 (4,00)*	-3,34	1,08	-0,053	0,39	-	2,01*	0,037	0,987
76:1, 84:3	AR1 (4.5.4)	0,97 (1,01)	0,20 (2,01)*	-0,027 (4,47)*	0,69 (10,8)*	0,44 (5,81)*	1,74	0,36	-0,049	0,56	0,58 (3,93)*	0,23	0,032	0,997

*1: Ver nota Cuadro N° 1.

$$(4.3) \ln m_t^d = a_0 + a_1 \cdot \ln Y_t + a_2 \cdot i_t$$

$$(4.4) \ln m_t - \ln m_{t-1} = \phi \cdot (\ln m_t^d - \ln m_{t-1}) + b_4 \cdot F_t$$

De (4.3) y (4.4) resulta:

$$(4.5) \ln m_t = b_0 + b_1 \cdot \ln Y_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot \ln m_{t-1} + b_4 \cdot F_t$$

$$\text{donde} \quad \begin{array}{l} b_0 = \phi \cdot a_0 \\ b_2 = \phi \cdot a_2 \\ 0 < \phi \leq 1 \end{array} \quad , \quad \begin{array}{l} b_1 = \phi \cdot a_1 \\ b_3 = 1 - \phi \end{array}$$

La ecuación (4.5) corresponde a la nueva especificación de demanda por saldos monetarios reales de corto plazo, la cual fue estimada para distintos períodos. En todas las ecuaciones estimadas la variable F_t resulta estadísticamente significativa, lo que apoya la inclusión de la misma en el modelo de demanda por dinero formulado. Ahora bien, el problema de la autocorrelación no es solucionado y los parámetros estimados resultan ser muy sensibles al método utilizado para estimar, así como al período de estimación. Cuando el modelo es utilizado para predecir los resultados son tan poco satisfactorios como cuando se usa el modelo convencional.

Si bien los resultados justifican plenamente la modelación del desequilibrio de flujos, la especificación no es capaz de dar entera cuenta del comportamiento del dinero, sobre todo considerando el último subperíodo.

B. Cambio tecnológico

Como se explicó en la sección anterior, se experimentó con algunas variables que intentan captar la influencia de un posible cambio tecnológico, pero la única que entregó resultados confiables fue la variable tendencia. Se intentaron algunas variaciones utilizando la tendencia, pero los resultados no sufrieron grandes modificaciones, por lo que se optó por dejar la formulación más sencilla. Esta se puede resumir en:

$$(4.3) \ln m_t^d = a_0 + a_1 \cdot \ln Y_t + a_2 \cdot i_t$$

$$(4.6) \ln m_t - \ln m_{t-1} = \phi \cdot (\ln m_t^d - \ln m_{t-1}) + b_5 \cdot T$$

De (4.3) y (4.6) se obtiene:

$$(4.7) \ln m_t = b_0 + b_1 \cdot \ln Y_t + b_2 \cdot i_t + b_5 \cdot T$$

donde:

$$\begin{array}{l} b_0 = a_0 \cdot \phi \\ b_1 = a_1 \cdot \phi \\ b_2 = a_2 \cdot \phi \\ 0 < \phi \leq 1 \\ T = \text{Variable Tendencia.} \end{array}$$

La ecuación (4.7) sólo difiere de la propuesta por el modelo convencional por la inclusión de la variable tendencia. Nosotros hemos postulado que la demanda de dinero de corto plazo disminuye todos los períodos en una proporción b_5 debido al cambio tecnológico inducido por las innovaciones financieras.

Los resultados de utilizar la ecuación (4.7) para estimar la demanda de corto plazo por dinero se presentan en el Cuadro Nº 5. Para el período 76:1–86:2 la ecuación presenta autocorrelación y el signo del coeficiente para cambio tecnológico es el opuesto al esperado teóricamente. Al corregir por autocorrelación los parámetros cambian significativamente. El Rho estimado es fuertemente significativo y alcanza un valor equivalente a 0.9.

Para el período 76:1–84:3 los resultados son bastante más satisfactorios. Como se puede ver en las ecuaciones (4.7.3) y (4.7.4) todos los coeficientes importantes, incluyendo el de cambio tecnológico, tienen el signo adecuado y son estadísticamente significativos. El estadígrafo h no denuncia autocorrelación y cuando ésta es corregida sólo se puede aceptar a un 10% de significación. Sorprenden los valores, encontrados para este período, de la semielasticidad-interés (a_2) dado que superan el $-0,1$. La elasticidad producto de largo plazo (a_1) aparece con un valor superior a 1. Los resultados de predicción utilizando la ecuación (4.7.3) siguen siendo decepcionantes, ya que los errores cometidos son de magnitud considerable.

Al igual que en el caso anterior de desequilibrio de flujos, la hipótesis de cambio tecnológico resulta promisorio pero incapaz por ella sola de resolver completamente los problemas planteados. En cualquier caso, se presenta evidencia que apoya el juicio de que la no inclusión de una variable que trate de captar el cambio tecnológico puede incurrir en un importante error de especificación, con el consecuente sesgamiento de los parámetros.

C. Cambio estructural.

Para estudiar esta hipótesis se utilizaron diversas formulaciones para así verificar distintas alternativas de cambio estructural. El modelo puede resumirse en:

$$(4.8) \ln m_t^d = a_{01} + a_{02} \cdot D_2 + a_{11} \cdot \ln Y_t + a_{12} \cdot \ln Y_t D_2 + a_{21} \cdot i_t + a_{22} \cdot i_t D_2$$

$$(4.9) \ln m_t - \ln m_{t-1} = \phi \cdot (\ln m_t^d - \ln m_{t-1})$$

De (4.8) y (4.9) se obtiene:

$$(4.10) \ln m_t = b_{01} + b_{02} \cdot D_2 + b_{11} \cdot \ln Y_t + b_{12} \cdot \ln Y_t D_2 + b_{21} \cdot i_t + b_{22} \cdot i_t D_2 + b_3 \cdot \ln m_{t-1}$$

donde:

$$b_{01} = a_{01} \cdot \phi$$

$$b_{02} = a_{02} \cdot \phi$$

$$b_{11} = a_{11} \cdot \phi$$

$$b_{12} = a_{12} \cdot \phi$$

$$b_{21} = a_{21} \cdot \phi$$

$$b_{22} = a_{22} \cdot \phi$$

$$b_3 = 1 - \phi$$

$$0 < \phi \leq 1$$

D: Variable *dummy* que vale:

$$0 \quad 76:1 - 84:3$$

$$1 \quad 84:4 - 86:2$$

CUADRO N° 5

RESULTADOS ESTIMACIONES MODELO CAMBIO TECNOLOGICO. *1

$$(4.7) \ln m_t = b_0 + b_1 \cdot \ln y_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot \ln m_{t-1} + b_5 \cdot T$$

$$a_1 = b_1/\phi; a_2 = b_2/\phi; a_0 = b_0/\phi; \phi = 1 - b_3$$

PERIODO	METODO	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₅	a ₀	a ₁	a ₂	φ	Rho	h	SEE	R ²
76:1, 86:2	OLSQ (4.7.1)	-2,57 (1,78)*	0,73 (4,99)*	-0,032 (3,98)*	0,44 (7,71)*	0,002 (1,86)*	-4,62	1,30	-0,057	0,56	-	2,62*	0,055	0,968
76:1, 86:2	AR1 (4.7.2)	4,62 (3,07)*	0,28 (2,37)*	-0,041 (6,02)*	0,23 (2,71)*	0,008 (2,25)*	5,78	0,37	-0,053	0,72	0,87 (12,4)*	-0,53	0,044	0,992
76:1, 84:3	OLSQ (4.7.3)	-0,18 (0,16)	0,30 (2,25)*	-0,035 (5,47)*	0,71 (11,5)*	-0,004 (2,68)*	-0,62	1,01	-0,119	0,29	-	-1,24	0,041	0,984
76:1, 84:3	AR1 (4.7.4)	-0,50 (0,46)	0,30 (2,50)*	-0,031 (5,66)*	0,73 (13,7)*	-0,004 (3,23)*	-1,83	1,12	-0,116	0,27	-0,25 (-1,45)**	-0,28	0,040	0,997

*1: Ver nota Cuadro N° 1.

Tal como se presenta el modelo, se supone que a partir de 84:4 habría habido un cambio en los parámetros. Así, por ejemplo, el nuevo valor de la elasticidad-producto de corto plazo para el período 84:4-86:2 equivale a $b_{11} + b_{12}$. De igual forma se puede calcular para el resto de los parámetros. En el Cuadro N° 6 se presenta un modelo general (ecuaciones (4.10.1) y (4.10.2)) y tres modelos restringidos donde sólo se permite que un parámetro pueda variar a la vez.

Lo primero que cabe hacer notar es que el problema de la autocorrelación tiende a desaparecer, lo que confirma nuestra primera impresión que éste es causado principalmente cuando se incorpora la última parte del período.

Si bien los resultados de los test de razón de verosimilitud apoyan la hipótesis de la existencia de un cambio estructural, los parámetros estimados bajo distintas alternativas son poco significativos. Cuando se dejan todos los parámetros libres para la última parte de la muestra, período 84:4-86:2, ninguno resulta ser estadísticamente significativo (Ver ecuación (4.10.1)).

Cuando la demanda por dinero es estimada dejando cada vez únicamente un parámetro libre para el último período los resultados mejoran, aunque la evidencia resulta débil. En el caso del intercepto (b_{02}), y de la elasticidad-producto de corto plazo (b_{12}) los parámetros para la última parte de la muestra sólo son significativos al 10% y el cambio en los parámetros es prácticamente insignificante. Para el caso de la tasa de interés (b_{22}), el parámetro resulta significativo al 5% y la semielasticidad-interés aumenta en aproximadamente un 50%. Este último resultado apoya la hipótesis presentada por Matte y Rojas (1986) en el sentido de que, como fruto de las intervenciones de las autoridades en el mercado financiero, la semielasticidad-interés se habría tornado más inelástica. Los autores, eso sí, consignan dicho cambio estructural a inicios de 1983 y no a finales de 1984, como lo hacemos nosotros.

En resumen, aun cuando existe evidencia de un posible cambio estructural, ésta parece bastante débil, excepto quizás para el caso de la tasa de interés, y da la impresión de que la hipótesis no logra captar plenamente lo que ha ocurrido efectivamente con el dinero.

D. *Resultados finales*

Si bien es cierto que cada una de las hipótesis planteadas con anterioridad presentan elementos de indudable validez, ninguna logra, por sí sola, solucionar de una forma cabal los problemas presentados por el modelo convencional, y a su vez, tampoco están exentos de críticas de consideración. El paso obvio que se debe seguir es implementar conjuntamente las tres hipótesis para ver si, como grupo, logran solucionar las deficiencias de la formulación tradicional.

Cuando se implementan las tres hipótesis conjuntamente, lo primero que llama la atención es la pérdida de poder explicativo que sufre la hipótesis de cambio estructural. Ninguna de las especificaciones presenta parámetros estadísticamente significativos para la última parte de la muestra. Ni siquiera el caso de la tasa de interés, una vez que se incluyen la variable tendencia y la variable desequilibrio de flujos, parece ser relevante. Los test de razón de verosimilitud, que habían apoyado con anterioridad la hipótesis, ahora la rechazan. Esto confirma nuestra impresión anterior de que la evidencia de cambio estructural es bastante débil y que probablemente explicaciones alternativas lograrán dar una mejor cuenta de lo acontecido con el dinero durante este último tiempo.

Por otra parte, en vista de las conclusiones obtenidas, las hipótesis de desequilibrio de flujos y de cambios tecnológicos se complementan perfectamente. En todas las estima-

CUADRO N° 6

RESULTADOS ESTIMACIONES MODELO CAMBIO ESTRUCTURAL. *1

$$(4.10) \ln m_t = b_{01} + b_{02} \cdot D_2 + b_{11} \cdot \ln y_t + b_{12} \cdot \ln y_t \cdot D_2 + b_{21} \cdot i_t + b_{22} \cdot i_t \cdot D_2 + b_3 \cdot \ln m_t - 1$$

$$a_{01} = b_{01}/\phi; a_{02} = b_{02}/\phi; a_{11} = b_{11}/\phi; a_{12} = b_{12}/\phi; a_{21} = b_{21}/\phi; a_{22} = b_{22}/\phi; \phi = 1 - b_3$$

PERIODO	METODO	b ₀₁	b ₀₂	b ₁₁	b ₁₂	b ₂₁	b ₂₂	b ₃	a ₀₁	a ₀₂	a ₁₁	a ₁₂	a ₂₁	a ₂₂	φ	Rho	h	SEE	R ²	X ²
76:1, 86:2	OLSQ (4.10.1)	-0,90 (0,76)	1,22 (0,16)	0,42 (3,30)*	-0,10 (0,16)	-0,027 (4,64)*	-0,020 (0,71)	0,63 (11,4)*	-2,39	3,26	1,13	-0,28	-0,073	-0,054	0,38	-	-0,08	0,042	0,979	24,6*
76:1, 86:2	ARI (4.10.2)	0,95 (0,81)	1,27 (0,17)	0,43 (3,35)*	-0,11 (0,17)	-0,027 (4,61)*	-0,021 (0,73)	0,63 (11,5)*	-2,55	3,40	1,14	-0,30	-0,072	-0,061	0,37	-0,02 (0,09)	0,01	0,042	0,981	8,97*
76:1, 86:2	OLSQ (4.10.3)	-0,93 (0,18)	-0,03 (1,56)**	0,44 (3,66)*	-	-0,029 (5,27)*	-	0,61 (12,3)*	-0,54	-0,10	1,12	-	-0,073	-	0,39	-	0,22	0,041	0,980	23,8*
76:1, 86:2	ARI (4.10.4)	-0,71 (0,63)	-0,03 (1,51)**	0,44 (3,50)*	-	-0,030 (5,39)*	-	0,60 (12,0)*	-1,82	-0,08	1,07	-	-0,076	-	0,40	0,05 (0,32)	-0,01	0,041	0,976	8,25*
76:1, 86:2	OLSQ (4.10.5)	-0,93 (0,81)	-	0,44 (3,66)*	-0,003 (1,56)**	-0,029 (5,27)*	-	0,61 (12,3)*	-2,37	-	1,12	-0,074	-0,074	-	0,39	-	-0,22	0,041	0,980	23,8*
76:1, 86:2	ARI (4.10.6)	-0,71 (0,62)	-	0,43 (3,49)*	0,003 (1,50)**	-0,030 (5,39)*	-	0,60 (12,0)*	-1,18	-	1,07	-0,076	-0,076	-	0,40	0,05 (0,31)	0,00	0,041	0,975	8,23*
76:1, 86:2	OLSQ (4.10.7)	-0,90 (0,82)	-	0,43 (3,73)*	-	-0,028 (3,74)*	-0,013 (1,56)**	0,62 (13,7)*	-2,38	-	-	-	-0,073	-0,035	0,38	-	-0,00	0,040	0,980	24,8*
76:1, 86:2	ARI (4.10.8)	-0,90 (0,81)	-	0,43 (3,74)*	-	-0,028 (5,22)*	-0,013 (1,56)**	0,62 (13,7)*	-2,38	-	-	-	-0,073	-0,033	-	-0,00 (0,01)	-0,00	0,040	0,981	8,89*

1: Ver nota Cuadro No 1.

X²: Test de razón de verosimilitud. Este test se computa de la siguiente forma. Cuando la ecuación se estima a través de OLSQ, se supone que el modelo restringido corresponde a la estimación (2.5.1) del modelo convencional (ver Cuadro No 1). La ecuación estimada, utilizando el modelo con cambio estructural, se supone que es el modelo general. Si X² tiene un asterisco, indica que el modelo restringido no puede ser aceptado con un 5% de significación y, por lo tanto, la hipótesis de cambio estructural no puede ser rechazada. Si la ecuación es estimada a través del procedimiento ARI la ecuación que se utiliza como modelo restringido es la estimación (2.5.2), también estimado a través del mismo procedimiento.

ciones presentadas resultan ser estadísticamente significativas y con el signo teóricamente adecuado.

Para confirmar más adecuadamente la validez de estos resultados se reestimó la demanda por dinero, incluyendo únicamente las hipótesis de cambio tecnológico y desequilibrio de flujos y excluyendo por lo tanto la hipótesis de cambio estructural.

Los resultados se presentan en el Cuadro N° 7 y en el Gráfico N° 3 y son altamente satisfactorios por varias razones. Primero, desaparece completamente el problema de la autocorrelación, como es confirmado observando los valores del estadígrafo h y los resultados que utilizan métodos que corrigen la autocorrelación. En ningún caso se puede rechazar la hipótesis de que el valor de Rho es 0 y, por lo tanto, no hay autocorrelación.

Todos los coeficientes estimados, exceptuando el intercepto, son fuertemente significativos y, lo que nos parece muy importante, prácticamente no sufren variación alguna cuando son estimados para diferentes períodos y con diferentes métodos econométricos. Recordemos que los resultados anteriores no habían presentado en absoluto esta última característica.

Todos los parámetros estimados tienen el signo correcto y sus valores son muy plausibles. La elasticidad—producto de largo plazo (a_1) es levemente superior a 1, mientras que la semielasticidad—interés de largo plazo (a_2) tiene un valor promedio aproximadamente igual a $-0,14$. Ambos resultados son perfectamente compatibles con el enfoque de transacción que hemos adoptado.

La velocidad de ajuste de los *stocks* (ϕ) es aproximadamente igual a 0,22. Corbo (1982a), en su estudio para la década de los 60, encuentra valores de prácticamente la misma magnitud, o menores.

Corbo (1982a) presenta también el único otro trabajo para Chile, hasta donde sabemos, que utiliza la variable de desequilibrio de flujos. Nuestro trabajo en este punto se basó fuertemente en el de Corbo, si bien es cierto que existen algunas diferencias metodológicas. Los valores encontrados por Corbo para b_4 son mayores en magnitud aunque las estimaciones donde presenta los menores valores obtenidos son bastante parecidos a los nuestros, ya que en promedio alcanzan un valor de 0,60, mientras que nuestras estimaciones obtienen valores de alrededor de 0,45.

El parámetro de cambio tecnológico (b_5) resultó estadísticamente significativo, confirmando la hipótesis de cambio tecnológico que nosotros hemos asociado a las innovaciones financieras. No hemos encontrado ningún otro trabajo que incluya esta variable para el caso chileno, pero la estimación obtenida es perfectamente comparable para el caso de otros países¹⁵. Si bien el coeficiente puede parecer muy pequeño, su efecto acumulado no es despreciable, ya que implica aproximadamente una disminución de 2% anual en la demanda de dinero debido a cambio tecnológico.

Cuando se utiliza la ecuación (4.12.3) para predecir la cantidad de dinero para el período 84:4—86:2, los resultados parecen ser satisfactorios. Como se ve en el Cuadro N° 8 y en el Gráfico N° 4 se logra seguir paso a paso la evolución de M1. Así, la simulación estática comete un error de solamente un 1,1% para el período 86:2 mientras que para la dinámica, lógicamente mayor, el error es igual a 4,6%. Estos resultados se comparan favorablemente con los errores de 14,9% y 36% que se obtenían para el mismo período utilizando la ecuación convencional.

¹⁵ Ver Roley (1985).

CUADRO N° 7

RESULTADOS ESTIMACIONES MODELO DESEQUILIBRIO DE FLUJO Y CAMBIO TECNOLÓGICO. *1

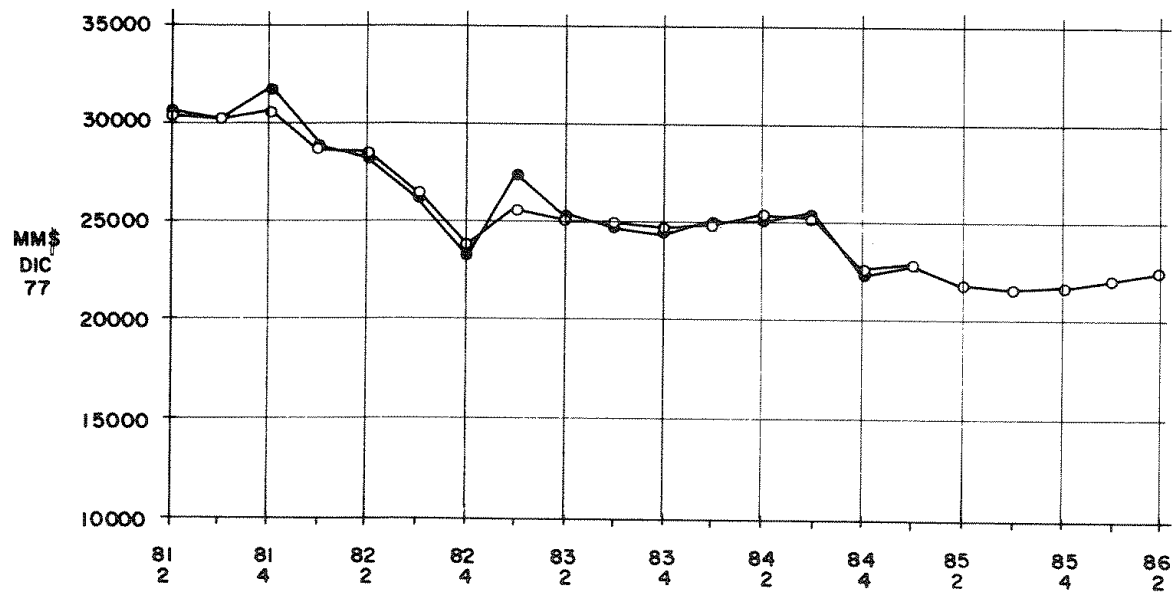
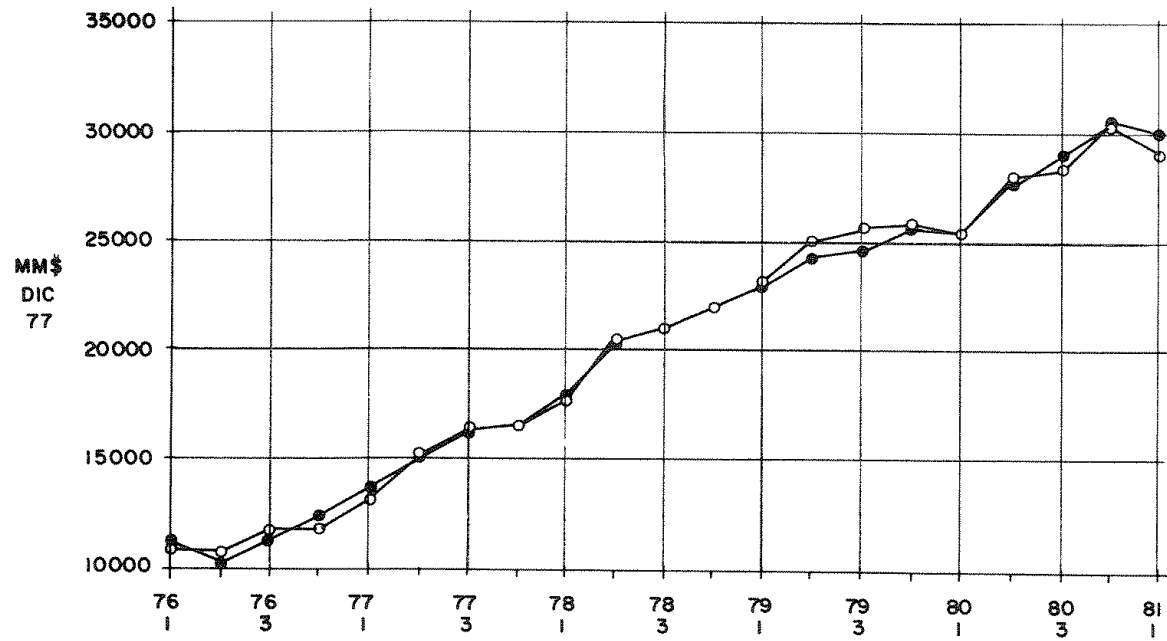
$$(4.12) \text{Inm}_t = b_0 + b_1 \cdot \text{lny}_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot \text{Inm}_{t-1} + b_4 \cdot F_t + b_5 \cdot T$$

$$a_0 = b_0/\phi; a_1 = b_1/\phi; a_2 = b_2/\phi; \phi = 1 - b_3$$

PERIODO	METODO	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	a ₀	a ₁	a ₂	φ	Rho	h	SEE	R ²
76:1, 86:2	OLSQ (4.12.1)	-0,33 (0,50)	0,24 (3,67)*	-0,030 (8,13)*	0,79 (29,5)*	0,46 (7,23)*	-0,005 (10,2)	-1,53	1,14	-0,143	0,21	-	0,51	0,024	0,993
76:1, 86:2	ARI (4.12.2)	-0,26 (0,38)	0,23 (3,49)*	-0,031 (7,95)*	0,79 (28,1)*	0,47 (7,43)*	-0,005 (9,59)*	-1,22	1,12	-0,145	0,21	0,07 (0,41)	0,27	0,025	0,990
76:1, 84:3	OLSQ (4.12.3)	-0,46 (0,58)	0,26 (2,96)*	-0,030 (6,79)*	0,78 (18,3)*	0,46 (6,22)*	-0,005 (5,07)*	-2,10	1,17	-0,132	0,22	-	0,38	0,027	0,993
76:1, 84:3	ARI (4.12.4)	-0,38 (0,48)	0,25 (2,84)*	-0,030 (6,67)*	0,78 (17,9)*	0,46 (6,35)*	-0,005 (4,91)*	-1,71	1,14	-0,134	0,22	0,05 (0,29)	0,24	0,027	0,991

*1: Ver nota Cuadro N° 1.

GRAFICO 3



—●— : M1 Real Efectivo. Cifras desestacionalizadas.
 —○— : M1 Real correspondiente a los valores ajustados de la ecuación (4.12.1).

CUADRO Nº 8

RESULTADOS SIMULACIONES MODELO DESEQUILIBRIO DE FLUJOS Y CAMBIO TECNOLÓGICO. *1

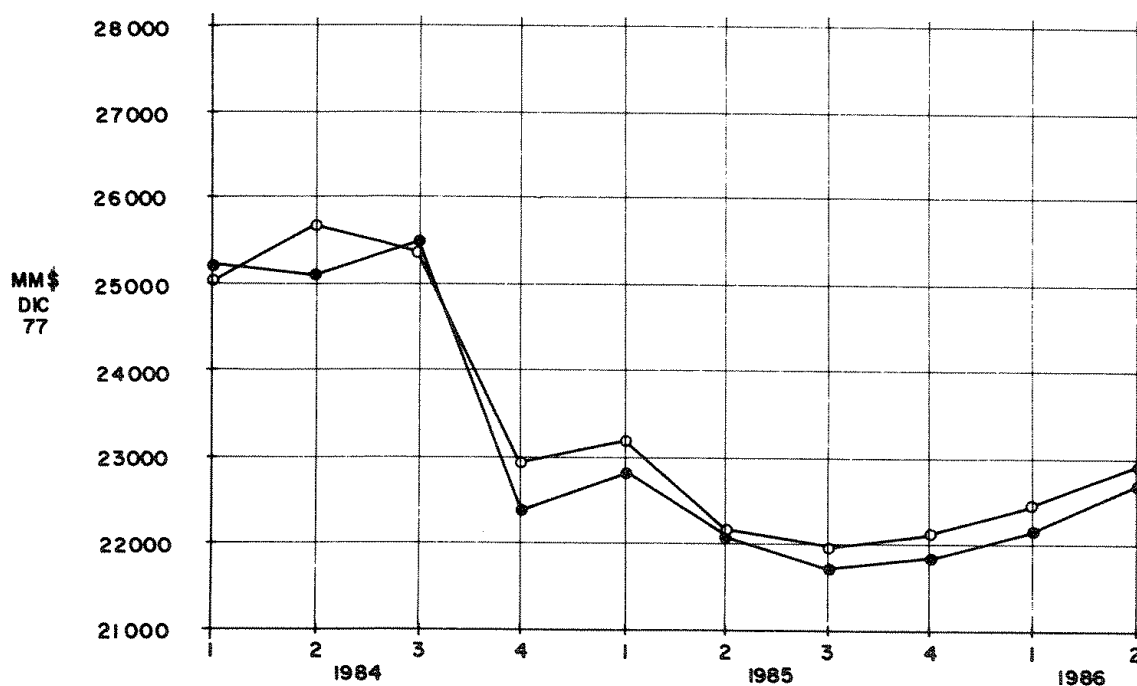
$$(4.12) \ln m_t = b_0 + b_1 \cdot \ln y_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot \ln m_{t-1} + b_4 \cdot F_t + b_5 \cdot T$$

$$a_0 = b_0/\phi; a_1 = b_1/\phi; a_2 = b_2/\phi; \phi = 1 - b_3$$

Período	Ecuación (4.12.3) estática		Ecuación (4.12.3) dinámica		Ecuación (4.12.4) estática		Ecuación (4.12.4) dinámica	
	Error	Error %	Error	Error %	Error	Error %	Error	Error %
84:4	-574	2,3	-574	2,6	-574	2,6	-574	2,6
85:1	-359	1,6	-820	3,6	-808	3,5	-789	3,6
85:2	-96	0,4	-713	3,2	-684	3,1	-660	2,9
85:3	-252	1,2	-801	3,7	-781	3,6	-740	3,4
85:4	-292	1,3	-924	4,2	-899	4,1	-852	3,9
86:1	-284	1,3	-1.018	4,6	-990	4,5	-934	4,2
86:2	-239	1,2	-1.053	4,6	-1.013	4,5	-948	4,2
Promedio	-299,43	1,33	-724,49	3,79	-821,29	3,70	-785,29	3,54
Desviación	145,21	0,56	324,39	0,74	159,72	0,71	138,71	0,62

*1: Ver nota Cuadro Nº 2.

GRAFICO 4



- ; M1 Real Efectivo. Cifras desestacionalizadas.
 —○— : M1 Real: 84:1 - 84:3 Valores ajustados de la ecuación (4.12.3).
 84:4 - 86:2 Valores simulados estáticamente con la ecuación (4.12.3).

5. CONCLUSIONES

Las principales conclusiones se pueden resumir en los siguientes puntos que detallamos a continuación:

i) El modelo convencional de demanda por dinero, entendiendo a éste como una función de demanda-transacción de largo plazo más un ajuste parcial tipo Chow, estimado para el período 76:1-86:2, entrega resultados poco satisfactorios. Los principales problemas están en la autocorrelación en la variable de las estimaciones dependiendo de qué método o período se ocupe y en el poco poder predictivo, a pesar de obtener ajustes excepcionalmente buenos, lo que nos parece bastante contradictorio. Un estudio del modelo utilizando las primeras diferencias de las variables confirma la existencia de estos problemas. La primera impresión que dejan los resultados es que en Chile se habría repetido el caso del *missing money*, cuya primera aparición data de 1974 en la economía estadounidense.

ii) El estudio de los distintos mecanismos de ajuste parcial lleva a proponer un modelo que incorpore explícitamente los desequilibrios de flujo del mercado monetario. Los resultados son positivos y confirman el juicio de Corbo en el sentido de que cualquier modelo que omita esta variable estará mal especificado y sujeto a problemas de sesgo. Un área de nueva investigación puede ser la de refinar la modelación de desequilibrio de flujos que nosotros aquí hemos propuesto.

iii) La aparición de innovaciones financieras justifican la inclusión de una variable que capte el cambio tecnológico. De las diversas alternativas presentadas se prefirió la variable tendencia por los buenos resultados que entrega. La evidencia entregada por nosotros justifica la inclusión de esta variable y corrobora la hipótesis de cambio tecnológico, la cual ha sido obviada en estudios empíricos anteriores. Los resultados obtenidos son satisfactorios aunque susceptibles de mejoras. La separación de los posibles efectos comunes entre tasas de interés y la variable tendencia debe ser más explícita.

iv) Si bien utilizando el modelo convencional la hipótesis de cambio estructural a partir de 84:4 no puede ser rechazada, una vez que el modelo es corregido y se incluyen las variables antes comentadas, la hipótesis pierde validez y es fuertemente rechazada.

v) El modelo de demanda por dinero, basado en un enfoque transacción, con una adecuada estructura de ajuste parcial e incluyendo una variable para el cambio tecnológico, entrega resultados altamente satisfactorios. La relación entre dinero y producto, que otorga al primero características de indicador económico, es estable. Las consecuencias de política son importantes.

vi) Finalmente, a partir de las estimaciones realizadas, no se puede concluir que en el caso chileno las innovaciones financieras hayan afectado la estabilidad de la demanda por dinero o distorsionado el significado de M1, si es que la influencia de las mismas es tenida en consideración e incluida en la especificación correctamente.

Para el caso chileno el enfoque transacción de la demanda por dinero sigue dando buenos resultados y no parece conveniente, de momento, abandonarlo por un enfoque del tipo *portfolio*. Esto no contradice el hecho de que en el futuro las autoridades monetarias deben estar alertas para percibir los posibles efectos de nuevas innovaciones financieras.

ANEXO N° 1

EXPLICACION DE LAS VARIABLES

i) m_t (*M1 Real*). Los datos originales para construir esta serie fueron obtenidos de dos fuentes: Morán, Gutiérrez y Friedman (1985), para el período 1975–1981, y varios números de la Síntesis Monetaria del Banco Central de Chile para el período 1982–1986. La serie es homogénea y considera la nueva definición de M1, introducida en 1980. Se usaron los promedios mensuales nominales. Estos fueron desestacionalizados utilizando promedios móviles geométricos (Comando SAMA del TSP) y deflactados por el IPC publicado por el Banco Central de Chile. Para llegar a obtener los datos trimestrales se utilizaron promedios aritméticos de los datos mensuales.

ii) Y_t (*Producto Geográfico Bruto*). La serie de Producto Geográfico Bruto se extrajo de Haindl (1986) y de Matte y Rojas (1986). Estos últimos autores han empalmado la serie de Haindl para el período 1985–1986.

iii) i_t (*Tasa de Interés*). Corresponde a la tasa nominal de interés para captaciones de corto plazo (30–89 días). Los datos mensuales fueron promediados aritméticamente para obtener los trimestrales. La información se obtuvo de varios números de la Síntesis Monetaria del Banco Central de Chile.

iv) F_t (*Desequilibrio de Flujos*). Esta serie fue construida utilizando la ecuación (4.2) que aparece en el Anexo N° 2. Es así como la variable esperada es función de los

valores efectivos pasados. La variable esperada definitiva que se utilizó se construyó en base a cuatro rezagos con un π equivalente a 0,6.

ANEXO N° 2

ECUACIONES

- (2.1) $1nm_t^d = a_0 + a_1 \cdot 1nY_t + a_2 \cdot i_t$
 (2.2) $1nm_t - 1nm_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d - 1nm_{t-1})$
 (2.3) $1nm_t = 1nm_t^s$
 (2.4) $1nm_t = a_0 \cdot 1nb_t + a_1 \cdot 1nVT_t + a_2 \cdot 1nC_t$
 (2.5) $1nm_t = b_0 + b_1 \cdot 1nY_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot 1nm_{t-1}$
 (3.1) $1nm_t^d = a_0 + a_1 \cdot 1nY_t + a_2 \cdot i_t$
 (3.2) $1nm_t - 1nm_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d - 1nm_{t-1})$
 (3.3) $1nm_t = \phi \cdot 1nm_t^d + (1 - \phi) \cdot 1nm_{t-1}$
 (3.4) $1nM_t = 1nM_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d \cdot P_t - 1nM_{t-1})$
 (3.5) $1nm_t = \phi \cdot 1nm_t^d + (1 - \phi) \cdot 1n(M_t/P_{t-1})$
 (3.5') $1nm_t = \phi \cdot 1nm_t^d + (1 - \phi) \cdot 1nm_{t-1} + (\phi - 1) \cdot \pi_t$
 def. $\pi_t = 1nP_t - 1nP_{t-1}$
 (3.6) $1nP_t - 1nP_{t-1} = \phi \cdot (1nM_t - 1nm_t^d \cdot P_{t-1})$
 (3.7) $1nm_t = \phi \cdot 1nm_t^d + (1 - \phi) \cdot 1n(M_t/P_{t-1})$
 (3.7') $1nm_t = 1nm_t^d + [(1 - \phi) / \phi] \cdot \pi_t$
 (3.8) $1nm_t - 1nm_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d - 1nm_{t-1}) + a_i \cdot F_t$
 (3.9) $1nm_t = \phi \cdot 1nm_t^d + (1 - \phi) \cdot 1nm_{t-1} + a_i \cdot F_t$
 (4.1) $F_t = (1nM_t - 1nM_{t-1}) - (1nM_t^e - 1nM_{t-1})$
 def. M_t^e : saldos nominales de dinero esperados en el período t.
 M_t : saldos nominales de dinero en el período t.
 F_t : desequilibrio de flujos en el período t.
 (4.2) $1nM_t^e - 1nM_{t-1}^e = \pi (1nM_{t-1} - 1nM_{t-1}^e)$
 $0 < \pi \leq 1_\infty$
 (4.2') $1nM_t^e = \sum_{i=0} \pi \cdot (1 - \pi)^i \cdot 1nM_{t-1-i}$
 (4.3) $1nm_t^d = a_0 + a_1 \cdot 1nY_t + a_2 \cdot i_t$
 (4.4) $1nm_t - 1nm_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d - 1nm_{t-1}) + b_4 \cdot F_t$
 (4.5) $1nm_t = b_0 + b_1 \cdot 1nY_t + b_2 \cdot i_t + b_3 \cdot 1nm_{t-1} + b_4 \cdot F_t$
 (4.6) $1nm_t - 1nm_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d - 1nm_{t-1}) + b_5 \cdot T$
 (4.7) $1nm_t = b_0 + b_1 \cdot 1nY_t + b_2 \cdot i_t + b_5 T$
 (4.8) $1nm_t^d = a_{01} + a_{02} \cdot D_2 + a_{11} \cdot 1nY_t + a_{12} \cdot 1nY_t \cdot D_2 +$
 $a_{21} \cdot i_t + a_{22} \cdot i_t \cdot D_2$
 (4.9) $1nm_t - 1nm_{t-1} = \phi \cdot (1nm_t^d - 1nm_{t-1})$
 (4.10) $1nm_t = b_{01} + b_{02} \cdot D_2 + b_{11} \cdot 1nY_t + b_{21} \cdot 1nY_t \cdot D_2 +$
 $b_{31} \cdot i_t + b_{32} \cdot i_t \cdot D_2 + b_3 \cdot 1nm_{t-1}$

BIBLIOGRAFIA

- Acevedo, Julio y Vial, Joaquín. (1979), "Demanda por Dinero y Expectativas de Inflación: Chile 1976-1979". *Estudios de Economía*, 14.
- Banco Central de Chile. "Síntesis Monetaria y Financiera". Varios Números.
- Banco Central de Chile. "Boletín Mensual". Varios Números.
- Barro, Robert. (1978), "Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States". *Journal of Political Economy*, 86.
- Barro, Robert. (1981), "The Equilibrium Approach to Business Cycle". *Money, Expectations and Business Cycles: Essays in Macroeconomics*. Academic Press.
- Barros, C. y Lagos, L.F. (1979), "Un Informe sobre la Estimación de la Demanda por Dinero de Corto Plazo en Chile". *Cuadernos de Economía*, abril.
- Baumol, William. (1952), "The Transaction Demand for Money: An Inventory Theoretic Approach". *Quarterly Journal of Economic*, 66.
- Beach, C. y Mackinnon, J. (1978), "A Maximum Procedure for Regression with Autocorrelated Errors". *Econometrica*, 46.
- Cagan, Phillip. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation". Studies in the Quantity of Money. Editado por M. Friedmañ. University of Chicago Press.
- Carkovic, M. (1981), "La Demanda por Dinero en Chile: Su Estabilidad en el Período 1947-1970". Documento de Trabajo 65, Instituto de Economía, U. Católica de Chile.
- Carr, Jack y Darby, Michael R. (1981), "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money". *Journal of Monetary Economics*, 8.
- Chow, Gregory C. (1966), "On the Long-Run and Short-Run Demand for Money". *Journal of Political Economy*, 74.
- Coats, Warren L., Jr. (1982) "Modeling the Short-Run Demand for Money with Exogenous Supply". *Economic Inquiry*, 20.
- Corbo, Vittorio. (1982,a), "Monetary Policy with an Overrestricted Demand for Money Equation". *Journal of Development Economics*, 10.
- Corbo, Vittorio. (1982,b), "Desequilibrio de Stocks, Shocks Monetarios y la Estabilidad de la Demanda por Dinero". *Cuadernos de Economía*, 48.
- Cortés, H. y Tapia, D. (1974), "La Demanda por Dinero: Un Informe Preliminar". *Estudios Monetarios II*.
- Deaver, J. (1970) "The Chilean Inflation and the Demand por Money". Varieties of Monetary Experiences. University of Chicago Press.
- Duesenberry, James. S. (1963), "The Portfolio Approach to the Demand for Money and other Assets". *Review of Economics and Statistics*, 45.
- Fama, Eugene F. (1982), "Inflation, Output and Money". *Journal of Business*, 55.
- Friedman, Milton. (1959), "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results". *Journal of Political Economy*, 67.
- Goldfeld, Stephen, M. (1976), "The Case of the Missing Money". *Brookings Paper on Economic Activity*, 3.
- Granger, Clive y Newbold, Paul. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, 2.
- Hafer, R.W. y Hein, Scot E. (1981), "Investigating the Shift in Money Demand". En *Empirical Studies of Money Demand*. Resultado de una conferencia efectuada en el Center of the Studies of American Business, Working Paper N° 70.
- Hafer, R.W. y Hein, Scot E. (1982), "The Shift in Money Demand: What Really Happened?". Federal Reserve Bank of St. Louis Review 64.
- Haindl, Erik. (1986), "Trimestralización del Producto Geográfico Bruto por Origen y Destino". *Estudios de Economía*, 13.
- Hetzl, Robert L. (1984), "Estimating Money Demand Functions". *Journal of Money, Credit and Banking*, 16.
- Hynes, A. (1967), "The Demand for Money and Monetary Adjustments in Chile". *The Review of Economic Studies*.
- Johnston, J. (1980), "Métodos de Econometría". Ed. Vicens Universidad.
- Judd, John P., y Scadding, N. (1982), "The Search of a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature". *Journal of Economic Literature*, 20.
- Lagos, L. Felipe (1984), "Demanda por Dinero y Expectativas Racionales: Una Estimación para Chile". *Cuadernos de Economía*, 63.
- Laidler, David E. (1977), "The Demand for Money: Theories and Evidence". Segunda Edición, New York.

- Larraín, Aníbal. (1988), "Demanda por Dinero e Innovaciones Financieras: el Caso de Chile, 1975-1986". Tesis de Grado, Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía.
- Lieberman, Charles. (1977), "The Transaction Demand for Money and Technological Change". *Review of Economics and Statistics*, 59.
- Lieberman, Charles. (1979), "Structural and Technological Change in Money Demand". *American Economic Review*, 69.
- Lucas, Robert. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs". *American Economic Review*, 63.
- Matte, Ricardo y Rojas, Patricio. (1986), "Evolución del Mercado Monetario Chileno y una Estimación de la Demanda". Mimeo. Banco Central de Chile.
- Miller, Merton y Orr, Daniel. (1966), "A Model of the Demand for Money by Firms". *Quarterly Journal of Economics*, 80.
- Modigliani, F., Rasche, R. y Cooper, J.P. (1970), "Central Bank Policy, the Money Supply and the Short-Term Rate of Interest". *Journal of Money, Credit and Banking*, 2.
- Morán, C.; Gutiérrez, G. y Friedman, J. (1983), "Estadísticas Trimestrales de Producto y Dinero para la Economía Chilena: 1960-1981". Departamento de Economía. U. de Chile.
- Ossa, C. (1964), "Política Monetaria y Programación del Desarrollo Económico". *Cuadernos de Economía*, 3.
- Plosser, Charles I. y Schwert, G. William. (1978), "Money, Income and Sunspots: Measuring Economic Relationships and the Effects of Differencing". *Journal of Monetary Economics*, 4.
- Quick, Perry y Paulus, John. (1977), "Financial Innovations and the Transactions Demand for Money". Mimeo. Federal Reserve System.
- Reichmann, T. (1974), "Inflación y la Economía Chilena: Variaciones Econométricas sobre un Tema Político". Mimeo. Universidad de Chile.
- Roley, V. Vance. (1985), "Money Demand Predictability". *Journal of Money, Credit and Banking*, 17.
- Sargent, T.J. y Wallace, N. (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply". *Journal of Political Economy*, 83.
- Simpson, Thomas D. y Porter, Richard D. (1980), "Some Issues Involving the Definition and Interpretation of the Monetary Aggregates". Federal Reserve Bank of Boston. Conference Series 23.
- Tobin, James. (1956), "The Interest Elasticity of the Transaction Demand for Cash". *Review of Economics and Statistics*, 38.