BANCO CENTRAL DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 3 - Nº3 / DICIEMBRE, 2000

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos 3

Abstracts 4

Artículos

Demanda por Dinero: Teoría, Evidencia, Resultados
Verónica Mies M. / Raimundo Soto M. 5

La Demanda de Dinero por Motivo Transacción en Chile
Christopher Adam 33

Cointegración Estacional en la Demanda por Dinero
Raimundo Soto M. / Matías Tapia G. 57

Revisión de Libros

La Transformación Económica de Chile: Una Reseña por Felipe Larraín y Rodrigo Vergara
Joseph Ramos Q. 73

Monetary Policy Rules por John B. Taylor
Norman Loayza O. 79

Revisión de Publicaciones

Catastro de publicaciones recientes 83

Resúmenes de artículos seleccionados 86

RESÚMENES DE TRABAJOS

DEMANDA POR DINERO: TEORÍA, EVIDENCIA, RESULTADOS

Verónica Mies M. / Raimundo Soto M.

Este artículo presenta una revisión crítica de la literatura económica sobre la demanda por dinero, poniendo énfasis en los resultados empíricos obtenidos para Chile. La primera parte del análisis reseña brevemente los principales enfoques analíticos acerca de la demanda por dinero en una perspectiva histórica. Luego se revisan de manera estilizada, pero profunda, los principales enfoques macroeconómicos sobre el rol que juega el dinero y las razones por las cuales éste es valorado en una perspectiva de equilibrio general. El trabajo se concentra en los cinco modelos canónicos: dinero en la función de utilidad, costos de transacción, dinero anticipado (cash in advance)*, búsqueda y generaciones traslapadas. La última parte del estudio revisa la literatura empírica sobre la demanda de dinero, enfocándose en dos aspectos de interés: la contrapartida empírica de los modelos teóricos descritos en la sección analítica (selección de variables, formas funcionales y técnicas de estimación) y el análisis de los resultados obtenidos para el caso chileno en 26 trabajos realizados entre 1960 y 2000.*

LA DEMANDA DE DINERO POR MOTIVO TRANSACCIÓN EN CHILE

Christopher Adam

Este artículo analiza la demanda de dinero por motivo transacción en Chile entre los años 1986 y 2000. Utilizando el método de cointegración propuesto por Johansen (1995), se encuentra que, pese a que los datos macroeconómicos en Chile muestran una fuerte estacionariedad en tendencia, es posible identificar especificaciones uniecuacionales relativamente robustas para la demanda de dinero por motivo transacción. Modelos de corrección de errores, donde la demanda por dinero depende de la riqueza real, el nivel de actividad económica y la tasa de política monetaria del Banco Central, ofrecen una base robusta para la inferencia. Una vez controlado por el cambio de la velocidad de fines de 1998, el modelo exhibe un alto grado de poder predictivo fuera de muestra (entre 1998 y mediados de 2000).

COINTEGRACIÓN ESTACIONAL EN LA DEMANDA DE DINERO

Raimundo Soto M. / Matías Tapia G.

Las estimaciones tradicionales de la demanda de dinero presentan problemas característicos: inestabilidad de los parámetros estimados, inconsistencia con los modelos teóricos y baja capacidad predictiva (Goldfeld y Sichel, 1990). Este trabajo explora en qué medida un tratamiento inadecuado de los componentes estacionales de la demanda puede ser responsable de los decepcionantes resultados encontrados en estudios previos en Chile. El enfoque empírico estudia la existencia de raíces unitarias en el dinero y sus determinantes en las distintas frecuencias (anual, semestral y trimestral), encontrando que existen vectores de cointegración entre estas variables capaces de describir relaciones de largo plazo que contienen importante información sobre el mercado monetario. Con ayuda de esta técnica se obtiene una demanda de dinero para el período 1977-1999 que, sin incluir ninguna variable dummy ad hoc*, es estable, robusta y tiene mejor capacidad predictiva que los modelos utilizados tradicionalmente.*

ABSTRACTS

MONEY DEMAND: THEORY, EVIDENCE, RESULTS

Verónica Mies M. / Raimundo Soto M.

This article critically reviews the economic literature on money demand, stressing empirical results obtained for Chile. The first part of the paper briefly discusses the main analytical approaches to model the demand for money from a historical perspective. Then the role of money is analyzed from the perspective of macroeconomic general-equilibrium theories. This review focuses on five canonical models: money in the utility function, transaction costs, cash in advance, search, and overlapping generations. Finally the paper surveys applied research on money demand, focusing on the empirical counterpart of theoretical models presented in the analytical section (variable selection, specification, and estimation techniques) and the empirical results of 26 studies on money demand in Chile undertaken between 1960 and 2000.

THE TRANSACTIONS DEMAND FOR MONEY IN CHILE

Christopher Adam

This paper examines the transactions demand for money in Chile over the period from 1986 to 2000. Using systems cointegration methods suggested by Johansen (1995), we find that although macroeconomic data for Chile exhibit strong trend-stationarity during this period it is possible to recover relatively robust single-equation specifications for the transactions demand for money. Error-correction models in which money demand is conditioned on real wealth, the level of economic activity, and the nominal Central Bank policy rate provide robust basis for inference. Controlling for a shift in velocity at the end of 1998 the models exhibit a high-degree of out-of-sample predictive power over the period from 1998 to mid 2000.

SEASONAL COINTEGRATION IN MONEY DEMAND

Raimundo Soto M. / Matías Tapia G.

Empirical estimates of the demand for money exhibit standard problems: model instability, parameter inconsistency with regard to theoretical priors, and poor forecasting capabilities (Goldfeld and Sichel, 1990). This study explores to what extent an inadequate treatment of seasonality is responsible for the disappointing results obtained in the Chilean case. The empirical approach is to test for the presence of unit roots at different frequencies of money balances and their main determinants (annual, semiannual, and quartely). Once seasonal integration is established, seasonal-cointegration error-correction models allow us to trace long-term relationships between these variables in a more satisfactory way than standard models. The estimated seasonal-cointegration demand for money —which excludes any ad-hoc variable— is stable and robust for 1977-1999 and its forecasting capability is superior to that of traditional models.

DEMANDA POR DINERO: TEORÍA, EVIDENCIA, RESULTADOS

Verónica Mies M.
*Raimundo Soto M.**

INTRODUCCIÓN

Quizás una de las invenciones más impresionantes del ser humano es la creación del dinero. En particular, el dinero fiduciario. Que los individuos estén dispuestos a aceptar trozos esencialmente inútiles de papel bajo la promesa que personas que ellos no conocen van a estar dispuestas en un futuro a entregarles bienes o servicios a cambio, es una situación, por decir lo menos, sorprendente. Y aun si se acepta la noción que el dinero posiblemente surge como resultado de la necesidad de reducir los costos de transacción en economías de intercambio (trueque), se debe reconocer que su naturaleza y funciones plantean preguntas complejas sobre el comportamiento de los seres humanos, que aún no estamos en condiciones de responder a cabalidad. Entre ellas está el tipo de acuerdo social que permite que los agentes acepten con facilidad y confianza una transacción asimétrica por la cual se recibe un billete (cuyo costo marginal es cercano a cero) y entreguen a cambio bienes cuyo costo de producción es muy superior. La misma existencia del dinero como medio de reserva intertemporal de valor es difícil de justificar, considerando que existen otros activos que pueden realizar una función similar, pero que además podrían beneficiar a los individuos con un retorno nominal mayor a cero. Más aún, los agentes aceptan dinero aun cuando su poder adquisitivo en el futuro sea incierto, lo que plantea la duda sobre el por qué los consumidores podrían desear un activo riesgoso, cuyo retorno nominal es cero y el real usualmente negativo.

No sólo el papel microeconómico del dinero permanece aún insatisfactoriamente modelado. A nivel macroeconómico resulta evidente que, aunque todos aceptamos que el dinero juega un papel fundamental en la creación, propagación y eventual contención de los ciclos económicos, los mecanismos mediante los cuales dichos impactos se producen y la magnitud relativa de éstos continúan siendo evaluados sistemáticamente. Ciertamente, en los últimos años se ha alcanzado un consenso acerca de los efectos dañinos que ocasionan expansiones excesivas del dinero y la inflación sobre el crecimiento de largo plazo y el bienestar, pero aún no existe una opinión unánime respecto del régimen monetario preferido. Aunque algunos señalen la conveniencia de abandonar la moneda propia por el dólar americano u otra moneda firme, Chile ha sido uno de los países pioneros en el uso de metas de inflación, demostrando con gran éxito que el control inflacionario y la estabilidad macroeconómica pueden conseguirse sin sacrificar la independencia monetaria.[1] El esquema de metas de inflación, como otros sistemas monetarios, depende de manera importante de la capacidad del Banco Central para predecir la evolución de los mercados monetarios. En este contexto, el análisis de la demanda de dinero y su estimación constituyen una herramienta fundamental para la toma de decisiones de la autoridad monetaria.

Una cuantificación precisa de los determinantes de la demanda de dinero y su relación con las distintas variables económicas es una herramienta clave para lograr una política monetaria exitosa. Es por ello que la estimación econométrica de modelos de demanda por dinero es tan popular. No obstante su popularidad, los resultados obtenidos no han sido del todo satisfactorios. En muchos estudios se observa una tendencia a sobrepredecir los saldos monetarios efectivos (el caso del "dinero perdido"), en tanto que las especificaciones suelen presentar parámetros poco robustos o inestables. Entre 1960 y 2000, se han publicado al menos 26 estudios sobre

* *Banco Central de Chile. Agradecemos los excelentes comentarios recibidos de dos árbitros anónimos y uno de los editores de Economía Chilena. Cualquier error es de nuestra responsabilidad.*

[1] *Una evaluación de las ventajas de las metas de inflación sobre otros regímenes se encuentra en Corbo* et al. *(2000). Propuestas para mantener la moneda propia se encuentran en Morandé y Schmidt-Hebbel (2000). Argumentos en favor de utilizar monedas duras se encuentran en Hausman* et al. *(1999).*

la demanda de dinero en Chile (que se reseñan en la sección empírica de este artículo).

Este artículo presenta a una revisión crítica de la literatura analítica y empírica sobre la demanda de dinero. Para ello, se discuten las principales corrientes analíticas que ofrecen explicaciones sobre los motivos que llevan a los individuos a valorar y, por consiguiente, demandar dinero. El objetivo del trabajo no es hacer una reseña histórica ni discutir la evolución en el tiempo de un determinado tipo de teoría monetaria. Tampoco se trata de analizar los efectos de la política monetaria bajo las distintas especificaciones de la demanda de dinero sobre variables macroeconómicas tales como la actividad o el nivel de precios. Por el contrario, el objetivo del trabajo es presentar de manera unificada y coherente las principales teorías sobre el papel que juega el dinero en la economía y las prescripciones que de ellas se derivan para modelar la demanda de dinero. La revisión sobre las contrapartes empíricas de dichas teorías pone énfasis en los resultados obtenidos para Chile.

Este estudio se divide en tres partes, además de esta introducción y algunas conclusiones reunidas en la sección final. En la primera parte se entrega una breve discusión de los principales enfoques analíticos sobre la demanda de dinero. A pesar de la importancia del tema, la literatura analítica sólo comienza a desarrollarse a partir de los estudios de Fisher (1896) y Pigou (1917) sobre la teoría cuantitativa del dinero. No obstante, sólo desde mediados de los años cincuenta comienzan a estudiarse modelos formales de la demanda por dinero, derivados a partir del comportamiento optimizador de los agentes económicos bajo restricciones de ingreso o riqueza, que son el interés de este estudio.

La segunda parte del trabajo revisa de manera estilizada los principales enfoques macroeconómicos sobre el rol que juega el dinero y las razones por las cuales éste es valorado. Esta sección se concentra en los cinco modelos canónicos del dinero: dinero en la función de utilidad, costos de transacción, dinero anticipado (*cash in advance*), búsqueda y generaciones traslapadas. El enfoque utilizado es de dinámica intertemporal en contextos de equilibrio general, que presenta un grado de rigurosidad analítica mayor y provee un tratamiento más completo de la forma en que el mercado monetario se relaciona con los principales agregados macroeconómicos.

En la tercera parte del estudio se revisa la literatura empírica sobre la demanda de dinero, enfocándonos en dos aspectos de interés. La primera área que se explora es la selección de variables que son la contrapartida empírica de los modelos teóricos descritos en la sección anterior. En esta sección se estudian, además, los principales problemas genéricos que han enfrentado los investigadores al tratar de aplicar las metodologías de estimación. Finalmente, la segunda área de interés son los resultados obtenidos para el caso chileno, para lo cual revisamos de manera comparativa los 26 principales trabajos publicados en las últimas cuatro décadas.

LA DEMANDA DE DINERO EN UNA PERSPECTIVA HISTÓRICA

El dinero es el medio de cambio y la unidad de cuenta por excelencia en que se expresan los precios de bienes, servicios y activos en las economías modernas. Adicionalmente, el dinero cumple una función de reserva de valor. A pesar del rol preponderante que el dinero ha jugado históricamente en nuestra sociedad, el desarrollo de modelos que describan formalmente las razones por las cuales los individuos mantienen saldos monetarios en su poder es sorprendentemente reciente. Ello no significa, sin embargo, que no haya existido una continua preocupación por el papel que el dinero desempeña en la economía. El análisis del uso del dinero como el más efectivo medio de intercambio de bienes puede ser trazado hasta Aristóteles, en tanto que la relación entre el crédito monetario y el interés como su costo alternativo es la base de una significativa parte del análisis económico de Santo Tomás y los escolásticos.[2]

No obstante, hasta entrado el siglo pasado no existían teorías explícitas y empíricamente verificables sobre la demanda por dinero. Si bien economistas como Mill (1848) y Wicksell (1906) reconocían que bajo ciertas circunstancias los individuos desearían mantener saldos reales en su poder, estos mismos no incluyeron expresamente al dinero en sus contribuciones teóricas. Y si bien Walras (1890)

[2] *Una descripción exhaustiva de la evolución del análisis económico sobre la interacción entre valor, dinero, producto e interés se encuentra en Schumpeter (1954) y Blaug (1962).*

incluye explícitamente el dinero en su teoría de equilibrio general, lo hace sólo como una variable más en su trabajo. El análisis riguroso de la demanda y oferta de dinero sólo comienza a adquirir relevancia a través de los estudios de Fisher (1896) y Pigou (1917) en la teoría cuantitativa del dinero. No obstante, no sería sino hasta mediados de los años 1950 que se desarrollan modelos en los cuales la demanda de dinero se determina como resultado de las decisiones que los agentes toman de manera óptima al buscar satisfacer algún objetivo (mayor utilidad, menor costo de transacción, etc.) bajo ciertas restricciones (ingreso, riqueza, costos de búsqueda, etc.).[3] En esta sección se revisan brevemente los principales enfoques analíticos sobre la demanda de dinero, señalando los más significativos aspectos que las teorías debiesen explicar.

La Teoría Cuantitativa

La teoría cuantitativa del dinero —cuyo análisis formal se desarrolló de manera independiente bajo dos escuelas de pensamiento— postula la existencia de una relación proporcional entre dinero y nivel de precios. Ambos enfoques estudian el papel del dinero como medio de cambio, derivando, por tanto, modelos de demanda de éste por transacciones. La primera corriente de análisis fue iniciada por Fisher (1896), quien estudia el problema desde una perspectiva macroeconómica, poniendo énfasis en los factores institucionales que determinan los medios de pagos. La segunda línea de pensamiento, asociada a la escuela de Cambridge, analiza el problema desde una perspectiva microeconómica, concentrándose en estudiar los factores que inducen a los individuos a mantener voluntariamente dinero en su poder.

De manera simple, se pueden describir los modelos derivados del enfoque cuantitativo del dinero como una combinación de una demanda agregada de dinero (ecuación 1a) y una condición de equilibrio instantáneo de mercado (ecuación 1b):

$$M^d = k_T PT \qquad (1a)$$
$$M^d = M^s \qquad (1b)$$

donde M^d y M^s corresponden a la demanda y oferta por dinero respectivamente, P es el nivel de precios, T es el número de transacciones realizadas en alguna unidad de tiempo (por ejemplo, un año) y k_T es una constante que equivale al inverso de la velocidad de circulación del dinero.

El enfoque de Fisher no es una teorización de la demanda por dinero propiamente tal, sino que corresponde a una reinterpretación causal de la identidad contable del gasto, que ya había adelantado Hume (1752) al reflexionar sobre las necesidades de dinero de una nación. Dicha identidad señala que a nivel agregado el valor de las ventas debe ser igual al valor de las compras. En términos de la ecuación (1a), el valor de las ventas se define como el número de transacciones (T) multiplicado por el nivel de precios promedios (P). El valor de las compras es igual al nivel de dinero que circula en la economía (M) multiplicado por el número de veces que éste cambia de manos ($V=1/k_T$). Este último concepto es llamado *velocidad de circulación del dinero por transacciones*. Si V y T son constantes, el nivel de precios es proporcional a la cantidad de dinero y se obtiene una de las principales implicancias de la teoría cuantitativa: que el dinero no afecta las variables reales (neutralidad).

El aporte de Fisher radica en interpretar causalmente el sistema formado por las ecuaciones (1a) y (1b) y señalar que la demanda por dinero es una fracción constante —pero derivada— del valor de las transacciones realizadas en la economía. La variable clave del análisis es la velocidad de circulación del dinero por transacción, la que está determinada por la naturaleza misma del proceso de transacciones. Así, factores tales como las comunicaciones, las prácticas crediticias y los procesos tecnológicos son relevantes para determinar el nivel de saldos reales que mantienen los agentes económicos. Debido a que en este enfoque tales factores cambian lentamente en el tiempo, se espera que la velocidad de circulación del dinero por transacción sea estable en el tiempo.[4]

El enfoque de Cambridge, desarrollado inicialmente por Marshall (1871) y profundizado por Pigou (1917), difiere del anterior en tres dimensiones. Primero, el análisis se centra en la determinación de los factores que afectan la decisión individual por mantener saldos reales. Así, V ya no es una variable

[3] *Entre otros aportes significativos están los de Friedman (1956) y Tobin (1958).*

[4] *Bordo y Jonung (1987) presentan evidencia que la velocidad de circulación es notablemente estable en un grupo de países desarrollados entre 1870 y 1950 (entre ellos, EE.UU., Canadá, Inglaterra y Dinamarca). No obstante, en aquellos países que experimentaron períodos inflacionarios fuertes, dicha velocidad es bastante inestable (Francia, Alemania, Holanda y Finlandia).*

determinada sólo por las condiciones institucionales que afectan los medios de cambio de una economía, sino además por factores tales como la restricción presupuestaria, el costo de oportunidad y las preferencias de los individuos. Segundo, el dinero ya no sólo sirve como medio de cambio, sino que también juega un papel como reserva de valor y, tercero, en el análisis aparecen explícitamente variables como la tasa de interés, la riqueza, y las expectativas sobre la evolución futura de las variables relevantes. Pigou señala que, en el corto plazo, la riqueza, el nivel de ingreso y el volumen de transacciones se mantienen relativamente estables, por lo que la demanda por dinero debiera ser proporcional al nivel de renta de los individuos y, por consiguiente, al nivel de renta agregado de la economía. Nótese que en este enfoque, V corresponde a la *velocidad de circulación del dinero por ingresos*. A diferencia de la velocidad de circulación por transacciones, ésta puede variar significativamente en el corto plazo, por cuanto depende de factores tales como la tasa de interés y las expectativas.

La teoría cuantitativa identifica los determinantes más importantes de la demanda por dinero: el nivel de ingresos y la riqueza, alguna medida del costo de oportunidad y los factores institucionales. Cannan (1921) realiza dos aportes adicionales al demostrar que la demanda por dinero debiera estar inversamente relacionada con la inflación anticipada y, más importante aún, que el concepto relevante para el análisis es la demanda por el *stock* de dinero (y no la demanda flujo).

La Demanda de Dinero de Keynes

El aporte al análisis de la demanda por dinero realizado por Keynes (1936, cap. 18) consiste en identificar —y posteriormente, modelar— tres motivos que inducen a los individuos a mantener saldos monetarios: la realización de transacciones, la precaución frente a eventos impredecibles y la especulación financiera. El motivo de transacción se deriva de la necesidad que tienen los individuos de cubrir la brecha que se produce entre los ingresos generados y los gastos planeados. El motivo de precaución, en cambio, enfatiza el deseo de las personas de mantener dinero para hacer frente a gastos no planeados e inesperados. Resulta evidente que la demanda por dinero originada por estos dos motivos debiera depender esencialmente del nivel de renta. Y, si bien Keynes no niega que esta demanda también puede verse afectada por el costo de oportunidad de mantener dinero, argumenta que la tasa de interés es más pertinente para explicar aquella porción de la demanda originada por el motivo de especulación. El último motivo recoge el efecto de la incertidumbre acerca de la evolución de las variables macroeconómicas sobre las tenencias de dinero. Sobre la base de que existe arbitraje en el retorno de los distintos activos, Keynes simplifica el análisis al considerar sólo la tasa de interés nominal corriente.[5]

Según la interpretación de Laidler (1985), a nivel individual la demanda especulativa de dinero de Keynes es una función discontinua de la tasa de interés nominal. Dada una expectativa de la tasa de interés de equilibrio (es decir, aquélla de pleno empleo), la discontinuidad aparece cuando la tasa de interés efectiva es distinta de dicha expectativa. Si se encuentra por sobre el nivel esperado, los individuos desearán mantener toda su riqueza en bonos y la demanda por dinero será por lo tanto cero. Lo contrario ocurre cuando la tasa de interés nominal cae bajo el nivel de equilibrio. Por ello, a nivel individual existirá un rango en el que no se alteran las decisiones de portafolio cuando cambia la tasa de interés. A nivel agregado, sin embargo, la demanda de dinero es una función continua y negativa de la tasa de interés corriente, porque las tenencias individuales de bonos y dinero son insignificantes y existe heterogeneidad en la respuesta de los individuos frente a cambios en la tasa de interés.

La función de demanda de dinero keynesiana se puede representar por la siguiente ecuación:

$$M^d = [kY + \lambda(i)W]P \qquad (2)$$

donde W es el nivel de riqueza, Y es el ingreso real e i es la tasa de interés nominal.[6] El primer término de la derecha en el paréntesis representa la demanda por dinero originada por el motivo transacción y precaución. El segundo corresponde al motivo

[5] *Aunque en su libro* Treatise on Money *(1930) Keynes había sostenido la existencia de una tasa natural de interés, en la Teoría General (1936) descarta la utilidad de tal concepto señalando que, en el mejor de los casos, existiría una tasa de interés consistente con el pleno empleo, pero que no es analíticamente más interesante que cualquier otra tasa de interés que equilibre el mercado del dinero.*

[6] *Friedman (1987) señala que hacia mediados de los años 1930 los economistas reconocieron que la demanda de dinero debe depender del ingreso neto de la economía y no del nivel bruto de transacciones.*

especulación. Se incluye la riqueza debido a que la demanda especulativa se plantea respecto de los activos totales de la economía. Si se supone que en el corto plazo la riqueza se mantendrá relativamente constante, se puede omitir esta variable y se obtiene la clásica demanda keynesiana.

Modelos de Inventarios

Los modelos basados en la teoría cuantititiva no tienen como base la idea que los agentes debieran determinar un monto óptimo de saldos monetarios. El modelo keynesiano tiene una noción implícita del proceso optimizador, pero éste no se modela adecuadamente.[7] Baumol (1952) y Tobin (1956) desarrollan formalmente los primeros modelos de optimización para la demanda de dinero por transacciones, utilizando como base modelos de inventarios.

Se considera que existen sólo dos activos en la economía —dinero y otro activo que devenga intereses— y que existe un costo fijo de convertir el activo que devenga interés en dinero. El problema del consumidor consiste en determinar la frecuencia óptima de conversión de los activos de manera de minimizar la pérdida de intereses y los costos de transacción. En términos algebraicos:

$$\min_K CT = b\frac{Y}{K} + i\frac{K}{2} \qquad (3)$$

donde $\min_K$ es una función mínimo cuya variable de control es K, CT es el costo total de transformar bonos en dinero, b es el costo fijo unitario de conversión, y K el valor real de las tenencias de bonos transformados en dinero cada vez que se realiza esta operación.

Como es evidente, el costo total está determinado por dos componentes. Cada vez que el agente convierte bonos en dinero —cosa que sucede en promedio Y/K veces— debe pagar un costo unitario b. Por otro lado, existe un costo de oportunidad de mantener saldos monetarios, equivalente al interés que se pierde por el saldo promedio del dinero mantenido en el período y que corresponde a la mitad del ingreso obtenido por la venta de bonos. La tenencia óptima de bonos es $K^*=\sqrt{2bT/i}$, por lo que la demanda de dinero es:

$$\frac{M^d}{P} = \frac{K^*}{2} = \frac{1}{2}\sqrt{\frac{2bT}{i}} \qquad (4)$$

La demanda real por dinero es proporcional a la raíz del volumen de transacciones e inversamente proporcional a la raíz de la tasa de interés. Existen, por lo tanto, economías de escala en la realización de transacciones ya que la elasticidad ingreso de la demanda por dinero es 0.5. Por otro lado, la elasticidad con respecto a la tasa de interés es -0.5.

Miller y Orr (1966) extienden este modelo a un contexto estocástico. Se asume que el ingreso de los agentes sigue un proceso de camino aleatorio y que el problema del consumidor consiste en minimizar los costos de transacción y los intereses netos que se pierden al mantener dinero. En este caso, la mantención de saldos monetarios sigue una regla tipo (S,s). Cuando las tenencias de dinero superan el límite superior (S) o son menores que el límite inferior (s) de la regla, los agentes ajustan su portafolio. En cualquier otro caso, los saldos monetarios permanecen constantes. Este modelo también predice la existencia de economías de escala en la realización de transacciones (elasticidad menor que 1) y una elasticidad de la demanda por dinero ante la tasa de interés de -1/3.[8]

Una limitación importante de los modelos de inventarios es que empíricamente éstos sólo explican una pequeña fracción de las tenencias de dinero por transacciones que se mantienen normalmente en una economía. Además, presentan la falencia de tratar el flujo de ingresos y de costos exógenamente, impidiendo la generalización a un contexto dinámico. No obstante, estos modelos explicitan directamente el tipo de servicio que provee el dinero, característica que no poseen otros modelos más complejos.

Modelos de Asignación de Carteras

Tobin (1958) aporta una pespectiva diferente al análisis de la demanda por dinero al desarrollar un modelo en que los saldos monetarios se determinan como resultado de un problema de optimización

[7] *Lavington (1921) es tal vez el primero en indicar las condiciones marginales que se deben cumplir cuando un individuo consume y mantiene dinero en presencia de un activo que devenga intereses. No obstante, el análisis confunde el sacrificio subjetivo de incrementar los saldos reales en forma permanente con aumentarlos sólo por un período (McCallum y Goodfriend, 1987).*

[8] *Si se restringe a los agentes a realizar un número entero de transacciones, se obtiene que éstos responden discontinuamente a cambios en la tasa de interés, por lo que es posible obtener soluciones de esquina donde no se mantiene el activo que devenga interés (Tobin, 1956).*

de una cartera de activos bajo condiciones de incertidumbre. En este modelo el individuo asigna su riqueza entre un activo libre de riesgo (el dinero) y un activo riesgoso (bonos), cuyo retorno esperado supera el del dinero. Si las personas son aversas al riesgo, ellas deciden que resulta óptimo mantener dinero aun cuando su retorno sea cero, porque ello diversifica el riesgo de su portafolio.

El retorno del dinero es cero, en tanto que el retorno de los bonos (r_B) corresponde a la suma de la tasa de interés (r) y las ganancias de capital (G). Éstas, que son aleatorias, se distribuyen con media cero y varianza finita (σ_G^2). Por lo tanto, el retorno esperado de los bonos es r. El individuo construye un portafolio cuyo retorno (r_p) es una combinación lineal entre los retornos esperados de cada activo, con un parámetro α que denota la proporción relativa del activo riesgoso en el portafolio. Por consiguiente, el retorno esperado del portafolio es $E(r_p) = \alpha r$

$\sigma_p^2 = \alpha^2 \sigma_G^2$, es decir es proporcional a la varianza de las ganancias del capital.

El problema del individuo consiste en maximizar la función de utilidad $U = U(\mu,\sigma_p^2)$, la cual depende positivamente del retorno esperado y, si el individuo es averso al riesgo, negativamente de la varianza del portafolio. El parámetro μ corresponde al *locus* de oportunidad, tal que $\mu = (r/\sigma_G)\sigma_p$. De las condiciones de primer orden del problema se obtiene la combinación de retorno y varianza óptimos, lo que permite obtener una función para la proporción deseada del activo riesgoso α^*. Esta solución indica que la asignación de recursos entre activos dependerá del grado de aversión al riesgo del individuo, de su riqueza y de la media y varianza de la distribución del retorno del activo riesgoso. Además, predice que existe una relación negativa entre el dinero demandado y la tasa de interés, y una relación positiva entre éste y la riqueza. En particular, la demanda por dinero será:

$$M^d = \left[1 - \alpha^*(\mu^*,\sigma_p^*)\right]W \qquad (5)$$

[9] *No deja de ser irónico que los primeros estudios empíricos (hechos por el propio Friedman en 1959) encuentren que la tasa de interés es una variable poco relevante para explicar la velocidad de circulación del dinero (McCallum y Goodfriend, 1987)*

Este modelo, sin embargo, presenta algunas falencias. Primero, el dinero no posee un retorno libre de riesgo en términos reales, concepto que es el pertinente para el agente racional, y segundo, en muchas economías existen activos que poseen similares características de riesgo que el dinero, pero que entregan un mayor retorno, lo cual implicaría que bajo los mismos supuestos de este modelo, el dinero no sería demandado.

Friedman, el Dinero y la Teoría General de la Demanda

Los desarrollos post-keynesianos descritos anteriormente tienen su punto de partida en las funciones que cumple el dinero. El rol de medio de cambio origina los modelos de transacción, mientras que la función de reserva de valor genera modelos de activos o de asignación de portafolios. Es importante notar que los modelos anteriores justifican la existencia del dinero y su demanda sobre la base de motivos *explícitos* que inducen a los individuos a mantener saldos monetarios. Otros estudios ignoran estas razones, partiendo simplemente del hecho que los agentes demandan dinero, tratando el caso como un bien más en la teoría general de la demanda. Este es el enfoque de Friedman (1956), quien en su reformulación de la teoría cuantitativa argumenta que la demanda por dinero, como la de cualquier bien o activo, no tiene que ser justificada por razones particulares. Si ella existe, ésta puede derivarse de los axiomas básicos que rigen las decisiones del consumidor.

A diferencia de Keynes, quien afirma que el dinero tiene pocos, pero buenos sustitutos, Friedman señala que éstos son muchos, pero imperfectos. Consecuentemente, existirá un amplio espectro de activos y costos de oportunidad pertinentes para determinar la demanda por dinero.[9] Por ello, Friedman usa un enfoque de asignación de portafolio, pero extiende la restricción presupuestaria para considerar una medida amplia de riqueza, que incluye componentes humanos, físicos y financieros. El modelo requiere usar una medida amplia de dinero (incluyendo circulante, bonos y otros instrumentos financieros) para mantener la consistencia del análisis, en contraposición con los estudios anteriores que se refieren a definiciones más estrechas de éste (típicamente, circulante).

La demanda de dinero que se obtiene en este tipo de modelo tiene la siguiente estructura:

$$\frac{M^d}{P} = f\left(Y_p, r^e, r_x^e, r_m^e, \pi^e\right) \qquad (6)$$

donde Y_p es el ingreso permanente (derivado del *stock* de riqueza), r^e es la tasa de interés esperada de los bonos, r_x^e es el retorno esperado de las acciones, r_m^e es el retorno esperado del dinero en servicios (liquidez o intereses pagados en cuentas corrientes) y π^e es la inflación esperada.

El tratamiento del mercado monetario de Friedman tiene, además, otras implicancias sobre el papel del dinero en la economía. A diferencia del modelo de Keynes, en donde existe una relación indirecta entre el ajuste del portafolio y el mercado de bienes, el modelo de Friedman relaciona directamente ambos mercados. Ello resulta de la restricción presupuestaria consolidada de la economía, que incluye bienes y activos, y que exige $(M^d - M^s) + (B^d - B^s) + (PY^d - PY^s) = 0$.[10] Así, un incremento monetario genera un exceso de demanda en el mercado de bonos y/o en el de bienes. Por ello, la oferta monetaria puede afectar el producto indirectamente a través de la tasa de interés y directamente sobre la compra de bienes durables. Entre ambos canales de transmisión, Friedman considera que las fluctuaciones del dinero generan básicamente variaciones en el producto nominal, mientras que los keynesianos argumentan que el efecto es principalmente sobre la velocidad de circulación.

TEORÍAS MODERNAS DE LA DEMANDA POR DINERO EN EQUILIBRIO GENERAL

En las últimas décadas, los economistas se han preocupado especialmente de especificar los modelos macroeconómicos mediante relaciones estructurales genuinas. Esto ha llevado a analizar los problemas desde una perspectiva de optimización individual dinámica. Sin embargo, lo anterior ha sido especialmente difícil en el ámbito de la demanda por dinero porque las funciones que éste desempeña en la economía son complejas y los beneficios que éste provee al consumidor son típicamente indirectos (por ejemplo, reducir costos de transacción).

Los modelos de equilibrio general que se discuten en esta sección se han desarrollado tanto para justificar la existencia del dinero como para describir las condiciones en que éste es demandado en equilibrio. Como se dijo en la introducción, el papel del dinero en la economía continúa siendo bastante misterioso y, por ello, los modelos de demanda de dinero cumplen a la vez el objetivo de explicar su existencia. Resulta poco atractivo referirse a las razones que llevan a los individuos a mantener dinero, sin tratar de entender qué función desempeña éste.

La literatura se ha centrado básicamente en tres enfoques:

1. Introducir directamente el dinero en la función de utilidad del agente económico, asumiendo que éste deriva una utilidad directa del mismo.
2- Asumir que existen costos de transacción no despreciables que justifican la tenencia de dinero y, por tanto, la existencia de una demanda por dinero.
3. Tratar al dinero como un activo utilizado para transferir recursos intertemporalmente.

En gran medida, las teorías modernas de demanda de dinero se han desarrollado teniendo como marco analítico una economía cerrada. Ello es, en alguna medida, sorprendente cuando se considera que desde el mercantilismo ha habido una fuerte preocupación por entender las relaciones que existen entre la disponibilidad de dinero, el tipo de cambio y el comercio internacional. En esta sección se revisan, primero, las principales teorías sobre los determinantes de la demanda de dinero con fundamentos microeconómicos en equilibrio general y, posteriormente, se discute la principal extensión que se ha desarrollado para el caso de una economía abierta y pequeña.

El Dinero en la Función de Utilidad

Este enfoque fue desarrollado originalmente por Sidrauski (1967) para estudiar la relación entre inflación y acumulación de capital en el contexto de un modelo dinámico, donde los consumidores

[10] *Para Keynes la relación entre mercados es sólo indirecta. Cambios en la oferta monetaria actúan sobre el mercado de bienes a través de ajustes en la tasa de interés y no directamente por desequilibrios de portafolio.*

derivan utilidad tanto del consumo de bienes como de la mantención de saldos monetarios. Al incorporar directamente el dinero en la función de utilidad se asegura que en equilibrio exista una demanda positiva por saldos monetarios.

Esto ha sido ampliamente criticado por cuanto el dinero es en sí intrínsecamente inútil —un aspecto de importancia si se está explicando la demanda por un bien— y debido a que no se justifica por qué dichos papeles, esencialmente inútiles, son preferidos a otros tipos de papeles también inútiles (por ejemplo, una hoja de libro). Aparte de no poder explicar adecuadamente la naturaleza y existencia del dinero, este tipo de modelos presenta la limitación que para una determinada senda de consumo, mayores tenencias de saldos reales incrementan la utilidad del individuo, aun cuando éstos nunca sean utilizados para comprar bienes. Pese a lo anterior, el modelo deriva conclusiones importantes para la teoría monetaria y permite realizar comparaciones de bienestar entre distintos niveles de equilibrio.

El modelo canónico supone la existencia de un agente representativo que maximiza intertemporalmente su función de utilidad total, sujeto a la siguiente restricción presupuestaria.

$$\max W_{c_t,m_t} = \sum_{t=0}^{\infty} ß^t u(c_t, m_t)$$

$$\textit{sujeto a} \qquad (7)$$

$$f(k_{t-1}) + \tau_t + \frac{1-\delta}{1+\xi} k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{(1-\pi_t)(1+\xi)} = c_t + k_t + m_t$$

donde $0<ß<1$ es el factor subjetivo de descuento, c_t es el consumo per cápita en el período t y m_t corresponde a las tenencias per cápita de saldos reales. El primer término de la restricción presupuestaria es el producto per cápita derivado de una función de producción estándar neoclásica ($f(k_{t-1})$), donde k_{t-1} corresponde al capital físico per cápita disponible a principio de período, τ_t son las transferencias per cápita del gobierno, δ es la tasa de depreciación del capital físico, ξ es la tasa de crecimiento de la población, y π_t es la tasa de inflación. El problema del individuo consiste en determinar la senda óptima de c_t, k_t y m_t. Sin pérdida de generalidad se puede suponer que no hay crecimiento de población ($\zeta = 0$).

De las condiciones dinámicas de optimización se obtienen los principales resultados para la demanda de dinero, la conducción de política monetaria y la comprensión del papel que juega el dinero en la economía. El estado estacionario es el siguiente:

$$f_k(k^{ss}) = (1 + \delta) + \frac{1}{ß}$$

$$c^{ss} = f(k^{ss}) - \delta k^{ss} \qquad (8)$$

donde los niveles de estado estacionario para el capital y el consumo son k^{ss} y c^{ss}, respectivamente, y f_k es la productividad marginal del capital. La ecuación (8) indica que en estado estacionario el capital físico per cápita y la producción son independientes de las condiciones monetarias (como la tasa de inflación) y de las preferencias de los individuos por mantener saldos monetarios. Este resultado implica que en este modelo el dinero es superneutral, es decir, que el capital físico per cápita, el consumo y el producto son independientes del nivel y de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, del nivel de precios y de la tasa de inflación. Además, en estado estacionario se obtiene que el nivel de dinero real es constante, por lo que la tasa de inflación de largo plazo se encuentra únicamente determinada por la tasa de crecimiento del dinero. Pese a lo anterior, el modelo puede no exhibir neutralidad en el corto plazo si el nivel de precios no se ajusta inmediatamente ante cambios en la oferta monetaria.

La demanda de dinero se obtiene de las condiciones de primer orden del problema:

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = \frac{i_t}{1+i_t} \qquad (9)$$

donde u_c es la utilidad marginal del consumo y u_m la del dinero. Esta condición indica que, en el óptimo, la razón de utilidades marginales debe ser igual al precio relativo o costo de oportunidad del dinero en términos de bienes de consumo. Además, en (9) es posible observar que la función de demanda por dinero depende de la tasa de interés nominal y del consumo. La forma específica de esta demanda depende de la estructura particular de la función de utilidad. Usualmente, en los trabajos empíricos se usa una función de utilidad logarítmica y separable, que origina las relaciones clásicas entre la variable de escala (en este caso el consumo) y el costo de oportunidad

(parámetro negativo para la tasa de interés nominal y positivo para el consumo).

$$\log m_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 \log c_t - \gamma_2 \log \frac{i_t}{1+i_t} \qquad (10)$$

Es importante mencionar que lo que se ha obtenido es una demanda por dinero individual. Existen dos puntos que se deben tomar en cuenta al pasar de una demanda individual a una agregada de la economía. Primero, existe un problema en agregar funciones de demanda derivadas de individuos que puedan tener distintos gustos o niveles de riqueza. Es conocido el hecho que las condiciones que permiten tal agregación son bastante restrictivas en términos de las relaciones de comportamiento de las variables relevantes. Segundo, pueden existir agentes económicos distintos a las familias, como las empresas, lo que requiere extender la modelación para incluir agentes múltiples.[11]

El Dinero y los Costos de Transacción

El principal problema de poner el dinero en la función de utilidad es que no existe una justificación satisfactoria para ello. Esto motivó el desarrollo de nuevos modelos de que, incluyendo el dinero en el proceso de optimización, fundamentan su introducción sobre la base que éste es un insumo necesario y conveniente para realizar transacciones. Los modelos de demanda de dinero de Baumol y Tobin ya descritos son, en esencia, los primeros que enfatizan este papel para el dinero. Pero ellos están lejos de ofrecer un tratamiento adecuado del problema, pues no existe una modelación específica del modo en que el dinero produce beneficios para los individuos.

Cuando la base del argumento es que el dinero proporciona un servicio en la medida que facilita el proceso de transacción, resulta imprescindible modelar explícitamente la tecnología mediante la cual se realizan las transacciones y el rol que el dinero juega en éstas. A pesar de la popularidad alcanzada por los modelos de costos de transacción, se debe reconocer que muchos trabajos modelan estos costos de una manera *ad hoc*, lo que es una limitación seria para entender la demanda de dinero. Otros, en tanto, emplean el caso límite en que las compras sólo pueden hacerse con dinero anticipado —restricción *cash in advance*— lo cual al ser una restricción extrema, tampoco es muy satisfactoria (ver Walsh, 1998).

Los modelos basados en el costo de transar suponen que el individuo enfrenta cierta tecnología de transacciones, que utiliza como insumos el tiempo dedicado a comprar y el *stock* de saldos reales m_t. Dado el costo de oportunidad de mantener dinero y el valor del ocio, el individuo debe encontrar la combinación óptima de ambos que le permitan generar el número de transacciones deseadas al menor costo.

Una versión genérica de este tipo de modelos se presenta en la ecuación (11):

$$\max W_{c_t, m_t, l_t, b_t} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t)$$

sujeto a

$$f(k_{t-1}, n_t) + \tau_t = c_t + k_t - (1-\delta)k_{t-1} + m_t - \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} + b_t - b_{t-1}\frac{(1+i_t)}{(1+\pi_t)} \qquad (11)$$

$$c_t = \Psi(m_t, n_t^s)$$

$$l_t = 1 - n_t - n_t^s$$

donde l_t corresponde al ocio, n_t es el tiempo dedicado a trabajar y n_t^s el tiempo destinado a efectuar transacciones. La compra de bienes de consumo se realiza utilizando una tecnología de transacción $\Psi(\cdot)$, la cual está expresada en términos de los saldos monetarios reales y del tiempo dedicado a efectuar transacciones. Por ello, un aumento en el nivel de precios requiere un aumento proporcional en la cantidad de dinero nominal para mantener el nivel de consumo y de ocio constantes. Alternativamente, un aumento en la tasa de inflación disminuye el consumo de bienes y/o de ocio. Al igual que en los modelos de dinero en la función de utilidad, el consumidor tiene acceso a una función de producción homogénea de primer grado en capital y trabajo. Pero a diferencia de dichos modelos, en la ecuación (11) existe un tercer activo disponible —bonos— cuyo valor real es b_t.

La solución del problema de optimización produce trayectorias óptimas de consumo, acumulación de capital y bonos, producción, mantención de saldos reales y tiempo dedicado a comprar. Si la función Ψ es invertible es posible obtener n_t^s en función del consumo y el dinero: $n_t^s = g(c_t, m_t)$.[12] En particular,

[11] *Fischer (1974) extiende el modelo para incluir dinero en la función de producción.*

[12] *Incorporando dicha función inversa en la función de utilidad se deduce que, si ésta es lineal, los modelos de costo de transacción pueden ser equivalentes a introducir el dinero directamente en la función de utilidad.*

a partir de las siguientes condiciones de primer orden del problema se deriva la demanda por dinero:

$$-\frac{\partial u}{\partial l}\cdot\frac{\partial g}{\partial m}=\left[\frac{\partial u}{\partial c}-\frac{\partial u}{\partial l}\frac{\partial g}{\partial c}\right]\left[1-(1+i)^{-1}\right] \qquad (12)$$

Si se cuenta con una versión explícita de las funciones de utilidad y costos de transacción, es posible resolver la ecuación (12) para m_t y obtener la demanda de dinero real del individuo:

$$m_t = L\,(c_t,\, i_t) \qquad (13)$$

Esta demanda depende del consumo, que es la variable relevante para medir las transacciones, y la tasa de interés nominal. Bajo supuestos relativamente generales sobre la estructura de las funciones de utilidad y de costo de transacciones, esta derivación permite asegurar que la demanda por dinero dependerá positivamente del consumo y negativamente de la tasa de interés nominal.

Una estructura particular de la demanda por dinero se obtiene cuando se exige que las compras de cada período no pueden exceder las tenencias de dinero disponible a principios del mismo. En tal caso, el modelo colapsa al llamado caso de *cash in advance*. En términos de la tecnología de compras esto implica que el tiempo destinado a comprar bienes es cero si $m_t \geq c_t$ e infinito en cualquier otro caso. Este tipo de modelo fue desarrollado por Clower (1967) y popularizado a partir de los trabajos de Lucas (1980) y Svensson (1985). Cooley y Hansen (1989) extienden el modelo a un contexto estocástico.

Es posible demostrar que el estado estacionario se caracteriza por las siguientes ecuaciones:

$$f_k(k^{ss}) = \frac{1}{ß} - 1 - \delta \qquad (14)$$

$$i^{ss} \approx \frac{1}{ß} - 1 - \delta + \pi^{ss}$$

Así, los modelos de *cash in advance*, al igual que los de dinero en la función de utilidad, exhiben superneutralidad. El consumo y el capital físico per cápita de estado estacionario sólo depende del parámetro de preferencia intertemporal, la tasa de depreciación y la función de producción, siendo independientes de la tasa de inflación. Cuando la restricción de *cash in advance* es activa, el consumo real es igual a los saldos monetarios reales, por lo que en estado estacionario el nivel de consumo es constante y el *stock* nominal de dinero debe estar variando en igual proporción que los precios. Nuevamente, la tasa de inflación está determinada únicamente por la tasa de crecimiento del dinero.

Modelos de Búsqueda

Tanto los modelos de dinero en la función de utilidad como los de costos de transacción permiten introducir el dinero en un modelo de equilibrio general. No obstante, ellos no son adecuados para explicar en forma rigurosa el papel del dinero. En los primeros se usa el dinero directamente como una *proxy* de la utilidad que generaría su uso. No obstante, en ellos no se señala nada respecto de las dimensiones en las cuales éste otorgaría mayor utilidad al consumidor, especulándose que ello podría deberse a que el dinero produce un flujo de servicios (Sidrauski, 1967) o que otorga poder (Zou, 1995). En los modelos de costos de transacción, por otro lado, las funciones que se usan para modelar la forma en que el dinero ahorra recursos usualmente no se derivan de primeros principios (procesos de optimización). En el caso extremo de *cash in advance*, el enfoque es demasiado restrictivo al no permitir que existan otras formas de realizar el intercambio (por ejemplo, trueque).

Las teorías de búsqueda —desarrolladas inicialmente por Jones (1976) y Diamond (1983)— se han utilizado para explicar la existencia de dinero fiduciario en una economía, enfatizando el aspecto de acuerdo social del dinero. Es decir, resaltando que un individuo sólo aceptará mantener dinero en la medida que espere que el resto de la sociedad también lo acepte.[13] Estos modelos de dinero ofrecen una alternativa novedosa a los modelos walrasianos al descentralizar el proceso de intercambio. Al abandonar la noción del rematador walrasiano y reemplazarla por un proceso de búsqueda del equilibrio, se logra capturar características propias de la operación de los mercados. Por ejemplo, el consumo de tiempo y de recursos del proceso de búsqueda que lleva al intercambio.

[13] *Bajo algunos supuestos, esto es equivalente a introducir dinero en la función de utilidad o a imponer que el dinero es necesario para realizar ciertas transacciones como en algunas teorizaciones de* cash in advance.

En este tipo de modelo los agentes económicos intercambian su ingreso por bienes que desean consumir o por dinero que usarán posteriormente para comprar bienes de consumo. El intercambio debe ser *quid pro quo*, en el sentido que se requiere doble coincidencia de deseos para lograr el intercambio bilateral. Como resultado, se genera una demanda de dinero por transacciones, en cuyo origen está el hecho que el dinero acelera el proceso de búsqueda y *matching* de dicha doble coincidencia.[14]

Una versión moderna de este enfoque es el modelo de Kiyotaki y Wright (1993). De manera simplificada, se asume que la economía está compuesta por un gran número de agentes con vida infinita (normalizado a 1). Los consumidores tienen preferencias heterogéneas sobre un conjunto de bienes de consumo no divisibles y el grado de heterogeneidad se representa por el parámetro θ ($0<\theta<1$). Dicho parámetro en equilibrio es también la proporción de bienes que pueden ser consumidos por un agente. Por otra parte, sólo si se consume un bien que está dentro de la canasta de consumo del individuo se obtiene utilidad ($U>0$).

El modelo también supone que el dinero es indivisible, compra una unidad de bienes por unidad de saldos monetarios, y no puede ser producido por un agente privado. Los bienes de consumo reales son producidos con dos insumos (un bien de consumo y un período aleatorio de tiempo) de acuerdo con una distribución Poisson con parámetro a. Se asume que los agentes no pueden consumir su propia producción y que los bienes pueden ser almacenados sin costos. Las oportunidades de transar ocurren con probabilidad b. Existe intercambio si hay coincidencia en los bienes que dos agentes desean intercambiar (con probabilidad θ^2) o si existe simple coincidencia, es decir, que uno de los agentes está dispuesto a recibir dinero a cambio del bien (con probabilidad θ). La fracción de individuos con dotación inicial de dinero es μ, pero cada individuo sólo puede poseer 1 unidad de saldos reales. Que un agente acepte intercambiar bienes por dinero dependerá de la probabilidad (s) que este individuo pueda intercambiar más tarde este dinero por otros bienes. En este caso un individuo puede estar en los siguientes tres estados:

1. el individuo puede estar esperando producir bienes (estado 0)
2. puede tener un bien y estar esperando poder intercambiarlo (estado 1)
3. puede tener dinero y estar esperando poder intercambiarlo (estado m).

Si la fracción de la población que se encuentra en cada estado es N_0, N_1 y N_m, respectivamente y V_i es la función de valor de cada agente económico en el estado i, entonces se deben cumplir las siguientes condiciones:

$$\beta V_0 = a(V_1 - V_0)$$

$$\beta V_1 = b(1-\mu)\theta^2(U-\varepsilon+V_0-V_1) + b\mu\theta\,[max\, s_j(V_m-V_1)] \quad (15)$$

$$\beta V_m = b(1-\mu)\, s\, \theta\,(U-\varepsilon+V_0-V_m)$$

donde ε es el costo de producir el bien que se transa y max s_j maximiza la probabilidad de que otros consumidores acepten el dinero en función de V_m y V_1.

La primera ecuación indica que el retorno de producir es igual a la probabilidad esperada de producir nuevos bienes multiplicada por el beneficio de intercambiar (V_1-V_0). La segunda ecuación señala que el retorno de mantener un bien para transar tiene dos componentes. El primero es la utilidad esperada de intercambiar el bien con otro agente bajo doble coincidencia de deseos. El segundo es el valor esperado de intercambiar el bien por dinero. La tercera ecuación indica que el retorno de mantener dinero es igual al valor esperado de realizar intercambios por bienes dado que el individuo mantiene dinero.[15]

En el estado estacionario se cumple que $s_j = s$ para todos los individuos y habrán distintas proporciones de individuos de la población en cada estado. En este contexto existen tres equilibrios posibles (cuando no existe coincidencia de deseos):

1. Si la probabilidad de realizar transacciones con dinero es menor a la probabilidad de realizar transacciones manteniendo un bien ($s<\theta$), los agentes preferirán mantener sus bienes

[14] *El intercambio de bienes o trueque es más costoso que las transacciones con dinero, pues estas últimas sólo exigen simple coincidencia de deseos.*

[15] *Intercambiar el bien con otro agente bajo doble coincidencia de necesidades sucede con probabilidad* $(1-\mu)\,\theta^2$, *y significa obtener la utilidad del intercambio, pagando el costo de producción y retornando al estado* 0. *Intercambiar el bien por dinero sucede con probabilidad* $\mu\theta$, *y significa obtener el valor valor de cambiar del estado* 1 *al estado* m *en el mejor de los casos (con el agente* j *que maximiza* s). *Mantener dinero sucede con probabilidad* $(1-\mu)s\theta$ *y significa obtener el valor del consumo neto del costo de producción más el valor de retornar al estado* 0.

en vez de aceptar dinero, por lo que éste no tendrá valor en equilibrio. La demanda de dinero será nula ($M^d = 0$) y existirá un equilibrio no monetario.

2. Si $s > \theta$, los agentes preferirán aceptar dinero en vez de mantener el bien, por lo que éste tendrá un valor positivo en equilibrio. La demanda de dinero será positiva ($M^d > 0$) y el equilibrio será puramente monetario.

3. Si $s = \theta$, los agentes aceptarán dinero con probabilidad θ bajo la expectativa que otros agentes lo aceptarán con igual probabilidad. La demanda por dinero en este caso será positiva, pero menor al caso 2 y el equilibrio será mixto.

El papel del dinero en este modelo es expandir la proporción de individuos que prefieren mantener dinero y realizar el intercambio bajo condiciones de coincidencia simple de deseos. Como la coincidencia simple sucede con mayor probabilidad que la doble coincidencia, el dinero es valorado, porque reduce el costo esperado de búsqueda, y existe, por tanto, una demanda por él. Así, se obtiene un equilibro monetario aun cuando ningún agente valore el dinero *per se*.

Este resultado, no obstante, depende de varios supuestos fuertes necesarios para caracterizar el equilibrio. Las restricciones de indivisibilidad impiden que haya cambios en el nivel de precios, por lo que el modelo no puede discutir la neutralidad o superneutralidad del dinero. Si se relaja el supuesto que sólo se puede comprar una unidad de bienes por unidad de saldos monetarios, como en el modelo de bienes divisibles de Trejos y Wright (1995), se obtiene que el dinero no es neutral. Cambios en la oferta monetaria afectan el producto, porque el nivel del producto de la economía queda determinado por el número de personas que mantienen dinero. Shi (1997) extiende el modelo anterior para permitir la divisibilidad del dinero, obteniendo que el dinero es neutral, pero no superneutral. Un cambio de una sola vez en la oferta monetaria no tiene efectos sobre las variables reales. No obstante, el crecimiento de la oferta monetaria reduce las tenencias de dinero, porque disminuye la probabilidad de encontrar un nuevo intercambio exitoso de bienes, lo que a su vez induce un menor producto real.

Modelos de Generaciones Traslapadas

Los modelos de generaciones traslapadas proveen un enfoque para analizar problemas macroeconómicos desde una perspectiva de asignación intertemporal de recursos. El modelo base es el de Samuelson (1958), en el cual se especifica una economía de horizonte infinito donde coexisten distintas generaciones de individuos con horizonte de vida finito. Se asume que en cada instante coexisten individuos de distintas cohortes de edad (por ejemplo, jóvenes y viejos), que ajustan sus decisiones de acuerdo con su ubicación en el ciclo de vida. A pesar que todos ellos reciben la misma dotación de recursos antes de nacer y reaccionan según la misma función de utilidad intertemporal, sus decisiones de consumo, inversión y demanda de dinero cambian al pasar de la juventud a la vejez.

El caso más simple consiste en suponer que los individuos viven dos períodos y que los agentes poseen expectativas racionales. Los viejos no trabajan, pero sus recursos se componen de sus tenencias de dinero guardadas del período anterior ajustadas por la inflación, el *stock* de capital neto de depreciación y una transferencia del Estado. Como ellos no viven un siguiente período, consumen (x_t) toda su riqueza:

$$x_t = \frac{k_t}{1+\delta} + \tau_t + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} \qquad (16)$$

Los jóvenes buscan maximizar una función intertemporal de utilidad, $U(c_t, x_{t+1})$ y están dotados de una unidad de trabajo que pueden dedicar a trabajar ($1-l$) o al ocio (l). Por ello, el producto de la economía, $f(1-l)$, puede ser asignado a consumir (c_t), invertir (k_t), y mantener dinero (m_t).

$$\max_{c_t, l_t, m_t} \quad U = U(c_t, l_t, x_{t+1}) \qquad \textit{sujeto a}$$

$$f(l - l_t) = c_t + k_t + m_t \qquad (17)$$

$$x_{t+1} = \frac{k_t}{(1+\delta)} + \tau_{t+1} + \frac{m_t}{1+\pi_t}$$

La demanda por dinero se obtiene de las condiciones de primer orden del problema:

$$m_t^d = m\left(\tau_{t+1}, \frac{1}{1+\pi_t}\right) \qquad (18)$$

lo que indica que la demanda por saldos monetarios reales depende inversamente de la evolución

de la inflación y de las futuras transferencias netas del gobierno. Estas transferencias se hacen en dinero, lo que permite cambiar el *stock* de dinero.

Al igual que en los modelos de búsqueda, el modelo de generaciones traslapadas predice que pueden existir tres tipos de equilibrio. Primero, cuando la inflación crece a una tasa menor que la depreciación del capital físico, no es conveniente almacenar éste último y sólo el dinero tiene valor. Segundo, cuando la inflación crece a una tasa mayor que la depreciación del capital físico, el dinero no es valorado. Tercero, si la tasa de crecimiento del dinero y la tasa de depreciación son iguales, los individuos están indiferentes en transferir su riqueza intertemporalmente en forma de dinero o de bienes y la demanda por dinero queda indeterminada.

Este enfoque, por lo tanto, justifica la existencia del dinero como un mecanismo para trasferir eficientemente recursos en el tiempo y suavizar el consumo (bajo el supuesto que la inflación es menor que la tasa de depreciación). Sin dinero, no existirían transacciones intergeneracionales. Más aún, si el bien es perecible (tasa de depreciación infinita), el dinero es el único mecanismo mediante el cual los individuos pueden suavizar su consumo entre períodos. Así, pareciera ser que el dinero juega el rol de medio de cambio. Ello, sin embargo, no es correcto. El dinero es valorado por los consumidores por su capacidad de actuar como reserva de valor en el tiempo.

Los resultados que entrega este modelo son, evidentemente, poco realistas. Su mayor falencia es que no puede explicar el hecho que los agentes mantengan dinero cuando existen otros activos que devengan un mayor interés real que éste. Un activo con rentabilidad superior a la inflación es siempre preferido, en cuyo caso no habría demanda por dinero. Además, la regla óptima de política monetaria sugiere tener una inflación muy baja o negativa. Ello, porque si se mantiene dinero, es socialmente óptimo que éste pierda el menor valor posible (π mínimo).

Sustitución de Monedas y Demanda por Dinero

Pese a que históricamente los economistas han tendido a ver los fenómenos monetarios en conjunto con los movimientos del tipo de cambio y los flujos de comercio, los modelos de demanda de dinero se han concentrado en economías cerradas. No obstante, existe una necesidad creciente de entender el papel que juegan las fluctuaciones de los mercados internacionales sobre las tenencias de saldos monetarios y su composición, en particular, para determinar la efectividad de las políticas económicas.

A continuación se extiende el modelo de dinero en la función de utilidad al caso de una economía abierta y pequeña. El problema del consumidor es:

$$\max_{c_t, m_t, m_t^*, b_t} U_t = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[U(c_t) + \left(m_t + g\left[e_t m_t^* \right] \right) \right]$$

$$\text{sujeto a} \qquad (19)$$

$$c_t + b_t + e_t m_t^* + m_t = (1 + r_t) b_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} + \frac{e_t m_{t-1}^*}{(1+\pi_t^*)} + y_t - \tau_t$$

donde m^* son las tenencias de moneda extranjera, e es el tipo de cambio real y π^* es la inflación externa. La función $g(\cdot)$ describe el proceso de intermediación en los mercados de activos. Usualmente se supone que éste depende de restricciones legales y el costo de utilizar activos denominados en moneda extranjera. Una especificación conveniente es la forma cuadrática, porque permite analizar dos casos que son pertinentes desde un punto de vista de política económica:

$$g\left(e_t m_t^*\right) = a_0 e_t m_t^* - \frac{a_1}{2}\left(e_t m_t^*\right)^2 \qquad (20)$$

donde $1-\beta < a_0 \leq 1$ y $a_1 > 0$. Cuando el costo de utilizar activos denominados en moneda extranjera es muy alto (penalidades elevadas y alta probabilidad de ser descubierto), $a_1 \to \infty$ y, por tanto, la demanda por moneda extranjera es cero. No obstante, cuando los costos no son elevados o las barreras legales no son completamente restrictivas, el dinero doméstico coexiste con el dinero externo. La demanda genérica de dinero doméstico que se obtiene es:

$$m_t^d = f\left(c_t, \frac{1}{1+r_t}, \frac{1}{1+\pi_t}, \pi_t^*; a_1 \right) \qquad (21)$$

El individuo mantendrá dinero extranjero, a pesar de las restricciones legales, cuando la inflación doméstica sea suficientemente superior a la internacional. Cuando dichas restricciones o los costos de evasión

sean muy bajos, pequeñas diferencias entre las tasas de inflación pueden inducir una fuerte sustitución de monedas. Además, un incremento permanente de la oferta monetaria interna inducirá un cambio en el portafolio hacia mayores tenencias de dinero externo. Los individuos deberán reducir su consumo permanentemente para financiar la adquisición inicial de este mayor volumen de dinero externo. Finalmente, si la tasa de inflación externa es positiva, los agentes domésticos deberán acumular más dinero externo todos los períodos para mantener sus tenencias reales constantes.

Cuando la sustitución de monedas es el resultado de una alta inflación, el dinero doméstico deja paulatinamente de cumplir sus funciones tradicionales y es reemplazado por moneda extranjera. Bajo condiciones normales, la moneda local cumple las funciones de unidad de cuenta, medio de cambio y reserva de valor, existiendo una única demanda homogénea de dinero. Cuando la inflación es alta, ella se fragmenta y la sustitución comienza con la función más vulnerable del dinero, la de reserva de valor. Sin embargo, la moneda doméstica suele mantener su función de medio de cambio y de unidad de cuenta. Cuando la inflación es muy alta e impredecible, la moneda extranjera puede sustituir al dinero doméstico en gran parte de las operaciones de cambio e incluso como unidad de cuenta.

Los modelos de sustitución de moneda pueden también explicar un fenómeno recurrente en la experiencia de los países que han experimentado el caso. Se observa persistencia en la mantención de dinero extranjero, aun cuando el episodio inflacionario haya terminado (histéresis). Una razón es que los servicios de liquidez dependen de la proporción de moneda doméstica sobre extranjera. Mientras menor sea esta razón, menos probable es encontrar una contraparte que esté dispuesta a intercambiar bienes de consumo por dinero doméstico. Esto genera que la demanda por cada tipo de moneda sea una función directa de la proporción de cada moneda en los portafolios.[16]

[16] *Giovannini y Turtleboom (1992).*

[17] *Dos excelentes revisiones de la literatura sobre estimaciones de demandas de dinero son las de Judd y Scading (1982) y Goldfeld y Sichel (1990).*

ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA DEMANDA POR DINERO

Esta sección presenta, en la primera parte, una revisión de la literatura empírica de la demanda de dinero enfocándose tanto en la selección de variables que son la contrapartida empírica de los modelos teóricos descritos en la sección anterior, como en algunos problemas genéricos que han enfrentado los investigadores al tratar de aplicar las metodologías de estimación. En la segunda parte, se revisan los resultados obtenidos para el caso chileno en 26 de los principales trabajos realizados entre 1960 y 2000.

A pesar de que existen varias líneas de análisis teórico en la literatura, las alternativas utilizadas en la modelación empírica son, sorprendentemente, poco variadas.[17] La mayor parte de ellas consideran especificaciones empíricas lineales —variaciones con distinto matiz de las ecuaciones (10), (13) o (18) descritas anteriormente— y técnicas de series de tiempo para el análisis econométrico. Gran parte del esfuerzo se ha centrado en realizar un acucioso trabajo econométrico, que incluye la correcta medición de las variables usadas (en particular, las expectativas), el procedimiento de estimación econométrica más adecuado y la modelación de la dinámica y procesos de ajuste hacia el equilibrio.

Selección de Variables

Las distintas teorías enfatizan las diferentes funciones que el dinero cumple en la economía. En algunas de ellas éste es sólo un medio de cambio, en tanto que en otras cumple, además, con proveer liquidez o reserva de valor. Consecuentemente, los investigadores deben decidir qué agregado monetario representa de mejor manera el papel que el dinero cumple en el modelo analítico. Otro tanto sucede con los determinantes de la demanda de dinero, incluyendo las llamadas variables de escala (consumo, producto, etc) y el costo alternativo de mantener saldos monetarios (tasas de interés, inflación, etc.).

En general, la mayor parte de los estudios empíricos que tienen como base analítica los modelos de costos de transacción utilizan definiciones estrictas del dinero, como son el circulante o M1 (circulante más depósitos a la vista en bancos comerciales). En un estudio reciente, Sriram (1999) reporta trabajos hechos con series de tiempo para 35 países, de los

cuales 20 utilizan M1. Debido a que en esta definición el dinero no devenga retorno alguno, se presume que su tenencia no se origina por motivos especulativos y se relaciona más cercanamente con las transacciones. Otras razones que justifican el uso de una definición estricta de dinero son: (a) al excluirse aquellos instrumentos que devengan intereses, resulta más fácil distinguir los efectos de cambios en la tasa de interés en el mercado monetario; (b) como las estimaciones se hacen frecuentemente con el fin de guiar la política monetaria, versiones estrictas de dinero resultan más cercanas a aquellos agregados que son controlables por la autoridad económica y, (c) clasificaciones más estrictas del dinero tienden a ser más homogéneas, por lo que están usualmente disponibles en series de tiempo largas y consistentes.

Por otro lado, cuando se considera la función de reserva de valor del dinero, los estudios usan definiciones más amplias de los agregados monetarios que incluyen instrumentos líquidos que otorgan un retorno positivo por su tenencia. Entre ellos están M2 (M1 más depósitos a plazo del sector privado) y M3 (M2 más depósitos de ahorro a plazo incluidos los de vivienda). Una ventaja de usar agregados monetarios más amplios es que resultan menos sensibles que M1 a los cambios estructurales derivados de la introducción de nuevos instrumentos o de modificaciones en la regulación del sector financiero. Ello, a su vez, redunda en estimaciones empíricas más robustas y confiables. Adicionalmente, pareciera existir cierto consenso en que la relación entre versiones de dinero estricto y las variables de ingreso o consumo agregados tienden a ser más inestables que en el caso de los agregados monetarios amplios (Goldfeld y Sichel, 1990). Debe reconocerse, sin embargo, que la disponibilidad de series largas y consistentes es mayor para M1 que para los agregados más amplios, en particular en países en desarrollo.

Al igual que en el caso del dinero, la elección de la variable de escala depende de la especificación del modelo analítico que se desea estudiar. Esta elección, sin embargo, está usualmente limitada por la disponibilidad o la frecuencia de los datos. En la mayoría de los modelos analíticos, la variable de escala adecuada es el consumo de los individuos. No obstante, en muchos países los datos de consumo y tenencia de saldos monetarios se refieren al agregado de la economía y no al de los agentes que forman la base de la teoría (individuos). Es decir, incluyen el dinero en manos de (y las transacciones hechas por) el estado y las empresas privadas. Es por esto que los investigadores prefieren usar directamente el producto o el ingreso nacional. Efectivamente, Sriram (1999) no reporta ningún estudio que utilice el consumo como variable de escala, mientras que su trabajo muestra que el 94% utiliza el ingreso, el PIB o una *proxy* de éstos. Sin embargo, el producto presenta la desventaja de excluir las transacciones del sector informal y muchas operaciones de otros sectores formales.

Por otro lado, en modelos que se enfocan en las decisiones de portafolio, la variable de escala adecuada debiese ser alguna medida de la riqueza. Ésta, naturalmente, resulta dificil de definir (física, capital humano, recursos naturales, etc.) y para la mayoría de los países no está disponible en largas series de tiempo o en alta frecuencia. Una alternativa interesante y popular es usar el ingreso permanente que puede ser medido de manera aproximada mediante algoritmos estadísticos a partir del ingreso corriente. Algunos autores plantean que la mejor representación del ingreso permanente es el consumo, aunque debe reconocerse que, en tal caso, el modelo empírico estudiaría simultáneamente la hipótesis que el consumo depende del ingreso permanente y el modelo de demanda de dinero.

La elección del costo alternativo del dinero plantea dos problemas en uno. En primer lugar, determinar la tasa de retorno propio del dinero y en segundo lugar, determinar su costo alternativo. En países donde las cuentas corrientes no devengan intereses, resulta natural suponer que el retorno propio de definiciones estrictas del dinero es cero. No obstante, cuando los depósitos a la vista son remunerados, el retorno propio es positivo y el supuesto anterior no es inocuo. Por otro lado, cuando se desea utilizar definiciones más amplias de dinero, como M2 o M3, determinar su costo alternativo es bastante complejo. La estructura de equilibrio general de los modelos analíticos reseñados sugiere que para economías cerradas el costo alternativo corresponde al retorno esperado de la inversión en capital físico, en tanto que en economías abiertas debiera ser una combinación ponderada de este último y el retorno esperado de los activos externos (incluyendo la apreciación o depreciación cambiaria).

En la práctica, sin embargo, ambas medidas son difíciles de obtener y los investigadores tienden a usar directamente las tasas de interés y, de manera separada, la tasa esperada de inflación. Cuando la economía es abierta, se agrega la tasa de interés de los mercados financieros internacionales (por ejemplo, la tasa LIBO) y la depreciación esperada del tipo de cambio nominal. Aun en este caso, la disponibilidad de datos es a menudo limitada. En economías con sectores financieros insuficientemente desarrollados o bajo represión, las tasas de interés no están disponibles o no son representativas de la manera como se asigna el crédito y su costo. Por ello, en estos casos se tiende a utilizar exclusivamente la inflación y la devaluación esperadas de la moneda como costo alternativo del dinero. Otro tanto sucede en episodios de hiperinflación. No obstante, salvo en los estudios basados en encuestas de inflación esperada, la mayor parte de los autores debe utilizar alguna *proxy* de ésta. Los primeros estudios utilizaban la inflación pasada con rezagos ponderados decrecientemente o expectativas adaptativas a la Cagan (1956). Estudios más recientes derivan las expectativas de inflación del premio en el mercado negro de la divisa (Frenkel, 1977) o, usando argumentos de expectativas racionales y previsión perfecta, igualando el valor esperado al valor observado de la inflación (Sriram, 1999). En el caso de la devaluación, la mayoría de los estudios usa directamente la depreciación observada, lo que es equivalente a suponer que existe previsión perfecta. Otros estudios usan especificaciones auxiliares para generar una proyección de las fluctuaciones del tipo de cambio.

Aunque la estimación econométrica de modelos de demanda de dinero es muy popular, los resultados obtenidos no han sido del todo satisfactorios (Goldfeld y Sichel, 1990). En muchos estudios se observa una tendencia a sobrepredecir los saldos monetarios efectivos (el caso del "dinero perdido"), en tanto que los parámetros suelen ser poco robustos e inestables.[18] En los países en desarrollo, estos problemas se ven aumentados por la presencia de cambios estructurales y deficiencias en la información estadística. Estas limitaciones han llevado a los investigadores a incluir otros determinantes en la especificación empírica de los modelos. Una parte de la literatura modela la aparición de sustitutos del dinero en sus facetas de medio de cambio y de reserva de valor. Entre estos últimos están, por ejemplo, el uso de tarjetas de crédito, las que han sido testeadas tanto en número (Parush and Ruthenberg, 1993) como en volumen de transacciones (Virén, 1992). Otros estudios señalan que hay innovaciones financieras que hacen más eficiente el mercado monetario, las que, a igual volumen de transacciones, reducen la demanda de dinero. Como las innovaciones financieras no son observables, resulta imprescindible usar variables *proxies*. Entre otras, han resultado empíricamente útiles el uso de tendencias lineales (Manski and Goldin, 1982) y el número de empleados de bancos por sucursal (Melnick, 1993).

En resumen, pese a que los modelos analíticos disponibles son relativamente sencillos, los estudios suelen hacer un compromiso entre los requerimientos de estimación de dichos modelos y las capacidades técnicas y estadísticas disponibles. En este compromiso, los investigadores frecuentemente simplifican aún más los modelos al utilizar versiones lineales o linealizadas de las ecuaciones básicas de cada modelo y tratan las expectativas con niveles de información que difícilmente se verifican en la realidad (por ejemplo, previsión perfecta).

Estimaciones de la Demanda por Dinero en Chile

La estimación de demandas de dinero en Chile tiene una larga tradición, que se inicia a principios de los años 1960 con el desarrollo de métodos econométricos y bases de datos apropiadas. Existe un número considerable de estudios que han estimado funciones de demanda por dinero usando distintos métodos de estimación y marcos analíticos que, si bien difieren en detalles, corresponden a demandas de dinero por transacción. En este trabajo se revisan los 26 principales estudios. Debido a que algunos autores publican varios estudios sobre el mercado monetario en Chile sobre la base de una misma especificación analítica y/o empírica, para efectos de esta revisión se han tomado aquellos que —a nuestro juicio— significan un mayor aporte en el área de modelación y estimación de la demanda de dinero. Adicionalmente, para mantener el orden cronológico se ha buscado seguir la secuencia en la que los estudios

[18] *Lütkepol (1993) presenta una revisión crítica de la literatura empírica hasta fines de los años 1980, detectando problemas sistemáticos de robustez y estabilidad en los modelos econométricos.*

fueron escritos y no aquélla de su publicación final por los largos rezagos existentes en ésta.

Una motivación recurrente de los autores ha sido producir estimaciones econométricas que se sobrepongan a la inestabilidad de los parámetros estimados y a la incapacidad de las funciones de demanda estimadas de acomodarse a los cambios de política macroeconómica. Una motivación secundaria ha sido revisar las estimaciones previas a la luz de mejores bases de datos o técnicas econométricas más potentes. Se han clasificado estos 26 estudios en tres grupos que corresponden a períodos temporales claramente diferenciables en términos de las preguntas que los modelos buscan responder, la metodología empleada y el tratamiento econométrico utilizado.

En la Tabla 1 se presenta un resumen de las principales características y resultados empíricos encontrados en los 26 estudios. Se han homogenizado los resultados de estos trabajos de modo de hacerlos comparables: con respecto a las variables de escala se reportan elasticidades, en tanto que en el caso de las distintas variables de costo alternativo se reportan mayoritariamente semielasticidades. En el caso de los modelos dinámicos, se homogenizaron los períodos de ajuste —que corresponden al tiempo que toma disipar 95% de un *shock*— a frecuencia trimestral.

Primeras Estimaciones

Los primeros estudios de la demanda de dinero en Chile fueron desarrollados en los años sesenta por Deaver (1960), Ossa (1964), Reichmann (1965), Bardón (1965), Hynes (1967) y Lüders (1968). Todos estos trabajos utilizan como especificación teórica la demanda de dinero de transacción que, como refleja la ecuación (10), supone que los saldos monetarios dependen de una variable de escala y del costo alternativo esperado de mantener dinero.

Todas estas estimaciones comparten tres elementos característicos que resultan interesantes. En primer lugar, debido a que la economía chilena presentaba sustanciales restricciones al movimiento de capitales, el modelamiento implícito en estos trabajos es consistente con la estimación de una demanda por dinero para una economía cerrada. En segundo lugar, debido a que las tasas de interés estaban prefijadas por las autoridades y no reflejaban fehacientemente el equilibrio en el mercado del crédito, las demandas estimadas se limitan a usar las expectativas de inflación como costo alternativo del dinero, excluyendo la tasa de interés. Por último, el tratamiento de las expectativas de inflación corresponde frecuentemente a un promedio ponderado decreciente de la inflación observada en los períodos pasados, con ponderaciones establecidas *a priori* sobre la base de aquéllas que maximizan el ajuste de la función estimada de demanda a los datos. Adicionalmente, la mayoría de los trabajos asume una función lineal y homogénea de grado uno en precios, estudiándose dos tipos de especificaciones:

$$\begin{aligned} &\textit{Modelo log-log} \quad && \log m_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 \log y_t - \gamma_2 \log \pi_t^e \\ &\textit{Modelo log-lineal} \quad && \log m_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 \log y_t - \gamma_2 \pi_t^e \end{aligned} \tag{22}$$

donde m_t es la cantidad de dinero real *per capita* (M1 y, ocasionalmente, M2), y_t es una variable que denota ingreso (corriente o permanente) y π_t^* es el nivel de inflación esperada de la economía (medido por el IPC o una combinación de éste y el IPM).

El estudio de Deaver (1960) es, hasta donde hemos podido determinar, el primer estudio econométrico publicado sobre la demanda de dinero en Chile y uno de los trabajos más completos de los años 1960. Este estudio —que tiene como marco analítico la teoría cuantitativa de Friedman (1956)— utiliza el ingreso nacional como variable de escala, pero testea y no descarta la consistencia del modelo con la hipótesis del ingreso permanente. Las expectativas inflacionaras se obtienen a través del método adaptativo utilizado originalmente por Cagan (1956) y se utiliza una definición de dinero que es casi equivalente al actual M1A. Deaver presenta estimaciones para el modelo log-lineal con datos trimestrales para el período 1932-1955, encontrando una elasticidad ingreso de 0.62 y un parámetro para el costo alternativo de -2.12 (lo que implica una elasticidad costo de -0.16 cuando la inflación se fija en 10% anual).

Ossa (1964) utiliza la especificación convencional de la demanda de dinero por transacciones a la Cambridge, con datos anuales para el período 1940-1961, encontrando una elasticidad de escala de 0.72, similar a la obtenida por Deaver (1960). La semielasticidad del costo alternativo es, no obstante, bastante menor, alcanzando -0.98. Un aspecto característico de esta estimación es que las expectativas de inflación se modelan como una función decreciente de la inflación

TABLA 1

Principales Estudios Empíricos sobre la Demanda de Dinero (M1) en Chile

Estudio	Muestra	Frecuencia	Definición de Dinero	Variable de Escala	Costo Alternativo	Técnica Econométrica	Elasticidad de Escala	Semielasticidad Costo Alt. Domést.	Semielasticidad Costo Alt. Externo	Período de Ajuste (trimestres)	Principales Características
Deaver (1960)	1932-1955	Trim.	M1A per cápita	PIB per cápita	Inflación IPC	Mínimos Cuadrados	0.62	-2.12	-	-	Excluye Tasa Interés
Ossa (1964)	1940-1961	Anual	M1 per cápita	PIB per cápita	Inflación IPC e IPM	Mínimos Cuadrados	0.72	-0.98	-	-	Excluye Tasa Interés
Reichmann (1965)	1940-1964	Trim.	M1 per cápita	PIB per cápita	Inflación IPC e IPM	Mínimos Cuadrados	1.02	-1.78	-	-	Excluye Tasa Interés
Bardón (1965)	1940-1965	Anual	M1 per cápita	PIB per cápita	Inflación IPC e IPM	Mínimos Cuadrados	0.45	-0.85	-	-	Excluye Tasa Interés
Hynes (1967)	1935-1960	Anual	M1 per cápita	Ingreso perm. per cápita	Inflación IPC e IPM	Mínimos Cuadrados	1.00	-0.35	-	10	Excluye Tasa Interés
Lüders (1968)	1933-1958	Trim.	M1	PIB	Inflación IPM	Mínimos Cuadrados	1.16	-0.34	-	-	Excluye Tasa Interés
Cortés y Tapia (1970)	1940-1968	Anual	M1 per cápita	Ingreso per cápita	Inflación Deflactor PIB	Mínimos Cuadrados	0.34	-1.69	-	-	Excluye Tasa Interés
Tapia (1971)	1941-1969	Anual	M1 per cápita	Ingreso per cápita	Inflación Deflactor PIB	Máxima Verosimilitud	0.45	-0.72	-	-	Excluye Tasa Interés
Barros y Lagos (1979)	1975-1977	Mens.	M1	Producto Industrial	Tasa Interés Captación	Mínimos Cuadrados	0.46	-0.38	-	6	-
Corbo (1981)	1960-1970	Trim.	M1	PIB	Inflación Deflactor PIB	Máxima Verosimilitud	1.89	-0.09	-	4	Excluye Tasa Interés
Acevedo y Vial (1979)	1976-1979	Mens.	M1	Producto Industrial	Tasa Interés Captación	Filtro de Kalman	0.70	-0.3 a -0.6*	-	3	Expectativas Racionales
Lagos (1984)	1975-1981	Trim.	M1	PIB	IPC-USA, TCN, IPC Tasa Real Captación	Mínimos Cuadrados	1.00	-0.10		-	Expectativas Racionales
Matte y Rojas (1987)	1978-1986	Trim.	M1A	PIB	Tasa Captación	Mínimos Cuadrados	1.06	–0.05	-	4	Quiebre 1983
Labán (1987)	1974-1986	Trim.	M1	PIB	Tasa Captación	Filtro de Kalman	1.2-2.0	-0.02 a -0.20*	-	-	Elast. Cíclicas Quiebre 1981
Larraín y Larraín (1988)	1976-1986	Trim.	M1	PIB	Tasa Captación	Mínimos Cuadrados	1.14	-0.14	-	12	Quiebre 1984
Rosende y Herrera (1991)	1978-1990	Trim.	M1A	PIB	Tasa Captación	Corrección Errores	1.28	-0.06	-	7	Quiebre 1983
Labán (1991)	1974-1988	Trim.	M1A	PIB	Tasa Captación	Corrección Errores	1.21	-0.05	-	4	Quiebre 1984
Herrera Vergara(1992)	1978-1990	Trim.	M1	PIB	Tasa Captación	Corrección Errores	1.28	-0.06	-	7	Quiebre 1983
Martner y Titelman (1993)	1975-1991	Trim.	M1A Nominal	PIB	Inflación (IPC) Tasa Captación	VAR Cointegración	2.44	-0.12	-	4	Estima M1 Nominal
Arrau y De Gregorio (1994)	1975-1989	Trim.	M1	Consumo	Tasa Captación	Cooley-Prescott	1.02	-0.41	-	-	Cointegración Trivial
Apt y Quiroz (1992)	1983-1992	Mens.	M1A	Ventas Industriales	TCN, Tasa Captación	Corrección Errores	1.00	-0.12	-1.51	2.5	Estima Saldos M1 fin de mes
Easterly *et al.* (1995)	1960-1990	Anual	M1	-	Inflación IPC	Mín.Cuadrados no Lineales	-	-0.16	-	-	Excluye Var. Escala
Soto (1996)	1983-1992	Mens.	M1A	IMACEC	TCN, Tasa Captación	Redes Neuronales	1.09	-0.20	-0.48	2	Modelo no Lineal
McNelis (1998)	1983-1995	Mens.	M1A	IMACEC	TCN, Tasa Captación Tasa Interés USA	Redes Neuronales	0.97	–1.05	-0.67	5	Modelo no Lineal
Adam (2000)	1986-1999	Mens.	M1A	IMACEC Riqueza	Tasa Política Banco Central	VAR Cointegración	1.00	-0.12	-	5	Excluye Sust. de Monedas
Soto y Tapia (2000)	1977-1999	Trim.	M1A	PIB	TCN Tasa de Captación	Cointegración Estacional	1.00	-0.12	-1.51	4	-

Notas: M1A es M1 ampliado, TCN es el tipo de cambio nominal, IPC e IPM son los índices de precios al consumidor y al por mayor, respectivamente. Tasa deInterés de Captación de 30-89 días. (*) elasticidad.

anual pasada (medida como 2/3 IPC y 1/3 IPM). Las ponderaciones de los rezagos se fijan *ex ante*, usando como criterio aquél valor que maximiza el ajuste de los datos: Ossa utiliza 5 rezagos ponderados 0.30; 0.25; 0.20; 0.15; y 0.10. Reichmann (1965) utiliza una especificación inusual del caso log-lineal de la ecuación (22), pues incluye el dinero real deflactado por los precios del trimestre siguiente y el costo alternativo del trimestre anterior. Las ponderaciones de las expectativas son prefijadas en función de aquel polinomio que maximiza la predicción de la inflación en función de 6 rezagos (0.33; 0.22; 0.15; 0.10; 0.07; 0.13). En este estudio se obtienen elasticidades en torno a 1 para la elasticidad de escala y -1.78 para el parámetro del costo alternativo. Bardón (1965) extiende las estimaciones previas de Ossa y Reichmann para el período 1960-1965 y verifica la pertinencia de excluir del PIB los sectores menos monetizados de la economía en esa época (agricultura y minería).

Hynes (1967) utiliza una aproximación del ingreso permanente generado por la riqueza, siguiendo la propuesta de Friedman (1956), basada en el uso de un polinomio decreciente para el ingreso observado. Al igual que sus predecesores, Hynes considera sólo la inflación esperada como componente del costo alternativo del dinero, la que se calcula usando un polinomio geométrico de la inflación pasada. La elasticidad de escala obtenida es estadísticamente igual a 1, en tanto que la semielasticidad respecto del costo alternativo es -0.35. Este es el primer trabajo que utiliza un modelo de ajuste de *stocks* (Griliches, 1967), que permite inferir que el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo toma alrededor de 10 trimestres.

Lüders (1968) realiza un extenso y profundo estudio del fenómeno de la inflación en Chile, incluyendo un análisis cuantitativo del mercado de dinero para el período 1933-1958. En este estudio la variable modelada es la inflación, en función de la cantidad de dinero, el producto interno y una versión *ad hoc* de las sorpresas inflacionarias. En este trabajo, el modelo ha sido reparametrizado para obtener una demanda por dinero, que presenta una elasticidad de escala de 1.16, ligeramente superior a la obtenida en los estudios anteriores.

Hacia fines de los años 1960, el problema del tratamiento de las expectativas en los trabajos econométricos comenzó a ganar importancia en la medida que los modelos estimados comenzaban a presentar serias deficiencias en las predicciones, en particular en el contexto chileno de inflación alta e inestable. Ello llevó a una revisión de los estudios previos. La especificación para el proceso de actualización de expectativas más comúnmente utilizada en los trabajos hechos en los años 1970 es:

$$\pi_t^* - \pi_{t-1}^* = ß\ (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) \qquad (23)$$

que corresponde a la versión de expectativas adaptativas de Cagan (1956) y donde ß es el parámetro de ajuste de las expectativas de inflación. La ecuación (23), que señala que las expectativas se ajustan de manera proporcional al error cometido en el período anterior, es una forma primitiva de los modelos de corrección de errores utilizados en los años 1990. A diferencia de los trabajos de los años 1960, los estudios de los años 1970 tratan el parámetro ß como una incógnita más en la modelación, estimando modelos en que la ecuación (22) acompaña a la especificación de la demanda de dinero.

Cortés y Tapia (1970) realizan la estimación de un modelo de ecuaciones recursivas para el mercado monetario, incluyendo procesos de ajuste en la demanda, producto y expectativas de inflación. Las ponderaciones de la inflación pasada se obtienen según la técnica de rezagos distribuidos de Koyck. Este modelo, que se estima con datos anuales para el período 1941-1969, obtiene un parámetro de ajuste para la ecuación (23) de 0.22, lo que señala que las expectativas se ajustarían en 5.3 años. Los resultados obtenidos para las otras elasticidades difieren en alguna medida de lo encontrado en los estudios precedentes, obteniendo una elasticidad de escala bastante baja (0.34) y una alta semielasticidad de costo alternativo (-1.69).

Tapia (1971) amplía el análisis anterior para discutir el problema de determinar la forma funcional óptima de la demanda de dinero. Su metodología corresponde a un proceso de transformaciones de Box y Cox de las variables en búsqueda de la mejor especificación. Como ello requiere comparar la calidad de las diferentes especificaciones utilizadas, se utiliza el criterio de máxima verosimilitud para escoger la especificación óptima. Los resultados —que son consistentes con los reportados por Deaver (1960)— sugieren que el modelo semilogarítmico para las expectativas de inflación es el preferido.

Extendiendo su propio estudio de 1974, Corbo (1981) propone usar un modelo auxiliar para obtener expectativas de inflación (un ARIMA estimado de manera reiterada *ad hoc*). La justificación que se da es que esta formulación es un caso especial de expectativas racionales, formadas con un conjunto de información que incluye sólo la historia de la inflación. Ello es inexacto, pues el mismo modelo de demanda por dinero señala que los agentes reaccionan a la inflación ajustando sus tenencias de dinero y, por consiguiente, afectan el equilibrio del mercado monetario. Por ello, las expectativas de inflación no pueden ser modeladas sólo en función de su pasado (uniecuacionalmente). Corbo prueba varias especificaciones de la función de demanda usando el método de Box y Cox, confirmando el resultado de Tapia (1971) respecto que los modelos lineales en la tasa de interés son preferibles. Usando datos trimestrales para el período 1960-1970 encuentra que las elasticidades de escala estimadas son bastante superiores a las de todos los trabajos previos, alcanzando 1.89, en tanto que la semielasticidad costo es mucho menor, alcanzando sólo -0.09.

Estimaciones con Modelos de Expectativas Consistentes

La modelación econométrica de problemas macroeconómicos sufrió profundos cambios a partir de la crítica de Lucas (1976) y por la exploración de modelos de expectativas racionales (Miller, 1992). Por un lado, la inclusión de expectativas consistentes o racionales produjo una revolución en el modo de enfocar la modelación analítica, resaltando la necesidad de usar especificaciones de primeros principios como las descritas anteriormente. Por otro lado, el reconocimiento que los agentes son capaces de anticipar las acciones de política económica y actuar en consecuencia, llevó a poner en duda la validez de los modelos econométricos disponibles, en especial respecto de la estabilidad de las funciones estimadas.

Simultáneamente, la economía chilena experimentó profundos cambios en la década de los años setenta. Por un lado, Chile sufrió un período de altísima inflación entre 1972 y 1975. Por otro, a partir de 1975 se realizaron sustanciales reformas económicas, incluyendo la liberalización de los mercados domésticos, en particular el del crédito, y se avanzó sustancialmente en la apertura comercial y de la cuenta de capitales. Estas reformas, que indudablemente constituyen un cambio estructural en la economía, dejaron obsoletas las estimaciones de la demanda de dinero disponible e hicieron renacer el interés en los investigadores por obtener estimaciones más apropiadas del sector monetario chileno.

Uno de los primeros estudios de expectativas racionales es el realizado por Barros y Lagos (1979) quienes, reconociendo el cambio estructural ocurrido, restringen su período de análisis a los años 1975 a 1977 con datos mensuales. Las especificaciones analítica y econométrica no difieren de aquéllas de los modelos de Cortés y Tapia (1970), excepto que incorporan la tasa de interés de captación como regresor y utilizan una especificación log-log. Entre los principales resultados, se obtiene una elasticidad de escala cercana a 0.5 y una elasticidad costo de -0.38 (para M1). La metodología introduce ajustes paulatinos hacia el equilibrio, encontrando que 95% de un *shock* se disiparía en 6 trimestres. Como reconocen los autores, la pertinencia de estas estimaciones es reducida, tanto porque su muestra estadística es corta como porque el uso de datos mensuales exige usar *proxies* para el nivel de riqueza o ingreso permanente (los autores usan el producto industrial).

Acevedo y Vial (1979) desarrollan y comparan modelos con expectativas adaptativas y racionales para el período 1976-1979. Ellos encuentran que las expectativas adaptativas estimadas a la Koyck producen importantes sesgos en la estimación. Para incluir expectativas racionales, los autores usan un modelo bayesiano de actualización de parámetros que es consistente (en el límite y bajo condiciones de regularidad) con expectativas racionales. Aunque el modelo evita la existencia de errores sistemáticos de predicción, debe reconocerse que el tratamiento de las expectativas de este modo es también *ad hoc*, pues los autores no usan toda la información disponible, sino sólo aquella de la misma inflación (del mismo modo que Corbo, 1981). Los principales resultados de este trabajo son que la demanda de dinero (M1) no sería inestable, y que las elasticidades de escala y costo son superiores a las estimadas durante los años setenta (0.7 y entre -0.3 y -0.6, respectivamente). La velocidad de ajuste estimada es, sin embargo, mucho mayor que lo que se había estimado anteriormente, alcanzando a sólo 3 trimestres.

Lagos (1984) extiende el análisis de la demanda de dinero bajo expectativas racionales para considerar conjuntos de información menos restrictivos que los de Acevedo y Vial (1979) y Barros y Lagos (1979). Para ello, se utiliza un modelo de máxima verosimilitud con información completa para la ecuación (22) y la siguiente versión de expectativas racionales:

$$\pi^{*}_{t+1} = E_t(\pi_{t+1}|\theta) \qquad (24)$$

donde E_t es el operador de formación de expectativas y θ es el conjunto de información. Lagos prueba varias especificaciones de θ, seleccionando como variables instrumentales de las expectativas la inflación internacional más la devaluación del tipo de cambio nominal, la inflación pasada y la expansión del crédito del Banco Central.

Los resultados señalan que no puede rechazarse la hipótesis que los agentes forman sus expectativas de manera consistente (o racional) y que resulta injustificado el uso de modelos de expectativas adaptativas. La elasticidad de escala está en torno a 1.0 y la semielasticidad del costo alternativo es -0.1. Aunque en este estudio se reconoce el problema que la economía está abierta y que la tasa de interés internacional es informativa respecto de la evolución de la demanda de dinero a través del impacto sobre las expectativas de inflación o por la sustitución de monedas, ello no se modela explícitamente.

Labán (1987) extiende y mejora el análisis bayesiano de Acevedo y Vial (1979), al permitir que todos los parámetros del modelo, y no sólo la inflación, se actualicen en el tiempo. Ello permitiría, según el autor, evitar los principales problemas derivados de la crítica de Lucas. La modelación, que utiliza el filtro de Kalman, añade a la ecuación (22) la siguiente ley de movimiento para los parámetros (ß):

$$ß_t = \Gamma ß_{t-1} + v_t \qquad (25)$$

donde v es un proceso Gaussiano y Γ es una matriz de transición de los parámetros.

El análisis, aplicado al período 1974-1986 con datos trimestrales, sugiere que la demanda de dinero sería estable únicamente en el período 1977-1980, tanto cuando se considera la elasticidad de escala como la del costo alternativo. La elasticidad de escala fluctúa entre 1.2 y 2.0 y tiene un quiebre sustancial en el año 1981, en tanto que su contraparte para el costo alternativo presenta quiebres en los períodos 1974-1976, 1982-1983 y 1986, y oscila entre -0.02 y -0.20.

La presencia de parámetros no constantes en la demanda de dinero implica de manera directa que las estimaciones realizadas con parámetros fijos están sesgadas y son inestables, por cuanto no recogen el proceso de actualización de los coeficientes. Existen, sin embargo, otras dos posibles interpretaciones de esta evidencia. En primer lugar, que el modelo sea no lineal (tema que no será explorado empíricamente, sino hasta fines de los años noventa). En segundo lugar, que el modelo esté mal especificado, porque variables pertinentes han sido excluidas de la estimación (argumento que es retomado a principios de los años 1990). Un ejemplo de estas variables es la innovación financiera. Cambios en la eficiencia del sector financiero, derivados por ejemplo de la introducción de tarjetas de crédito o cajeros automáticos, podrían llevar a cambios permanentes en la demanda por dinero. El problema radica en que dichos cambios de eficiencia no son directamente observables, lo que exige usar alguna metodología práctica para capturar el fenómeno.

El estudio de Matte y Rojas (1987) es un ejemplo de una estimación de la función de demanda por dinero en que el problema de la inestabilidad es enfrentado de una manera *ad hoc* usando *dummies*. Este estudio emplea un enfoque de ajuste de *stock*, en donde la dinámica se modela a través de un término autorregresivo en los residuos. El modelo se estima usando un método no lineal para el período 1978-1986, siendo únicamente estable cuando se introducen varias *dummies*, cuya justificación sería que éstas capturan casos de inestabilidad e incertidumbre del mercado financiero. Indudablemente, como medida de la incertidumbre, una variable *dummy* no es una buena alternativa, pues señala que dicha inestabilidad se mantiene constante en el período 1983-1986. Rosende y Herrera (1991) extienden la muestra de Matte y Rojas hasta el año 1990. Las elasticidades estimadas alcanzan valores bastante mayores a 1 para la elasticidad de escala y -0.05 para la semielasticidad del costo alternativo del dinero. El 95% del ajuste de un *shock* se produce en 4 trimestres.

Larraín y Larraín (1988) documentan la inestabilidad de las especificaciones estándares y exploran el papel

que juegan las innovaciones financieras y los cambios estructurales sobre la demanda por dinero en el período 1976-1986. Para modelar las innovaciones financieras los autores utilizan una tendencia lineal, obteniendo el signo esperado (es decir, las innovaciones reducen la demanda). Para modelar cambios estructurales utilizan la metodología de Matte y Rojas (1987) e imponen varias *dummies* que, no obstante, no resultan consistentes con las de dicho estudio, pues ocurrirían a fines de 1984 y no a principios de 1983. Larraín y Larraín evalúan negativamente ambos tipos de modelos sobre la base que sobrepredicen sustancialmente las tenencias de dinero, entre 1984 y 1986. La especificación preferida por los autores añade al modelo convencional de la demanda de dinero una variable denominada "desequilibrio de flujos", que pretende reconocer la existencia de ajustes parciales en el mercado monetario.[19] Esta variable, propuesta por Carr y Darby (1981) y usada por Corbo (1981), se calcula como la diferencia entre las tasas de crecimiento del dinero efectivas y deseadas. De la estimación se obtiene una elasticidad de escala algo mayor a 1 y un parámetro para el costo alternativo cercano a -0.15.

Modelos Estimados con Econometría Moderna de Series de Tiempo

Durante los años noventa se desarrolló de manera vertiginosa la econometría de series de tiempo para variables no estacionarias (es decir, aquéllas que presentan *shocks* permanentes). Dos conclusiones de esta literatura tienen implicancias cruciales para la estimación de demandas por dinero: (1) cuando alguna de las variables es no estacionaria, los parámetros no tienen distribuciones asintóticamente normales y, por ello, los estadígrafos "*t*" no se pueden aplicar, y (2) existe una alta probabilidad que regresiones hechas con variables no estacionarias presenten problemas de correlación espuria. Ambos problemas llevaron, no sólo en Chile, a una profunda revisión del acervo de estimaciones econométricas de la demanda de dinero. No obstante, hasta mediados de la década no hubo revisiones de los fundamentos analíticos de la demanda de dinero, concentrándose los estudios en mejorar la parte empírica.

Labán (1991) enfrenta el problema de sobrestimación de los modelos convencionales empleando el enfoque de cointegración. El autor presenta evidencia de la existencia de raíces unitarias en las tenencias reales de dinero, el PIB real y la tasa de interés nominal usando los tests estándares de Dickey-Fuller. Utilizando datos del período 1974-1988, Labán logra encontrar un vector de cointegración sólo cuando incluye una *dummy* de quiebre estructural en el tercer trimestre de 1984. Este quiebre estructural —que injustificadamente es atribuido a una innovación financiera— tiene un efecto negativo y permanente por una sola vez sobre la demanda de dinero de 25%.

Herrera y Vergara (1992) utilizan un enfoque similar, pero modifican la muestra para cubrir el período 1978-1990. Ellos también encuentran raíces unitarias para las tenencias reales de dinero y para el PIB, pero la tasa de interés resulta estacionaria. Los autores incluyen las tres variables en el vector de cointegración que analizan. Al igual que Labán (1991), la cointegración se logra únicamente después de incluir una *dummy* en el cuarto trimestre de 1983.[20] La justificación es meramente estadística, tal como reconocen los autores. Las predicciones de este modelo son comparadas con aquéllas del modelo de Matte y Rojas (1987) que a la fecha utilizaba el Banco Central. Ambas demandas difieren significativamente en términos del efecto de largo plazo de los cambios en la tasa de interés sobre el dinero, siendo tres veces mayor en el modelo tradicional. Sorprendentemente, las predicciones del modelo estático exhiben un error de predicción más bajo en el corto plazo, mientras que el modelo de cointegración se comporta mejor en horizontes mayores a dos años. Claramente, ésta es una característica poco deseable en un modelo por cuanto uno de los propósitos principales al estimar funciones de demanda por dinero es guiar la conducción de la política monetaria de corto plazo.

Martner y Titelmann (1993) reproducen las estimaciones tradicionales y encuentran evidencias de una significativa inestabilidad en los parámetros durante el período 1975-1991. Además, rechazan la existencia de un vector de cointegración para la demanda real de dinero, aun después de incorporar

[19] *Por razones que no están claras, los trabajos de Corbo (1981) y Larraín y Larraín (1988) utilizan desequilibrios del dinero* nominal *en vez del real. La idea de usar una variable de desequilibrios como medida del ajuste de mercado se trata correctamente en los años 1990 con modelos de corrección de errores.*

[20] *Nótese que la identificación de los quiebres estructurales es inconsistente entre estos estudios.*

una *dummy* para capturar posibles quiebres por innovación financiera. También rechazan que la demanda por dinero sea homogénea de primer grado en precios en el largo plazo. Por este motivo, los autores estiman una función nominal de esta demanda e incluyen el nivel de precios como regresor, obteniendo un coeficiente para éste significativamente diferente de 1 (0.648). Este resultado es sorprendente y ha sido refutado en investigaciones anteriores (Hynes, 1967) y posteriores (Adam, 2000). Las estimaciones sugieren la existencia de un vector de cointegración entre dinero nominal, PIB, tasa de interés y el nivel de precios. La elasticidad de escala obtenida, sin embargo, es sustancialmente diferente de la que se obtienen en todos los otros estudios en este tema (2.44). Los autores afirman que los pronósticos fuera de muestra basados en el modelo de corrección de errores son razonables (aunque no presentan estos resultados) y que los parámetros son estables sin evidencia de quiebres estructurales.

La hipótesis de Arrau y De Gregorio (1993) es que la falta de cointegración entre dinero real, consumo y la tasa de interés de captación~Te corto plazo durante el período 1975-1989 se debe a la omisión de una variable que según ellos sería la innovación financiera. Este es el primer estudio en el que se desarrolla un modelo de primeros principios para derivar la demanda de dinero por costos de transacción (como los expuestos en la sección analítica). En la estimación empíriyQ, que inaugura la tradición de usar una especificación correcta de la tasa de interés (ver ecuación 9), se encuentra que no existe una relación estable entre el dinero y sus determinantes. Los autores especulan que ello se debe a la innovación financiera y que la manera adecuada de resolver el problema es reestimar el modelo usando un intercepto variable (a la Cooley y Prescott, 1976). La decisión de representar la innovación financiera como un camino aleatorio, sin embargo, da origen a un problema de cointegración trivial: si las variables de la demanda de dinero no cointegran su residuo es I(1) y si, adicionalmente, se añade una "constante" que evoluciona como una variable I(1) se fuerza la cointegración.

Apt y Quiroz (1992) sugieren, por el contrario, que la exclusión de los cambios del tipo de cambio nominal en los estudios anteriores es el origen de problemas econométricos tales como el rechazo de las relaciones de cointegración o la necesidad de incluir *dummies* para lograr modelos estables. En este sentido, este modelo se acerca más a los de sustitución de monedas. Una especificación general de la demanda estimada en este contexto sería la siguiente:

$$\log m_t=\alpha_0+\alpha_1\log y_t+\alpha_2\log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right)+\alpha_3\left(\frac{\hat{E}_t+i_t^*}{1+\hat{E}_t+i_t^*}\right) \quad (26)$$

donde $\hat{E}_t$ es la devaluación del tipo de cambio nominal.

Este estudio es diferente de los anteriores en varios aspectos. Primero, sobre la base de un modelo de *cash in advance*, los autores utilizan el nivel de gasto como variable de escala relevante. El índice de ventas industriales se usa como *proxy* del gasto. Segundo, la variable dependiente no es el nivel promedio de las tenencias reales de dinero, sino que los saldos a fin de período. Tercero, se emplea un conjunto de *dummies* para modelar el efecto de las restricciones institucionales sobre las tenencias bancarias, la presencia de feriados y los factores estacionales en las estimaciones.

Por último, cabe destacar que los autores estiman esta especificación omitiendo la tasa de interés internacional como variable relevante del costo alternativo externo.

Los autores encuentran evidencia de raíces unitarias para el dinero, el nivel de gasto y cambios en el tipo de cambio nominal en el período 1983 - 1992, pero tratan la tasa de interés nominal como una serie estacionaria. Los resultados econométricos, obtenidos con la metodología de corrección de errores de Engle y Granger (1987), señalan que la elasticidad de escala obtenida no es diferente estadísticamente de 1, en tanto que la semielasticidad con respecto a la tasa de intéres es bastante menor a la estimada en los estudios previos con datos trimestrales y técnicas similares (-0.12). Tests sugieren la presencia de problemas de especificación al omitir la devaluación nominal. Cuando se utiliza un modelo alternativo con el dinero nominal como la variable dependiente y el nivel de precios como regresor, el coeficiente de esta última variable no es significativamente distinto de 1, lo que contradice la evidencia de Martner y Titelmann (1993). Comparado con los modelos desarrollados por Matte y Rojas (1987) y Herrera y Vergara (1992), el modelo exhibe errores de predicción dentro de muestra significativamente más bajos en un horizonte de 17 meses.

Easterly *et al.* (1995) testean la especificación de la demanda de dinero a la Cagan, usando datos anuales para el período 1960-1990 para un grupo de 11 países con altos niveles inflación, entre los cuales se encuentra Chile. Como esta especificación relaciona la mantención de saldos monetarios sólo con las expectativas de inflación, únicamente se reporta la elasticidad con respecto al costo alternativo, que en este caso alcanza a -0.16, valor comparable al de Hynes (1967).

Soto (1996) revisa la especificación de Apt y Quiroz (1992), encontrando que ésta es superior a otros modelos sólo dentro de la muestra y que al hacer proyecciones fuera de muestra, éstas se desvían considerablemente de los valores efectivos de los saldos monetarios aun en el corto plazo (6-9 meses). Este trabajo es el primero en cuestionar la especificación de modelos lineales o log-lineales para la demanda de dinero. Sobre la base de una batería de tests, se presenta evidencia que el supuesto común a todos los modelos previos —que existe una relación lineal incondicional entre el dinero y sus determinantes— no es consistente con datos mensuales en el período 1983-1992. La presencia de no-linealidades sería capaz de explicar tanto la inestabilidad de las estimaciones como la falta de cointegración encontrada en los trabajos anteriores.

Debido a que existe evidencia casual de innovación financiera, el estudio desarrolla un modelo analítico de equilibrio general en el que dicha innovación financiera se produce de manera endógena y genera cambios permanentes en los niveles de demanda de dinero. Este es el único estudio en Chile que provee fundamento microeconómico a la función Ψ de la ecuación (11). El modelo sugiere que, para cada nivel de desarrollo del sector financiero, es posible que modelos lineales provean una representación razonable de la demanda de dinero. No obstante, cada vez que hay innovación financiera, cambia la demanda de dinero. En términos empíricos, este modelo exige la aplicación de un enfoque de redes neuronales, que consiste en un modelo de series de tiempo altamente no lineal con un proceso de aprendizaje para actualizar los parámetros. La estimación se realiza usando datos mensuales para el período 1983-1992, y arroja errores de pronóstico fuera de muestra muy inferiores a todas las otras especificaciones lineales (modelos convencionales, de cointegración y de corrección de errores). Los parámetros del modelo para el caso de que no haya innovación financiera son similares a los encontrados por Apt y Quiroz (1992), excepto en la semielasticidad de la devaluación nominal que es sustancialmente menor.

McNelis (1998) usa un marco analítico similar al de Soto (1996), pero extiende el período de análisis hasta 1994 e incluye en la red neuronal una estimación de la incertidumbre respecto de la devaluación del tipo de cambio. Esta última se representa mediante un modelo de varianza condicional autorregresiva (GARCH).

Los estudios más recientes de la demanda de dinero en Chile son los de Adam (2000) y Soto y Tapia (2000) publicados en este volumen. Adam aplica la estrategia de estimación de Johansen, según la cual se busca obtener un modelo parsimonioso de los datos mediante la eliminación de los rezagos redundantes de un vector autorregresivo que contiene el dinero y sus determinantes. El procedimiento se realiza para el período 1985-1999 en frecuencia mensual y las variables consideradas son el dinero real, el IMACEC como variable de escala, la tasa nominal de política monetaria *ex-post* del Banco Central (la tasa de política monetaria más la inflación efectiva) y un conjunto de *dummies* para incorporar feriados y quiebres estructurales en 1988 y 1998. Nótese que este estudio excluye la devaluación del tipo de cambio. El análisis de cointegración, utilizando técnicas de máxima verosimilitud, encuentra evidencia que existen dos vectores de cointegración entre las variables. Al normalizar uno de ellos, aparecen las características tradicionales de la demanda por dinero: una elasticidad de escala muy cercana a 1 y un coeficiente negativo significativo para la tasa de interés nominal (-0.12). El segundo vector de cointegración —que incluye sólo el dinero y la variable de escala— no tiene una interpretación analítica y es removido de los ejercicios de pronóstico. Aunque el modelo estimado ajusta mejor que los modelos tradicionales estáticos y es estable según tests de residuos recursivos, los pronósticos fuera de muestra son decepcionantemente similares a los de los estudios previos. De hecho, el modelo sobrestima sistemáticamente la demanda de dinero entre 1997 y 1999. La sobrepredicción es levemente menor cuando se extiende el modelo de cointegración para incluir la volatilidad de la inflación como regresor y la riqueza como la variable de escala.

Soto y Tapia (2000) exploran una especificación alternativa de la demanda por dinero que explota el papel de la estacionalidad observada en las variables. Los autores encuentran evidencia que la mayoría de las variables tienen raíces unitarias en varias frecuencias. Aparte de aquéllas en frecuencia anual, el dinero y sus determinantes tienen raíces unitarias en frecuencia semestral y trimestral. Ello pone en duda las estimaciones previas de la demanda por dinero —aun si éstas incluyen un modelo de cointegración en frecuencia anual— porque la presencia de raíces unitarias estacionales invalida al proceso de inferencia y las estimaciones son susceptibles de entregar correlaciones espurias. La existencia de raíces unitarias estacionales sugiere, directamente, la necesidad de testear la cointegración estacional. La hipótesis principal de este estudio propone que, si existen tales vectores de cointegración pero ellos son omitidos de los modelos empíricos, ésto podría explicar una porción sustancial de la inestabilidad observada en las funciones estimadas de la demanda por dinero. Utilizando el método de Johansen (1988), los autores encuentran sólo un vector de cointegración para cada frecuencia (anual, semestral y estacional). En particular, no hay evidencia de un segundo vector de cointegración en la frecuencia anual como obtiene Adam (2000).

Los resultados sugieren que, al contrario de los modelos estándares, los modelos de corrección de errores estacionales logran cointegrar en todas las frecuencias —evitando así el uso de *dummies*— y son estables aun cuando se incluye el período de la crisis de 1981-1983. Además, los vectores de cointegración estacionales actúan como restricciones adicionales de largo plazo, permitiendo distinguir de mejor modo los *shocks* transitorios de los permanentes. La elasticidad de escala de largo plazo se estima en 1 y el impacto de la tasa de interés doméstica en -0.12, como en el caso de Adam. Por otro lado, se encuentra una semielasticidad con respecto a la tasa de interés internacional más la devaluación esperada bastante mayor a lo que había estimado Soto (1996) y comparable a la de Apt y Quiroz (1992).

Es interesante notar la convergencia de los resultados en las estimaciones recientes de la demanda de dinero en Chile. Los últimos trabajos sugieren elasticidades de escala del orden de 1, muy similares a las obtenidas en los países desarrollados, y semielasticidades del orden de -0.10 para la tasa de interés doméstica. No hay, aún, una medida consistente de la semielasticidad con respecto a la tasa de interés externa, observándose grandes diferencias entre los pocos trabajos que incorporan esta variable. Igualmente, la mayoría de los trabajos recientes encuentra que el ajuste del mercado monetario a *shocks* se completa por término medio en un año. Esta velocidad de ajuste es mucho mayor que la estimada en los años 1980, que alcanza en promedio a 7 trimestres.

CONCLUSIONES

Una cuantificación precisa de los determinantes de la demanda de dinero y su relación con las distintas variables macroeconómicas es una herramienta clave para lograr una política monetaria exitosa. Es por ello que la estimación econométrica de modelos de demanda por dinero es tan popular. No obstante su popularidad, los resultados obtenidos no han sido satisfactorios en términos de la robustez, estabilidad, y capacidad predictiva de los modelos .

Este trabajo presenta una revisión crítica de los principales aspectos teóricos y empíricos de la demanda por dinero, poniendo especial énfasis en los resultados obtenidos para Chile. El trabajo tiene tres secciones. En la primera se reseñan los principales enfoques analíticos sobre la demanda de dinero, señalando los aspectos primordiales que las teorías enfatizan y sus implicancias para el estudio empírico del mercado monetario. Ciertamente, la literatura analítica es extensa, remontándose a los estudios de Fisher y Pigou sobre la teoría cuantitativa del dinero de principios del siglo XX, e incluyendo las contribuciones de economistas tan variados como J. M. Keynes, J. Tobin y M. Friedman. No obstante, sólo desde mediados de la década de 1950 comienzan a desarrollarse modelos formales de la demanda por dinero, derivados de procesos de optimización de los agentes económicos, es decir, como resultado de las decisiones que éstos toman al buscar satisfacer algún objetivo sujeto a restricciones presupuestarias.

La segunda parte del estudio desarrolla los modelos canónicos de la demanda de dinero en un contexto intertemporal, dinámico y de equilibrio general. El énfasis en modelos microfundados de equilibrio general permite un análisis coherente del papel que juega el dinero en la economía y las razones por las cuales

éste es valorado. Los cinco tipos de modelos estudiados incluyen el dinero en la función de utilidad, los modelos de costos de transacción, los modelos de búsqueda, el dinero como resultado de la interacción de generaciones traslapadas y la sustitución de monedas en economías abiertas. Los dos primeros enfoques justifican la mantención de dinero como resultado de utilizar dinero para facilitar transacciones. En un sentido amplio, estos modelos tienen como base la noción que el dinero provee servicios como medio de cambio. Los segundos dos enfoques, por el contrario, enfatizan el aspecto de acuerdo social del dinero que le permite operar como reserva de valor. Es decir, resaltan el hecho que, más allá de las razones que justifican usar el dinero como medio de cambio, los individuos aceptan cambiar bienes por dinero y mantener este último en la medida que confían que el resto de la sociedad en el futuro también aceptará entregarles bienes a cambio de trozos de papel esencialmente inútiles. Finalmente, el enfoque de sustitución de monedas aporta una perspectiva adicional al modelar aspectos especulativos de portafolio de la demanda de dinero. En economías abiertas, los individuos valoran los servicios de medio de cambio y reserva de valor del dinero, pero además enfrentan la incertidumbre de los cambios en el rendimiento y poder adquisitivo de monedas rivales. Bajo condiciones bastante generales, se pueden derivar equilibrios competitivos en el que más de una moneda es mantenida por los consumidores.

En la parte final del estudio se revisa la literatura empírica sobre la demanda por dinero. Para ello se realiza primero una revisión crítica del modo como los econometristas han enfocado la validación cuantitativa de los modelos analíticos de la demanda de dinero. Se revisan aspectos relacionados tanto con la selección de variables, como los problemas genéricos que se producen al aplicar las diversas metodologías de estimación. En segundo término, se analizan las formas funcionales, técnicas de estimación, características y resultados de 26 estudios realizados para el caso chileno entre 1960 y 2000. Todos los trabajos buscan producir estimaciones econométricas que muestren estabilidad y robustez en los parámetros y que se sobrepongan a los cambios en las condiciones de actividad y la política macroeconómica. Estas características, sin embargo, no son atributos que puedan exhibir muchas de las estimaciones. Los cambios en la economía chilena a raíz de las reformas de los años 1970 y 1980 dejaron obsoletos gran parte de los estudios iniciales. De igual manera, los avances en las técnicas de estimación revelaron las deficiencias de muchas estimaciones de los años 1980, señalando la necesidad de actualizar y mejorar los estudios. En gran parte, esta tarea se desarrolló en los años 1990. Indudablemente, en el futuro se mejorarán los modelos actualmente disponibles. No obstante, es interesante notar la convergencia de los resultados de los trabajos de los años 1990, pues sugiere futuras avenidas de investigación. Existe coincidencia en que la elasticidad de escala de la demanda de dinero es cercana a 1, valor muy similare a las obtenidas en los países desarrollados, y que la semielasticidad de la tasa de interés doméstica está en un rango entre -0.10 a -0.20. Igualmente, la mayoría de los trabajos recientes encuentra que el ajuste del mercado monetario frente a *shocks* se completa en promedio en un año. Respecto de la tasa de interés externa, aún no se obtiene una medida consensual de la semielasticidad, observándose grandes diferencias entre los pocos trabajos que incorporan esta variable. En un contexto de creciente integración financiera y globalización de mercados, resulta importante estudiar en mayor profundidad el impacto sobre al mercado monetario local que puedan tener los mercados financieros internacionales, la aparición de sustitutos del dinero, y la transmisión de *shocks* nominales y reales.

REFERENCIAS

Acevedo, J. y J. Vial (1979). "Demanda de Dinero y Expectativas de Inflación." *Estudios de Economía*, 14: 135-169.

Adam, C. (2000). "The Transactions Demand for Money in Chile." *Economía Chilena,* 3(3): 33-56.

Apt, J. y J. Quiroz (1992). "Una Demanda de Dinero Mensual para Chile, 1983:1-1992:8." *Revista de Análisis Económico*, 7: 103-139.

Arrau, P. y J. de Gregorio (1993). "Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico." *Review of Economics and Statistics,* 75: 524-530.

Bardón, A. (1965). "Proyección de la Demanda de Dinero." Mimeo, Departamento de Estudios, Banco Central de Chile.

Barros, C. y L. F. Lagos (1979). "Un Informe sobre la Estimación de la Demanda de Dinero de Corto Plazo en Chile." *Cuadernos de Economía* N° 47.

Baumol, W. (1952). "The Transaction Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach." *Quarterly Journal of Economics*, 66: 545-56.

Blaug, M. (1962). *Economic Theory in Retrospect.* Cambridge: Cambridge University Press.

Bordo, M. y L. Jonung (1987). *The Long Run Behavior of the Velocity of Circulation: The International Evidence.* Nueva York y Melbourne: Cambridge University Press.

Cagan, P. (1956). "The Monetary Dynamics of Hyperinflation." En *Studies in the Quantity Theory of Money*, editado por M. Friedman. Chicago, EE.UU.: Chicago University Press.

Cannan, E. (1921). "The Application of the Theoretical Apparatus of Supply and Demand to Units of Currency." *Economic Journal*, 31: 453-61.

Carr, J. y M. Darby (1981). "The Role of Money Supply Shocks in the Short-run Demand for Money." *Journal of Monetary Economics,* 8(2): 183-199.

Clower, R. (1967). "A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory." *Western Economic Journal*, 6: 1-8.

Cooley, T. F. y G. D. Hansen (1989). "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model." *American Economic Review*, 79(4): 733-748.

Cooley, T. F. y E. Prescott (1976). "Estimation in the Presence of Stochastic Parameter Variation." *Econometrica*, 44: 167-184.

Corbo, V. (1974). *Inflation in Developing Countries: an Econometric Analysis of Chilean Inflation.* North Holland.

Corbo, V. (1981). "Dos Ensayos sobre Demanda por Dinero en Chile." *Documento de Trabajo* N° 73. Universidad Católica de Chile.

Corbo, V., O. Landerretche y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Empirical Comparison of Inflation Targeting and Other Regimes." Mimeo, Banco Central de Chile.

Cortés, H. y D. Tapia (1970). "La Demanda de Dinero: Un Informe Preliminar." *Estudios Monetarios II*, Banco Central de Chile.

Deaver, J. (1960). "La Inflación Chilena y la Demanda de Dinero." Mimeo, CIEUC. Reproducido en *Varieties of Monetary Experiences*, University of Chicago Press.

Diamond, P. A. (1983). "Money in Search Equilibrium." *Econometrica*, 52(1): 1-20.

Easterly, W., P. Mauro y K. Schmidt-Hebbel (1995). "Money Demand and Seigniorage-Maximizing Inflation." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27: 585-603.

Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 35: 251-276.

Fischer, S. (1974). "Money and the Production Function." *Economic Enquiry*, 12(1): 517-33.

Fisher, I. (1896). *Appreciation and Interest.* Nueva York, EE.UU.: American Economic Association.

Frenkel, J. A. (1977). "The Forward Exchange Rate, Expectations, and the Demand for Money: The German Hyperinflation." *American Economic Review*, 67(4): 653-70.

Friedman, M. (1956). "The Quantity Theory of Money: a Re-Statement." En *Studies in the Quantity Theory of Money*, editado por M. Friedman. Chicago: Chicago University Press.

Friedman, M. (1959). "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results." *Journal of Political Economy*, 67: 327-351.

Friedman, M. (1987). "The Quantity Theory of Money." En *The New Palgrave Dictionary of Economics*, editado por J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman, Londres, Reino Unido: W.W. Norton.

Giovannini, A. y B. Turtelboom (1992). "Currency Substitution." NBER Working Paper 4232.

Goldfeld, S. M. y D. Sichel (1990). "The Demand for Money." En *Handbook of Monetary Economics* (1), editado por B. M. Friedman y F. H. Hahn. Nueva York, EE.UU.: North Holland.

Griliches, Z. (1967). "Distributed Lags: A Survey." *Econometrica*, 35(1): 16-49.

Hausman, R., M. Gavin, C. Pagés-Sierra y E. Stein (1999). "Financial Turmoil and the Choice of Exchange Rate Regime." IADB Working Paper 400.

Herrera, L. O. y R. Vergara (1992). "Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria." *Cuadernos de Economía* N° 29: 35-54.

Hynes, A. (1967). "The Demand for Money and Monetary Adjustment in Chile." *Review of Economic Studies* 34.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.

Jones, R. A. (1976). "The Origin and Development of Media of Exchange." *Journal of Political Economy*, 84(4): 757-775.

Judd, J. P. y P. Scadding (1982). "The Search for a Stable Money Demand Function." *Journal of Economic Literature*, 20(3): 99-1023.

Keynes, J. M. (1930). *A Treatise on Money.* Londres, Reino Unido: McMillan.

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money.* Londres, Reino Unido: McMillan.

Kiyotaki, N. y R. Wright (1993). "A Search-Theoretic Approach to Monetary Economics." *American Economic Review*, 83(1): 63-77.

Labán, R (1987). "Evolución de la Demanda de Dinero en Chile 1974-86: Una Aplicación del Filtro de Kalman." *Colección Estudios*, CIEPLAN.

Labán, R. (1991). "La Hipótesis de Cointegración y la Demanda por Dinero en Chile: 1974:1988." *Cuadernos de Economía* N° 28: 169-187.

Lagos, L. F. (1984). "Demanda de Dinero y Expectativas Racionales: Una Estimación para Chile." *Cuadernos de Economía* N° 63: 227-232.

Larraín, F. y A. Larraín (1988). "El Caso del Dinero Desaparecido: Chile, 1984-1986," *Cuadernos de Economía* N° 75: 247-282.

Lavington, F. (1921). "*The English Capital Market.*" Londres, Reino Unido: McMillan.

Laidler, D. (1985). *"The Demand for Money: Theories, Evidence, and Problems."* Nueva York, EE.UU.: Harper Collins College Publishers.

Lucas. R. E. (1976). "Econometric Policy Analysis: a Critique." En *The Phillips Curve and Labor Markets,* editado por K. Brunner y A. Meltzler. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Economics.

Lucas. R. E. (1980). "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money." *American Economic Review*, 70(5): 1005-1014.

Lüders, R. (1968). *A Monetary History of Chile, 1925-1968.* Tésis de Doctorado (no publicada), University of Chicago.

Lütkepol, H. (1993). "The Sources of the US Money Demand Instability." *Empirical Economics*, 18: 720-743.

McCallum, B. y M. Goodfriend (1987). "Demand for Money: Theoretical Studies." En *The New Palgrave Dictionary of Economics*, editado por J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman, Londres, Reino Unido: W.W. Norton & Company, Inc.

McNelis, P. (1998). "Money Demand and Seigniorage-Maximizing Inflation in Chile: Aproximation, Learning, and Estimation with Neural Networks." *Revista de Análisis Económico*, 13(2): 1-41.

Marshall, A. (1890). *Principles of Economics.* Londres, Reino Unido, Macmillan.

Martner, R. y D. Titelmann (1993). "Un Analisis de Cointegración de las Funciones de Demanda de Dinero: El caso de Chile." *El Trimestre Económico*, 60: 413-46

Matte, R. y P. Rojas (1989). "Evolución Reciente del Mercado Monetario y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile." *Cuadernos de Economía* N° 26: 21-28.

Melnick, R. (1995). "Financial Services,Cointegration and the Demand for Money in Israel." *Journal of Money, Credit and Banking,* 27(1): 140-153.

Mill, J. S. (1848). *Principles of Political Economy.* Londres, Reino Unido: John W. Parker.

Miller, M. H. y D. Orr (1966). "A Model of the Demand for Money by Firms." *Quarterly Journal of Economics*, 88: 415-35.

Miller, P. J. (1994). *The Rational Expectations Revolution. Readings from the Front Line.* Cambridge, MA., EE.UU.: MIT Press.

Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Chile's Peso: Better ,Than (Just) Living with the Dollar?" Documento de Trabajo N° 68. Banco Central de Chile, marzo.

Ossa, C. (1964). "La Política Monetaria y la Programación del Desarrollo Económico." *Cuadernos de Economía* N° 3: 7-62.

Parush, J. y D. Ruthenberg (1986). "Automated Teller Machines and the Share of Demand Deposits in the Money Supply." *European Economic Review*, 30: 1207-1215.

Pigou, A. C.(1917). "The Value of Money." *Quarterly Journal of Economics*, 32: 38-65.

Reichmann, T. (1965). "La Demanda de Dinero: Un Intento de Cuantificacion." Publicacion N° 73. Instituto de Economía, Universidad de Chile.

Rosende, F. y L. O. Herrera (1991). "Teoría y Política Monetaria: Elementos para el Análisis." *Cuadernos de Economía* N° 28: 55-94.

Rosende, F. (2000). *"Teoría Macroeconómica: Ciclos Económicos, Crecimiento e Inflación."* Santiago, Chile: Ediciones Universidad Católica de Chile.

Samuelson, P. A (1958). "An Exact Consumption-Loan Model of Interest With or Without the Social Contrivance of Money." *Journal of Political Economy*, 66: 467-82.

Schumpeter, J. A. (1954). *History of Economic Analysis.* Nueva York, EE.UU.: Oxford University Press.

Shi, S. (1997). "A Divisible Search Model of Fiat Money." *Econometrica*, 65(1): 75-102.

Sidrauski, M. (1967). "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy." *American Economic Association Papers and Proceedings*, 57: 534-44.

Soto, R. (1996). "Money Demand in a Model of Endogenous Financial Innovation." Tésis de Doctorado (no publicada), Georgetown University.

Soto, R. y M. Tapia (2000). "Cointegración Estacional y la Demanda de Dinero." *Economía Chilena* 3(3): 57-71.

Sriram, S. (1999). "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Model." IMF Working Paper 99/64, mayo.

Svensson, L .P. (1985). "Money and Asset Prices in a Cash-In-Advance Economy." *Journal of Political Economy*, 93: 919-944.

Tapia, D. (1971). "Un Modelo del Sector Monetario en Chile. La Determinación Empírica de la Demanda de Dinero." Memoria de Grado, Universidad de Chile.

Trejos, A. y R. Wright (1995). "Search Bargaining, Money and Prices." *Journal of Political Economy*, 103: 118-141.

Tobin, J. (1956). "The Interest-Elasticity of Transaction Demand for Cash." *Review of Economics and Statistics*, 38: 241-7.

Tobin, J. (1958). "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk." *Review of Economic Studies,* 25: 65-86.

Virén, M. (1992). "Financial Innovations and Currency Demand: New Evidence." *Empirical Economics*, 17: 451-461.

Walras, L. (1900). *Elements of Pure Economics.* Paris, Francia: F. Pichon.

Walsh, C. (1998). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge, EE.UU.: MIT Press.

Wicksell, K (1906). *Lectures on Political Economy*. Londres, Reino Unido: Routledge and Kegan Paul.

Zou, H. (1995). "The Spirit of Capitalism, Savings, and Growth." Mimeo, Banco Mundial.

LA DEMANDA DE DINERO POR MOTIVO TRANSACCIÓN EN CHILE*

*Christopher Adam***

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este documento es examinar la demanda de dinero por motivo transacción en Chile. Contribuir a la ya extensa literatura sobre este tema requiere de alguna justificación. La razón más simple es que dado que la elaboración de las políticas del Banco Central depende fundamentalmente de ciertos supuestos acerca de la demanda de dinero, una revisión periódica de esta relación resulta bastante natural. Sin embargo, existen dos características adicionales que motivan este trabajo. Primero, desde la creación de un banco central autónomo en 1989[1], la política monetaria en Chile se ha enmarcado dentro de un sistema de metas de inflación, mediante el cual las autoridades aspiran cumplir este objetivo a través del uso de la tasa de interés real de política monetaria (llamada tasa de política). Por tanto, para el diseño de la política es importante examinar hasta qué punto la demanda por dinero del sector privado responde a la tasa de política. Segundo, después de un largo período de crecimiento rápido y continuo, la economía experimentó una abrupta recesión entre el final del primer trimestre de 1998 y mediados de 1999, para luego retomar una senda de expansión en el último trimestre del año 2000. Esta recesión, la primera experimentada durante este nuevo régimen, ofrece una oportunidad interesante para examinar si los modelos estimados durante el período de crecimiento son capaces de proyectar la demanda de dinero durante un período de crisis.

Antes de examinar la ecuación dinámica de la demanda de dinero que se utiliza en el Banco Central (ver, por ejemplo, Herrera y Caputo, 1998),[2] el artículo discute su especificación. Como se verá más adelante, esta especificación parece sobrestimar sistemáticamente la demanda de dinero, particularmente a fines de los noventa. Por tanto, el primer objetivo de este documento es investigar las causas de este fracaso sistemático de la proyección. Para esto, se exploran dos líneas de investigación. La primera examina la especificación dinámica de la función de demanda de dinero del Banco Central, mientras que la segunda estudia la estructura subyacente de la demanda de dinero, prestando especial atención al rol que cumple la riqueza neta y la especificación de las tasas de interés, de la inflación y del retorno de los activos externos.

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

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

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

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

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

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

un máximo de 30% anual a menos de 4% a mediados del 2000. Segundo, esto ha ocurrido en un marco de crecimiento estable del producto con una tasa decreciente de desempleo. En promedio, el crecimiento anual de la economía fue 7.3% entre 1985 hasta mediados de 1998, logrando que Chile fuera una de las economías que más rápidamente creciera durante ese período. En contraste, la economía creció menos de 2% anual en promedio durante los ochenta. Lo más significativo ha sido que la evolución reciente del crecimiento ha sido extremadamente estable: el coeficiente de variación para este período fue 0.37, comparado con 15.4 durante los diez años previos a 1985. Durante la recesión de 1998-1999, el producto cayó 3% aproximadamente. Sin embargo, en el último trimestre de 1999, el PIB retomó su tendencia anterior. Tercero, luego de una continua depreciación del tipo de cambio desde principio de los ochenta, el tipo de cambio real se ha apreciado en promedio casi 4% anual desde 1989. Aun descontando por el diferencial de crecimiento de productividades respecto de EE.UU. (las autoridades suponían 2% anual), y una depreciación drástica hacia fines del período, el tipo de cambio se ha apreciado en términos reales durante los noventa. Cuarto, la revaluación del tipo de cambio real refleja, por lo menos en parte, una política monetaria continuamente restrictiva. La tasa de interés interna clave —la Tasa Efectiva de Política, TEP[3]— promedió más de 6% real anual entre 1985 y 1998, llegando incluso a 13% durante el segundo semestre del año. En consecuencia, y como ejemplo, las tasas indizadas reales de colocaciones (para préstamos a mediano plazo) promediaron 9.4% anual durante la década y nunca han caído bajo 7%.

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

GRÁFICO 1

Chile: Indicadores Macroeconómicos 1985-2000

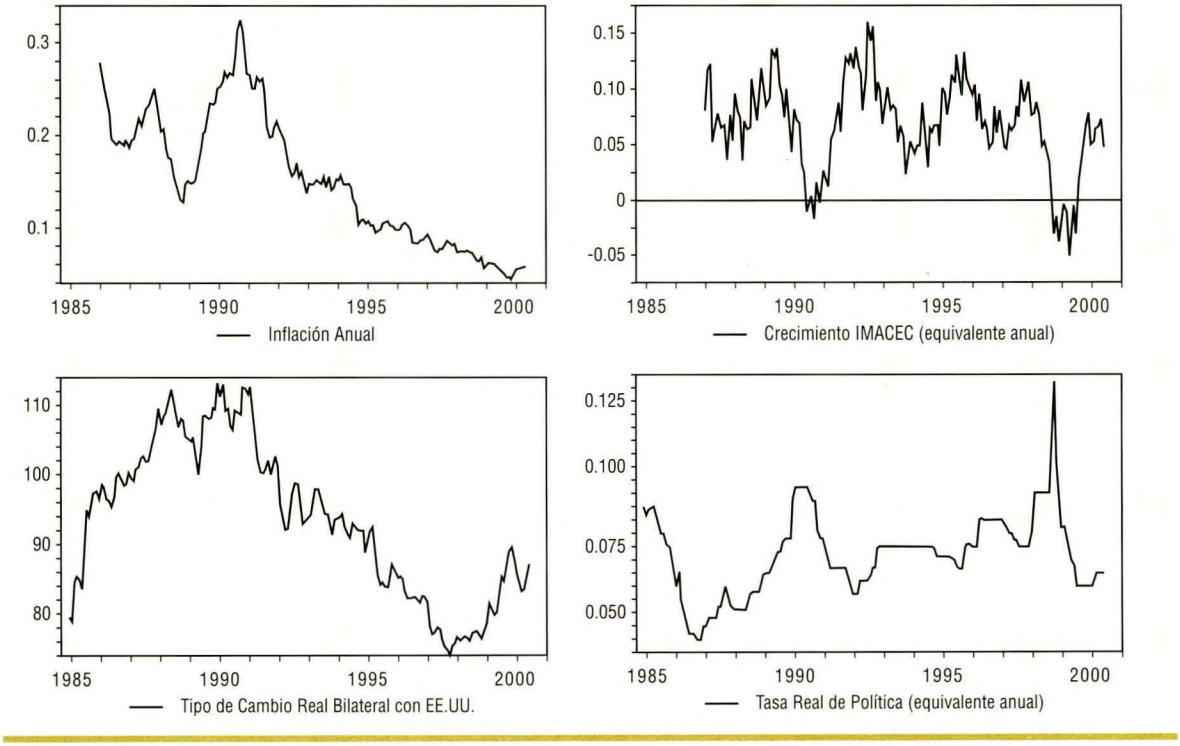
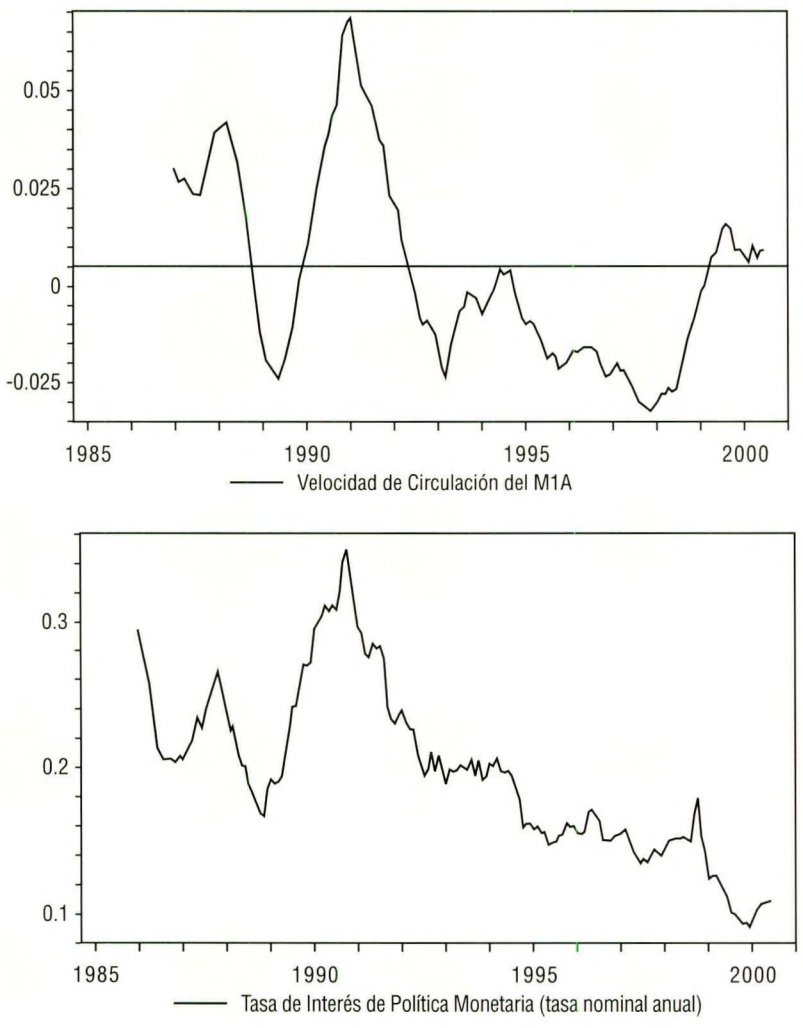


GRÁFICO 2

M1A y Tasa de Política Monetaria



En este marco económico de crecimiento rápido e inflación declinante, la velocidad de circulación del M1A ha descendido sistemáticamente, especialmente a partir de 1991 (Gráfico 2).[4] Comparada con la evolución de la tasa de interés nominal interna, que se puede observar en el panel inferior, la evidencia a primera vista —apoyada por el análisis econométrico que sigue— indica que la caída en la velocidad del M1A ha ocurrido en línea con la baja en las tasas de interés nominales, por lo menos hasta el segundo semestre de 1998. Esto sugiere que en el corto plazo, es probable que un modelo simple definido en términos de actividad económica (es decir, ingreso) e interés nominal, pueda tener bastante poder explicativo. Particularmente interesante es, sin embargo, que a fines de 1998, la velocidad de circulación se haya incrementado, pese a que la tasa de interés haya caído bruscamente. La aceleración, que es un resultado contraintuitivo frente a la caída en los costos de oportunidad, puede reflejar la incertidumbre respecto de la inflación en la región, luego de la crisis de Brasil y de otros países de Latinoamérica, y después del colapso de las economías de Asia Oriental en 1997. Sea cual fuera la causa, del Gráfico 2 se desprende que la evolución de la velocidad de circulación después de 1998 ofrece un desafío interesante para el análisis econométrico. La formalización de esta relación se examina a continuación.

MODELACIÓN DE LA DEMANDA POR DINERO

Una técnica de portafolio estándar para estimar la demanda por dinero en una economía abierta, consiste en tomar como punto de partida dos economías (la doméstica y la del resto del mundo), donde existe un agente privado representativo y un portafolio de cuatro activos. Existen derechos sobre el gobierno y el sector bancario (representado por dinero) y capital real (ver, por ejemplo, McCallum y Goodfriend, 1987, Arrau *et. al.*, 1995 y McNelis, 1998). Se asume que el dinero entra directamente en la función utilidad del agente representativo, reflejando restricciones de *cash-in-advance* y/o cierta tecnología de transacción. La utilidad intertemporal se define de la siguiente manera:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Especificación y Estimación

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

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

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

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

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

ANÁLISIS EMPÍRICO

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

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

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

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

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

dummies estacionales mensuales: una *dummy* que capta los feriados nacionales, y una, en un solo período, que captura el efecto de un incremento significativo del M1A en marzo-abril de 1992.[8] Ocupando cifras mensuales para el período 1985:2 y 1998:5 el modelo básico del Banco Central es el siguiente (estadísticos t entre paréntesis):

$$(m\text{-}p)_t = 1.945 + 0.314y_t - 0.034i_t + 0.726(m\text{-}p)_{t-1} \quad (6)$$
$$[10.93]\ [8.69]\ \ [13.41]\ \ [26.33]$$

$T = 160 \quad \bar{R}^2 = 0.998 \quad d.e.\,(m\text{-}p) = 0.363 \quad \sigma = 0.017$
$DW = 1.751$
Pronóstico χ^2 : $\chi^2(25) = 98.184\ [0.0000]^{**}$
Pronóstico del test de Chow: $F(25, 132) = 2.386\ [0.0008]^{**}$

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

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

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

Reespecificación del Modelo del Banco Central

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

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

Características de las Series de Tiempo

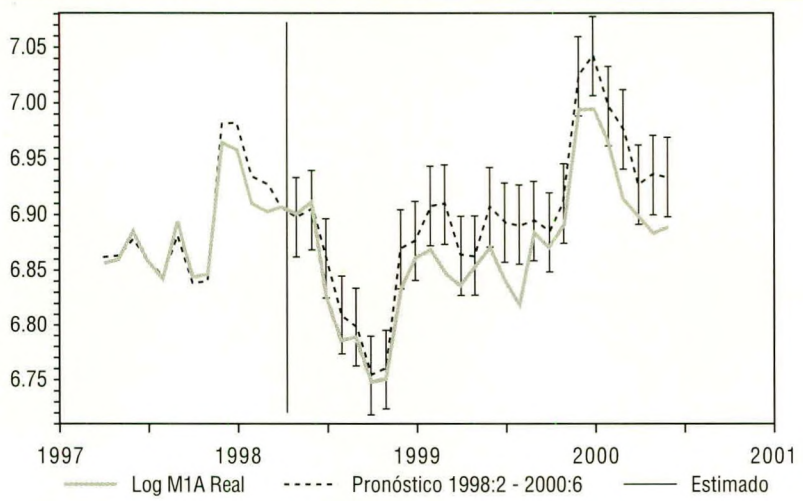
El primer paso es examinar las características de series de tiempo de los datos. Debido a que el poder de las pruebas de estacionariedad de las variables es más bien bajo, los datos se someterán a distintas pruebas alternativas. Los datos y las pruebas se pueden organizar en tres grupos. El primero tiene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

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

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

GRÁFICO 3

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



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

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

Por todo lo anterior, se asume que las tendencias en estas series de tiempo son estocásticas. En consecuencia, estas series pueden ser caracterizadas como un camino aleatorio con *drift*. Como se observará en la siguiente sección, esto tiene importantes implicaciones para la interpretación de las características de cointegración de largo plazo de los datos.

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

Análisis de Cointegración

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

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

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

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

TABLA 1

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

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

donde ß´ representa los parámetros de los vectores de cointegración (si tal relación existe) y la matriz de retroalimentación, o corrección de errores, de los efectos de las ecuaciones dinámicas en ΔX_t frente a las relaciones de largo plazo. Γ_i representa el vector de parámetros de corto plazo y Ψ_t consiste en un vector de *dummies* estacionales. Esta representación describe la evolución de las variables X que han sido afectadas parcialmente por la cointegración o relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables (suponiendo que existen), y parcialmente por la evolución del componente de las llamadas "tendencias comunes", ΔX_{t-i}.[10] En esta etapa es clave caracterizar los componentes determinísticos del modelo, Φ_t, particularmente a la luz de la evidencia ligeramente ambigua de los tests de raíz unitaria. Los componentes determinísticos consisten en una constante, μ, y una tendencia lineal t. En principio, cualquiera o ambos componentes pueden entrar en los componentes de cointegración y de tendencia común del modelo. Para reflejar esta posibilidad se reescribe la ecuación (8) de la siguiente manera:

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

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

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

En (9) están incorporadas cinco especificaciones alternativas para los componentes determinísticos del modelo, dependiendo éstas de los valores de μ_i y δ_i.[11] Estos son: (i) μ_i y δ_i (donde i = 1,2) no tienen restricción, y por tanto, pueden haber tendencias lineales en la tasa de crecimiento de X_t (i.e., $\delta_2 \neq 0$) y, por tanto, tendencias cuadráticas en los niveles del vector X_t; (ii) $\delta_2 = 0$, que excluye las tendencias cuadráticas en la relación entre niveles, pero permite la posibilidad de una tendencia lineal determinística en el o los vector(es) de cointegración; (iii) $\delta_1 = \delta_2 = 0$, que sugiere que no existe una tendencia lineal en las relaciones de cointegración, pero permite la existencia de tendencias lineales en los mismos (a través de la acción $\mu_2 \neq 0$ en ΔX_t) e interceptos no nulos en el vector de cointegración; (iv) $\delta_1 = \delta_2 = 0$ y $\mu_2 = 0$, que implica que los únicos componentes determinísticos de los datos son los interceptos en la relación de cointegración; y (v) $\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$, que supone que el modelo no contiene componentes determinísticos.

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

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

[10] *Ver Johansen (1995, capítulo 3).*

[11] *Ver Hansen y Juselius (1995).*

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

TABLA 2

Estadísticos de Diágnostico para los Residuos del MVCE

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

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

TABLA 3

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

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

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

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

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

El Rango de Cointegración

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

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

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

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

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

TABLA 4

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

	m - p	*y*	*i*	*c*
(1)	1.000	-0.931	0.218	-0.670
(2)	-0.891	1.000	-0.006	-0.215

α Loadings Vectores (Ajuste/Retroalimentación)

	(1)	(2)
$\Delta(m - p)$	-0.178	0.196
Δy	-0.013	-0.187
Δi	0.442	-2.673

(Errores estándares entre paréntesis)

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

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

$$ß_1^* = (1,-1,*,*) \qquad (11)$$

$$ß_2^* = (*,1,0,0)$$

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

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

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

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

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

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

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

[15] *Ver Johansen, 1995, Teorema 7.5.*

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

$$\alpha'_1 = (\alpha_{11}, 0, 0) \qquad (13)$$
$$\alpha'_2 = (0, \alpha_{22}, \alpha_{23}).$$

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

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

Especificaciones Alternativas

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

Retorno sobre otros Activos

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

TABLA 5

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

	m - p	*y*	*i*	*c*
(1)	1.000	-1.000	0.1185	-0.3571
			(0.0189)	(0.084)
(2)	-0.912	1.000	0.000	0.000
	(0.006)			

α Loadings Vectores (Ajuste/Retroalimentación)

	(1)	(2)
$\Delta(m - p)$	-0.310	0.000
	(0.028)	
Δy	0.000	-0.130
		(0.054)
Δi	0.000	-2.575
		(0.559)

(Errores estándares entre paréntesis)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

TABLA 6

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

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

Cambios en la Inflación y en la Tasa Real de Política

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

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

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

Sustitución de Monedas

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

GRÁFICO 4

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

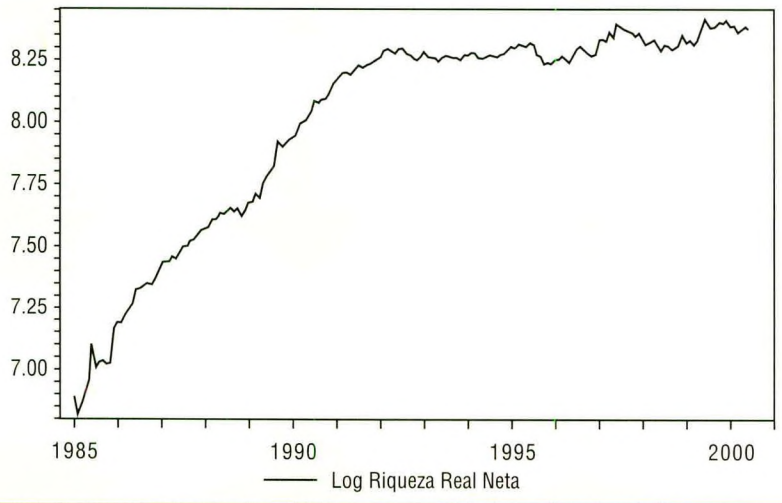


TABLA 7

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

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

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

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

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

α Loadings Vectores (Ajuste/Retroalimentación)

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

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

Efecto Riqueza

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

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

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

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

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

TABLA 8

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

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

α Loadings Vectores (Ajuste/Retroalimentación)

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

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

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

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

La prueba *LR* indica que se puede aceptar la restricción de sistema parcial en el modelo de corrección de errores. Al igual que en el modelo anterior, se puede definir el modelo en términos de la primera fila de la Tabla 8, donde Δy, Δw, y Δi^p pueden ser endógenos en la especificación dinámica por las razones ya descritas. A continuación se presenta el modelo uniecuacional de corrección de errores.

Un Modelo de Corrección de Errores Uniecuacional

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Desde la perspectiva económica, el modelo de corrección de errores está acorde con los supuestos teóricos generales. El mismo coeficiente de corrección de error es negativo y significativo, lo que sugiere un rezago medio del ajuste ante un *shock* del orden de siete meses, ligeramente más lento que el representado en los vectores de retroalimentación en las Tablas 7 y 8. Lo significativo del coeficiente de corrección de errores apoya el supuesto de estacionariedad en diferencias realizado anteriormente: si las variables hubieran sido verdaderamente estacionarias en tendencias, en vez de en diferencias, el coeficiente de corrección de errores hubiese sido bajo y no significativo (ya que el componente de la tendencia se hubiese desvanecido en el modelo dinámico).

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

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

TABLA 9

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

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

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

TABLA 10

Desempeño

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

TABLA 11

Proyecciones fuera de Muestra

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

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

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

Finalmente, como se destacó anteriormente, no es apropiado tratar los valores de las variables escala (Δy_t y Δw_t) y de la tasa de interés (Δy_t) como débilmente exógenos contemporáneamente. Por tanto, se reestimó el modelo de corrección de errores ocupando un estimador IV (columna final de la Tabla 9). Los valores rezagados de las tres variables, más los valores rezagados de la inflación se utilizaron como instrumentos. Esto supone implícitamente que los agentes adoptan una estructura adaptativa para pronosticar las tasas de interés nominales y el ingreso esperado. Como indican las pruebas de sobreidentificación, esta caracterización parece ser válida y eficiente. En el caso de la tasa de interés y de la riqueza, la utilización de instrumentos no altera sustancialmente los coeficientes estimados (o su significancia): la elasticidad ingreso de corto plazo refleja una marcada caída en la significancia de la variable ingreso. Sin embargo, igualmente importante es que la estimación global IV, demuestra las mismas propiedades estadísticas y de proyección que el modelo OLS, enfatizando la validez de la estrategia del sistema parcial adoptado en este trabajo.

Desempeño Comparativo

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

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

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

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

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

Resumen Preliminar

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

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

PODER DE PROYECCIÓN FUERA DE MUESTRA

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

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

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

Clements y Hendry (1998) han sugerido que quiebres o impactos estructurales puntuales de este tipo conducirán a fallas sistemáticas en los pronósticos de los modelos de corrección de errores si el quiebre estructural altera el vector de cointegración de largo plazo. Dado que el modelo de corrección de errores incluye retroalimentación, entonces, el modelo de corrección de errores exhibirá persistentes errores de pronósticos en el corto plazo al intentar "corregir el error" de acuerdo con el equilibrio de largo plazo antiguo, que es inapropiado. Sin embargo, esta forma de corrección de errores no se manifestará en los modelos dinámicos definidos convencionalmente (por ejemplo, los VAR), donde no existe un vínculo entre las tendencias comunes y los componentes de cointegración del modelo. Como puede verse en la tercera columna de la Tabla 17, la simple exclusión del

TABLA 12

Proyecciones fuera de Muestra

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

TABLA 13

Valores Propios, Máximo valor Propio y Estadístico de la Traza

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

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

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

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

α Loadings Vectores (Ajuste/Retroalimentación)

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

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

TABLA 14

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

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

Notas: Ver Tabla 9.

TABLA 15

Proyecciones dentro de la Muestra (Modelo con Muestra Completa)

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

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

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

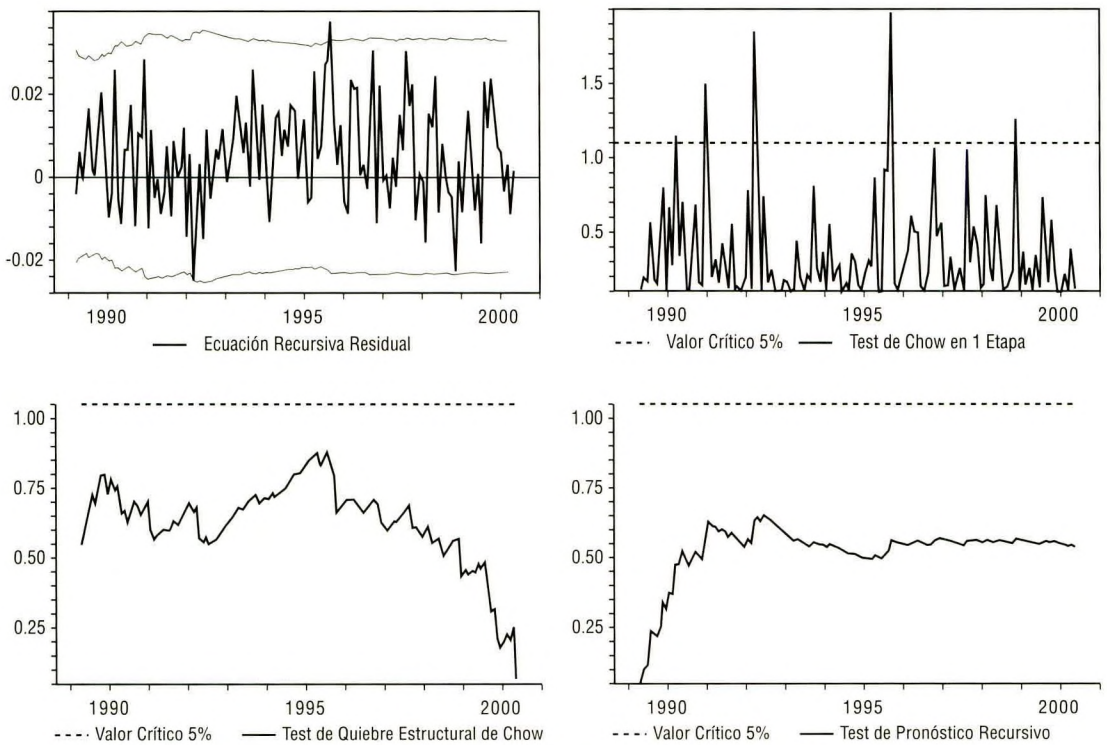
La comparación con la Tabla 9 es instructiva: al agregar la corrección de intercepto puntual (c^*), se recuperan casi exactamente las dos relaciones de largo plazo identificadas en la muestra anterior.[24] Así, se ha aislado la causa del fracaso de pronóstico, identificándolo como un aumento no modelado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

Una vez que se ha incluido la corrección del nivel, este modelo dinámico recupera el modelo básico casi en su totalidad. Los coeficientes del modelo dinámico son estadísticamente iguales a los informados en las columnas [1] y [3] de la Tabla 9 y, además, se ha recuperado la estabilidad de los parámetros en la proyección (esta vez dentro de la muestra, ver Tabla 15). La evidencia que exhiben estos pronósticos dentro de la muestra, es totalmente consistente con la estimación recursiva del modelo, cuyos Gráficos se presentan a continuación.

[24] *Mayores detalles se pueden solicitar al autor.*

GRÁFICO 5

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



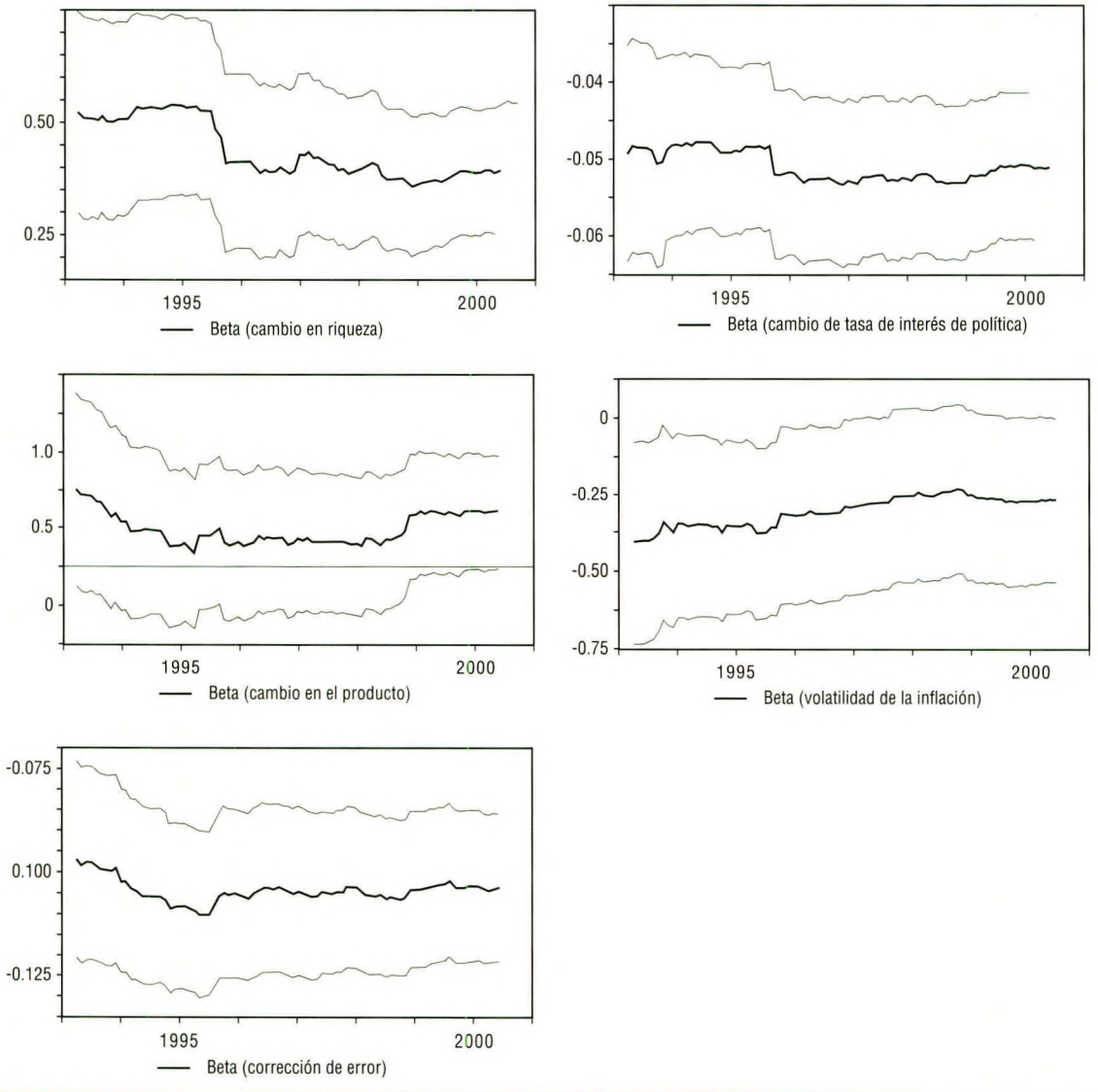
CONCLUSIONES

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

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

GRÁFICO 6

Modelo Dinámico (Muestra Completa)
Estimaciones de los Parámetros Recursivos



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

REFERENCIAS

Adam, C. S. (1991). "Financial Innovation and the Demand for Pounds M3 in the UK 1975-86." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 53(4): 401-24.

Ahumada, H. (1992). "A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988." *Journal of Policy Modeling,* 14(3): 335-61.

Arrau, P. (1995). "The Demand for Money in Developing Countries: Assessing the Role of Financial Innovation." *Journal of Development Economics,* 46(2): 317-40.

Barr, D. G. y K. Cuthbertson (1991). "Neo-Classical Consumer Demand Theory and the Demand for Money." *Economic Journal,* 101(407): 855-76.

Banco Central de Chile (varios números). *Informe Económico y Financiero*. Santiago, Chile.

Calvo, G. y E. Mendoza (1999). "Myths and Facts of Chilean Macroeconomic Policy." *Chile: Recent Policy Lessons and Emerging Challenges*. Eds. G. Perry y D. Leipziger. Washington D.C., EE.UU.: WBI Development Studies.

Clements, M. P. y D. F.Hendry (1998). *Forecasting Economic Time Series*. Cambridge, Nueva York, EE.UU.: Cambridge University Press.

Corbo, V. (1998). "Reaching One-digit Inflation: The Chilean Experience." *Journal of Applied Economics,* 1(1): 123-64.

Dolado, J., T. Jenkinson y S. Sosvilla-Rivero (1990). "Cointegration and Unit Roots." *Journal of Economic Studies,* 4(3): 249-73.

Domowitz, I. y I. Elbadawi (1987). "Error Correction and the Demand for Money: The Case of Sudan." *Journal of Development Economics,* 26(2): 257-75.

Easterly, W., P. Mauro y K. Schmidt-Hebbel (1995). "Money Demand and Seigniorage Maximizing Inflation." *Journal of Money, Credit, and Banking,* 27(2): 583-603.

Grice, W. y J. Bennett (1985). "Wealth and the Demand for Pounds M3 in the UK 1963-78." *Manchester School of Economic and Social Studies,* 52(3): 239-71.

Hansen, H. y K. Juselius (1995). CATS in RATS: *Cointegration Analysis of Time Series*. Estima, Evanston.

Hendry, D. F. y N. Ericcson (1991). "Modelling the Demand for Narrow Money in the UK and US." *European Economic Review,* 35(4): 833-81.

Herrera, L. 0. y R. Caputo (1998). "Financial Aggregates as Indicators of Monetary Policy." *Mimeo*, Banco Central de Chile.

Jansen, N. (1998). "The Demand for M0 in the UK Reconsidered." Documento de Trabajo N° 83, Banco de Inglaterra.

Johansen, S. (1992). "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis." *Journal of Econometrics,* 52(3): 389-402.

Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, Inglaterra: Oxford University Press.

Johansen, S. y K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 52(2): 169-210.

McCallum, B. y M. Goodfriend (1987). "Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money." NBER Working Paper N° 2157.

McNelis, P. (1998). "Money Demand and Seigniorage-Maximizing Inflation in Chile Approximation, Learning and Estimation with Neural-Networks." *Revista de Análisis Económico,* 13(2): 3-24.

Osterwald-Lenum, M. (1992). "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegrating Rank Test Statistics." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 54(3): 461-72.

Reimers, H-E. (1992). "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration Tests." *Statistical Papers,* 33: 335-59.

Schmidt-Hebbel, K. (1997). "Comments on Calvo, G. and E. Mendoza." *Mimeo*, Banco Central de Chile.

Valdes, R. (1997). "Monetary Policy Transmission in Chile." *Mimeo*, Banco Central de Chile.

APÉNDICE I

Datos y Pruebas de Raíz Unitaria

Datos obtenidos del Informe Económico y Financiero del Banco Central.

TABLA 1.1

Datos y Fuentes

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

TABLA 1.2

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

Test	ADF[1]	ADF[1]	PP [1.2]	PP [1.2]	KPSS [1,3]	KPSS [1,3]	DF F[1,4,5]
H_0 Variable	I (1) con drift	I (1) con tendencia	I (1) con drift	I (1) con tendencia	I (1) con drift	I (1) con tendencia	I (1) secuencia
LRM1A	-2.689	-0.169	-1292	-3.907	3.693	0.143	I (0) + tendencia
LRNW	-2.792	1.517	-4.899	-1.143	3.114	0.899	I (0) + tendencia
LIMACEC	-1.343	-1.003	-1.020	-9.178	3.555	0.218	I (0) + tendencia
LIMACEC	-1.107	-1.963	-1.322	-11.226	3.577	0.332	I (0) + tendencia
CPI89	-0.948	0.896	-0.714	-1.286	3.705	0.962	I (0) + drift
INFLM	-2.157	-6.551	-7.336	- 9.683	2.391	0.136	I (0) + cnst
NER	-0.644	-1.939	-1.731	-3.782	3.508	0.812	I (1) + drift
DEPR	-7.757	-7.923	-9.331	- 9.710	0.773	0.137	I (0) + cnst
TEP	-3.406	-3.716	-2.387	-2.836	0.961	0.115	I (0) + cnst
PNBC	-2.437	-3.416	-5.739	-5.637	4.723	0.382	I (0) + cnst
Valor Crítico	-2.88	-3.44	-2.88	-3.44	0.463	0.146	

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

APÉNDICE II

Especificaciones Alternativas

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

$$ß_1^{*\prime} = (1, -1, *, *, *)$$

$$ß_2^{*\prime} = (*, 1, 0, 0, 0)$$

$$ß_1^{*\prime} = (0, 0, 1, -1, *)$$

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

TABLA 2.1

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

	m - p	*y*	i^p	i^d	*c*
(1)	1.000	-1.000	0.284	-0.171	-0.539
(2)	-0.900	1.000	0.000	0.000	0.000
(3)	0.000	0.000	1.000	-1.000	0.000

Test LR (r=3) $\chi^2(3)$=6.975 [0.0727]

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

TABLA 2.2

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

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

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

TABLA 2.3

ß' Vectores Propios (Normalizados en la Diagonal)

	m - p	*y*	π	r^p	*c*
(1)	1.000	-1.000	0.145	-0.145	-0.779
(2)	-0.898	1.000	0.000	0.000	0.000

Test LR (r=2) $\chi^2(3)$=6.126 [0.1056]

COINTEGRACIÓN ESTACIONAL EN LA DEMANDA DE DINERO

Raimundo Soto M.
*Matías Tapia G.**

INTRODUCCIÓN

La existencia de una función de demanda por dinero estable es importante no sólo para el desarrollo de la teoría económica, sino además para un manejo adecuado de la política monetaria. Por consiguiente, no resulta sorprendente que la estimación empírica de la demanda de dinero sea una de las áreas predilectas de la econometría aplicada. Los resultados, no obstante, han sido con frecuencia poco satisfactorios, porque los parámetros estimados son tanto inestables como inconsistentes con la teoría económica. Episodios de "dinero desaparecido" —es decir, sobrepredicción sistemática de los principales agregados monetarios— han sido reportados para Estados Unidos (Goldfeld, 1973 y 1976) y para la mayor parte de los países desarrollados (Fair, 1987). Adicionalmente, muchas estimaciones entregan predicciones fuera de muestra que, por su inexactitud, no sirven de guía confiable y útil para la conducción de la política monetaria sobre la base de afectar algún agregado monetario (base monetaria, M1, reservas, etc.). Por ambas razones, muchos bancos centrales han preferido el uso de tasas de interés como instrumentos de la política monetaria.

En el caso de Chile, un conjunto amplio de trabajos han evaluado distintas especificaciones de la demanda por dinero, utilizando para ello técnicas econométricas cada vez más sofisticadas.[1] Al igual que en los países desarrollados tanto la estabilidad de las estimaciones como sus predicciones fuera de muestra han resultado decepcionantes. Matte y Rojas (1989) y Larraín y Larraín (1988), entre otros, utilizan especificaciones tradicionales a la Cambridge, encontrando elasticidades ingreso comparables a la de los países desarrollados (unitarias), pero mucho menores elasticidades con respecto a la tasa de interés nominal. Estos modelos, sin embargo, no logran capturar en forma adecuada la dinámica de corto plazo del mercado monetario, tal como queda en evidencia en la alta correlación de los residuos. Como se reconoce en trabajos posteriores, la alta autocorrelación residual con frecuencia indica problemas de no estacionariedad de las variables. La cointegración entre el dinero y sus determinantes en Chile, sin embargo, no resulta fácil de alcanzar y usualmente tiene que ser obtenida de manera forzada mediante la inclusión de variables *ad hoc* o restringiendo el período de análisis. Por ejemplo, los estudios de Labán (1991), Herrera y Vergara (1992), y Apt y Quiroz (1992) sólo obtienen una relación de cointegración entre el dinero real y sus determinantes una vez que se incluyen variables mudas (*dummies*) y se excluye el período previo a la recesión de 1982-1983. La mayor parte de estos estudios, además, generan predicciones fuera de muestra excesivamente volátiles (Soto, 1996; Adam, 2000).

Una de las explicaciones dadas para la inestabilidad de las estimaciones de la demanda de dinero es que éstas omiten algún componente importante, pero no observable, lo que sesga las estimaciones y hace poco confiable las predicciones. Por ejemplo, la innovación financiera es un factor no observable que afecta la demanda de dinero al modificar las necesidades que tienen los agentes de mantener circulante por motivos de precaución o transacción. Arrau y de Gregorio (1993) proponen capturar este fenómeno mediante un intercepto de la función de demanda que varía en función del tiempo, mientras que Soto (1996) endogeniza la innovación financiera como una decisión óptima de los agentes económicos en un esquema de equilibrio general.

* *Banco Central de Chile. Agradecemos los excelentes comentarios recibidos de Rómulo Chumacero, de un árbitro anónimo y de los participantes en seminarios en el Banco Central de Chile, en la Universidad Católica y en el Encuentro de Economía de Chile, 2000.*

[1] *Una descripción de los 26 principales estudios hechos en Chile se presenta en Mies y Soto (2000).*

Este trabajo explora una forma alternativa y más simple de enfrentar la inestabilidad de la demanda por dinero, que no supone la existencia de componentes no observados. Para ello, se utilizan técnicas de cointegración estacional. La estacionalidad es un fenómeno que no ha recibido suficiente atención en los estudios de demanda por dinero o en la literatura económica en general. El tratamiento estándar consiste en recurrir a algún método sencillo que permita desestacionalizar las variables y estimar modelos con los datos filtrados. Los métodos más comunes son el uso de *dummies* —lo que supone implícitamente que la estacionalidad es un fenómeno determinístico— y los filtros del tipo diferencias período-a-período o el método X-11 —los que usualmente adulteran la estructura estocástica de las variables. Soto (2000) encuentra que la mayoría de las series macroeconómicas chilenas son estacionalmente integradas (es decir, tienen raíces unitarias en su componente estacional) y discute por qué desestacionalizarlas con los métodos tradicionales resulta inadecuado. Más aún, la presencia de raíces unitarias estacionales puede originar problemas de correlaciones espurias y parametrizaciones inestables.

Si hay raíces unitarias estacionales, es posible que exista cointegración estacional. Es decir, relaciones de largo plazo entre los componentes estacionales de las variables que entregan información valiosa sobre la evolución de la cantidad demandada de dinero. Así, la hipótesis básica de este trabajo es que parte importante de la inestabilidad observada en las estimaciones tradicionales de demanda por dinero podría deberse a la omisión de este fenómeno.

La próxima sección discute la metodología de análisis de la demanda de dinero y provee una base para la especificación empírica que se usará en las estimaciones econométricas. Los detalles de la derivación teórica se encuentran en el trabajo de Soto y Tapia (2000). Adicionalmente, se presentan los elementos básicos de la econometría de raíces unitarias estacionales y el modo de testear su presencia. Finalmente, se discute la modelación de procesos de series de tiempo donde se verifica la cointegración estacional en un contexto de modelos de corrección de errores. Del análisis resulta evidente el papel que puede desempeñar la cointegración estacional en mejorar la calidad de las estimaciones y la estabilidad de los parámetros. La omisión de tendencias comunes en frecuencias estacionales puede llevar a que los modelos estimados tengan problemas de variables omitidas y sean inestables.

Una tercera sección, que entrega los principales resultados del presente artículo, se divide en tres áreas. Tras describir los datos que se utilizan en el estudio, se demuestra que tanto el dinero como sus principales determinantes presentan componentes no estacionarios de largo plazo y estacionales. Esta evidencia sugiere que muchas de las estimaciones previas de la demanda por dinero presentan problemas econométricos y pueden haber encontrado correlaciones espurias. El testeo encuentra tres vectores de cointegración, correspondientes al largo plazo (el vector de cointegración "tradicional"), la frecuencia semestral y la frecuencia trimestral. Luego, se estiman estos vectores y el correspondiente modelo de corrección de errores.

La estimación, que no incorpora ninguna variable *dummy ad hoc*, es robusta y entrega parámetros para el vector de cointegración de largo plazo de magnitud similar a los encontrados en algunos estudios anteriores. La dinámica de corto plazo, no obstante, difiere de forma importante de la encontrada por modelos de corrección de errores simples. En particular, se muestra que los ajustes al equilibrio de largo plazo son bastante más rápidos de lo estimados previamente. Por otro lado, los *shocks* estacionales —que contienen información importante para determinar la evolución de largo plazo del mercado monetario— se disipan en forma lenta. La última parte del análisis empírico estudia las habilidades predictivas de este modelo. Se encuentra que el modelo de cointegración estacional tiene una mejor capacidad predictiva, al entregar menores errores cuadráticos medios y absolutos en sus predicciones.

METODOLOGÍA DE ANÁLISIS

Esta sección presenta una descripción analítica del modelo de demanda de dinero estimado, así como los elementos centrales de la econometría de raíces unitarias y cointegración estacional.

Modelo Analítico

Debido a que el interés de este estudio es explotar las dimensiones econométricas de la estacionalidad estocástica, en este trabajo no se desarrolla un modelo

de la demanda de dinero microfundado, sino que se utiliza la siguiente formulación:[2]

$$\frac{M_t^d}{P_t} = L(w_t, r_t, z_t) \qquad (1)$$

donde M_t^d son los saldos monetarios que mantienen los individuos, P_t es el nivel de precios, w_t es una variable de escala que refleja el número de transacciones realizadas o el nivel de ingreso, r_t es el costo alternativo de mantener dinero, y z_t representa variables que pueden afectar el nivel de la demanda de dinero relacionadas, por ejemplo, a cambios tecnológicos o innovación financiera.

Si la especificación de la demanda de dinero se obtiene por motivos de transacción (sea por costos de compras o *cash in advance*); o si ella resulta de introducir directamente el dinero en la función de utilidad, es frecuente utilizar la siguiente versión linealizada de la ecuación (1):

$$\log(m_t^d) = \alpha + \beta \log(w_t) - \gamma \frac{r_t}{1+r_t} + \delta \log(z_t) \quad (2)$$

donde m_t son los saldos reales de dinero. En la mayoría de las especificaciones, w_t corresponde al consumo del sector privado. Cuando se deriva la demanda de dinero de un modelo de equilibrio general con agentes múltiples, w_t incluye consumo, inversión y el gasto del gobierno (lo que sugiere utilizar como variable de escala el PIB). Por otro lado, r_t considera tanto el costo alternativo de los depósitos en moneda doméstica (la tasa de interés de captación doméstica, i_t) como el eventual costo de depósitos similares hechos en moneda extranjera (i_t^*) y que incluye tanto la tasa de interés externa como la devaluación esperada del tipo de cambio nominal para el período.[3]

Este modelo deriva una relación de equilibrio de largo plazo entre la cantidad demandada de dinero y sus determinantes. Resulta evidente que no se hace referencia alguna a la existencia de tendencias estocásticas estacionales que son el principal aporte empírico de este trabajo. Ello refleja la relativa ignorancia que existe en la teoría económica respecto de los factores que producen el comportamiento estacional (más allá del clima). El trabajo supone que la forma particular que toma la dinámica de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo —incluyendo las fluctuaciones estacionales— es un fenómeno netamente empírico.

Raíces Unitarias en los Componentes Estacionales

La estacionalidad en las estimaciones de la demanda de dinero ha sido estudiada de manera insuficiente. Típicamente, se recurre a algún método sencillo que permita desestacionalizar las variables y estimar modelos con los datos filtrados. Entre los métodos más comunes está el uso de variables *dummies*, cuya principal limitación es suponer implícitamente que la estacionalidad es un fenómeno determinístico. Alternativamente, es común usar filtros del tipo diferencias período-a-período o el método ARIMA X-11, los que si bien asumen que la estacionalidad es estocástica, pero estacionaria, en su intento por removerla usualmente adulteran la estructura estocástica de las variables. Cuando las series macroeconómicas son estacionalmente integradas (es decir, en el caso de los *shocks* estacionales que tienen componentes permanentes), desestacionalizarlas con dichos métodos resulta inadecuado. Más aún, el no reconocer la existencia raíces unitarias estacionales en estudios previos puede originar problemas de correlaciones espurias y parametrizaciones inestables.

La remoción de estacionalidad, además, afecta el poder de los tests de raíces unitarias y de cointegración sobre cuyos resultados los econometristas se basan para determinar la forma funcional de los modelos y juzgar la calidad de las estimaciones. Si la estacionalidad es determinística, removerla con la ayuda de variables estacionales no tiene efecto alguno sobre el desempeño o resultado de los tests de raíz unitaria. Sin embargo, en presencia de efectos estacionales estocásticos, los filtros tradicionales pueden afectar de manera significativa el poder de los tests de raíz unitaria. Ghysels (1990) muestra que la remoción de estacionalidad con el método X-11 o una "variación en X períodos" introduce persistencia excesiva en la serie, lo cual reduce el poder de los tests para ser capaces de rechazar la hipótesis de no estacionariedad. Olekalns (1994) extiende este resultado a los casos

[2] *Soto y Tapia (2000) discuten los fundamentos de esta especificación en un contexto de equilibrio general.*

[3] *Sriram (1999) evalúa 32 estudios recientes sobre la demanda de dinero en 15 países, encontrando que en 18 de ellos se usa M1 como agregado monetario (el resto usa M2, M3, base monetaria, o circulante), en 25 estudios se utiliza el PIB como la variable escala (el resto usa absorción, ingreso nacional o producto industrial), en tanto que sólo en 13 estudios se emplea la tasa de interés de depósitos (en el resto se usa tasas de captación, bonos públicos, interbancarias, etc.).*

en que usan *dummies* o filtros *band-pass* para remover la estacionalidad. Abeysinghe (1994) muestra que la remoción de estacionalidad estocástica con *dummies* conduce a un problema de regresión espuria.

Soto (2000) encuentra que ello también ocurre con los datos de Chile: la remoción de componentes estacionales usando *dummies*, filtros X-11 o diferencias en n-períodos produce severos problemas estadísticos y distorsiona la evaluación de la presencia de raíces unitarias en 8 de las 15 principales variables macroeconómicas en el período 1983-1999. Resulta interesante señalar que el PIB, dinero real, consumo, IPC, las tasas nominales de interés y el tipo de cambio nominal se ven afectados por los métodos tradicionales de ajuste estacional.

Si los componentes estacionales de una variable son estocásticos, es posible que ella tenga una raíz unitaria no sólo en su comportamiento de largo plazo, sino también en los efectos estacionales. Para testear la existencia de raíces unitarias estacionales, se usará en el presente trabajo el método HEGY desarrollado por Hylleberg *et al.* (1990). Si bien existen métodos alternativos (como el de Canova y Hansen, 1995), se prefiere el test HEGY, porque procede de general a específico, tiende a ser más robusto en presencia de raíces unitarias no estacionales en las variables, y tiene mayor poder que especificaciones alternativas (ver Hylleberg, 1995).

El test HEGY parte de la base que el crecimiento anual de cualquier serie de tiempo en frecuencia trimestral se puede descomponer de la siguiente forma:

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL) \qquad (3)$$

donde L es un operador lineal de rezagos e $i=\sqrt{-1}$. El término del lado izquierdo es la tasa de crecimiento anual o diferencia en logaritmos en cuatro períodos. Los términos del lado derecho corresponden respectivamente a la diferencia anual, la diferencia semestral y, los últimos dos términos, al componente trimestral de la serie.

La especificación (3) es muy útil ya que permite obtener un test de forma general, capaz de evaluar en forma simultánea diversas hipótesis sobre el proceso de comportamiento de la serie. La forma general del test de la descomposición anterior es:

$$(1-L^4) = (1-\alpha_1 L)(1+\alpha_2 L)(1-\alpha_3 iL)(1+\alpha_4 iL) \quad (4)$$

donde α_1, α_2, α_3, y α_4 son parámetros. La distinta conformación de parámetros da origen a variables que tienen raíces unitarias en distintas frecuencias. En particular:

Si $\alpha_1 = 1$, la variable tiene una raíz unitaria no estacional (la raíz unitaria tradicional).

Si $\alpha_2 = 1$, la variable tiene una raíz unitaria de frecuencia semestral.

Si $\alpha_3 = 1$ y $\alpha_4 = 1$, la variable tiene raíz unitaria trimestral.

La implementación del test requiere definir las siguientes variables auxiliares:

$$\begin{aligned} x_{1t} &= (1+L+L^2+L^3)x_{t-1} = x_{t-1}+x_{t-2}+x_{t-3}+x_{t-4} \\ x_{2t} &= (1-L+L^2-L^3)x_{t-1} = x_{t-1}-x_{t-2}+x_{t-3}-x_{t-4} \\ x_{3t} &= x_{t-1}-x_{t-3} \end{aligned} \qquad (5)$$

Las variables se usan para estimar esta ecuación por mínimos cuadrados ordinarios:

$$(1-L^4)x_t = \pi_1 x_{1t-1} - \pi_2 x_{2t-1} + \pi_3 x_{3t-1} - \pi_4 x_{3t-2} + \epsilon_t \qquad (6)$$

Al igual que en el test de Dickey-Fuller, la hipótesis nula del test es que existen raíces unitarias en los componentes anuales, semestrales y trimestrales. La hipótesis alternativa es que las variables son estacionarias. Opcionalmente, se puede incorporar una tendencia, la constante y *dummies* estacionales. Estas últimas capturan la presencia de estacionalidad no estocástica. La interpretación de los resultados es la siguiente:

(a) Si no se puede rechazar la hipótesis nula que $\pi_1 = 0$, existe una raíz unitaria no estacional en x_t.

(b) Si no se puede rechazar la hipótesis nula que $\pi_2 = 0$, existe una raíz unitaria semestral (bianual) en x_t.

(c) Si no se puede rechazar la hipótesis nula conjunta que $\pi_3 = \pi_4 = 0$, existe una raíz unitaria estacional trimestral en x_t.

La interpretación de la hipótesis (a) es la estándar de un test de Dickey-Fuller. Nótese que la hipótesis (c)

requiere un test conjunto. En este caso, basta usar un test F. Además, debido a que el test se basa en la hipótesis de no estacionariedad en los distintos componentes, su poder es limitado para distinguir procesos estacionarios con autocorrelación cercana, pero distinta a uno. La inclusión de rezagos de la variable dependiente, sin embargo, permite controlar la eventual correlación de residuos y aumenta el poder del test. Además, la inclusión de variables mudas estacionales, tendencia y constante permite enriquecer la hipótesis alternativa, que en ausencia de estas adiciones es que la serie es un ruido blanco.

Bajo la hipótesis nula que hay raíces unitarias en la variable, los tests de hipótesis de los parámetros obtenidos no tienen la distribución estándar normal, por lo que los resultados del test deben contrastarse con los valores críticos tabulados por HEGY. Éstos, a su vez, dependen de si la hipótesis nula incorpora regresores de intercepto, tendencia determinística y estacionalidad determinística.

Cointegración Estacional

La presencia de raíces unitarias estacionales sugiere de modo natural evaluar la presencia de cointegración estacional. Es decir, tendencias estocásticas comunes de largo plazo entre los componentes estacionales de distintas variables. Para el caso de la demanda por dinero, resulta razonable investigar si la estacionalidad de la variable de escala o transacciones se traduce en comportamientos estacionales equivalentes en los saldos monetarios. La cointegración estacional puede verse del mismo modo que la cointegración de largo plazo, es decir, como un desplazamiento paralelo entre las variables como resultado de tendencias estocásticas comunes.

El modelo de cointegración para distintas frecuencias se obtiene de una extensión directa que Engle *et al.* (1992) realizan del popular esquema de cointegración y corrección de errores desarrollado por Engle y Granger (1987). Utilizando la descomposición de las series ya expuestas, interesa ver la existencia de vectores de cointegración en distintas frecuencias:

(1) Si la cointegración se produce sólo en los componentes de largo plazo, se tiene un modelo de corrección de errores clásico, como el planteado por Engle-Granger (1987):

$$\Delta y_t = \alpha \beta y_{t-1} + \epsilon_t \qquad (7)$$

donde y es un vector que contiene las variables de interés (en nuestro caso m, PIB, i, i_t^*), β es el vector de cointegración y α es el factor de ajuste. Este último señala qué fracción del desequilibrio entre las variables respecto de su relación de largo plazo que se observó en "t-1" se ajusta en el período "t".

(2) Cuando además hay cointegración en los componentes estacionales semestrales, el modelo de corrección de errores puede expresarse como:

$$y_t - y_{t-2} = \tfrac{1}{2}\alpha_1\beta_1(y_{t-1} + y_{t-2}) + \tfrac{1}{2}\alpha_2\beta_2(y_{t-1} - y_{t-2}) + \epsilon_t \qquad (8)$$

donde α_1 y α_2 son factores de ajuste. El primer término de la ecuación corresponde al promedio anual de la variable, por lo que β_1 corresponde al vector de cointegración de largo plazo clásico expuesto anteriormente. El segundo término, en cambio, mide la variación intraanual, por lo que β_2 es el vector de parámetros que hace cointegrar la variación intraanual de estas variables.

(3) Si existe también cointegración en la frecuencia trimestral, el modelo de corrección de errores se puede expresar como:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-4} = {} & \tfrac{1}{4}\alpha_1\beta_1(y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4}) + \\ & \tfrac{1}{4}\alpha_2\beta_2(y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4}) + \\ & \tfrac{1}{4}(\alpha_R\beta_R + \alpha_I\beta_I)(y_{t-2} - y_{t-4}) + \\ & \tfrac{1}{4}(\alpha_I\beta_R + \alpha_R\beta_I)(y_{t-1} - y_{t-3}) + \epsilon_t \end{aligned} \qquad (9)$$

donde los primeros dos términos corresponden a la cointegración no estacional y semestral, respectivamente, y su interpretación es análoga a la realizada anteriormente. Los últimos dos términos tienen una interpretación más compleja ya que corresponden a un caso de cointegración polinomial (los subíndices I y R denotan los componentes imaginarios y reales de la solución).

El problema de la ecuación (9) radica en que estos polinomios no necesariamente tienen rango reducido y los parámetros no están identificados. Lee (1992) propone, como mecanismo para lograr la identificación, deshacerse del segundo término,

asumiendo que $\alpha_R\beta_1-\alpha_1\beta_R=0$. Ello es claramente arbitrario. Un supuesto menos restrictivo sería, como lo plantean Johansen y Schaumburg (1999), asumir que $\beta_1=0$, con lo cual la ecuación queda como:

$$\begin{aligned} y_t-y_{t-4} &= {}^1\!/_4\alpha_1\beta_1(y_{t-1}+y_{t-2}+y_{t-3}+y_{t-4})+ \\ &\quad {}^1\!/_4\alpha_2\beta_2(y_{t-1}-y_{t-2}+y_{t-3}-y_{t-4})+ \\ &\quad {}^1\!/_4(\alpha_R L-\alpha_1)\beta'_R(y_{t-1}-y_{t-3})+\epsilon_t \end{aligned} \qquad (10)$$

La interpretación del último término es ahora algo más sencilla: el término $\beta'_R(y_{t-1}-y_{t-3})$ es directamente estacionario o, en su defecto, cointegra con su propio rezago.

La especificación de la cointegración estacional deja en evidencia el papel que ésta podría cumplir para mejorar nuestro entendimiento de los determinantes de la demanda de dinero, permitiendo a la vez obtener estimaciones más robustas. Si no existen componentes cointegrados en frecuencia semestral o trimestral, la especificación de la ecuación (10) corresponde al modelo estándar de correción de errores empleado en muchas estimaciones para el caso chileno (Soto, 1996; Adam, 2000). No obstante, si existen componentes que cointegren en frecuencia estacional, la ecuación (10) señala que dichos modelos estándares están mal especificados, pues han omitido relaciones de equilibrio que contienen información relevante para determinar los saldos monetarios deseados por los agentes económicos

ANÁLISIS EMPÍRICO

Basándose en la especificación analítica anteriormente expuesta, el modelo econométrico utiliza el agregado monetario que se acerca de mejor forma a la noción de dinero para transacciones, a saber, el promedio trimestral de los saldos de M1A deflactados por el IPC. Se usa el PIB real como la variable que representa el volumen de transacciones de la economía. El costo alternativo doméstico del dinero es representado por la tasa de captación nominal a 90 días, en tanto que su contrapartida externa corresponde a la tasa LIBO más la devaluación nominal trimestral efectiva del peso chileno. Esta forma de modelar supone que los agentes tienen expectativas racionales perfectamente miopes, en el sentido de Turnovsky (2000). Ninguna variable ha sido ajustada estacionalmente y las series abarcan desde 1977 a 2000 en frecuencia trimestral.[4] El Gráfico 1 presenta los datos, los cuales muestran evidentes patrones estacionales.

La estrategia econométrica es directa. En la primera parte se realiza un análisis del orden de integración de las variables, tanto para su frecuencia anual como semestral y trimestral de acuerdo con el test HEGY. En segundo lugar, se estima el modelo de cointegración estacional y su estructura de corrección de errores utilizando un modelo no lineal. El modelo estimado es sometido a pruebas de estabilidad y su capacidad de predicción evaluada dentro y fuera de la muestra. Posteriormente, se comparan estos resultados con los que se obtendrían de modelos de cointegración y corrección de errores estándares que ignoran el componente de cointegración estacional. Finalmente, las estimaciones se hacen en el período 1977:1-1999:2, de modo tal que reservamos los datos del período 1999:3 a 2000:2 para efectuar y evaluar predicciones de la demanda de dinero fuera de muestra.

Orden de integración de las variables

La Tabla 1 presenta las estimaciones de autocorrelación y los tests de raíz unitaria realizados a las variables. Salvo en el caso de las tasas de interés, todas ellas presentan un alto grado de correlación de primer orden, lo que sugiere la presencia de raíces unitarias. No obstante, la suma de las primeras cuatro autocorrelaciones de las tasas de interés alcanza valores bastante cercanos a uno, por lo que encontrar raíces unitarias en los datos también debiese ser el resultado esperado. Se utilizan tres pruebas estándares para evaluar la presencia de raíces unitarias: Dickey-Fuller (1981), Phillips-Perron (1988), y Kwiatkoski *et al.* (1993). Los dos primeros se construyen en torno a la hipótesis nula de no estacionariedad, mientras el tercero se desarrolla para la nula de estacionariedad, por lo que se usan de manera complementaria.

Los tests de Dickey-Fuller indican que todas las variables serían integradas de orden 1. Por el contrario, los tests de Perron (que extienden los tests DF para permitir un proceso ARMA en los residuos) rechazan la no estacionariedad de las series excepto en los casos de M1 y M2. Los tests KPSS, por último,

[4] *Para la conducción de política monetaria sería conveniente tener un modelo en frecuencia mensual. La teoría asintótica de cointegración estacional que se requeriría, sin embargo, aún no se ha desarrollado.*

GRÁFICO 1

Dinero y sus Determinantes en Chile, 1977-1999

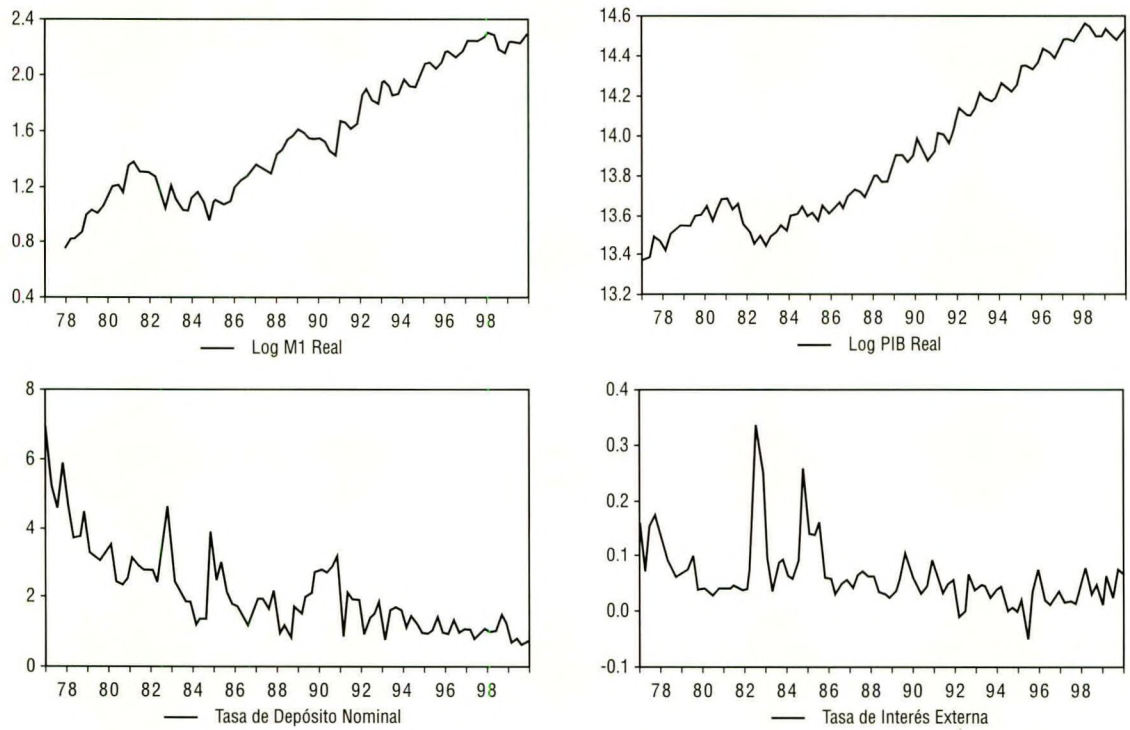


TABLA 1

Tests de Raíces Unitarias
1977.1-1999.4

	Autocorrelación		Dickey Fuller		Phillips Perron		KPSS (4 Rezagos)		Test de Raíces Unitarias Estacionales HEGY					
	ρ_1	$\sum_{i=1}^{4}\rho_i$	Const	Const Tend	Const	Const Tend	Const	Const Tend	t π_1	t π_2	t π_3	t π_4	F $\pi_3 \cap \pi_4$	Rezagos
M1 real	0.964	0.981	-1.24	-1.99	-2.84	-1.79	1.856	0.199	-2.61	-1.92	-2.39	-2.57	6.17	7
M2 real	0.963	0.823	-1.09	-0.82	-0.78	-0.68	1.851	0.133	-2.11	-2.45	-5.01	-0.05	12.58	7
PIB real	0.957	1.019	-1.20	-1.65	-0.99	-4.06	1.774	0.352	-1.73	-2.45	-1.23	-2.67	4.51	4
Tasa de Interés Internacional	0.506	0.797	-2.47	-1.85	-6.03	-6.63	1.684	0.347	-2.00	-4.19	-3.14	-3.76	12.05	5
Tasa de Interés Colocación	0.646	0.932	-2.65	-3.04	-4.79	-6.31	1.524	0.127	-2.42	-2.68	-0.50	-3.03	4.76	4
Tasa de Interés Captación	0.534	0.827	-2.89	-3.43	-5.66	-6.84	1.450	0.114	-2.88	-2.51	-0.47	-3.29	5.54	4
Valores críticos al 95%	-	-	-2.90	-3.48	-2.90	-3.48	0.463	0.166	-3.71	-3.08	-2.26	-4.02	6.55	-

rechazan la hipótesis nula de estacionariedad, excepto para M2 y las tasas de interés. No existe siquiera un caso en que la conclusión de los tres tests sea coincidente.

Estas discrepancias podrían ser causadas por el bajo poder de estos tests cuando el verdadero proceso que sigue la variable es arbitrariamente cercano a una raíz unitaria (Cochrane, 1991). Igualmente, ello puede deberse a que los tests de raíces unitarias son sensibles a la presencia de quiebres estructurales (Hamilton, 1994). Ghysels (1990), Lee y Siklos (1991), y Abeysinghe (1994) demuestran que los resultados de los tests DF y Perron se distorsionan fuertemente por la presencia de factores estacionales o por los métodos utilizados para aislar esos componentes. Debido a los evidentes patrones estacionales de las variables, resulta imprescindible realizar un test más robusto a este problema.

Las últimas columnas de la Tabla 1 presentan los resultados de los tests de raíz unitaria estacional. La columna 9 indica que la mayoría de las variables son no estacionarias en la frecuencia cero (es decir, no estacionarias en el largo plazo), siendo M2 la única excepción. Además, se encuentra que muchas de las variables tienen también raíces unitarias en alguno de los componentes estacionales. Como señala la columna 10, excepto por la devaluación nominal y la tasa LIBO, todas las variables tienen una raíz unitaria en la frecuencia semestral. Las columnas 11 y 12 sugieren que un número significativo de variables tiene una raíz unitaria en la frecuencia trimestral, como lo indican los tests individuales para los coeficientes π_3 y π_4. Aunque la evidencia es heterogénea con relación al coeficiente π_3, para la mayoría de las variables no se puede rechazar la hipótesis de no estacionariedad en base a π_4. Utilizando los tests F para la hipótesis conjunta de π_3 y π_4, presentados en la última columna, podemos determinar que las raíces unitarias en la frecuencia estacional están presentes en M1 real, PIB, y las tasas de interés domésticas.[5]

[5] *Chumacero (2000) señala que en muchos modelos analíticos de equilibrio general la tasa de interés debe ser estacionaria. Aun si ello es conceptualmente correcto, en este trabajo utilizamos una perspectiva más pragmática sobre la base de los argumentos de Cochrane (1991), quien demuestra que en una muestra finita el verdadero proceso de las variables puede ser irrelevante, siendo más apropiado determinar su mejor representación estadística, dada la limitación de datos. En nuestro caso la mejor representación de las tasas de interés es como I(1).*

Estos resultados pueden servir para entender la evidencia contradictoria respecto a las raíces unitarias. Los tests DF, PP, y KPSS son, como ya se dijo, sensibles a la presencia de residuos no estacionarios o correlacionados y a la utilización de un filtro inadecuado en la remoción de la estacionalidad. Adicionalmente, este problema en los tests de raíz unitaria puede haber distorsionado los resultados obtenidos de los tests de cointegración en 2 etapas de Engle y Granger aplicados en estudios anteriores. Es posible que los problemas experimentados para lograr cointegración entre las variables se deban a la presencia (no detectada) de estacionalidad no estacionaria.

Estimación de los Vectores de Cointegración Estacional

La evaluación de la presencia de cointegración de largo plazo, semestral y trimestral procede en dos etapas. En la primera, se determina el número de vectores de cointegración en cada frecuencia que está presente en los datos usando el procedimiento del test de traza de Johansen (1988). Aunque una alternativa es seguir a Engle *et al.* (1992) y testear si existen raíces unitarias en los residuos del vector de cointegración, el procedimiento de Johansen resulta superior en presencia de alta autocorrelación de los residuos de los vectores de cointegración, y cuando la dimensionalidad de la matriz de cointegración no es segura (Hargreaves, 1994). Éste es precisamente el caso que se estudia en este trabajo, en el cual la variación trimestral podría filtrarse a los residuos de las frecuencias de largo plazo y semestral.

La Tabla 1 del anexo entrega los resultados del test de traza para cada una de las frecuencias, utilizando como valores críticos aquellos tabulados especialmente para cointegración estacional por Johansen y Schaumburg (1999). Como se puede ver, se obtiene evidencia consistente con un único vector de cointegración en cada frecuencia. Esto contradice el resultado de Adam (2000) quien, con datos mensuales entre 1986 y 1998, no puede rechazar la existencia de dos vectores de cointegración no estacionales. Es importante recordar que el hallazgo de un segundo vector de cointegración puede ser un problema de correlación espuria en tanto que la ausencia de cointegración no puede serlo. El hecho que hayan vectores de cointegración en frecuencias trimestrales o bianuales sugiere que los modelos previamente estimados en la literatura pueden estar mal especificados.

TABLA 2

Modelos de Cointegración Estacional y Corrección de Errores
1977.1-1999.2

	Cointegración Estacional	Cointegración Tradicional	
	Estimación en una Etapa	Datos prefiltrados	*Dummies* estacionales
Variable Dependiente	$(1-L^4)$ log m	(1-L) log msa	(1-L) log m
Coeficiente de ajuste de largo plazo	-0.087 (0.02)	-0.232 (0.04)	-0.220 (0.04)
Constante	-49.69 (4.24)	-11.85 (1.02)	-11.30 (1.18)
PIB	0.966 (0.10)	0.891 (0.08)	0.865 (0.10)
Tasa Interés Captación	-0.115 (0.08)	-0.206 (0.06)	-0.177 (0.07)
Tasa Interés Externa	-1.507 (0.58)	-1.662 (0.64)	-2.228 (0.68)
Coeficiente Ajuste Semianual	-0.747 (0.08)	-	-
PIB	0.544 (0.13)	-	-
Tasa Interés Captación	-0.068 (0.12)	-	-
Primer Coeficiente Ajuste Trimestral	-0.155 (0.06)	-	-
PIB	0.593 (0.47)	-	-
Tasa Interés Captación	-0.240 (0.11)	-	-
Segundo Coeficiente Ajuste Trimestral	-0.069 (0.07)	-	-
PIB	0.970 (2.40)	-	-
Tasa Interés Captación	-0.313 (0.27)	-	-
R^2 Ajustado(*)	*0.91*	*0.62*	*0.79*
ARCH (3)	*1.07*	*2.02*	*0.67*

Notas: Errores estándares en paréntesis, msa es dinero ajustado estacionalmente. Todos los modelos incluyen rezagos de las primeras diferencias de las variables exógenas para modelar la dinámica de corto plazo. Los resultados completos se reportan en Soto y Tapia (2000).

La segunda etapa consiste en estimar cada uno de estos vectores para las distintas frecuencias y el modelo de corrección de errores que describe la evolución de corto plazo de la cantidad de dinero. Se usa el procedimiento de Engle y Granger (1987) que estima directamente el modelo no lineal de la ecuación (10). Para modelar la dinámica de corto plazo, se extiende dicho modelo para incluir los rezagos de las primeras diferencias de las variables independientes y *dummies* estacionales (D_t). Estas últimas se incluyen porque es posible que, junto con la estacionalidad no estacionaria, existan componentes de estacionalidad determinística. El modelo final se presenta en la ecuación (11).

$$\Delta m_t = \sum_{i=1}^{3} \alpha_i \left[m^i_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 y^i_{t-1} - \beta_2 i^i_{t-1} - \beta_3 i^{*i}_t \right] \quad (11)$$
$$+ \gamma_1 \Delta y_t + \gamma_2 \Delta i_t + \gamma_3 \Delta i^*_t + \Theta D_t + \varepsilon_t$$

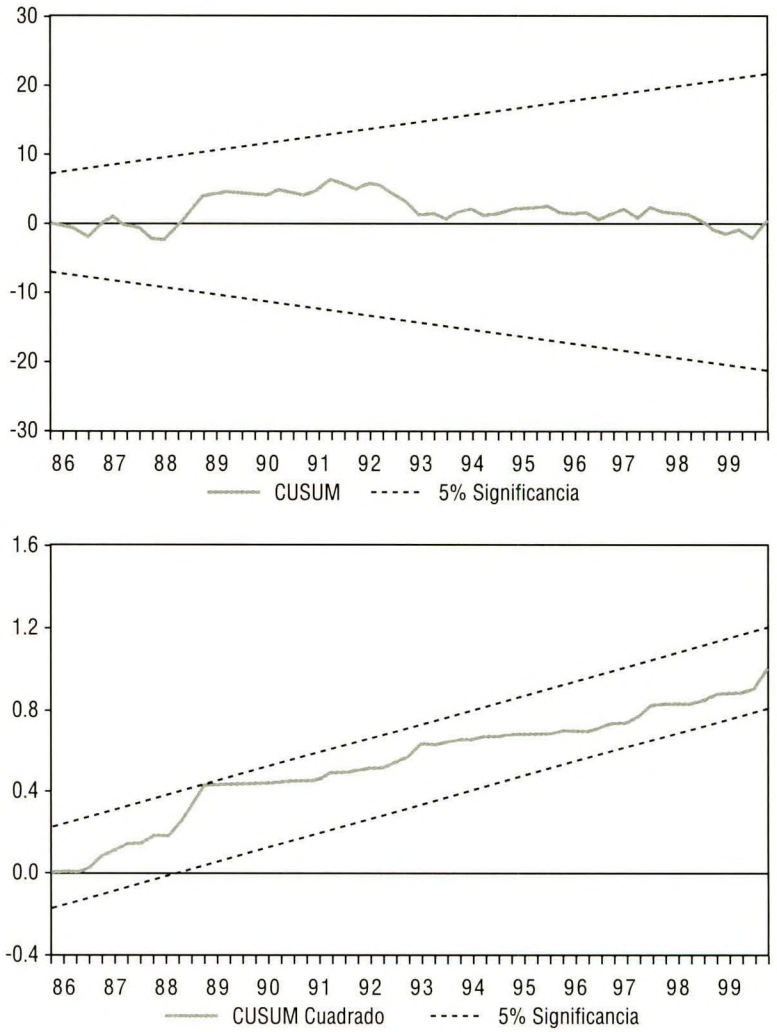
La Tabla 2 presenta los resultados de estimar simultáneamente los vectores de cointegración estacional con el modelo de corrección de errores.[6] Además, se presentan los resultados de la estimación de modelos estándares de corrección de errores con distinto tratamiento para remover la estacionalidad, con el objetivo de mostrar las ganancias de eficiencia y calidad de nuestro modelo. Al hacer un test HEGY a los residuos del modelo completo y al de los vectores de cointegración en cada frecuencia por separado, se obtiene que todos los modelos cointegran al 95%. Además, la mejor representación de la cointegracion de los datos corresponde a especificaciones sin tendencia, pero con constante. Ello garantiza que los términos de corrección de errores estén centrados en cero.[7]

[6] *Por razones de espacio, no se presentan los coeficientes estimados para las* dummies *estacionales determinísticas ni para la dinámica de corto plazo de* Δy_t.

[7] *Los resultados obtenidos del procedimiento en dos etapas son virtualmente idénticos en términos de los parámetros estimados, el ajuste a los datos y los tests de ruido blanco para los residuos (ver Soto y Tapia, 2000). Ello indica que la estimación no lineal no entregó como resultado un máximo local. Adicionalmente, debido a que se obtiene fácilmente cointegración, se deduce que ésta remueve la presencia de eventuales cambios estructurales por* co-breaking *(Clements y Hendry, 1999).*

GRÁFICO 2

Tests CUSUM y CUSUM de Residuos al Cuadrado del Modelo de Cointegración Estacional 1977:1-1999:2



Un primer resultado interesante de este trabajo es que *la cointegración —en cualquiera de las frecuencias— se consigue sin utilizar ninguna variable* dummy. Debe recordarse que imponer *dummies* con el fin de obtener cointegración es equivalente a eliminar dichas observaciones de la muestra. Los vectores de cointegración obtenidos en tal caso no son necesariamente representativos de la relación de largo plazo de los datos.

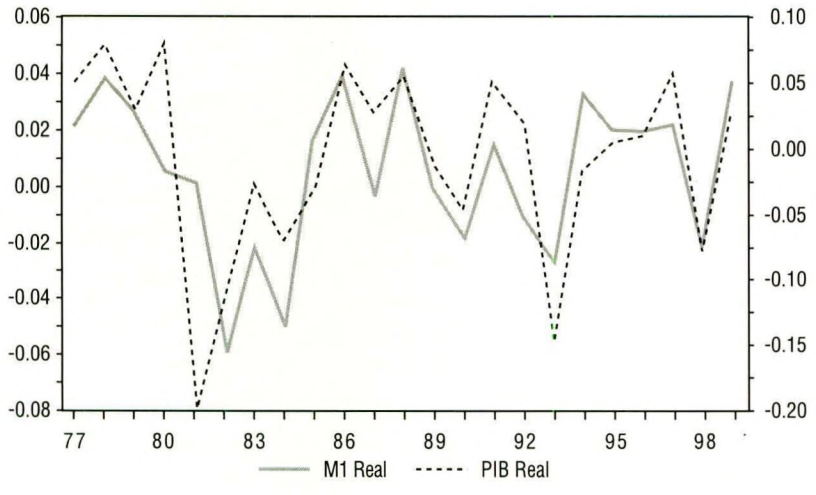
Un segundo resultado interesante es que *el modelo estimado es estable* a pesar de la enorme variabilidad de la economía chilena durante el período utilizado para la estimación. El Gráfico 2 presenta tests CUSUM para el modelo de cointegración estacional y corrección de errores donde se aprecia que no hay signos de inestabilidad. Tests de residuos y coeficientes recursivos, no reportados, pero disponibles en Soto y Tapia (2000), confirman la estabilidad del modelo.

El análisis de los resultados revela que la bondad de ajuste para el período completo es bastante alta (0.91) considerando que incluye tanto los episodios de dinero perdido reportado por varios autores (Larraín y Larraín, 1988; Herrera y Vergara, 1992) como las fuertes recesiones de 1982-1983 y 1998-1999. El coeficiente de la variable de escala es, como en otros estudios, levemente inferior a uno (0.966), mientras que ambas tasas de interés tienen el signo esperado y son significativas. La semielasticidad respecto de la tasa de interés doméstica es bastante menor que la obtenida en trabajos previos (Soto, 1996; Adam, 2000). El ajuste hacia el equilibrio para la frecuencia cero (lo que tradicionalmente llamamos reversión hacia la relación de largo plazo) es bastante más rápido que los obtenidos en los modelos de corrección de errores tradicionales. Recuérdese que el parámetro estimado es 1/4 α_1, por lo que el factor de ajuste alcanza a 0.35. Comparado con coeficientes del orden de 0.25, obtenidos usando las metodologías estándares, el parámetro reportado en este trabajo sugiere que completar 95% del ajuste a un *shock* requiere 7 trimestres, en vez de 11 como en el caso anterior. Esta evidencia es similar a la encontrada por Bohm (2000) para Alemania, y resulta especialmente relevante por sus implicancias para la política monetaria.

Para las otras frecuencias, los resultados que se obtienen son también interesantes. El vector de cointegración en frecuencia semianual excluye la tasa de interés internacional, porque ella no presenta una raíz unitaria en esta frecuencia. Así, sólo se incluye

GRÁFICO 3

Componentes Estacionales del Cuarto Trimestre



variable. Como resulta evidente, el componente estacional de cada variable no es determinístico, sino que presenta un comportamiento estocástico; no obstante, tienden a moverse de manera conjunta en el largo plazo. Aunque puedan diferir en el corto plazo, pareciera razonable suponer que pueden cointegrar en el largo plazo. Es precisamente este movimiento conjunto de largo plazo el que contiene información valiosa para obtener una especificación más estable y parsimoniosa de la demanda por dinero, al imponer una restricción sobre las fluctuaciones estacionales.

el dinero, producto y las tasas domésticas. La elasticidad de escala es 0.502 para cada semestre, lo que sugiere que, nuevamente, la elasticidad de largo plazo es cercana a uno. El coeficiente asociado a la tasa de interés doméstica es también aproximadamente la mitad del de largo plazo. Pese a que el coeficiente de ajuste del componente semianual es alto y significativo, la bondad de ajuste para esta frecuencia es baja (se estimó en 0.47), lo cual señala la ausencia de variables que podrían ser relevantes para modelar las variaciones intraanuales. Aunque dilucidar cuáles pueden ser es materia de investigación adicional, queda claro que el problema no pasa por la exclusión de la tasa de interés internacional, la cual no tiene raíz unitaria en esta frecuencia.

Al considerar los componentes trimestrales, los resultados son heterogéneos. Para el primer vector de cointegración, se obtienen parámetros similares a los del largo plazo. La elasticidad de escala es estadísticamente igual a 1/2, mientras que el parámetro de la tasa de interés es la mitad del obtenido por el método en dos etapas. El segundo vector de cointegración no es significativo al 90%.

El Gráfico 3 puede ayudar a entender de un modo intuitivo la importancia de verificar la existencia de un vector de cointegración en frecuencia trimestral. En dicho Gráfico se presentan los componentes estacionales del cuarto trimestre del dinero real y del PIB. El componente estacional se calcula como la diferencia entre el valor de cada variable observado en el cuarto trimestre y el promedio anual de la misma

A modo de comparación de los resultados obtenidos, también se presentan modelos de corrección de errores tradicionales, similares a los estimados previamente en otros estudios de la demanda de dinero para Chile. Primero, se muestra un modelo de corrección de errores que trata la estacionalidad filtrando las variables mediante X-11. Se aprecia la menor capacidad explicativa del modelo (62%) y el hecho que el coeficiente de la tasa de interés sea el doble del encontrado en el modelo de cointegración estacional. El segundo modelo usa variables no desestacionalizadas, pero incorpora variables *dummy* estacionales. Esta especificación entrega resultados y coeficientes muy similares a los encontrados en estudios previos, por lo cual se convierte en un punto de referencia válido contra el cual contrastar nuestro modelo estacional.

El ajuste de los dos modelos tradicionales aquí presentados, sin embargo, es muy inferior al de estudios anteriores, como el de Martner y Tietelman (1992) o Herrera y Vergara (1992). Ello tiene una explicación directa, pues, a diferencia de dichos estudios, se ha excluido el uso de cualquier *dummy ad hoc*[8] con el objetivo de forzar la cointegración o tener un grado de ajuste más alto. Si se incorporaran esas variables, con certeza aumentaría el grado de ajuste de los modelos aquí presentados. Los modelos

[8] *Como fin de mes, feriado bancario, vacaciones, "cambio estructural", etc.*

tradicionales tienen dos problemas fundamentales: (1) los tests CUSUM y CUSUM cuadrado revelan inestabilidad; y (2) la aplicación de un test HEGY a los residuos de la ecuación de cointegración indica la presencia de raíces unitarias en las dos frecuencias estacionales.

Comparación de la capacidad predictiva del modelo

La Tabla 3 presenta un análisis comparativo de la capacidad predictiva dentro de la muestra del modelo de cointegración estacional. Para ello, se utilizan dos mediciones estándar: el error cuadrático medio (ECM) y el error absoluto medio (EAM). Se ha separado, además, la muestra en dos subperíodos (1977-1984 y 1985-1999) para investigar si la capacidad explicativa de los modelos difiere notoriamente en aquellos períodos en los que otros investigadores han detectado inestabilidad y quiebres estructurales.

Puede verse, de manera poco sorprendente, que ambos tipos de errores son mucho mayores para la ecuación de cointegración de largo plazo que para cualquiera de los modelos de corrección de errores estudiados. Ello es natural, ya que el vector de cointegración sólo captura la relación que debe existir en el largo plazo entre las variables, y por consiguiente, no representa de forma adecuada la dinámica de las fluctuaciones de corto plazo. También se debiese esperar que los resultados en los dos subperíodos en que se divide la muestra difieran. Como se observa, los resultados para la primera parte de la muestra (hasta 1984) son notoriamente menos precisas que para la segunda. En promedio, el ECM y el EAM bajan a la mitad entre 1985 y 1999.

El resultado más interesante, sin embargo, es la clara superioridad del modelo de cointegración estacional cuando se le compara con los modelos dinámicos tradicionales que ocupan *dummies* estacionales o variables desestacionalizadas. Aunque los valores del ECM no son muy inferiores a los obtenidos por modelos de corrección de errores estimados por otros autores, no debe olvidarse que, a diferencia de dichos modelos, la especificación de este trabajo no incluye ninguna *dummy ad hoc*. Más importante que lo anterior es la gran estabilidad que tienen las predicciones del modelo de cointegración estacional. A diferencia de los modelos estándares que, como se mencionó, obtienen resultados significativamente más pobres cuando se utilizan para predecir en la primera mitad de la muestra, los errores de predicción del modelo de cointegración estacional sólo aumentan de forma marginal al comparar el primer período con el segundo. Es decir, no sólo se tiene un modelo de demanda de dinero que resulta estable por casi 25 años (sección anterior), sino que éste es capaz de entregar predicciones razonablemente certeras en momentos de gran turbulencia y volatilidad macroeconómica.

Una última comparación de los distintos modelos presentados puede hacerse evaluando sus capacidades de predicción fuera de muestra. Los modelos fueron estimados desde 1977:1 hasta 1999:2, realizando a continuación una predicción dinámica fuera de muestra

TABLA 3

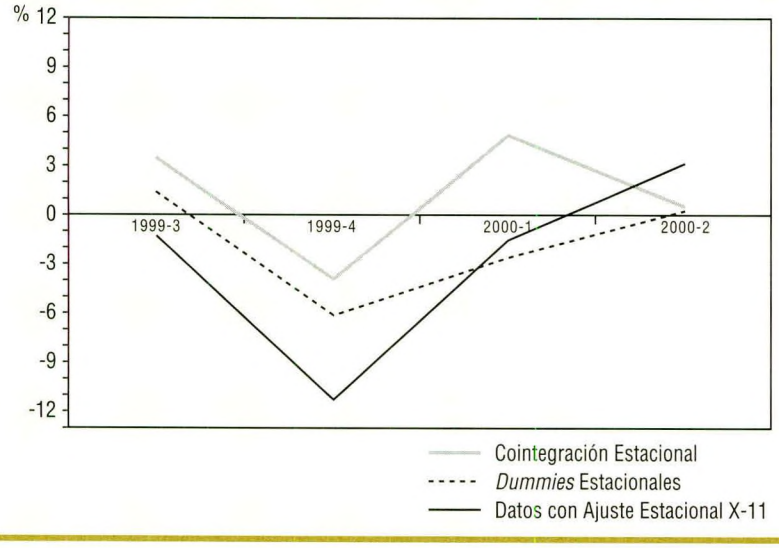
Comparación de la Capacidad Predictiva dentro de la Muestra de Distintos Modelos

	1977-1999		1977-1985		1986-1999	
Modelo	ECM (1)	EAM (2)	ECM	EAM	ECM	EAM
Cointegración	9.1%	6.3%	14.1%	12.3%	4.1%	2.9%
Corrección de errores con datos desestacionalizados	3.9%	3.1%	5.4%	4.4%	2.8%	2.3%
Corrección de errores con *dummies* estacionales	3.6%	2.8%	4.4%	3.4%	2.9%	2.3%
Cointegración Estacional	2.8%	2.0%	3.2%	2.6%	2.6%	2.1%

Notas: (1) ECM: Error cuadrático medio. (2) EAM: Error absoluto medio.

GRÁFICO 4

Errores de Proyección fuera de Muestra de los Modelos de Corrección de Errores usando Cointegración Estacional, *Dummies* Estacionales y Datos Filtrados con Método X-11



para el período 1999:3-2000:2. Este período resulta interesante, ya que se caracterizó por un fuerte aumento en la cantidad de dinero mantenida por los agentes, una eventual consecuencia del cambio de milenio (efecto año 2000). Así, la cantidad real de dinero en la economía aumentó en 7.3% durante el cuarto trimestre, el segundo aumento más fuerte desde 1977. Dado que los posibles problemas asociados a este fenómeno no fueron tales, la cantidad de dinero se ajustó rápidamente a la baja a comienzos del 2000, a medida que los agentes se deshacían de sus saldos no deseados.

El Gráfico 4 muestra el resultado de este ejercicio. Para todos los modelos, como era esperable, el fenómeno del año 2000 es un evento no anticipado, y por ende imposible de capturar. Todos los modelos subestiman de manera importante la cantidad real de dinero durante la última parte de 1999. Esta subestimación va desde 5% (para los modelos estáticos) a 3% (para los estacionales). Sin embargo, el modelo de cointegración estacional presenta el más bajo EAM (3%), que contrasta con el 22% del modelo de variables desestacionalizadas vía X-11.

Dado que éstos son modelos dinámicos con un mecanismo de corrección de errores, las predicciones se ajustan de forma significativa durante el primer semestre del 2000. Así, los modelos estacional y de variables *dummy* indican que, a junio del 2000, los saldos de dinero se han ajustado. El modelo que utiliza el método X-11, sin embargo, sigue sobrestimando la demanda por cerca de 3%.

CONCLUSIONES

La teoría económica y la política monetaria coinciden en su interés por encontrar una especificación empírica estable para la demanda por dinero. Así, no resulta sorprendente que la búsqueda de modelos empíricos se haya convertido en una tarea popular en la econometría aplicada. Pese a ello, los resultados no han sido satisfactorios en términos de la consistencia de los parámetros estimados con lo que indicaría la teoría o de la estabilidad de los modelos. Sustanciales errores en la predicción fuera de muestra hacen que muchos de los modelos sean poco adecuados para conducir la política monetaria sobre la base de afectar agregados monetarios, lo cual ha llevado a que muchos bancos centrales prefieran usar políticas de tasas de interés.

Este estudio encuentra una especificación empírica de la demanda de dinero para el caso chileno que soluciona gran parte de los problemas clásicos de inestabilidad y falta de robustez de los trabajos anteriores. La metodología explota un aspecto largamente ignorado en los estudios previos, como es la información contenida en los componentes estacionales de los determinantes de la demanda de dinero. La evidencia recogida señala que tanto el dinero como sus fundamentos se caracterizan por contener procesos estacionales integrados. Ello hace inadecuada la utilización de variables *dummy* o filtros estocásticos para remover la estacionalidad de las mismas. Más importante aún, el uso de variables mal desestacionalizadas lleva a correlaciones espurias y parametrizaciones inestables en los modelos estándares de demanda de dinero.

Usando un procedimiento en dos etapas para testear la cointegración en el largo plazo y en las frecuencias bianual y trimestral, se encuentra que, a diferencia de estudios previos, existen vectores de cointegración en todas las frecuencias. Cuando estos vectores de cointegración

estacionales se utilizan para estimar la demanda de dinero, la existencia de procesos estacionales comunes actúa como una restricción adicional que modela de mejor forma el comportamiento de los saldos monetarios en el largo plazo. Debido a que esto permite distinguir mejor *shocks* transitorios y permanentes, es posible obtener una estimación empírica de la demanda de dinero estable en el período 1977-1999 que no presenta quiebres estructurales ni requiere el uso de variables *ad hoc* o *dummies*. De hecho, la función estimada es estable aun cuando se incorpora el período de crisis entre 1982 y 1983.

Finalmente, las capacidades de predicción fuera de muestra del modelo de cointegración estacional son muy superiores a la de los modelos tradicionales de corrección de errores. Se utilizaron datos del período 1999:3 a 2000:2, que se caracteriza por un fuerte aumento transitorio en la cantidad de dinero mantenida por los agentes en previsión de posibles problemas por el cambio de milenio. Pese a que para todos los modelos el *shock* del año 2000 es un evento no anticipable, y por consiguiente imposible de capturar sobre la base de información pasada o contemporánea, el ajuste del mercado posterior a dicho *shock* es representado de mejor forma por el modelo de cointegración estacional, el que presenta el más bajo error de predicción en todo el período.

Esta demanda constituye un instrumento valioso para la conducción de la política monetaria, aun si ésta se realiza vía tasas de interés y no a través de agregados monetarios. En la medida que modelos de este tipo puedan perfeccionarse y extenderse a datos mensuales, se podrá volver a evaluar la conveniencia de los mecanismos alternativos de conducción de política monetaria, comparando la volatilidad y capacidad predictiva de los modelos de demanda de dinero con la de modelos de inflación y crecimiento asociados a una política a través de tasas de interés.

REFERENCIAS

Abeysinghe, T. (1994). "Deterministic Seasonal Models and Spurious Regressions." *Journal of Econometrics,* 61(2): 259-272.

Adam, C. (2000). "The Transactions Demand for Money in Chile." *Economía Chilena,* 3(3): 33-56.

Apt, J. y J. Quiroz (1992). "Una Demanda de Dinero Mensual para Chile, 1983:1-1992:8." *Revista de Análisis Económico,* 7: 103-139.

Arrau, P. y J. De Gregorio (1993). "Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico." *Review of Economics and Statistics,* 75(3): 524-530.

Bohl, M. (2000). "Nonstationary Stochastic Seasonality and the German M2 Money Demand Function." *European Economic Review,* 44: 61-70.

Canova, F. y B. Hansen (1995). "Are Seasonal Patterns Constant Over Time? A Test for Seasonal Stability." *Journal of Business and Economic Statistics,* 13(3): 237-252.

Clements, M. y D. Hendry (1999). *Forecasting Non Stationary Economic Time Series.* Cambridge, EE.UU: MIT Press.

Cochrane, J. (1991). "A Critique of the Application of Unit Root Tests." *Journal of Economic Dynamics and Control,* 15(2): 275-284.

Chumacero, R. (2000). "Testing for Unit Roots Using Macroeconomics." Mimeo, Universidad de Chile, julio.

Dickey, D. y W. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica,* 49(4): 1057-1072.

Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica,* 55(2): 251-276.

Engle, R, C. Granger, S. Hylleberg y H. S. Lee (1992). "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function." *Journal of Econometrics,* 55(1-2): 275-298.

Fair, R. (1987). "International Evidence on the Demand for Money." *Review of Economics and Statistics,* 69(3): 473-480.

Ghysels, E. (1990). "Unit-Root Tests and the Statistical Pitfalls of Seasonal Adjustment: The Case of U.S. Postwar Real Gross National Product." *Journal of Business and Economic Statistics,* 8(2): 145-152.

Goldfeld, S. M. (1973). "The Demand for Money Revisited." *Brookings Papers on Economic Activities,* 3: 577-638.

Goldfeld, S.M. (1976). "The Case of Missing Money." *Brookings Papers on Economic Activities,* 3: 638-730.

Goldfeld, S.M. y D. Sichel (1990). "The Demand for Money." En *Handbook of Monetary Economics*, editado por B. M. Friedman y F. H. Hahn. Holanda, Elsevier-Science Publishers.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis.* Princeton, Nueva York, EE.UU.: Princeton University Press.

Hargreaves, C. (1994). "Comparing the Performance of Cointegration Tests." En *Non-Stationarity Time Series Analysis and Cointegration*, editado por C. Hargreaves. Oxford University Press.

Herrera, L. O. y R. Vergara (1992). "Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria." *Cuadernos de Economía* N° 29: 35-54.

Hylleberg, S. (1995). "Tests for Seasonal Unit Roots: General to Specific or Specific to General?" *Journal of Econometrics,* 69(1): 5-25.

Hylleberg, S., R. Engle, C. W. J. Granger y B. S. Yoo (1990). "Seasonal Integration and Co-Integration." *Journal of Econometrics,* 44(1-2): 215-238.

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root." *Journal of Econometrics,* 54(1-3): 159-178.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control,* 12(2/3): 231-254.

Johansen S. y E. Schaumburg (1999). "Likelihood Analysis of Seasonal Cointegration." *Journal of Econometrics,* 88(2): 301-339.

Labán, R. (1991). "La Hipótesis de Cointegración y la Demanda por Dinero en Chile: 1974:1988." *Cuadernos de Economía,* 28(83): 169-187.

Larraín, F. y A. Larraín (1988). "El Caso del Dinero Desaparecido: Chile, 1984-1986." *Cuadernos de Economía,* 24(75): 247-282.

Lee, H. S. (1992). "Maximum Likelihood Inference on Cointegration and Seasonal Cointegration." *Journal of Econometrics,* 54(1-3): 1-47.

Lee, H. S. y P. L. Siklos (1991). "Unit Roots and Seasonal Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Canadian Evidence." *Economic Letters,* 35(3): 273-277.

Martner, R y D. Titelmann (1992). "La Demanda de Dinero en Chile: Una Comparación de Métodos Alternativos de Estimación de Vectores de Cointegración." Documento de Trabajo N° 8, CEPAL.

Matte, R. y P. Rojas (1989). "Evolución Reciente del Mercado Monetario y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile." *Cuadernos de Economía,* 26(78): 21-28.

Mies, V. y R. Soto (2000). "La Demanda por Dinero: Especificación, Estimación, Resultados." *Economía Chilena,* 3(3): 5-32.

Olekalns, N. (1994). "Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data." *Economic Letters,* 45(3): 273-279.

Philips, P. C. B. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75: 335-346.

Soto, R. (1996). "Money Demand in a Model of Endogenous Financial Innovation." Tesis de Ph.D., Georgetown University.

Soto, R. (2000). "Ajuste Estacional e Integración." Documento de Trabajo N° 73, Banco Central de Chile.

Soto, R. y M. Tapia (2000). "The Demand for Money: A Seasonal Cointegration Approach." Mimeo, Banco Central de Chile.

Sriram, S. (1999). "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Model." IMF Working Paper 64, mayo.

Turnovsky, S. (2000). *Methods of Macroeconomic Dynamics*. Cambridge, EE.UU.: MIT Press.

TABLA ANEXA

Número de Vectores de Cointegración
1977.1-1999.2

Número Hipotético de Vectores	Valores Propios	Estadístico de Traza	Valor Crítico al 5%
Frecuencia: cero			
Ninguno	0.391	67.42*	47.21
A lo más 1	0.173	28.21	29.68
A lo más 2	0.111	13.46	15.41
A lo más 3	0.047	3.82*	3.76
Frecuencia: semianual			
Ninguno	0.458	78.36*	62.90
A lo más 1	0.197	29.62	34.90
A lo más 2	0.139	12.03	14.90
Frecuencia: trimestral			
Ninguno	0.455	81.85*	62.90
A lo más 1	0.208	31.41	34.90
A lo más 2	0.135	12.04	14.90

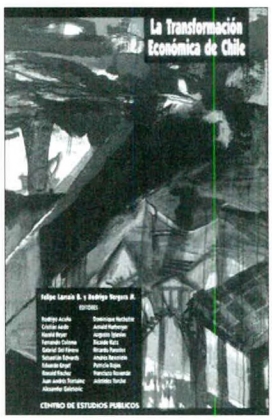
Nota: * Representa rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Todos los tests incluyen 4 rezagos.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "LA TRANSFORMACIÓN ECONÓMICA DE CHILE: UNA RESEÑA"

por Felipe Larraín y Rodrigo Vergara
Centro de Estudios Públicos, 2000

*Joseph Ramos Q.**



Acaba de publicarse bajo el sello del Centro de Estudios Públicos el libro "*La Transformación Económica de Chile*", cuyos editores son Felipe Larraín y Rodrigo Vergara. En 15 capítulos, 20 connotados especialistas analizan el nuevo modelo implantado en Chile a partir de 1973, así como los principales cambios introducidos por los gobiernos de la Concertación. Dada la importancia de la temática y la calidad de los autores, era de esperar un muy buen libro, el cual cumple con creces esta expectativa.

El libro podrá ser leído provechosamente bajo múltiples perspectivas: 1) con mirada retrospectiva, preguntándose cómo evaluar las reformas; o 2) para un país, que considera efectuar reformas semejantes, qué lecciones derivar de las reformas efectuadas anteriormente para hacerlo mejor; o 3) con mirada prospectiva, hacia dónde debe apuntar la próxima generación de reformas para enfrentar los desafíos pendientes.

La sabiduría convencional considera que las reformas fueron buenas en lo económico, aunque regresivas en lo distributivo. Si este libro tiene razón, y comparto la línea gruesa de sus conclusiones, habrá que calificar y matizar ambas aseveraciones. Se demuestra que las reformas fueron menos eficientes de lo que comúnmente se cree, sobre todo en cuanto a su implementación, y que el empeoramiento en la distribución del ingreso que hubo en el período 1973-1989 se debió al elevado desempleo surgido a raíz de las crisis macroeconómicas y errores en su manejo más que a las reformas en sí.

Sebastián Edwards hace una fuerte crítica al manejo macroeconómico, y en particular a los programas antiinflacionarios. Si bien confirma que éstos fueron exitosos en reducir la inflación, considera que: "los dos programas iniciales —el enfoque monetario de 1975-1977 y el programa basado en el tipo de cambio de 1978-1982— culminaron en un fracaso (...) consecuencia de la aplicación de políticas incoherentes y de la falta de credibilidad" (falta de credibilidad, según su análisis, "más allá de la indización salarial con la inflación pasada"). Asimismo, Edwards considera que la caída de la inflación en los noventa se debe principalmente a "la apreciación real del peso y, en forma indirecta, a las condiciones externas benignas". Comparto con él que las expectativas inflacionarias de los agentes económicos, superiores a la meta inflacionaria, fueron un factor clave tanto en explicar la contracción de 1974-1975, como el atraso cambiario y la eventual crisis cambiaria y depresión de 1982-1983. En cambio, me parece que la credibilidad ganada por las autoridades económicas en el manejo macroeconómico, sobre todo después de la crisis petrolera (Kuwait) de agosto-diciembre de 1990, contribuyó en forma importante a modificar las expectativas inflacionarias de los agentes, lo que permitió disminuir la inflación en la década (hasta la crisis asiática, y por otras razones) sin provocar recesión.

Una segunda crítica importante planteada en el libro se refiere a la apertura financiera. En las palabras

* *Universidad de Chile.*

de Andrés Reinstein y Francisco Rosende "fue en el sector financiero donde se hizo más ostensible la inexperiencia de los chilenos frente al funcionamiento de las reglas del mercado...", pues la liberalización financiera culminó en la depresión de 1982-1983 y el colapso del grueso del sistema financiero con lo que "se dio la paradoja de que el esfuerzo de liberalización financiera concluyó con más de 50% de las colocaciones totales en poder del Estado", de hecho, con casi toda la banca privada, salvo la extranjera. Esto no fue casualidad o mala suerte, sino que se debió, según los autores, a "la percepción (de las autoridades) de que el mercado financiero no era tan diferente de otros mercados". Esta actitud ingenua o poco realista se plasmó en un sistema regulatorio altamente deficiente, poco adecuado a la vulnerabilidad intrínseca de este mercado donde se transa la promesa de un pago futuro no contingente o fijo contra activos cuyo valor es esencialmente contingente, dependiente de la marcha global de la economía.

Factor agravante de la crisis de 1982-1983 fue también, como señala Dominique Hachette, la manera (no, por cierto, el hecho en sí) de cómo se realizó la privatización a mediados de los setenta. Dice: "La experiencia privatizadora chilena de los setenta mostró que la combinación de: a) vender a plazo con financiamiento blando estatal; b) permitir la creación de conglomerados, basados en instituciones financieras que financiaban con créditos relacionados la compra de otras empresas en proceso de privatización; c) permitir un alto endeudamiento; y d) todo ello dentro de un marco regulatorio que incentiva el "riesgo moral o de abuso", es muy explosiva. Es una combinación que construye un andamio financiero endeble y reduce el grado de competitividad de todo el sistema, además de ser concentradora de capital." Se corrigieron gran parte de estos problemas por medio de la reforma a la Ley de Bancos de 1986, inspirada en una visión mucho más realista respecto a las fragilidades del mercado financiero (la visión de Henry Simons), pero sólo una vez pagado el alto precio de la ingenuidad inicial: la depresión de 1982-1983 y el colapso del sistema financiero.

Si la implementación de las reformas fue menos exitosa de lo que a menudo se piensa, el libro también innova en cuanto a los costos distributivos que normalmente se les atribuye. Por cierto, se reconoce que empeoró marcadamente la distribución del ingreso en el período del gobierno militar, para después recuperarse marginalmente (ver los capítulos sociales, especialmente el de Arístides Torche). No obstante, no parece que las reformas en sí hayan tenido un impacto distributivo importante. Como señalan Fernando Coloma y Patricio Rojas: "si bien es cierto que durante los primeros años del gobierno militar se debió soportar un costo social elevado en términos de alto desempleo y bajos salarios, la responsabilidad de dicha situación no puede atribuirse en exclusividad, ni mucho menos, al proceso de implementación de las reformas." En efecto, los antes comentados desaciertos en la política antiinflacionaria y en la apertura financiera, que convirtieron las recesiones de 1974-1975 y 1982-1983 en depresiones, explican el inusitado elevado desempleo del período, mucho más que los posibles efectos negativos sobre el empleo de las privatizaciones o de la apertura comercial. De igual modo, fue el desempleo, producto de las dos crisis, mucho más que cualquier posible impacto negativo de la reforma laboral de 1979, lo que explica que el salario real entre 1973-1989 nunca recuperara su nivel de 1970. Junto a lo anterior, tampoco es intrínseco a las reformas educacionales y de salud, el que éstas debieran realizarse acompañadas de una caída importante en el gasto por beneficiario.

Si bien me siento persuadido por estas conclusiones, difiero de una idea que subyace en el libro: que los desaciertos fueron errores puntuales, asistemáticos, producto de la posibilidad de error humano, lo cual da cierta sensación triunfalista a la presentación. Si bien, es imposible evitar errores en la implementación de la política económica y social, una lectura detallada de este libro sugiere un sesgo sistemático, tanto en lo que a eficiencia como a distribución se refieren. Tal vez como reacción a los excesos del pasado, donde el mercado era considerado fallido y lo central era lo distributivo, los neoliberales (sobre todo los de las reformas de los setenta) tenían una visión idealizada o ingenua del mercado, donde, además, lo distributivo fue casi sistemáticamente descuidado. Los desaciertos citados en los párrafos anteriores sugieren sesgos muy particulares: el supuesto de que los ajustes a desequilibrios son rápidos y convergentes y no lentos y, por períodos, divergentes, o sea, de que lo bueno a largo plazo lo es también a corto plazo; que si los privados lo hacen (incluyendo generar abultados déficit en cuenta corriente en 1980 y 1981, tendrá que estar bien; que no hay equilibrios múltiples y, por consiguiente, no puede existir una "burbuja especulativa" (el IPSA

subió sobre 10 veces en términos reales entre 1975 y 1981); y que los precios que "limpian" el mercado en cualquier momento (*market clearing*) necesariamente son los precios de equilibrio, lo que resultó en la paradoja de que un modelo, que dio supremacía a la importancia de los precios, se caracterizara por varios precios claves de la economía fuerte y largamente distantes de cualquier valor razonable de equilibrio: es decir, tasas de interés reales inusuales y prolongadamente elevadas (del orden de 25% real anual por seis años); un tipo de cambio fuerte y crecientemente rezagado (30 a 50% en 1982); y precios de activos enormemente inflados.

Asimismo, considero que en el período militar se osciló entre un desinterés efectivo por lo distributivo y prejuicios asimétricos al respecto: como, por ejemplo, una preocupación por evitar salarios inflados, pero no precios, con lo que se controlaron los salarios a la vez que se liberaron los precios sin ningún intento de coordinación entre los dos (punto que sí es criticado por Coloma y Rojas); temor del poder sindical, pese a un desempleo medio de 15%, por lo que el sindicalismo fue inicialmente reprimido y posteriormente frenado; promoción (en los ochenta) de un capitalismo popular, pero concentrador del ingreso, en que el subsidio a la compra (y reprivatización) de la banca no era inverso a la distribución del ingreso, sino proporcional, mayor mientras más se tributaba; una preocupación loable por mejorar la eficiencia del gasto en salud y educación, pero no por elevarlo (se redujo el gasto per cápita en estos dos rubros del orden de 25% por la crisis del '82, pero que una vez superada, se mantuvo ese nivel deprimido, prefiriendo reducir el IVA en lugar de elevarlo).

Con todo, por mucho que se cuestione la implementación de las reformas, los prejuicios distributivos, sesgos o ingenuidad de sus ejecutores, concuerdo con el libro en que la dirección, así como el estado final al cual apuntaban la gran parte de las reformas, era la correcta. Es más, en honor a la verdad, habría que reconocer la audacia y valentía del neoliberalismo criollo en idear y aplicar medidas que hoy son relativamente consensuales, pero que en su momento iban contra las corrientes de pensamiento prevalecientes en Chile y en el resto de América Latina. Treinta años atrás se consideraba al mercado o muy fallido o abiertamente fracasado. El empresario chileno era visto o como indolente (yo pecador) o, en caso de ser eficiente, como explotador y paria social. Ciertamente, la economía de mercado no es patrimonio exclusivo del neoliberalismo, pero treinta años atrás los neoliberales eran sin duda sus principales defensores. Que lamentablemente, en mi opinión, fuera una versión extrema e idealizada de una economía de mercado lo que intentaron imponer, sólo muestra que los neoliberales chilenos adolecían de la enfermedad de la época: la radicalidad, donde la virtud residía en la pureza de los modelos (utopías) y no en su realismo.

Siendo consciente que en esta reseña es imposible comentar cada capítulo, quisiera resaltar varios puntos.

En primer lugar, concuerdo con el rol destacado que Larraín y Vergara le dan a las reformas tributarias de 1975. En ese año no sólo se indizó el sistema tributario, se reemplazó el muy distorsionador impuesto cascada de compraventa por el IVA y se simplificó enormemente la tributación, lo que permitió reducir la evasión, sino que se produjo un cambio institucional decisivo, más importante, en mi opinión, que la autonomía del Banco Central. Al limitar la acción del legislativo a aprobar o reducir el gasto propuesto por el ejecutivo, pero no aumentarlo, se posibilitó la larga era posterior de superávit fiscales.

Segundo, la apertura comercial mostró la validez de uno de los pocos teoremas importantes en economía que es correcto, si bien contraintuitivo: que la apertura eleva las exportaciones, pues los aranceles son, en el fondo, un impuesto a ellas, sobre todo a las no tradicionales. Gracias a la apertura, el ritmo de crecimiento de las exportaciones (volumen) desde 1973 ha sido del orden de 9% anual, con lo que hoy en día éstas son 10 veces mayor, con una mucha mayor diversificación de productos, productores y mercados. Por otra parte, si bien la industria sustituidora fue resentida, es de notar, como señala Hachette, que las reducciones arancelarias más exigentes se efectuaron después de 1976, cuando el desempleo ya había alcanzado su máximo. Esto significa que el grueso del aumento en el desempleo de los setenta se debió a la crisis macro, y no a la apertura. Finalmente, la competencia que produjo la apertura impulsó la modernización del aparato productivo chileno y la notable mejora en calidad de producto disponible para el consumidor (punto al cual volveré al final).

Tercero, entre las reformas menos innovativas y ciertamente insuficientes en lograr sus fines, fueron

las reformas de la educación y de la salud. Concuerdo plenamente con Harold Beyer, en su fascinante y bien documentado análisis de los vaivenes de la reforma educacional, de la importancia de una mayor autonomía y un apropiado sistema de incentivos para mejorar la calidad de la educación. La descentralización de ésta y el sistema de subvenciones fue un paso positivo para su mejora. Sin embargo faltó mucho más, entre otras cosas, en mi opinión (y creo que también en la de él), recursos significativos para esas escuelas y para profesores, cuyos alumnos mostraran los mayores mejoramientos en su desempeño de un período a otro. De hecho, el gobierno militar acompañó su reforma con una fuerte reducción en la subvención escolar, con lo que difícilmente pudo esperarse mejoras significativas en la calidad. Si bien la Concertación dobló los recursos para la educación, con excepción del P-900 y programas semejantes, el grueso del incremento en recursos no estuvo ligado al desempeño escolar. De ahí que los resultados del SIMCE en los noventa, aunque mejores, distan de guardar relación con este notable aumento de recursos. El problema se repite en la salud. El sistema de ISAPRE probablemente provee de mejor servicio que FONASA al 27% de los beneficiarios que están en el sistema, y en este sentido la reforma les fue positiva. Con todo, Cristián Aedo muestra que en su diseño la reforma falla en lo más importante: se pierde "tanto las características de un seguro, como también la lógica de un mandato" al permitir que el asegurado cubra bien lo ambulatorio (pues es devolución casi segura), pero quede expuesto al riesgo bajo, pero de un gasto enorme, de una hospitalización e intervención quirúrgica. Por otra parte, los grupos de mayor riesgo y menor ingreso quedan para FONASA, con una calidad de atención no mucho más que aceptable. De nuevo, pese a que la Concertación dobló los recursos a la salud, no hay indicios de que la calidad del sistema público o el número de atenciones haya mejorado en forma significativa. Estos dos casos sugieren la conclusión de que no mejoran significativamente la calidad, ni reformas carente de mayores recursos, ni mayores recursos desligados de mejor desempeño. Mejoras en calidad parecen requerir reformas junto a mayores recursos condicionados a mejor desempeño.

Cuarto, concuerdo con Hachette en la importancia de las privatizaciones para revitalizar el desarrollo económico chileno. Concuerdo también con su crítica a las condiciones (con amplios créditos) y falta de transparencia (aunque dolo probado, no) con lo que fueron privatizadas muchas empresas en los setenta. Sin embargo, sus cifras también permiten tener dudas respecto al precio en el que fueron vendidas, tema polémico en su momento. En efecto, tanto en las privatizaciones de 1974-1983, así como en las de 1983-1989 el fisco vendió por un precio total equivalente a 7% del PIB de la época, empresas que producían —pese a la ineficiencia estatal— un flujo anual de 11% del PIB (en el segundo período) y del orden de 7% en el primero. Por mucho que hayan cambiado los precios relativos, me parecen claramente bajas las relaciones capital-producto implícitas, del orden de uno o inclusive menos (lo que se desprende de vender un flujo anual de $X por un precio total del mismo orden, $X). Al menos en el segundo período figuraron entre los beneficiados buena parte de los trabajadores vía las compras de las AFP; pero no hubo siquiera esa justificación en las privatizaciones de 1974-1983. En cuanto a la privatización de CODELCO que propone Hachette —cosa a la cual yo en principio estaría abierto a considerar— creo, no obstante, que es importante considerar su posible repercusión sobre la política cambiaria y macroeconómica. Por este motivo me pregunto si Hachette considera que Chile ya está inmune a la tentación de diferenciar explícita o implícitamente el tipo de cambio según se trate de una exportación tradicional o no tradicional.

Quinto, Rodrigo Acuña y Augusto Iglesias efectúan un análisis muy balanceado sobre las AFP y de los impactos, en general, positivos de esta reforma sobre el desarrollo y profundización del mercado de capitales doméstico, así como sobre las futuras pensiones. Para focalizar la competencia en la provisión de servicios reales para el cotizante y a un menor costo, proponen separar las funciones de recaudación y administración de las cuentas individuales por un lado, y de las de gestión e inversión de portafolios por el otro, permitiéndole a cada cotizante combinaciones de portafolio diferenciadas según sus particulares necesidades de riesgo y liquidez. Difieren, por tanto, de la propuesta de Peter Diamond de reducir costos limitando la libertad de elección individual. Por mi parte, me pregunto, si por mucho que hagamos lo más transparente posible la información a los cotizantes, en vista de que la rentabilidad pasada de un fondo no es necesariamente señal de su rentabilidad futura, ¿no preferirán muchos cotizantes invertir en un fondo que siga el mercado general en promedio, y que cobre, por tanto, una comisión mucho más reducida?

La posibilidad de crear tal alternativa, ¿no podría ser considerada un punto medio entre la propuesta de Diamond y la de Acuña e Iglesias? Por otra parte, ¿no será ya tiempo que se le permita al cotizante, que en último término es un acreedor neto del sistema, poder usar su fondo como garantía para préstamos privados para inversiones en capital humano para él o su familia (eso sí contra una mayor cotización para que no sea una manera disfrazada de hacer líquido su fondo)?

Sexto, pocos dudamos del daño que puede causar el poder exagerado de algunos sindicatos en actividades claves de la economía. Tampoco, nadie puede defender la restricción gremial a la entrada a oficios, que dio lugar a abusos como el "medio pollo" en los puertos. Sin embargo, cabe preguntarse si estos abusos y este poder sindical son y eran la regla o la excepción en Chile. Las reformas laborales de 1979 se diseñaron como si este fuera un problema generalizado que se tenía que frenar; que el sindicato es un monopolio incipiente y que la negociación colectiva es una amenaza, pues puede alterar el resultado del libre juego de oferta y demanda. El trabajo de Coloma y Rojas tiende a compartir este juicio. De ahí, en mi opinión, que tienen dificultades en explicar por qué el desempleo fue relativamente bajo en época del presidente Frei Montalva, pese a costos de seguridad social mucho mayores que los actuales, a una Ley de Inmovilidad recién aprobada, y a un grado de sindicalismo el doble del actual; o en explicar que la elasticidad empleo-producto en las condiciones de los sesenta fuera 0.4 (1.9% de crecimiento de empleo para un crecimiento del PIB de 4.5%) incluso superior a lo que ha sido en los noventa, 0.3 (2.4% de empleo frente a 7.5% de PIB). En cambio, esto no es tan difícil de entender si se considera que los sindicatos chilenos eran relativamente débiles, en general, y los aparentemente altos costos laborales para los empleadores de la Ley de Inamovilidad y de las cotizaciones previsionales eran absorbidos en buena parte por los propios trabajadores en forma de una menor remuneración líquida, y no desempleo, por considerar que les era un beneficio. Es esta, por cierto, la razón por la cual, según Jonathan Gruber[1], toda la reducción en las cotizaciones laborales del empleador al introducir las AFP (del orden de 25%) fue a aumentos en salarios (como se esperaría si sus costos, anteriormente, hubiesen sido efectivamente absorbidos por los trabajadores en menores salarios) y no a elevar empleo (como se esperaría, si su costo hubiese sido esencialmente un impuesto distorsionador absorbido por las empresas como piensan Coloma y Rojas). De ser así, su análisis estaría exagerando los temores así como los costos de las prácticas laborales del pasado y minimizando, en cambio, la importancia de reglas laborales consideradas equilibradas tanto por el trabajador como por el empleador.

Séptimo, si bien la distribución del ingreso en Chile ha sido y sigue muy concentrada, hay que reconocer que ha habido una notable reducción en el porcentaje de pobres, de un máximo de 45% en 1987 a 21% en 1998. No dudo que hubo una notable reducción de la pobreza en los últimos 15 años, pero sí tengo serias dudas respecto a las tasas normalmente señalados por los analistas, así como a la evolución de ésta a largo plazo. Por ejemplo, me parece poco creíble que el porcentaje de pobres en la actualidad supuestamente sea superior a la de 1970 (21% frente 17%) y que en 1987-1990 haya sido más del doble de 1970. Estos porcentajes simplemente no concuerdan con lo que creo ver. Más bien, considero probable que el IPC haya sobrestimado la inflación verdadera; la sobrestimación puede haber sido pequeña de un año para otro, pero es importante cuando se acumula por 20 ó 30 años. Pienso esto por dos razones. Primero, ha habido una mejora en la calidad de los productos, no medida por el IPC. De ser la mejora en Chile similar a la de EE.UU., un 1% al año[2], —supuesto razonable para una economía tan abierta como la chilena—, esto significaría una mejora real quizás de poca importancia en el nivel medio salarial de un año para otro, pero del orden de 20% entre 1970 y 1990, y de casi 30% entre 1970 y 1998. Segundo, gracias a la apertura comercial, hay varias veces más productos y variedades en Chile

[1] "The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile", *Journal of Labor Economics*, July 1997.

[2] *La Comisión Boskin estimó que las mejoras en calidad de los productos, no adecuadamente medida por el IPC, significó que la evolución del IPC de EE.UU. sobrestimaba la inflación verdadera en un punto porcentual anual. Conste que las mejoras en calidad no se limitan sólo a productos, como las computadoras, donde el progreso tecnológico ha sido enorme. Hay estudios que encuentran que inclusive productos tan aparentemente pedestres como cereales de desayuno, también han tenido mejoras de calidad, del orden de 1% anual (en la forma de más vitaminas; empaques que los conservan más frescos y crujientes; más ingredientes naturales; etc.). Además, un estudio de Fernando Lefort "Sesgo de Sustitución en el Índice de Precios al Consumidor"* ECONOMÍA CHILENA *(agosto de 1998) estima que sólo por efecto sustitución (no calidad), la inflación podría estar siendo sobrestimada en Chile un 0.5% al año más que en EE.UU..*

de los que había en 1970, con lo que el bienestar debe haber experimentado una mejora tanto por el mayor número de productos disponibles, como por la mayor sustitución que mayores variedades permiten en el consumo. Me parece que por estas razones la apertura difícilmente podría haber significado una mejora en el nivel de vida menor a otro 10%, aunque, eso sí, de una sola vez. No sería de extrañar, pues, que ambos efectos juntos, mejora en calidad y apertura, den lugar a un IPC que haya sobrestimado el costo de vida verdadero (y por consiguiente la definición de línea de pobreza) del orden de un tercio entre 1970 y 1990 y de 40 a 45% entre 1970 y el 2000. Por consiguiente, si estas apreciaciones fueran medianamente correctas, sería probable que el porcentaje de pobres entre 1987 y 1990 haya sido similar, y no el doble de 1970, y el porcentaje en 1998 haya sido muy inferior, y no parecido al de 1970. Por cierto, los ajustes que sugiero afectan los niveles de pobreza, pero no a la distribución del ingreso, ya que no hay razón *a priori* de que la mejora en calidad haya beneficiado a los productos consumidos por los pobres más que a los consumidos por los más ricos (sí algo, sospecho que fue lo contrario). De todos modos, mi punto es que los niveles actuales de pobreza deben ser bastante menores a los de 1970, y su deterioro en los ochenta mucho menor con respecto a lo que las cifras oficiales indican (alternativamente, si se prefiere, que los niveles de 1970 fueron mayores a lo que las cifras de aquel entonces indicaban).

Octavo, un comentario respecto a los desafíos del futuro. El libro aporta abundantes propuestas en cada campo examinado, pero falta tal vez la reforma más importante, la del Estado. Hemos visto que pueden frustrarse tanto reformas sin recursos (en el período militar), como reformas con recursos no claramente condicionados a mejor desempeño (en el período de la Concertación). El desafío del futuro es ligar mayores recursos a mejor desempeño. No obstante, esto requiere una reforma del Estado que permita a los administradores (*managers*) gestionar. Como la planilla de remuneraciones constituye el grueso del presupuesto de sectores como educación y salud, un mejor desempeño requiere que los gestores públicos cuenten con mucha mayor libertad para contratar y despedir. No se trata de poder efectuar despidos masivos, sino de introducir la posibilidad real de que cada año un porcentaje de la fuerza de trabajo deje la repartición (y no sólo por razones de jubilación). Un sistema, que opera en dos de las burocracias más antiguas: el Servicio Militar (de todos los países) y el Servicio Diplomático (en muchos países), se denomina el "up or out" (asciendes o sales): i) el funcionario tiene tantos años para ascender de un nivel a otro, pero no puede quedarse indefinidamente; ii) hay menos ascensos que postulantes, por lo que siempre algunos tienen que salir. En el fondo, se introduce un sistema de calificación relativa y no absoluta, donde los peor evaluados tienen forzosamente que dejar su trabajo. Contrapartida de este fin de la inamovilidad efectiva que goza el funcionario público, es que las remuneraciones públicas se vayan asemejando a las del sector privado. Esta combinación de incentivos —de "mayor palo así como de zanahoria"— me parece requisito esencial para elevar la productividad y poder condicionar un mayor nivel de recursos a indicadores de desempeño de la repartición y, eventualmente, de los funcionarios.

Es una pena que un libro de otro modo tan sólido y completo adolezca de una falla tan típica en la investigación económica chilena: su segmentación en bandos. En efecto, apenas dos años atrás René Cortázar y Joaquín Vial editaron un libro, "Construyendo Opciones: Propuestas Económicas y Sociales para el Cambio de Siglo" que pretendía algo parecido al actual, salvo que sus 27 autores se identifican con la Concertación. ¿Será posible que, pese a que trata casi los mismos temas y reformas de "*Transformación Económica*", sólo uno de los autores (Torche) considere que tuviera algo que aportar y lo citara?

La Transformación Económica de Chile cierra con el Memorándum sobre la Economía Chilena escrito en 1956 por el Profesor Arnold Harberger enviado a sus colegas en la Universidad de Chicago, donde les explica cómo era la economía chilena. Desde la primera vez que leí ese memorándum —encontrado en un archivo de papeles viejos en el sótano de la biblioteca del Instituto de Economía de la Universidad de Chile— lo he considerado un modelo de cómo pensar y hacer economía aplicada. Felicito a Felipe Larraín y Rodrigo Vergara por su inclusión. Es una espléndida manera de concluir esta obra sólida y maciza sobre el último cuarto de siglo de la economía chilena.

COMENTARIO AL LIBRO "MONETARY POLICY RULES"

por John B. Taylor
University of Chicago Press, 1999

*Norman Loayza O.**



En este volumen John Taylor nos ofrece un conjunto de artículos de lectura imprescindible para investigadores y practicantes de política monetaria. El libro está formado por trabajos encomendados por J. Taylor, y presentados en una conferencia *ad hoc* en el National Bureau of Economic Research, en Boston, Massachusetts. Entre los autores del libro, tanto principales como comentaristas, se encuentran las autoridades académicas máximas en el campo de política monetaria. Para crédito del volumen, baste decir que la calidad de sus artículos es un buen reflejo del prestigio de los autores.

Aunque los contribuyentes abordan distintos temas de política monetaria desde ángulos diversos, hay un propósito común que liga los trabajos y le da coherencia al libro. Todos presentan una regla de política monetaria recomendada por su modelo de la economía y, a continuación, estudian la *performance* de un conjunto común de reglas de reacción. A partir de estos ejercicios se hace posible el análisis de la robustez de diversas reglas de política monetaria frente a distintas conceptualizaciones de la economía. En efecto, el libro podría también llamarse "La robustez de reglas de política monetaria cuando el modelo de la economía es incierto." Es justo y apropiado que sea J. Taylor el director de este esfuerzo de análisis, dado que fue él quien con su artículo "Discretion versus policy rules in practice"[1] sintetizó magistralmente la acción de los bancos centrales en lo que ahora se conoce como "Taylor Rules", es decir, funciones en las que la tasa de interés de política reacciona frente a brechas de inflación y producto. (No debe sorprender, entonces, que "Taylor Rules" sea el término más citado en todo el libro.)

En los artículos de esta colección están representadas diversas tradiciones metodológicas. Los modelos desarrollados por McCallum y Nelson, Rotemberg y Woodford y King y Wolman están construidos sobre fundamentos microeconómicos en el contexto de un agente representativo que optimiza una función de utilidad intertemporal. Esto les permite modelar directamente las respuestas de los agentes económicos frente a cambios de política, y también evaluar sus efectos sobre el bienestar de los mismos. Sin embargo, la precisión con la que estos modelos replican la economía real es baja, debido a que son altamente estilizados para poder ser resueltos. Los modelos desarrollados por Batini y Haldane, Levin y Wieland y Williams son, como los anteriores, modelos de expectativas racionales. A diferencia de los primeros, sin embargo, no están construidos desde "primeros principios", sino que asumen funciones de comportamiento separadas para distintos sectores de la economía. El beneficio de estas funciones de comportamiento *ad hoc* es que el mayor detalle sectorial de los modelos les permite una aproximación más estrecha a la economía real.

* *Banco Central de Chile.*

[1] *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (1993), 39: 195-214.*

Por otra parte, los modelos presentados por Rudebusch y Svensson, Estrella y Mishkin y Ball no son modelos de expectativas racionales en el sentido de que los agentes económicos no toman en cuenta las acciones futuras de la autoridad de política. En estos modelos, los parámetros no cambian frente a modificaciones de política, por lo tanto, están sujetos a la crítica de Lucas. La correspondiente ganancia en simplicidad les permite a estos últimos autores estudiar temas complejos como el rol del tipo de cambio y los sesgos de estimación causados por errores de medición. Por último, Taylor toma un enfoque distinto para el análisis de robustez de reglas de política monetaria en su contribución al volumen. En vez de basarse en un modelo, Taylor adopta una metodología histórica para evaluar reglas de política. Considerando más de un siglo de historia económica, su propósito es examinar si diferentes reglas de política monetaria han originado distintos resultados en la variabilidad de precios y producto en Estados Unidos.

Además del objetivo común de examinar la robustez de diversas reglas de política monetaria, los artículos del volumen comparten aspectos metodológicos fundamentales. Primero, todos los modelos expuestos pertenecen a la clase de modelos dinámicos, estocásticos y de equilibrio general. Segundo, en todos se incluye alguna forma de rigidez nominal que da lugar a una curva de Phillips, es decir, a un *trade-off* entre mayor inflación y menor desempleo, sólo en el corto plazo. Más precisamente, dado que los modelos son estocásticos, el *trade-off* se da entre la variabilidad de la inflación y el empleo. Naturalmente, sin estas rigideces, la política monetaria no tendría ningún rol que cumplir. Y tercero, en cada modelo la variabilidad alrededor de los objetivos de política se puede calcular directamente o mediante simulaciones estocásticas, lo cual permite evaluar la *performance* del modelo con relación a sus metas. Estos aspectos metodológicos comunes revelan el inteligente diseño de J. Taylor para el conjunto de estudios.

Algunos artículos del volumen merecen ser leídos por su virtuosismo técnico. En particular, éste es el caso de los trabajos de Rotemberg y Woodford y King y Wolman, los que por analizar endógenamente las rigideces nominales abren espacio en el área de investigación macroeconómica. Sin embargo, sea sofisticado o no el modelo utilizado, todos los trabajos incluidos en el libro aportan lecciones para el diseño y la conducción científica de la política monetaria. He aquí algunas de esas lecciones. La primera es que las reglas simples de política monetaria, es decir, aquellas basadas en la reacción del instrumento de política a las brechas actuales de producto e inflación, son más robustas que reglas complejas para una gama amplia de modelos. Este resultado es de esperar, dado que las reglas complejas se derivan como soluciones óptimas de un modelo en particular. Cambiadas las condiciones del modelo, las propiedades de la regla compleja tienden a perderse, mientras que las simples conservan las estabilidad de sus resultados (véase el artículo de Levin, Wieland y Williams). La segunda lección es que, en general, las reglas que asignan una respuesta más fuerte (*i.e.*, un parámetro de reacción más elevado en valor absoluto) a brechas de inflación son mejores para lograr la estabilidad de precios, y de manera análoga en el caso de brechas de producto. Este resultado podría parecer de perogrullo, pero no lo es si se consideran los aspectos dinámicos de la relación entre producto e inflación, particularmente en modelos donde los agentes toman en cuenta los desarrollos futuros.

Una tercera lección es que reglas basadas en observaciones rezagadas de los argumentos de la regla monetaria (McCallum y Nelson), o en proyecciones de los mismos (Rudebusch y Svensson), producen un deterioro en el primer caso, o una mejora en el segundo, que son sólo marginales con respecto a la *performance* de reglas basadas en observaciones contemporáneas de brechas de inflación y producto. Estos resultados, que confirman la robustez de reglas simples, se deben a la propiedad de inercia que exhiben la inflación y el producto en la mayoría de los modelos considerados. En el caso de reglas en base a observaciones rezagadas, la pequeñez del efecto diferencial se debe también a que los rezagos considerados en las calibraciones son de apenas un trimestre, período que corresponde a los atrasos típicos en la recolección de información económica. En el caso de reglas con base a proyecciones, el reducido tamaño del efecto diferencial se debe también a que las proyecciones se generan principalmente a través de modelos autorregresivos, los que obviamente descansan sobre información actual y pasada. La cuarta lección del libro

se basa en una extensión de la incertidumbre según la cual, además de la incertidumbre sobre el modelo apropiado, existen dudas sobre los niveles de equilibrio de los argumentos de la regla monetaria, en particular la tasa natural de desempleo o el producto potencial. Esta lección dice que aunque la *performance* de la regla de reacción cae notablemente ante errores en la estimación de niveles de largo plazo (McCallum y Nelson), la correspondiente incertidumbre es aditiva y, por lo tanto, no afecta la forma funcional de la regla de política monetaria (Estrella y Mishkin).

Para concluir, es preciso señalar que, sin perjuicio de su cúmulo de méritos, el libro tiene algunas limitaciones. La primera de éstas se refiere al método de análisis de robustez empleado. El supuesto de trabajo es que una regla es más robusta que otra si su posición relativa (*ranking*) de acuerdo con un criterio de *performance* es en promedio superior para una gama amplia de modelos. Posiblemente un mejor supuesto de trabajo sería el análisis de robustez dentro de una clase definida de modelos, por ejemplo, aquellos que asumen expectativas racionales. El siguiente ejemplo derivado de los resultados del libro puede ilustrar este punto. Cuando se comparan las reglas de reacción que incluyen como argumento la tasa de política rezagada con aquellas que la excluyen, la conclusión es que las primeras son inferiores, porque causan una gran volatilidad en un grupo de modelos. Antes de derivar una implicancia de política, uno se debiera preguntar, ¿en qué grupo de modelos? Éstos son precisamente los modelos que no permiten que los agentes económicos consideren el futuro (*non-forward-looking behaviour*), ya que en ellos los cambios en el instrumento de política monetaria no contienen información sobre el accionar futuro del banco central. Se podría entonces argüir que en el análisis de robustez se le está dando un valor inmerecido a algunos modelos.

Finalmente, J. Taylor le advierte al lector que el libro se dedica primordialmente a la conducción de política monetaria en los Estados Unidos. Como ilustración, el hecho de que sólo un artículo en el volumen estudie explícitamente el rol del tipo de cambio como argumento de reacción monetaria (Ball) manifiesta una cierta limitación del libro para su aplicación en economías pequeñas, abiertas y/o en desarrollo. Pero es bueno que no todo esté dicho en el magnífico libro de J. Taylor, porque así tenemos en qué contribuir los investigadores de países en desarrollo: Ése fue el propósito de la conferencia de 1999 del Banco Central de Chile (Política Monetaria: Reglas de Reacción y Mecanismos de Transmisión) y, sin mermar la ambición, es el objetivo de la conferencia de este año (10 Años de Metas de Inflación: Diseño, Desempeño, Desafíos).

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 2000

Esta sección de la Revista tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda sección de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature* (JEL), y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (*) se presentan en la siguiente sección.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

* Aninat, E. (2000). "Chile in the 1990s: Embracing Development Opportunities." *Finance and Development* 37(1): 19-21.

Bentolila, S. (2000). "Economic Reforms and Labour Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." *Economic Policy: A European Forum* 0(30): 217-20.

Braun, J., M. Braun, I. Briones, J. Díaz, R. Lüders y G. Wagner (2000). "Economía Chilena 1810-1995: Estadísticas Históricas." Instituto de Economía Pontificia Universidad Católica de Chile, Documento de Trabajo N° 187, enero.

* Caballero, R. (2000). "Macroeconomic Volatility in Latin America: A View and Three Case Studies." NBER Working Paper 7782, julio.

* Edwards S. y A. Cox (2000). "Economic Reforms and Labor Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." NBER Working Paper 7646, abril.

* Edwards, S. y A. Cox (2000). "Economic Reforms and Labour Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." *Economic Policy: A European Forum,* 0(30): 181-217.

* Ewing, B. y J. Payne (1999). "Long-Run Money Demand in Chile." *Journal of Economic Development,* 24(2): 177-90.

* Fasano, H. (2000). "Review of the Experience with Oil Stabilization and Savings Funds in Selected Countries." IMF Working Paper 112, junio.

Gali, J. (2000). "Economic Reforms and Labour Markets: Policy Issues and Lessons from Chile: Discussion. *Economic Policy: A European Forum,* 0(30): 220-22.

* Hofman, A. (2000). "Standardized Capital Stock Estimates in Latin America: A 1950-94 Update." *Cambridge Journal of Economics,* 24(1): 45-86.

Kokko, A. y M. Zejan (2000). "The Effects of the Asian Crisis in South America: Chile, Argentina and Brazil." *Ekonimiska Samfundets Tidskrift,* 53(1): 61-70.

* Martner, R. (2000). "Los Estabilizadores Fiscales Automáticos." *Revista de la Cepal* N° 70: 31-52.

* Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Monetary Policy and Inflation Targeting in Chile." En *Inflation Targeting in Practice: Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*. Editado por M. Blejer, A. Ize, A. Leone y S. Werlang (Eds). Por aparecer.

Morandé, F. y R. Soto (1999). "Reformas Económicas en Chile: Una Perspectiva Institucional." Ilades/Georgetown University. Documento de Investigación N° 121, noviembre.

* Renner, S. (1999). "Inflation and the Enforcement of Contracts." En *New Horizons in Law and Economics*. Reino Unido, Cheltenham y MA., EE.UU.: Northampton.

* Schmidt-Hebbel, K. y L. Servén (2000). "Does Income Inequality Raise Aggregate Saving?" *Journal of Development Economics,* 61(2): 417-46.

Ulan, M. (2000). "Review Essay: Is a Chilean-Style Tax on Short-Term Capital Inflows Stabilizing?" *Open Economies Review,* 11(2): 149-77.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

Ariyoshi A., K. Habermeier, B. Laurens, I. Tker-Robe, J. Canales-Kriljenko y A. Kirilenko (2000). "Capital Controls: Country Experiences with their use and Liberalization." *IMF Occasional Paper* N° 190, mayo.

* Baquero, M. (2000). "Dolarización en la América Latina. Una Cuantificación de las Elasticidades de Sustitución entre Monedas." *El Trimestre Económico,* 67(3):337-53.

* Barandarián, E. (2000). "Chile Después del Peso: Viviendo con el Dólar." *Cuadernos de Economía* N° 110: 241-67.

Brown, D., A. Deardorff y R. Stern (2000). "Computational Analysis of the Accession of Chile to the NAFTA and Western Hemisphere Integration." *World Economy,* 32(2): 145-74.

* De Gregorio, J., S. Edwards y R. Valdés (2000). "Controls on Capital Inflows: Do they Work?" *Journal of Development Economics,* 63: 59-83.

* Edwards, S. (2000). "Interest Rates, Contagion and Capital Controls." *NBER Working Paper* 7801, julio.

* Esquivel, G. y F. Larraín (2000). "Determinantes de las Crisis Cambiarias." *El Trimestre Económico,* 67(2): 191-237.

* Ffrench-Davis, R. (2000). "Reforming the Reforms in Latin America: Macroeconomics, Trade, Finance." En *St. Antony's Series*, Nueva York, EE.UU.: St. Martin's Press.

* Fontaine, J. A. y R. Vergara (2000). "¿Debe Chile Dolarizar?" *Cuadernos de Economía* N° 110: 227-40.

* Frankel, J., S. Schmukler y L. Servén (2000). "Verifiability and the Vanishing Intermediate Exchange Rate Regime." NBER Working Paper 7901, septiembre.

* Kim, A. (2000). "Causes of Capital Flows in Developing Countries." *Journal of International Money and Finance,* 19: 235-53.

* Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Chile's Peso: Better Than (Just) Living with the Dollar?" *Cuadernos de Economía* N° 110: 177-226.

* Pavcnik, N. (2000). "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants." NBER Working Paper 7852, agosto.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

* Calderón, A. (2000). "La Estrategia de los Bancos Españoles en América Latina." *Revista de la Cepal* N° 70: 71-89.

* Claessens, S., S. Djankov y L. Klapper (1999). "The Role and Functioning of Business Groups in East Asian and Chile." Revista ABANTE, 3(1): 91-107.

* Cortez, A. (2000). "Reforming Old-Age Pension Systems in Developing Countries: Lessons from Latin America." *Revista de Economía Política,* 20(1): 119-37.

* De Ferreira, R., B. Melo y A. Duarte (2000). "Extreme Market Events in Latin American Stock Markets." *Journal of Emerging Markets,* 5(1): 21-48.

* Edison, H. (2000). "Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of An Early Warning System." Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers N° 675, julio.

* Ghilarducci, T. y P. Liebana. (2000). "Unions' Role in Argentine and Chilean Pension Reform." *World Development,* 28(4): 753-62.

* Huang, B. y C. Yang (2000). "The Impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets." *Journal of Comparative Economics,* 28(2): 321-39.

* Kaminsky, G. y C. Reinhart (2000). "On Crises, Contagion, and Confusion." *Journal of International Economics,* 51: 145-68.

* Lefort, F. y E. Walker (1999). "Ownership and Capital Structure of Chilean Conglomerates: Facts and Hypotheses for Governance." *Revista ABANTE,* 3(1): 3-27.

* Levine, R., N. Loayza y T. Beck (2000). "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes." *Journal of Monetary Economics,* 46(1): 31-77.

Walker, E. (2000). "Predictibilidad de Rendimientos en el Mercado Accionario Chileno." *El Trimestre Económico,* 67(3): 355-94.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO, Y CRECIMIENTO*

Aldana, F. (1999). "Chile a media Luz." *Problemas del Desarrollo,* 30(117): 171-91.

* Battisti, G. y C. Pietrobelli (2000). "Intra-industry Gaps in Technology and Investments in Technological Capabilities: Firm-Level Evidence from Chile." *International Review of Applied Economics,* 14(2): 253-69.

* Kats, J. (2000). "Cambios Estructurales y Productividad en la Industria Latinoamericana, 1970-1996." *Revista de la Cepal* N° 71: 65-84.

* Kotabe, M. (2000). "Strategic Alliances in Emerging Latin America: A View from Brazilian, Chilean, and Mexican Companies." *Journal of World Business,* 35(2): 114-32.

* Pavcnik, N. (2000). "What Explains Skill Upgrading in Less Developed Countries?" NBER Working Paper 7846, agosto.

* Pérez, P. (2000). "Learning, Adjustment and Economic Development: Transforming Firms, the State and Associations in Chile". *World Development,* 28(1): 41-55.

* Ramírez, M. (2000). "Public Capital Formation and Labor Productivity Growth in Chile". *Contemporary Economic Policy,* 18(2): 159-69.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

* Celedón C. y M. Noé (2000). "Mecanismos de Control Social sobre los Servicios Públicos. Una Aplicación a la Atención Primaria de la Salud." Universidad de Chile, Serie *Estudios Socio/Económicos* N° 3, mayo.

* Fischer, R. y A. Galetovic (2000). "Regulatory Governance and Chile's 1998-1999 Electricity Shortage." Universidad de Chile, *Serie Economía* N° 84, julio.

Mizala A. y P. Romaguera (2000). "Determinación de Factores Explicativos de los Resultados Escolares en Educación Media en Chile." Universidad de Chile, *Serie Economía* N° 85, agosto.

* Mizala, A. y P. Romaguera (2000). "School Performance and Choice: The Chilean Experience." *Journal of Human Resources,* 35(2): 392-417.

* Nyssens, M. y B. Van der Linden (2000). "Embeddedness, Cooperation and Popular Economy Firms in the Informal Sector." *Journal of Development Economics,* 61(1): 175-204.

* Ortiz, J. (2000). "Welfare Implications on Chilean Agriculture as a Result of Collective Action." *Food Policy,* 25(2): 169-88.

* Solimano A., E. Aninat y N. Birdsall (2000). "Distributive Justice and Economic Development: The case of Chile and Developing Countries." En *Development and Inequality in the Market Economy Series*. Ann Arbor: University of Michigan Press.

Soto, R. (1999). "Institutional Reforms in the Electricity Sector." Ilades/Georgetown University, Documento de Investigación N° 120, noviembre.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

Aninat, E. (2000). "Chile in the 1990s: Embracing Development Opportunities." *Finance and Development,* 37(1): 19-21.

A Review of Chile's recent economic performance shows that, overall, the 1990s were a period of vigorous and unprecedented expansion, with average annual GDP growth of 6.5 percent. While 1999 was a time of economic adjustment after the fallout of the Asian crisis, Chile is now ready to resume healthy growth in 2000 and beyond.

Caballero, R. (2000). "Macroeconomic Volatility in Latin America: A View and Three Case Studies." NBER Working Paper 7782, julio.

After decades of trial, error, and occasional regress the pieces of a successful Latin American economic model can be seen scattered among the leading economies of the region. The most traditional macroeconomic maladies of the emerging world - such as chronic fiscal imbalances and monetary gimmicks are gradually

being left behind. Many of these economies have made significant progress in their regulatory and supervisory frameworks and, at times, have been leaders beyond Latin American boundaries in allowing private sector co-participation in a wide array of ex-public sector activities. Despite these significant efforts, several structural sources of volatility remain, and new ones have emerged as a result of the new and otherwise better economic environment. In this paper I review these sources through the recent experiences of Argentina, Chile and Mexico.

Edwards S. y A. Cox (2000). "Economic Reforms and Labor Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." NBER Working Paper 7646, abril.
This paper deals with the reform to labor market regulation implemented by Chile during the last twenty years. We concentrate on the reform to job security, on the decentralization of the wage bargaining process, and on the reduction in payroll taxes. Our interest is to understand to what extent these reforms helped reduce Chile's rate of unemployment from European' to U.S' levels. We argue that the reduction of payroll taxes (within the context of the social security reform), and the decentralization of bargaining increased labor market flexibility and contributed to the reduction of unemployment. Our analysis suggests that the reform on job security had no significant effect on the aggregate rate of unemployment.

Edwards, S. y A. Cox (2000). "Economic Reforms and Labour Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." *Economic Policy: A European Forum,* 0(30): 181-217.
Over the last twenty years sweeping reforms have deeply transformed the labour market in Chile. A visible outcome has been the reduction of Chile's rate of unemployment from "European" to "US" levels. Even though the political context makes this experiment special, are there economic lessons to be learnt? This paper concentrates on reforms to job security, on the decentralization of the wage bargaining process, and on the reduction in payroll taxes. It includes that the reduction of payroll taxes (within the context of the social security reform), and the decentralization of bargaining increased labour market flexibility and contributed to the reduction of unemployment. On the other side, the analysis suggests that the reform on job security had no significant effect on the aggregate rate of unemployment.

Ewing, B. y J. Payne (1999). "Long-Run Money Demand in Chile." *Journal of Economic Development,* 24(2): 177-90.
Chile's recent switch to an autonomous central bank makes it essential to understand the determinants of money demand. This paper has added to the existing literature on money demand in Chile in two dimensions. First, we study the major determinants of M2 money demand in addition to those of MI demand. Secondly, as Chile is an emerging open economy, it is argued that the failure to identify stable conventional money demand functions may arise from the omission of the nominal effective exchange rate. It is found that income and the interest rate are not sufficient for the formulation of a long-run stable demand for M1 and M2 money in Chile. In order to identify a long-run stable money demand function for M1 and M2, the nominal effective exchange rate should be incorporated. An interesting result is that the exchange rate measure effects the demand for M1 and M2 money differently. In particular, it appears that currency depreciation in Chile may lead to a shift from M1 into M2, as well as into foreign currency. The results of this paper provide the central bank of Chile with useful information.

Fasano, H. (2000). "Review of the Experience with Oil Stabilization and Savings Funds in Selected Countries." IMF Working Paper 112, junio.
The main purposes of this paper are to review the operational modalities and experience of oil funds currently in place in Norway, Chile (copper), the State of Alaska, Venezuela, Kuwait, and Oman, and to draw some preliminary conclusions on their contribution to enhance fiscal management. The outcome

so far of their experience has been mixed, with differences among countries reflecting the variety of objectives attached to the funds, the challenges in adhering to established rules, the institutional set-up, and the soundness of the overall fiscal discipline in each country (or state).

Hofman, A. (2000). "Standardized Capital Stock Estimates in Latin America: A 1950-94 Update." *Cambridge Journal of Economics,* 24(1): 45-86.
Capital stock estimates are used extensively in many areas of economic research, in spite of both theoretical and practical difficulties with respect to their use, estimation and meaning. The lack of comparable capital stock estimates in Latin America has hindered analysis of economic development in the region and comparisons with other developed and developing countries. Standardized gross and the net fixed capital stock estimates for the 1950-94 period are presented for seven Latin American countries: Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Ecuador, Mexico and Venezuela. The methodology employed is the "perpetual inventory method" which estimates capital stocks as a weighted sum of past investment flows. Several methodological issues are discussed, especially depreciation and service life estimation. Capital stocks have been disaggregated in machinery and equipment, non-residential and residential structures with services lives of 15, 40 and 50 years respectively.

Martner, R. (2000). "Los Estabilizadores Fiscales Automáticos." *Revista de la Cepal* N° 70: 31-52.
En este artículo se estiman, con una metodología sencilla, indicadores de discrecionalidad fiscal. Se identifica así para un conjunto de países de América Latina en los años noventa lo que ha sido el componente cíclico en el saldo de las cuentas públicas, es decir, el monto de los ingresos y gastos que se asocian a movimientos transitorios del nivel de actividad. Por diferencia se obtiene una medida del saldo discrecional, variable que representa un indicador de mediano plazo del estado de las cuentas públicas. Las normas presupuestarias que contemplan estos mecanismos, además de asegurar sostenibilidad intertemporal, apuntan a disminuir el carácter cíclico de las finanzas públicas, siempre que se asegure transparencia y simetría en su aplicación. Se dispone así de series que permiten un seguimiento de los componentes estructural y cíclico de los déficit públicos en América Latina, con metodología homogénea y mínimas necesidades de información, de manera de centrar el debate (y los ajustes requeridos) en un horizonte de mediano plazo.

Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Monetary Policy and Inflation Targeting in Chile." En *Inflation Targeting in Practice: Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*. M. Blejer, A. Ize, A. Leone y S. Werlang (Eds.). Por aparecer.
Inflation Targeting (IT) is the new kid on the block of monetary regimes. Since the early 1990s seven OECD countries and a few developing countries -—among them Chile— have started adopting IT as the cornerstone of their monetary policy. This short paper reviews the conduct of monetary policy in Chile and the role of inflation targeting in the country's gradual convergence toward price stability.

Renner, S. (1999). "Inflation and the Enforcement of Contracts." En *New Horizons in Law and Economics*. Reino Unido, Cheltenham y MA., EE.UU.: Northampton.
Considers the problem of whether, and under what terms, contracts should be enforced during inflation. Analyzes the experiences of Germany, France, Argentina, Brazil, Chile, the United States, and Israel with the enforcement of contracts during inflation. Provides an economic analysis of the problem of contracts and inflation. Analyzes the problem from the perspective of the distributional approach to contract law in the context of inflation. Compares the findings of the economic analysis with those of the distributional approach. Comments on the institutional competence of judicial and legislative bodies to deal with the problem of the enforcement of contracts in the context of inflation. Based on a J.S.D. thesis submitted to Yale Law School. Renner is Lecturer of Law at Hebrew University.

Schmidt-Hebbel, K. y L. Servén (2000). "Does Income Inequality Raise Aggregate Saving?" *Journal of Development Economics,* 61(2): 417-46.

This paper reviews analytically and empirically the links between income distribution and aggregate saving. Consumption theory brings out a number of direct channels through which income inequality can affect overall household saving —positively in most cases. However, recent political-economy theory points toward indirect, negative effects of inequality —through firm investment and public saving— on aggregate saving. On theoretical grounds, the sign of the saving-inequality link is therefore ambiguous. This paper presents new empirical evidence on the relationship between income distribution and aggregate saving based on a new and improved income distribution database for both industrial and developing countries. The empirical results, using alternative inequality and saving measures and various econometric specifications on both cross-section and panel data, provide no support for the notion that income inequality has any systematic effect on aggregate saving. These findings are consistent with the theoretical ambiguity.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

Baquero, M. (2000). "Dolarización en la América Latina. Una Cuantificación de las Elasticidades de Sustitución entre Monedas." *El Trimestre Económico,* 67(3):337-53.

En esta investigación se cuantifica el grado de sustitución entre moneda nacional y extranjera, como complemento a los indicadores tradicionalmente utilizados para medir la dolarización de una economía (es decir, depósitos en moneda extranjera respecto al agregado monetario amplio M2). La evidencia de varios países latinoamericanos muestra que a pesar de que en algunos de ellos se han implantado exitosos programas de estabilización la dolarización no se ha reducido.

Los resultados encontrados indican que, con excepción de Chile y Perú, los países latinoamericanos seleccionados tienen una composición de las demandas de saldos reales nacional y extranjero similares, de alrededor de 50%. La prueba estadística empleada muestra que las tenencias de saldos reales en moneda extranjera generan utilidad al consumidor por medio de la reducción de los costos transaccionales. En todos los casos estudiados se observa cierta inelasticidad de los saldos reales relativos nacionales ante cambios de precio. Los rangos estimados de las elasticidades se ubican entre 0.41 y 0.62. Estos resultados podrían estar relacionados con la estabilidad de la demanda de saldos reales nacionales, lo cual indicaría que los países analizados presentan fenómenos de sustitución de activos, en lugar de sustitución de monedas.

Barandarián, E. (2000). "Chile Después del Peso: Viviendo con el Dólar." *Cuadernos de Economía* N° 110: 241-67.

In the next 25 years, the ongoing transformation of payments systems will press Chile and other countries to abandon their national currencies as means of payment and to choose the US dollar as their unit of account. That transformation is already well advanced and can be seen as the final success of accounting systems of payments and the abandonment of monetary systems of payment. The transition to the new economy —without the peso or any other money as means of payment and the dollar as the unit of account— will demand important legal reforms, including a framework for an efficient banking industry with low systemic risk and appropriate government schemes to deal with macroeconomic shocks. The paper identifies the main legal reforms and assesses the theoretical and empirical knowledge about some of the underlying issues. Since the research is relatively new, the assessment is tentative but suggestive of what needs to be done.

De Gregorio, J., S. Edwards y R. Valdés (2000). "Controls on Capital Inflows: Do they Work?" *Journal of Development Economics,* 63: 59-83.
This paper analyses the effectiveness of controls on capital inflows. In particular, we analyze in great detail the Chilean experience with the use of the unremunerated reserve requirement. We examine the effects of the controls applied in Chile in 1991-1998 on interest rates, real exchange rate, and the volume and composition of capital inflows. The effects are elusive and it is difficult to pin down long-run effects. Although after the unremunerated reserve requirement was introduced there was an increase in the interest rate differential, the econometric evidence does not show it has a significant long-run effect. Also we detect very small effects on the real exchange rate. However, the more persistent and significant effect is on the composition of capital inflows, tilting composition toward longer maturity.

Edwards, S. (2000). "Interest Rates, Contagion and Capital Controls." NBER Working Paper 7801, julio.
In this paper I analyze several issues related to contagion, including its definition, recent experiences, alternative channels at work, and possible prevention mechanisms. The discussion deals with the macroeconomics implications of contagion, and concentrates on the relationship between the degree of openness of the capital account and the transmission of foreign shocks. More specifically, I ask whether restrictions to capital mobility and, in particular, controls on capital inflows to the type Chile implemented throughout most of the 1990s reduce a country's vulnerability to contagion. I also deal, albeit briefly, with the connection between the exchange rate regime and the propagation of international shocks. The evidence presented in this paper shows that the effectiveness of Chile's controls on inflows has often been overstated. Indeed, Chile was severely affected by the East Asian, Russian and Brazilian crises.

Esquivel, G. y F. Larraín (2000). "Determinantes de las Crisis Cambiarias." *El Trimestre Económico,* 67(2): 191-237.
Este artículo examina los determinantes de las crisis cambiarias con un conjunto de datos anuales de 30 países entre 1975 y 1996. Estimamos un modelo probit con efectos aleatorios y descubrimos que las tasas elevadas de señoreaje, los desequilibrios de la cuenta corriente, el desalineamiento del tipo de cambio real, la escasez de reservas de divisas, los choques negativos de los términos de intercambio, un precario crecimiento económico y una medida del contagio regional tienen un poder significativo para explicar la presencia de crisis cambiarias en la muestra utilizada. En general, nuestros resultados pueden interpretarse como un apoyo a los modelos de crisis cambiarias de primera y segunda generaciones. Varias pruebas sólidas confirman la validez de estos resultados. Descubrimos también que las crisis cambiarias tienen un importante componente pronosticable. Utilizando nuestra regresión de referencia pudimos pronosticar correctamente la mayoría de las crisis cambiarias ocurridas dentro de la muestra.

Ffrench-Davis, R. (2000). "Reforming the Reforms in Latin America: Macroeconomics, Trade, Finance." En *St. Antony's Series*, Nueva York: St. Martin's Press.
Nine previously published papers examine features of macroeconomic policy making, trade liberalization, capital flows, and financial reforms that help explain why growth performance in Latin American countries has been poor on average. Papers discuss capital formation and the macroeconomic framework; trade liberalization and growth in Latin America; the great Latin America debt crisis; surges in capital flows and development; macroeconomic policies for growth; macroeconomic achievements in the democratic transition in Chile; intra-Latin American trade in the 1990s and its analytical base; the return of private capital to Latin America; and the policy implications of the tequila effect.

Fontaine, J.A. y R. Vergara (2000). "¿Debe Chile Dolarizar?" *Cuadernos de Economía* N° 110: 227-40.
This article analyzes the costs and benefits of the dollarization of the Chilean economy. The conclusion is that at the present time the costs are more than the benefits. One of the basic arguments is that the adjustment process of a dollarized economy to different shocks can be long and costly.
This, however, does not imply that if the conditions necessary to a succesful dollarization are present in the future, the above conclusion could change. Indeed, the globalization of the economy in its different areas (trade, capital flows, and labor mobility) is becoming so deep, that the full integration with the rest of the world seems inevitable. In such a world the dollarization (or more generally the use of a common currency) makes as much sense as it does the use of a common currency within the national territory.

Frankel, J., S. Schmukler y L. Servén (2000). "Verifiability and the Vanishing Intermediate Exchange Rate Regime." NBER Working Paper 7901, septiembre.
The corners hypothesis holds that intermediate exchange rate regimes are vanishing, or should be. Surprisingly for a new conventional wisdom, the hypothesis so far lacks analytic foundations. In part, the generalization is overdone. We nevertheless offer one possible theoretical rationale, a contribution to the list of arguments against intermediate regimes: the lack verifiability, needed for credibility. Central banks announce intermediate targets such as exchange rates, so that the public can judge from observed data whether they are following the policy announced. Our general point is that simple regimes are more verifiable by market participants than complicated ones. Of the various intermediate regimes (managed float, peg with escape clause, etc.), we focus on basket pegs, with bands. Statistically, it takes a surprisingly long span of data to distinguish such a regime from a floating exchange rate. We apply the econometrics, first, to the example of Chile and, second, by performing Monte Carlo simulations. The amount of data required to verify the declared regime may exceed the length of time during which the regime is maintained. The amount of information necessary increases with the complexity of the regime, including the width of the band and the number of currencies in the basket.

Kim, A. (2000). "Causes of Capital Flows in Developing Countries." *Journal of International Money and Finance,* 19: 235-53.
This paper investigates the causes of capital flows in four developing countries: Mexico, Chile, Korea, and Malaysia. Using structural decomposition analysis, it finds that the recent resurgence in capital movements is largely due to external reasons such as decreases in the world interest rate or recession in industrial countries. Domestic factors, including country-specific productivity shocks and demand shocks, are relatively less important. Another interesting finding is that the fundamental causes of capital flows differ little across the countries under study. These results suggest that developing countries need to pay attention to the financial arrangements associated with capital flows and to exchange rate policy as well as macroeconomic fundamentals to avoid financial crises in a world of increased capital mobility.

Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Chile's Peso: Better Than (Just) Living with the Dollar?" *Cuadernos de Economía* N° 110: 177-226.
The choice between maintaining or giving up the national currency is determined by putting on balance the benefits of macroeconomic flexibility derived form a floating exchange rate and an independent monetary policy, and the microeconomic benefits derived from joining a currency union or adopting unilaterally a foreign currency. This paper assesses this choice for Chile. The country's financial development and macroeconomic stability imply low microeconomic and efficiency costs in sticking to the peso. An evaluation of optimal currency-area criteria shows that Chile is not a natural candidate for joining a monetary union

with prospective partners in Latin America, NAFTA, or the European Union. Unilateral dollarization is even less beneficial. Among Southern Hemisphere countries with various exchange rate regimes. Chile would gain the least from giving up its national currency. For a country like Chile, subject to large idiosyncratic shocks and significant temporary price and wage rigidity, a flexible exchange rate and an independent monetary policy anchored to an inflation target comprise the dominant regime choice.

Pavcnik, N. (2000). "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants." NBER Working Paper 7852, agosto.

This paper empirically investigates the effects of trade liberalization on plant productivity in the case of Chile. Chile presents an interesting setting to study this relationship since it underwent a massive trade liberalization that significantly exposed its plants to competition from abroad during the late 1970s and early 1980s. Methodologically, I approach this question in two steps. In the first step, I estimate a production function to obtain a measure of plant productivity, I estimate the production function semiparametrically to correct for the presence of selection and simultaneity biases in the estimates of the input coefficients required to construct a productivity measure. I explicitly incorporate plant exit in the estimation to correct for the selection problem induced by liquidated plants. These methodological aspects are important in obtaining a reliable plant-level productivity measure based on consistent estimates of the input coefficients. In the second step, I identify the impact of trade liberalization on plants' productivity in a regression framework allowing variation in productivity over time and across traded-and nontraded-goods sectors. Using plant-level panel data on Chilean manufacturers, I find evidence of within plant productivity improvements that can be attributed to a liberalization trade policy, especially for the plants in the import-competing sector. In many cases, aggregate productivity improvements stem from the reshuffling of resources and output from less to more efficient producers.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Calderón, A. (2000). "La Estrategia de los Bancos Españoles en América Latina." *Revista de la Cepal* N° 70: 71-89.

Luego de más de diez años de un amplio y extenso proceso de liberalización y desregulación financiera, el panorama latinoamericano de los mercados bancario, de seguros y de los fondos de pensiones ha sido modificado por la masiva presencia de entidades financieras globales. En este escenario los grandes bancos españoles han sido actores centrales, convirtiéndose en líderes en la mayoría de los países y los segmentos del negocio. Desde la perspectiva latinoamericana, el ingreso de los bancos extranjeros, en particular de los españoles, ha contribuido a dinamizar y modernizar los sistemas financieros regionales; ha traído nuevos instrumentos y tecnologías, ha incrementado los niveles de competencia, con efectos directos sobre el acceso y valor del crédito, y ha dado mayor fortaleza y estabilidad a los sistemas financieros locales. No obstante, también ha dado pie a algunas dificultades, como una mayor concentración y la lenta transferencia a los clientes de la mayor competencia y eficiencia lograda en los mercados financieros latinoamericanos. Esta amplia presencia de la banca española, unida a la activa expansión de empresas no financieras españolas en los principales mercados latinoamericanos, ha revelado las limitaciones de los marcos regulatorios nacionales ante la creciente globalización de los mercados internacionales. Así, decisiones adoptadas en Europa afectan a usuarios en América Latina, provocando reacciones a múltiples niveles cuyos resultados sólo se verán en el futuro.

Claessens, S., S. Djankov y L. Klapper (1999). "The Role and Functioning of Business Groups in East Asian and Chile." *Revista ABANTE,* 3(1): 91-107.

We compare group affiliation in seven East Asian countries and Chile, using data for more than 1,000 publicly traded firms. We document that 75 percent of listed firms in our East Asia sample are associated with business groups, but only 40 percent in Chile. We find evidence that group structures are used to diversify risks internally as firms' market risk is influenced not only by own characteristics —such as size, price/book ratio— but also by group characteristics, especially in Chile. There are costs to groups, however. For East Asian countries, we find that group structures are used by controlling owners to expropriate other shareholders. On balance, it appears that business groups are not beneficial to shareholders.

Cortez, A. (2000). "Reforming Old-Age Pension Systems in Developing Countries: Lessons from Latin America." *Revista de Economía Política,* 20(1): 119-37.

Latin American countries, pioneered by Chile, have launched bold old age pension reforms. While these reforms may address issues of financial sustainability of the pension systems, their most valuable contribution is related to political economy aspects as they avoid perverse redistribution within the system and minimize the risk of government appropriation. On the negative side, Chilean inspired reforms represent a costly approach to reform; they may lead to concentration within the industry and increase risks faced by the individual. The do not eliminate evasion, and in some of its versions, they may introduce problems of adverse selection. More importantly, such reforms do not guarantee that old age will be free of poverty, which is (or should be) the main objective of a pension system.

De Ferreira, R., B. Melo y A. Duarte (2000). "Extreme Market Events in Latin American Stock Markets." *Journal of Emerging Markets,* 5(1): 21-48.

Extreme market events are of great importance for risk managers, traders, portfolio managers, regulators and margin committees in derivatives exchanges. Although many articles in the finance literature have attempted to explain extreme market events, it is very difficult to find a rational explanation to these unusual circumstances. This work uses the Extreme Value Theory to analyze the behavior of extreme events in emerging stock markets. The statistical methodology is applied to the four most important Latin American stock markets: Argentina, Brazil, Chile and Mexico. The main objective is to identify, among the three types of the extreme value asymptotic distributions, those that best explain extreme events in Latin American stock markets.

Edison, H. (2000). "Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of An Early Warning System." Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers N° 675, julio.

The object of this paper is to develop an operational early warning system (EWS) that can detect financial crises. To achieve this goal the paper analyzes and extends the early warning system developed by Kaminsky, Lizondo, and Reinhart (1998) and Kaminsky and Reinhart (1999) that is based on the "signal" approach. This system monitors several indicators that tend to exhibit an unusual behavior in the periods preceding a crisis. When an indicator exceeds (or falls below) a threshold, then it is said to issue a "signal" that a currency crisis may occur within a given period. The model does a fairly good job of anticipating some of the crises in 1997/1998, but several weaknesses to the approach are identified. The paper also evaluates hoe this system can be applied to an individual country. On balance, the results in this paper are mixed, but the results suggest that an early warning system should be thought of as a useful diagnostic tool.

Ghilarducci, T. y P. Liebana (2000). "Unions' Role in Argentine and Chilean Pension Reform." *World Development,* 28(4): 753-62.
The 1981 privatization of Chilean pensions created immediate winners and observable benefits. It also created a model for Latin American pension reform. This study compares the Chilean and Argentine experiences by using political economy models of social welfare development as a framework for discussion. We suggest privatizing pensions could divide workers or create opportunities for unions to garner control over financial capital investments. The Argentine pension reform may diverge substantially if unions increase their participation in the pension fund management and worker education.

Huang, B. y C. Yang (2000). "The Impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets." *Journal of Comparative Economics,* 28(2): 321-39.
Is financial market liberalization, i.e., increased accessibility for international investors, in emerging economies a conduit to greater stock price volatility? If so, capital controls may be a useful policy option. Using daily returns for 10 emerging markets coupled with a world index, we find that South Korea, Mexico, and Turkey suffered from greater volatility, Argentina, Chile, Malaysia, and the Philippines experienced diminished volatility, and no definitive pattern can be discerned for the other countries after market liberalization. Our result is important because our sample period includes the Asian financial crises.

Kaminsky, G. y C. Reinhart (2000). "On Crises, Contagion, and Confusion." *Journal of International Economics,* 51: 145-68.
Since the Tequila crisis of 1994-95, the Asian flu of 1997, and the Russian virus of 1998, economists have been busy producing research on the subject of contagion. Yet, few studies have examined empirically through which channels the disturbances are transmitted if there are, indeed, fundamental reasons for the spillovers we observe. We attempt to fill this gap by analyzing how both trade links and the largely ignored financial sector links influence the pattern of fundamentals-based contagion. We examine the role of international bank lending, the potential for cross-market hedging, and bilateral and third-party trade in the propagation of crises.

Lefort, F. y E. Walker (1999). "Ownership and Capital Structure of Chilean Conglomerates: Facts and Hypotheses for Governance." *Revista ABANTE,* 3(1): 3-27.
In this paper we provide an accurate descriptive analysis of consolidated ownership and capital structures in Chilean conglomerates, emphasizing the implications of these structures for corporate governance. We avoid double counting investments made through pyramid schemes, and consider the universe of non-financial firms registered at the Superintendencia de Seguros y Valores (SVS). We find that economic groups are the predominant form of corporate structure in Chile, and that the most common way of separating control from cash-flow rights in Chilean conglomerates is through pyramid schemes. These schemes have proven to be successful in raising external funding. Controllers of Chilean conglomerates rely in a relatively small number of people in order to conduct business, and these people participate exclusively as board members of corporations affiliated to their group. However, controllers of Chilean conglomerates hold more equity than strictly needed for control, suggesting that cash-flow benefits associated to subsidiaries are relatively large. Finally, pension funds and ADRs constitute a significant minority shareholder in Chilean groups.

Levine, R., N. Loayza y T. Beck (2000). "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes." *Journal of Monetary Economics,* 46(1): 31-77.
This paper evaluates (1) whether the exogenous component of financial intermediary development influences economic growth and (2) whether cross-country differences in legal and accounting systems (e.g., creditor

rights, contract enforcement, and accounting standards) explain differences in the level of financial development. Using, both traditional cross-section, instrumental variable procedures and recent dynamic panel techniques, we find that the exogenous components of financial intermediary development is positively associated with economic growth. Also, the data show that cross-country differences in legal and accounting systems help account of differences in financial development. Together, these findings suggest that legal and accounting reforms that strengthen creditor rights, contract enforcement, and accounting practices can boost financial development and accelerate economic growth.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO, Y CRECIMIENTO*

Battisti, G. y C. Pietrobelli (2000). "Intra-industry Gaps in Technology and Investments in Technological Capabilities: Firm-Level Evidence from Chile." *International Review of Applied Economics,* 14(2): 253-69.

This paper develops a theoretical framework to analyze intra-industry gaps in technology, and test it with enterprise-level data from a developing country. Following neoclassical theory, the existence of inter-firm technological gaps is explained by factor market segmentation that determines different factor prices and therefore different firms technological choices. However, intra-industry gaps in technology may also result from the nature of the process of technological development, and from the different level of investments in technological capabilities. The empirical analysis is based on a sample of 338 industrial enterprises from Chile, and shows that it is possible to define technological thresholds, characterized by significant shifts in technology, independently of factor market segmentation. The analysis focuses on five major sectors: food processing, textile and garments, woodworking, metalworking and paper. Firms with different levels of technological complexity coexist within the same industry, and differences in technology are discrete, with different clusters sharing similar characteristics within the same industry. These results also have important policy implications for industrial development, which are drawn in a final section.

Kats, J. (2000). "Cambios Estructurales y Productividad en la Industria Latinoamericana, 1970-1996." *Revista de la Cepal* N° 71: 65-84.

En este artículo se analiza la mutación estructural de la industria latinoamericana, que se aceleró durante los años noventa a medida que se fueron consolidando en la región los programas de apertura externa de las economías, la desregulación de múltiples mercados y la privatización de grandes sectores de actividad industrial, previamente dominados por empresas estatales. Las ramas manufactureras que han logrado un mejor desempeño relativo a lo largo de los últimos veinte años son las procesadoras de recursos naturales que producen commodities industriales de uso difundido, las industrias maquiladoras que producen computadores, equipos de video y aparatos de TV, o indumentaria, así como también la industria automotriz, que recibió un tratamiento preferencial de parte de la política económica gubernamental. En contraste con lo anterior, han ido perdiendo peso relativo las industrias productoras de bienes finales que requieren uso intensivo de mano de obra, las que hacen uso intensivo de conocimientos tecnológicos e ingeniería de diseño de nuevos productos, o las que producen bienes de capital pesados. Resulta claro que el patrón de especialización productiva y el modelo de inserción en los mercados mundiales de manufacturas han ido cambiando, el hacer más hincapié en el aprovechamiento de las ventajas comparativas naturales de la región, esto es, de sus abundantes recursos naturales, o en sectores que han recibido un tratamiento particular de parte de la política industrial. El artículo explora el comportamiento de la estructura industrial latinoamericana en materia de productividad y lo compara con el del mundo desarrollado. Utilizando

como "universo testigo" el caso estadounidense, estima la brecha de productividad laboral con respecto a dicho país y evalúa el desempeño de países y ramas de industria de la región con la relación a dicho parámetro.

Kotabe, M. (2000). "Strategic Alliances in Emerging Latin America: A View from Brazilian, Chilean, and Mexican Companies." *Journal of World Business,* 35(2): 114-32.
Brazil, Chile, and Mexico constitute the leading newly industrialized countries (NICs) of Latin America. It is within these markets that the world expects significant economic gains over the next decade. Local companies in these countries are allying with foreign companies to enhance their competitive positions, yet little is understood about such interfirm collaboration with partners from these Latin American countries. Our study examines the strategic objectives of these Latin American companies, partnership structures, and their satisfaction in collaborating with companies from developed countries. Although existing studies have historically examined the dyad of strategic alliances from a perspective of developed countries (e.g., the U.S.), our study explores the issue from a perspective of companies in emerging Latin American economies.

Pavcnik, N. (2000). "What Explains Skill Upgrading in Less Developed Countries?" NBER Working Paper 7846, agosto.
Although many developing countries have experienced growing income inequality and an increase in the relative demand for skilled workers during the 1980s, the sources of this trend remain a puzzle. This paper examines whether investment and adoption of skill-biased technology have contributed to within-industry skill upgrading using plant-level data from Chile. Using semiparametric and parametric approaches, I investigate whether plant-level measures of capital and investment, the use of imported materials, foreign technical assistance, and patented technology affect the relative demand for skilled workers. I find positive relationship between these measures and skill upgrading. Capital deepening and the adoption of skill biased technology therefore might contribute to the increased relative demand for skilled workers within industries.

Pérez, P. (2000). "Learning, Adjustment and Economic Development: Transforming Firms, the State and Associations in Chile." *World Development,* 28(1): 41-55.
This article views learning processes as key to successful economic adjustment. It discusses results of research conducted in Chile, focused on the agroindustry and footwear sectors. It identifies specific problems that large and small firms face to upgrade production, and stresses the limits of focusing exclusively on market reforms for achieving growth. The article discusses how institutions reshape to facilitate learning and improve performance in Chile, particularly the relations between firms; the reorientation of trade associations; and the state's role as facilitator of collective learning processes.

Ramírez, M. (2000). "Public Capital Formation and Labor Productivity Growth in Chile." *Contemporary Economic Policy*, 18(2): 159-69.
Following the lead of the endogenous growth literature, this article analyzes the impact on labor productivity growth of public and private investment spending in Chile. Using cointegration analysis, the results of the dynamic labor productivity function for the 1960-95 period show that (lagged) public and private investment spending, as well as the rate of growth in exports, has a positive and highly significant effect on the rate of labor productivity growth. The estimates also indicate that increases in government consumption spending have a negative effect on the rate of labor productivity growth, thus suggesting that the composition of government spending may also play an important role in determining the rate of labor productivity growth. The findings call into question the politically expedient policy in many Latin American countries of disproportionately reducing public capital expenditures to meet targeted reductions in the fiscal deficit as a proportion of GDP.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Celedón C. y M. Noé (2000). "Mecanismos de Control Social sobre los Servicios Públicos. Una Aplicación a la Atención Primaria de la Salud." Universidad de Chile, *Serie Estudios Socio/Económicos* N° 3, mayo.
Las personas, en tanto miembros de la sociedad, tienen ciertos derechos políticos, económicos y sociales. La institucionalidad del Estado, del mercado y la participación ciudadana o las redes sociales son distintos mecanismos de coordinación, de articulación de la vida social y de control sobre los derechos ciudadanos. En este trabajo se presentan los fundamentos teóricos que definen el rol de la participación como mecanismo de control en el sector salud y se examinan los derechos de las personas frente a los servicios públicos, identificando los distintos niveles o grados de participación que se asigna a las personas, en función de la profundidad con que se reconocen los derechos ciudadanos.
A partir de este marco teórico y de un estudio de casos se realiza un diagnóstico sobre los distintos mecanismos de control ciudadano en la salud primaria en Chile, identificando sus fortalezas y debilidades. Sobre la base de las principales conclusiones de este diagnóstico, se realizan recomendaciones para el perfeccionamiento de estos instrumentos.
Finalmente, se propone el diseño de una carta de derechos ciudadanos en salud y los mecanismos de exigibilidad integrándolos con los mecanismos existentes de control de la gestión de los consultorios públicos de forma que se potencien recíprocamente.

Fischer, R. y A. Galetovic (2000). "Regulatory Governance and Chile's 1998-1999 Electricity Shortage." Universidad de Chile, *Serie Economía* N° 84, julio.
Is the early eighties Chile completely reformed its electricity sector, introducing a regulatory framework that became extremely influential in the rest of the world. In 1998 and 1999, however, when the La Niña phenomenon brought one of the worst droguhts on record, the price system collapsed. Random outages and three-hour long rotating electricity cuts occurred. This paper studies the interaction between regulatory incentives and governance during the 1998-1999 electricity shortage. We present evidence showing that it was feasible to manage the supply restriction with the outages. The shortage can be blamed on the rigidity of the price system, which was unable to respond to large supply shocks, and on deficiencies in regulatory governance, which led to a weak regulator that proved unable to make the system work. We show that the weakness of the regulator did not stem from lack of formal powers. The regulator seems not to have fully understood the nature of the incentives in the price system during supply restrictions. We conclude that the Chilean shortage shows the limitations during crisis of a rigid price system requiring heavy regulatory intervention. This suggests that countries where governance structures are ill suited to fill in loopholes left by the law should rely as much as possible on market rules that clearly allocate property rights ex ante and leave the terms of contracts to be freely negotiated by private parties.

Mizala, A. y P. Romaguera (2000). "School Performance and Choice: The Chilean Experience." *Journal of Human Resources,* 35(2): 392-417.
How to achieve quality in education is a topic of increasing concern throughout the world. Many countries have made a wide variety of reforms and spent an increasing amount of resources to improve the quality of education, but often the results have not lived up to expectations. Chile has made innovative reforms to its educational system. One of the most interesting has been the introduction of a voucher-type subsidy system and the entry of private agents in the market to provide free educational services. This paper examines the Chilean experience by analyzing educational performance in different types of schools.

Nyssens, M. y B. Van der Linden (2000). "Embeddedness, Cooperation and Popular Economy Firms in the Informal Sector." *Journal of Development Economics,* 61(1): 175-204.
This paper is motivated by empirical observations on popular-economy firms (PEFs) in the informal sector of Santiago de Chile. These are labor-managed firms (LMFs) embedded in a "popular milieu" where cooperation between their members plays a central role. This paper develops a (partial equilibrium) microeconomic theory of PEFs. Endogenizing the level of cooperation between the workers, the paper develops a static and a dynamic model to analyze whether embeddedness influences the behavior of the PEF. Embeddedness is assumed to be captured by three different characteristics suggested by the empirical observations. Most of them influence the employment and income levels in the PEF.

Ortiz, J. (2000). "Welfare Implications on Chilean Agriculture as a Result of Collective Action." *Food Policy,* 25(2): 169-88.
Chilean governments have simultaneously used a combination of price policies and expenditures on agricultural research in their efforts to enhance the performance on the agricultural sector. The welfare implications of agricultural price policies on the funding of agricultural research are explicitly considered in a set of structural equations for a unique path of Chilean political history. A public choice model includes four blocks of simultaneous equations estimated as an interdependent system. The level of price policies and public research investments result from the collective action exerted on the government by pressure groups of producers, consumers, and taxpayers involved in the production, consumption, and funding of agriculture.

Solimano A., E. Aninat y N. Birdsall (2000). "Distributive Justice and Economic Development: The Case of Chile and Developing Countries". En *Development and Inequality in the Market Economy series*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
Eleven papers, one previously published, draw and theory, international experience, and the case of Chile in particular, searching for policies that foster growth, prosperity, and material welfare while being compatible with the ideals of social justice. Papers discuss the literature on how to move beyond the trap of unequal development; old and new perspectives on the policy issues concerning equity and growth in developing countries; the social impacts of stabilization and adjustment and their interactions with human development; fiscal policy and income distribution in Latin America and Southeast Asia; regional patterns in the relationship between growth and inequality; economic growth, social equity, and globalization in the Chilean case; distribution and poverty in Chile today; issues relating to fiscal policy and its contribution to the attainment of greater social equity and economic growth in Chile; educational reform in Chile; the labor market, growth, and equity in Chile; and social policy in Chile under the administration of President Eduardo Frei, 1994-2000.

BANCO CENTRAL DE CHILE

Anuario de Cuentas Nacionales. Publicación anual.

Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual.

Banco Central de Chile. 1995.

Boletín Mensual del Banco Central de Chile. Publicación mensual.

Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. 1994.

Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.

Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18,840. 1990.

Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-1994). 1997.

Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.

Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.

Deuda Externa de Chile. Publicación anual.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile. 1 al 65.

Economic and Financial Report. Publicación mensual.

Estudios Monetarios. I al XII.

Evolución de la Economía y Perspectivas. Publicación anual.

Indicadores de Comercio Exterior. Publicación mensual.

Indicadores Económicos y Sociales 1960-1988. 1989.

Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.

Informativo Diario. Publicación diaria.

Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral.

Informe Económico y Financiero. Publicación quincenal.

Legislación Económica y Financiera. 1994.

Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2000.

Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.

Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual.

Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000.

Revista de Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.

Serie de Estudios Económicos. 1 al 42.

Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual.

Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento de Publicaciones / Banco Central de Chile
Huérfanos 1175 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Esta publicación del Banco Central de Chile da a conocer trabajos de investigación en el ámbito económico, teórico o empírico. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco. La versión PDF de los documentos puede obtenerse gratis en la dirección electrónica **http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm.** Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa contactando al Departamento de Publicaciones del Banco o a través del correo electrónico **bcch@condor.bcentral.cl**, con un costo de $500 dentro de Chile y de US$12 al extranjero.

DTBC-79 Septiembre 2000
Evolución del Consumo y Compras de Bienes Durables en Chile, 1981-1999
Francisco Gallego y Raimundo Soto

DTBC-78 Agosto 2000
Monetary Policy in Latin America in The 90s
Vittorio Corbo

DTBC-77 Agosto 2000
Optimal Monetary Policy Rules when The Current Account Matters
Juan Pablo Medina y Rodrigo Valdés

DTBC-76 Julio 2000
Value At Risk Ajustado por Liquidez: Una Aplicación a los Bonos Soberanos Chilenos
Christian A. Johnson

DTBC-75 Julio 2000
Financial Structure in Chile: Macroeconomic Developments and Microeconomic Effects
Francisco Gallego y Norman Loayza

DTBC-74 Junio 2000
The Effect of Uncertainty on Monetary Policy: How Good are the Brakes?
Adam Cagliarini y Guy Debelle

DTBC-73 Junio 2000
Ajuste Estacional e Integración en Variables Macroeconómicas
Raimundo Soto

DTBC-72 Mayo 2000
The Monetary Policy Transmission Mechanism and Policy Rules in Canada
David Longworth y Brian O'Reilly

DTBC-71 Mayo 2000
Monetary Policy Rules and Transmission Mechanisms under Inflation Targeting in Israel
Leonardo Leiderman and Hadas Bar-Or

DTBC-70 Abril 2000
Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy: A General Equilibrium Analysis
Charles Carlstrom y Timothy Fuerst

DTBC-69 Abril 2000
Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes
Stephen Cecchetti y Michael Ehrmann

DTBC-68 Marzo 2000
Chile's Peso: Better Than (Just) Living With the Dollar?
Felipe Morandé y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-67 Marzo 2000
Métodos de Evaluación del Riesgo para Portafolios de Inversión
Christian Andrew Johnson

DTBC-66 Marzo 2000
Policy Biases When The Monetary and Fiscal Authorities Have Different Objectives
Herman Bennett y Norman Loayza

DTBC-65 Marzo 2000
A Note on the Moments of Stochastic Shrinkage Parameters in Ridge Regression
Luis Firinguetti y Hernán Rubio

DTBC-64 Febrero 2000
El Encaje, los Flujos de Capitales y el Gasto: Una Evaluación Empírica
Guillermo Le Fort y Sergio Lehmann

DTBC-63 Febrero 2000
Household Saving in Chile: Microeconomic Evidence
Andrea Butelmann y Francisco Gallego

DTBC-62 Enero 2000
Bank Concentration: Chile and International Comparisons
Ross Levine

DTBC-61 Enero 2000
Optimal Monetary Policy Rules under Inflation Range Targeting
Juan Pablo Medina y Rodrigo Valdés

DTBC-60 Diciembre 1999
Comovement and Macroeconomic Interdependence: Evidence for Latin America, East Asia, and Europe
Norman Loayza, Humberto López y Ángel Ubide

DTBC-59 Diciembre 1999
Capital Controls in Chile: Effective? Efficient?
Francisco Gallego, Leonardo Hernández y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-58 Diciembre 1999
Demand for Reserves under International Capital Mobility
Pablo García

DTBC-57 Diciembre 1999
Origins and Resolution of a Banking Crisis: Chile 1982-86
Edgardo Barandiarán y Leonardo Hernández

DTBC-56 Diciembre 1999
Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes
Thorsten Beck, Ross Levine y Norman Loayza

DTBC-55 Diciembre 1999
Inflation Targets and Stabilization in Chile
Oscar Landerretche, Felipe Morandé y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-54 Diciembre 1999
Income Inequality and the Real Exchange Rate
Pablo García

DTBC-53 Diciembre 1999
Series de Ahorro e Ingreso por Agente Económico en Chile, 1960-1997
Herman Bennett, Klaus Schmidt-Hebbel y Claudio Soto

DTBC-52 Diciembre 1999
Integración Financiera y Coordinación Macroeconómica en el Mercosur
Carlos Budnevich y Roberto Zahler

DTBC-51 Noviembre 1999
Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries
César Calderón, Alberto Chong y Norman Loayza

DTBC-50 Noviembre 1999
The Effect of Capital Controls on Interest Rate Differentials
Luis Oscar Herrera y Rodrigo Valdés

DTBC-49 Noviembre 1999
Cuenta Corriente y Desvíos Transitorios en Términos de Intercambio y Volúmenes de Exportaciones: Chile 1985-1999
Jaime Guajardo y Guillermo Le Fort

DTBC-48 Noviembre 1999
Do Depositors Punish Banks for "Bad" Behavior?: Examining Market Discipline in Argentina, Chile, and Mexico
María Soledad Martínez y Sergio Schmukler

DTBC-47 Noviembre 1999
What Drives Private Saving Across the World?
Norman Loayza, Klaus Schmidt-Hebbel y Luis Servén

DTBC-46 Septiembre 1999
Exchange Rate Volatility and Risk-Premium
Claudio Soto y Rodrigo Valdés

DTBC-45 Diciembre 1998
Private Capital Inflows and the Role of Economic Fundamentals
Vittorio Corbo y Leonardo Hernández