

ensayos económicos

Nº 40

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

AUTORIDADES Y FUNCIONARIOS SUPERIORES

Presidente:

Lic. José Luis MACHINEA

Vicepresidente:

Lic. Marcelo KIGUEL

Vicepresidente 2°:

Dr. Roberto J. EILBAUM

Directores:

Sr. Jorge CORT

Dr. Rodolfo M. DIAZ

Lic. Julio DREIZZEN

Lic. Daniel MARX

Lic. Alfredo A. O'CONNELL

Dr. Julio SINGER

Lic. Mario L. VICENS

Sindico:

Dr. Carlos María NEGRI

Gerente General:

Sr. Elías SALAMA

Secretario del Directorio

Sr. Rodolfo J. GIUDICE



BANCO CENTRAL
DE LA REPUBLICA ARGENTINA

Comité

Editorial

Hildegart Ahumada

Enrique A. Bour

Daniel Dueñas

Ernesto Gaba

Jullo A. Plekarz

Coordinador Técnico

Alfredo C. Rodríguez

Las opiniones expresadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan necesariamente el criterio de este Banco.

ISSN 0325 - 3937

ensayos económicos

ARTICULOS

Algunas reflexiones sobre las políticas de estabilización y liberalización en el cono sur de fines de los 70, por Michele Santo	1
Cambios en la eficiencia del Sistema bancario comercial privado argentino inducidos por la reforma de 1977, por Aldo A. Arnaudo y Marta P. de Buraschi	55
Comentario de Luis A. Giorgio al trabajo de Aldo A. Arnaudo y Marta P. de Buraschi	79
Una estimación alternativa de los agregados monetarios en la Argentina, por José A. Delfino	91
Comentario de Hildegart Ahumada al trabajo de José A. Delfino	123
Comentario de Alfredo M. Navarro al trabajo de José A. Delfino	129
Réplica	133
Comentarios al trabajo "La apreciación real y el orden de la liberalización comercial y financiera, Argentina 1976-81 de Joaquín A. Cottani y Raúl E. Garofa, por Enrique L. Blasco Garma	139
y por Ana María Martirena-Mantel (E.E. N° 39)	147

OCTUBRE DE 1988

COLABORAN EN ESTE NUMERO

AHMADA, Hildegart A.:

Egresada de la Universidad Nacional de La Plata y de la Oxford University. Fue profesora de Macroeconomía en la Universidad Católica Argentina y de Econometría en el Instituto Torcuato Di Tella. Actualmente se desempeña como jefe del Cuerpo de Análisis del Centro de Estudios Monetarios y Bancarios del Banco Central de la República Argentina.

ARNAUDO, Aldo A.:

Egresado de la Universidad Nacional de Córdoba y de Yale University. Se desempeña como profesor Titular de "Economía Monetaria" en la Universidad Nacional de Córdoba e investigador del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas.

BLASCO GARMA, Enrique Luis:

Egresado de la Universidad de Buenos Aires como licenciado en Economía y University of Chicago. Master of Arts in Economics. Se desempeñó como Subsecretario de Finanzas de la Provincia de Buenos Aires, Subgerente General Adjunto del Banco Central de la República Argentina, Director del Banco de la Provincia de Buenos Aires. Ha participado y participa en diversos grupos de estudio de seminarios y presentación de diversos temas económicos. En la actualidad ocupa el cargo de Vicepresidente e integra el Comité Ejecutivo de la Asociación de la Banca Minorista y Vicepresidente de Argemofin S.A. Compañía Financiera.

BURASCHI, Marta P. de:

Egresada de la Universidad Nacional del Nordeste como Doctora en Ciencias Económicas y Administrativas, profesora-adjunta de la cátedra Estructura de la Economía Argentina en la Universidad Nacional de Córdoba e investigadora adscripta al Instituto de Economía y Finanzas de dicha Universidad.

DELFINO, José A.:

Doctor en Ciencias Económicas, egresado de la Universidad Nacional de Córdoba. Fue investigador asociado de la Fundación Mediterránea y Consultor in-

dependiente del Consejo Federal de Inversiones, la OEA y el Banco Mundial. Actualmente es Consultor de la Organización de las Naciones Unidas y Profesor Titular de Microeconomía en la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Córdoba.

GIORGIO, Luis Alberto:

Egresado de la Universidad Nacional de Buenos Aires y de la Universidad de Minnesota. Se desempeña como Subgerente de Financiación y Estudios del Sistema Financiero del B.C.R.A., y es profesor adjunto de Microeconomía de la Universidad de Buenos Aires.

MARTIRENA-MANTEL, Ana María:

Egresada de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires y Doctora en Economía (Ph. D. in Economics) de la Universidad de Yale de los Estados Unidos. Es investigadora principal del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas en el Centro de Investigaciones Económicas del Instituto Torcuato Di Tella (Economista Senior y profesora titular ordinaria de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires).

NAVARRO, Alfredo M.:

Egresado de la Universidad Nacional de Buenos Aires. Es profesor de la Universidad Nacional de Mar del Plata y director del Instituto de Estudios Económicos de la Fundación de la Bolsa de Comercio de Mar del Plata. Autor de publicaciones sobre temas de economía monetaria.

SANTO, Michele:

Egresado de la Universidad de la República, Montevideo-Uruguay y Ph. D. en economía de la Universidad de Chicago, con especialización en Economía Monetaria y en Economía Internacional. Actualmente se desempeña como consultor en el Banco Central del Uruguay y como asesor económico de empresas en el área económica-financiera.

UNA ESTIMACION ALTERNATIVA DE LOS AGREGADOS MONETARIOS EN LA ARGENTINA.*

por José A. Delfino

I. INTRODUCCION

El propósito de este trabajo es efectuar una estimación alternativa de los agregados monetarios de Argentina basada en los recientes desarrollos de la teoría económica de los números índices, examinar sus propiedades mas importantes y sugerir líneas de acción para comparar los resultados obtenidos con los convencionales, evaluando sus aptitudes para cumplir las funciones que generalmente se asigna al dinero.

La cantidad de activos monetarios existente en el sistema económico y algunos indicadores de su comportamiento, como el ritmo de crecimiento y su velocidad de circulación, constituyen variables claves en las decisiones de política monetaria y un determinante esencial en los procesos de optimización de las unidades económicas. Por este motivo su definición precisa y una cuantificación consistente parecen ser temas básicos en el análisis económico.

Aunque no es fácil definir el dinero en forma concluyente debido a la naturaleza compleja de los diferentes activos monetarios, a la frecuente aparición de nuevos instrumentos y a los cambios recientes en las prácti

*Trabajo presentado en las IX Jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo, 23 y 24 de Abril de 1987 - ORGANIZADAS POR EL BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

cas financieras, se ha generalizado el empleo de ciertos agregados convencionales que agrupan clases similares de activos monetarios con fines analíticos, lo que de alguna manera implica suponer que las unidades económicas consideran al dinero definido de ese modo como un producto determinado en sus estrategias de optimización.

La preparación de esos agregados ha recibido, en cambio, una atención menor ya que por lo general se calculan mediante la suma simple de sus componentes, ignorando que distintos instrumentos combinan atributos de liquidez y depósito de valor en proporciones variadas, brindando a sus tenedores diferentes servicios y convirtiéndolos en sustitutos imperfectos.

Si se admite que los servicios que proporcionan los activos monetarios tienen un precio implícito por lo menos equivalente al costo de oportunidad de la mejor alternativa de inversión perdida y que sus tenencias se determinan con criterios de optimización económica, no es correcto agregarlos mediante la suma simple pues en realidad ese procedimiento significa construir números índices que derivan de una función de preferencias particularmente restrictiva y suponen además sustituibilidad perfecta entre todos sus componentes, asignando a cada uno de ellos una ponderación igual y constante.

El comportamiento de las unidades económicas, que reemplazan activos líquidos cuando sus costos aumentan debido a una caída en sus rendimientos por sustitutos más lejanos del dinero, por ej., parece sugerir la presencia de un efecto ingreso negativo provocado por la reducción de los servicios monetarios que el índice de suma fija ignora, pues no acusa ningún cambio en esas circunstancias.

Por estos motivos parece conveniente complementar los métodos de agregación de suma simple con fórmulas más flexibles consistentes con la conducta optimizadora

de las unidades económicas, que tienen un contenido conceptual más amplio y proporcionan una medida de los servicios financieros antes que del stock de activos monetarios. Este trabajo es un primer esfuerzo orientado en esa dirección y está organizado de la siguiente forma: en la primera sección se presentan los modelos de optimización en el consumo empleados en la teoría económica de los números índices, que se resumen en la segunda; en la siguiente se definen los activos monetarios considerados, la forma de cálculo del precio de sus servicios, las fuentes de información y los resultados obtenidos; en la cuarta se comparan las propiedades de los agregados monetarios calculados empleando índices económicos con los convencionales de suma simple y en la última se resumen las conclusiones.

II. MODELOS DE OPTIMIZACION EN EL CONSUMO

1. ANALISIS DE PERIODO UNICO

Los modelos que se ocupan del comportamiento del consumidor suponen que este tiene un orden de preferencias en el consumo de bienes que satisface las condiciones de continuidad, monotonicidad y cuasiconcavidad y que maximiza la utilidad que puede alcanzar asignando su ingreso monetario limitado a la compra de un conjunto determinado de bienes a precios dados. Su orden de preferencias se representa en este caso por una función de

utilidad continua $U = f(X)$ tal que $U: E \rightarrow E$ y se simboliza así:

$$\max \{ f(X) : PX \leq Y; X \geq 0 \} = x(P; Y) \quad (1)$$

donde E_+^n es el enésimo ortante positivo en el espacio Euclideo n dimensional, $X = \{ X_1, \dots, X_n \} \in E_+^n$ el conjunto de bienes, $P = \{ P_1, \dots, P_n \} \in E_+^n$ el vector de precios estrictamente positivo e $Y \in E_+^1$ el ingreso monetario. Bajo tales condiciones el problema de optimización anterior tiene como solución el conjunto de funciones marshallianas de demanda $X_i(P; Y)$ para $i=1, \dots, n$. La "función indirecta de utilidad" se define a su vez de este modo:

$$V(P; Y) = \max \{ U(X) : (P; Y) = 1; X \geq 0 \} = X(P; Y) \quad (2)$$

donde $(P; Y) \in E_+^n$ es el vector de precios normalizados. La solución a este problema proporciona, por su parte, las funciones indirectas de demanda $X_i(P; Y)$, $X_i : E_+^n \rightarrow E_+^1$ que indican las cantidades de cada bien que demanda el consumidor en esas condiciones de precios e ingreso Y .

Un enfoque alternativo de la conducta del consumidor consiste en suponer que el individuo selecciona la combinación de bienes que minimiza el gasto necesario para alcanzar un determinado nivel de utilidad, lo que se simboliza así:

$$e(P; U) = \min \{ PX : f(X) = U, X \geq 0 \} = h(P; U) \quad (3)$$

donde $f(X)$ y P satisfacen las condiciones expuestas en el párrafo anterior, $h(P; U)$ es el vector de demandas

compensadas o hicksianas y $e(P;U)$ la "función de gasto mínimo" del consumidor.

Finalmente, un resultado menos conocido pero de gran importancia, es la "función indirecta de gasto mínimo", dual a $e(P;U)$. La minimización del gasto en el espacio de los precios, que se presenta de este modo:

$$f(U;X) = \min \{ PX : V(P) = U; P = 0 \} = h(U;X) \cdot X \quad (4)$$

proporciona las funciones indirectas de demandas compensadas, que determinan los precios imputados correspondientes al proceso de optimización primal expuesto en (1). Por lo tanto, la expresión anterior puede considerarse el costo mínimo de una combinación determinada de bienes que proporciona el nivel de utilidad U , valuados a los precios sombra $P = h(U;X)$ (Blackorby, Primont y Rusell, 1978).

II. 2. LA ASIGNACION INTERTEMPORAL

Los modelos de asignación intertemporal, que constituyen una extensión del análisis anterior, suponen a su vez que el consumidor tiene un horizonte de planeamiento de varios períodos y maximiza su utilidad con sujeción a las restricciones de riqueza, determinando las compras de consumo corriente, la oferta de servicios productivos y la demanda de activos monetarios y tenencia de bonos (equivalente a las demandas de consumo futuro, que constituyen excedentes del período y que se transfieren al próximo de ese modo).

En su importante contribución al estudio de los agregados monetarios, Barnett (1980) propuso un modelo

de optimización suponiendo que el consumidor efectúa un replanteo continuo de sus decisiones de gasto y generación de recursos, presentándolo para el período t a $t+T$ de esta manera:

$$\max U(M_t, \dots, M_{t+T}; X_t, \dots, X_{t+T}; A_{t+T}) \quad (5)$$

sujeto a:

$$P_s X_s = W_s L_s + \sum_i^n \{ [1+r_{(i,s-1)}] P_{(s-1)} \cdot M_{(i,s-1)}^{-P} M_{is} \} \\ + [1+R_{(s-1)}] P_{(s-1)} A_{(s-1)} - P_s A_s$$

en el que el subíndice s representa el período y donde X_s es el consumo de bienes, P_s el precio esperado de los bienes y el de renta de los durables, M_{is} la tenencia planeada del i -ésimo activo monetario durante el período, r_{is} la tasa de rendimiento nominal esperada (incluidas ganancias y pérdidas de capital), A_s la tenencia planeada de bonos, R_s su rendimiento esperado, L_s la oferta de trabajo y W_s el salario 2/.

Resolviendo la restricción presupuestaria para A_s se obtiene una expresión analítica que permite calcular los precios de los servicios que proporcionan los distintos activos monetarios y que para el período t es la siguiente:

$$P_{it} = P_t (R_t - r_{it}) / (1 + R_t) \quad (6)$$

El trabajo examina luego las características del proceso de maximización bajo el supuesto de que la función de preferencias es débil separable en sus argumen-

tos. En ese caso el proceso expuesto en el punto anterior puede desarrollarse por etapas, lo que significa que los individuos seleccionan las combinaciones de bienes que satisfacen las condiciones de punto máximo no resolviendo el problema de optimización a partir de las variables elementales, sino determinando en una primera etapa el monto a gastar en cada categoría de bienes y luego asignando la suma imputada a cada grupo entre sus componentes.

Si la función de utilidad fuera débil separable en bienes y activos monetarios de cada período, podría expresarse así: $U_t = U_t \{ u_t(M_t), u_{t+1}(M_{t+1}), \dots, u_{t+T}(M_{t+T}); v_t(X_t), v_{t+1}(X_{t+1}), \dots, v_{t+T}(X_{t+T}); A_{t+T} \}$, para ciertas funciones u_i y v_i estrictamente crecientes, linealmente homogéneas y estrictamente cuasiconcavas 3/ y si también fuera débil separable en bloque entre los activos monetarios correspondientes al período t , la expresión simbólica de la subfunción de utilidad sería esta otra 3/.

$$u_t(m_t) = u_t \{ u_1(m_{1t}), u_2(m_{2t}), \dots, u_n(m_{nt}) \} \quad (7)$$

con u_j linealmente homogénea para todo j .

Suponiendo que m_t mide el dinero para transacciones (o depósitos a la vista, por ej.) y m_{it} los depósitos a plazo en distintas entidades financieras que se desea agregar en una sola categoría, el proceso de optimización por etapas debiera comenzar determinando los niveles de m_{1t} y M_{2t} que maximizan la función de utilidad $u_t(m_t) = u_t \{ m_{1t}, u_2(M_{2t}) \}$ igual a $u_t(m_t) = u_t(m_{1t}, M_{2t})$ con sujeción a la siguiente restricción presupuestaria: $p_{1t} m_{1t} + P_{2t} M_{2t} = M_t$ (donde M_{2t} es la función indirecta de utilidad correspondiente a la subfunción $u_2 \{ m_{2t}, \dots, m_{nt} \}$ y $P_{2t} (p_{2t}, \dots, p_{nt})$ la de gasto mínimo resultante del proceso de maximización de esta última.

La solución permite al consumidor distribuir el gasto total M_{2t} entre los activos a emplear con fines transaccionales (m_{1t}) y el agregado de los depósitos a plazo en todas las instituciones financieras (M_{2t}). La segunda etapa consiste en asignar los fondos entre las distintas entidades de ahorro, lo que requiere maximizar la función de preferencias $u_2 = u_2(m_{21t}, \dots, m_{2nt})$ sujeta a la restricción presupuestaria: $p_{s1t} m_{21t} + \dots + p_{2nt} m_{2nt} = p_{2t} M_{2t}$.

Las condiciones de separabilidad garantizan que la solución de punto máximo es la misma, bien sea que la optimización se realice en forma directa o por etapas. En general, la función de preferencias $\{ M_{2t} = u_2(m_{2t}) \}$ es el agregador de cantidades y la de gasto mínimo $\{ p_{2t} = p_2(p_{2t}) \}$ el de los precios. Este proceso de optimización bietápico que puede extenderse a un número mayor seleccionando bloques débilmente separables dentro de cada argumento a partir de la función original, reviste gran importancia en la construcción de los subíndices económicos que se intenta emplear en este trabajo. El resultado final puede resumirse diciendo que cuando las funciones de preferencia son separables, el consumidor actúa "como si" estuviera tomando decisiones por etapas, aunque en realidad no lo tenga en cuenta.

III. LA TEORIA ECONOMICA DE LOS NUMEROS INDICES

El empleo de los números índices deriva de la necesidad de expresar en forma cuantitativa complejos constituidos por unidades individuales para los que no existen unidades físicas comunes (vgr. la agrupación de bienes en la teoría de la demanda o de factores en la de la producción).

La teoría económica de los números índices ha demostrado formalmente que existen precisas relaciones en-

tre los distintos indicadores y las funciones de agregación en el sentido de que cada función de utilidad o producción tiene asociada una fórmula específica de números índices que agrega los valores de equilibrio correspondientes a situaciones de precios y cantidades diferentes y viceversa (Diewert, 1976, Lau, 1979, etc.).

El índice económico de precios (que se examina primero pues tiene un mayor contenido intuitivo) generalmente se define como el cociente entre los gastos mínimos necesarios para adquirir el conjunto de bienes que permite alcanzar un nivel de utilidad o producción determinado en dos oportunidades de precios distintas, y se simboliza así:

$$P \{ P_1, P_0; F(X^a) \} = P(P_1, P_0, U^a) \quad (8)$$

donde P_i para $i=0,1$ representa el vector de precios de los bienes y servicios vigentes en cada período y $F(X^a) = U^a$ un nivel de utilidad determinado. Empleando las funciones de gasto mínimo correspondientes al proceso de optimización presentado en (3), se obtiene la siguiente expresión formal:

$$P \{ P_1, P_0; U^a \} = e(P_1; U^a) / e(P_0; U^a) \quad (9)$$

donde se aprecia que este índice económico es una función de los precios de los bienes en las situaciones 0 y 1 y del nivel de utilidad seleccionado como punto de referencia 4/. También es fácil darse cuenta ahora que la expresión analítica del índice de precios depende directamente de la especificación de la función de agregación ya que su fisonomía es la que determina en última instancia la correspondiente función de gasto 5/.

El índice económico de cantidades se define a su vez como el cociente entre los gastos mínimos necesarios para adquirir los conjuntos de bienes correspondientes a dos niveles de utilidad y para una determinada situación de precios de referencia. Simbólicamente se expresa así:

$$Q \{ Q_1, Q_0; P^a \} = f(U_1; P^a) / f(U_0; P^a) \quad (10)$$

donde $f(U_i; P^a)$ representa la función indirecta de gasto correspondiente a los niveles de bienestar 0 y 1 examinada en (4) 6/. Este indicador puede calcularse también deflactando los gastos totales con el índice de precios correspondiente a dos situaciones de equilibrio optimizador 7/.

Los índices homotéticos son consistentes, en el sentido de que satisfacen las pruebas sistematizadas por Fisher, basadas en el comportamiento analógico del precio o la cantidad de un solo bien y destinados a determinar las propiedades deseables de los agregados 8/. Una de ellas, conocida como el test de "reversión de factores", muestra que los indicadores homotéticos son duales y por consiguiente el índice de cantidades puede obtenerse dividiendo el gasto total por el de precios o alternativamente éste último puede calcularse a partir de aquél.

Es fácil comprobar ahora que un índice de cantidades de Laspeyres es consistente con una función de agregación del tipo Leontieff, uno geométrico con una Cobb Douglas y uno del tipo Tornqvist - Theil - Divisia con una translogaritmica, por ej. En efecto, si la función de agregación fuera de proporciones fijas el proceso de optimización postularia la minimización del gasto con sujeción a la siguiente función de preferencias: $U^a = \min (X_i/b_i)$ para todo $b_i > 0$; las condiciones de primer orden requieren que las derivadas de la función de

Lagrange sean iguales a cero, vale decir: $\gamma L / \partial X_i = P_i - \lambda b_i = 0$ y $\partial L / \partial \lambda = U^a - \sum_{i=1}^n b_i X_i = 0$, de las que se obtienen $b_i = (P_i/P_0) X_i$ y $X_i = U^a b_i (P_0/P_i)$, cuya sustitución en la función objetivo proporciona el gasto mínimo

$$e(P; U^a) = U^a \sum_{i=1}^n b_i P_i \quad (4)$$

que reemplazado en (4) define el índice de costo de vida de Laspeyres, cuya expresión analítica es la siguiente:

$$P(P_1, P_0; U^a) = \frac{\sum_{i=1}^n b_i P_i^1}{\sum_{i=1}^n b_i P_i^0} \quad (11)$$

y donde las b_i representan las ponderaciones del período de referencia. Si la función de agregación fuera del tipo Cobb Douglas ($U = \prod_{i=1}^n X_i^{a_i}$) la presentación del problema sería similar, las condiciones de optimización estas otras:

$$\partial L / \partial X_i = P_i - \lambda (U^a / X_i) = 0 \quad \text{y} \quad \partial L / \partial \lambda = \prod_{i=1}^n X_i^{a_i} - U^a = 0,$$

las funciones de gasto mínimo $e(P; U) = \prod_{i=1}^n p_i^{a_i}$ y el índice de precios uno de tipo geométrico de la forma:

$$P(P_1, P_0; U^a) = \prod_{i=1}^n (P_i^1 / P_i^0)^{a_i} \quad (12)$$

Finalmente, si se tratara de una función translogarítmica del tipo $\ln c(P;U) = A_0 + \sum_i A_i \ln P_i + \sum_j \sum_j B_{jj} \ln P_i \ln P_j$, el proceso de optimización es más complejo (Diewert, 1976, pág. 119) pero el resultado similar, ya que definiendo las condiciones de equilibrio y eliminando los multiplicadores de Lagrange se obtiene la siguiente expresión:

$$P(P_1, P_0; U^a) = \prod_{i=1}^n (P_i/P_i^0)^{1/2 (v_i^1 + v_i^0)} \quad (13)$$

donde $v_i^j = P_i X_i^j / PX^j$ es la proporción que representa el gasto en el i -ésimo producto durante el j -ésimo período en relación al total. El miembro de la derecha es un índice de precios dual al de cantidades considerado por Tornqvist en 1936 y utilizado empíricamente como una aproximación discreta al Divisia continuo. Tomando logaritmos, se transforma en este otro:

$$\log c(P_1) - \log c(P_0) = 1/2 \sum_{i=1}^n (v_i^1 + v_i^0) (\ln P_i^1 - \ln P_i^0) \quad (14)$$

que se conoce como índice de Tornqvist - Theil - Divisia y tiene una interpretación bastante simple, pues muestra que su tasa de cambio es un promedio de las variaciones porcentuales de cada uno de sus componentes, ponderadas por su participación en el gasto total 9/.

Si la función de agregación fuera estrictamente separable (Blackorby, Primont y Russell, 1978) es posible construir subíndices de precios y cantidades que tienen las mismas propiedades que los anteriores, resultado de gran interés para la justificación teórica de los agregados monetarios que se calculan en este trabajo.

IV. CALCULO DE LOS AGREGADOS MONETARIOS Y DEL PRECIO DE SUS SERVICIOS

Los agregados monetarios convencionales se construyeron sumando los activos de características similares en la forma propuesta por el Banco Central para los primeros niveles y llamando L al más amplio, que incluye otros instrumentos de menor liquidez en poder de particulares, para los que existe información disponible.

Los superlativos se calcularon para los mismos niveles de agregación empleando un índice de cantidades de Tornqvist - Theil - Divisia (TTD) dual al considerado en (14), de la forma:

$$\log M_t - \log M_{i(t-1)} = 1/2 \sum_1^n \{ v_i + v_{i(t-1)} \} [\log M_{it} - \log M_{i(t-1)}] \quad (15)$$

en el que t es el período de tiempo, M_i es i-ésimo activo monetario y v_i la proporción que representa su costo de uso en relación al valor total de los servicios monetarios.

Es fácil advertir a partir de estas formas de cálculo, que los agregados de suma simple miden el stock de activos monetarios, mientras que los que emplean índices superlativos proporcionan una expresión cuantitativa del flujo de servicios monetarios que prestan sus componentes.

El índice M_1 incluye los billetes y monedas en poder del público y los depósitos a la vista. M_2 agrega al anterior los depósitos en caja de ahorro y a plazo fijo

regulados, aunque no desagregados por tipo de entidad (bancos, compañías financieras, cajas de crédito y sociedades de ahorro y préstamo), debido a falta de información adecuada. M_3 incluye los conceptos anteriores más las aceptaciones bancarias y los depósitos a plazo fijo a tasa libre y finalmente L constituye la medida de activos líquidos más amplia, que agrega a la anterior los depósitos ajustables con cláusula dólar o índices de precios, las letras de tesorería en poder de particulares y las letras telefónicas. Los datos correspondientes a los años 1984 a 1986 se obtuvieron del Apéndice estadístico de Carta Económica (agosto 1986) y los anteriores, que abarcan el período 1976 a 1983 y empleados subsidiariamente, de las Memorias Anuales del Banco Central y de varios números del Boletín Estadístico de la misma institución.

El precio de los servicios de un activo monetario comentado en (6) puede obtenerse de una manera más simple e intuitiva, considerando que su valor debería igualar al costo de conservarlo, vale decir: $P_{it} + R_{it} + O_{it} = R_{bt} + G_{it}$, donde los subíndices i y t representan la clase de activo y período de tiempo, P el rendimiento implícito que proporciona, R el interés y las ganancias o pérdidas de capital, O otros ingresos no monetarios, R_b su costo de oportunidad y G los gastos de conservación (Cockerline y Murray, 1981). Reordenando la expresión anterior se obtiene esta otra: $M_{it} = (R_{bt} - I_{it}) + (G_{it} - O_{it})$ para $R_{bt} > R_{it}$. Definiendo luego las variables como tasas de rendimiento, ingresos y gastos y suponiendo que la discrepancia entre otros ingresos y gastos de conservación no es significativa, el valor de los servicios puede finalmente expresarse así:

$$P_{it} = (r_{bt} - r_{it}) / (1 + r_{bt}) \quad (16)$$

Este es el costo de uso o precio de renta de los

activos monetarios empleado para construir los índices superlativos. Los intereses (r_i) necesarios para calcularlo se obtuvieron en su mayoría del Informe Financiero Mensual y de los Indicadores de Coyuntura de Fiel, excepto para efectivo y depósitos a la vista, que tienen un rendimiento cero. De allí provienen también las tasas de interés de depósitos a plazo fijo (por lo general a 30 días), caja de ahorro, aceptaciones bancarias y depósitos ajustables. De la misma fuente se obtuvieron los rendimientos de letras telefónicas y de las Memorias Anuales y Boletines Estadísticos del Banco Central los correspondientes a las de Tesorería.

El costo de oportunidad de los activos monetarios (r_b) por lo general se mide por el rendimiento esperado de un activo de muy baja o nula monetización 10/. Es un indicador representativo de la mejor alternativa de inversión disponible en el sistema económico y en este trabajo se ha representado por el rendimiento de las acciones de sociedades de capital o el de los activos monetarios comprendidos en el agregado L, el que sea mayor, vale decir:

$$r_{bt} = \max [r_{bct}, r_{it}] \text{ para } i = 1, \dots, n \quad (17)$$

donde r_{bct} es el índice de valor de las acciones negociadas cada mes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires y r_{it} la tasa de rendimiento del i -ésimo activo monetario 117.

El trabajo se ocupa del período de 31 meses comprendido entre comienzos de 1984 y 1986 debido esencialmente al fácil acceso a la información y a la diversidad de activos monetarios que lo caracterizaron, en relación a otros.

TABLA 1

AGREGADOS MONETARIOS DE SUMA SIMPLE Y DIVISIA

Período	M1	M3	M3D	L	LD
1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2	1.265	1.360	1.324	1.331	1.312
3	1.445	1.532	1.500	1.529	1.494
4	1.674	1.693	1.682	1.744	1.685
5	1.951	1.940	1.930	2.017	1.934
6	2.265	2.236	2.215	2.309	2.218
7	2.807	2.741	2.718	2.780	2.713
8	3.168	3.241	3.129	3.278	3.125
9	3.566	3.736	3.558	3.982	3.555
10	3.771	4.150	3.887	4.206	3.834
11	4.325	4.876	4.523	4.856	4.425
12	5.843	6.102	5.893	5.919	5.675
13	6.951	7.430	7.098	7.089	6.806
14	7.891	8.817	8.253	8.470	7.938
15	9.132	10.376	9.645	10.000	9.285
16	10.951	13.204	11.697	12.699	11.262
17	12.831	16.919	14.149	16.596	14.598
18	19.855	23.736	20.820	22.896	21.313
19	29.204	31.328	27.924	29.044	28.007
20	30.698	34.731	29.748	31.143	29.182
21	32.542	38.166	31.042	33.390	29.936
22	35.807	41.957	33.501	36.354	31.699
23	39.530	45.446	36.439	38.820	34.131
24	43.975	48.252	39.952	40.896	37.108
25	47.831	51.677	43.058	43.672	39.892
26	47.831	54.854	43.627	46.300	40.393
27	47.602	57.951	44.148	48.896	40.875
28	49.590	61.521	46.374	52.040	42.974
29	53.879	64.768	49.362	54.941	45.801
30	57.650	69.844	53.009	59.107	49.130
31	63.144	74.725	57.306	63.179	53.097

El subíndice D representa los índices de Tornqvist-Theil Divisia.

Los agregados monetarios que se presentan en la Tabla 1 fueron normalizados con el propósito de facilitar las comparaciones entre los índices de suma simple y los superlativos. Los resultados muestran, en líneas generales, que el crecimiento de los agregados Tornqvist - Theil - Divisia es apreciablemente menor que el de los de suma simple y que dentro de aquellos el que tiene un nivel intermedio de agregación acusa un ritmo de crecimiento superior. En efecto, el aumento de M3 fue casi un tercio mayor que el de M3D, mientras que L superó a LD poco menos de un quinto (en rigor las diferencias fueron del 30.4 y 19.0o/o respectivamente).

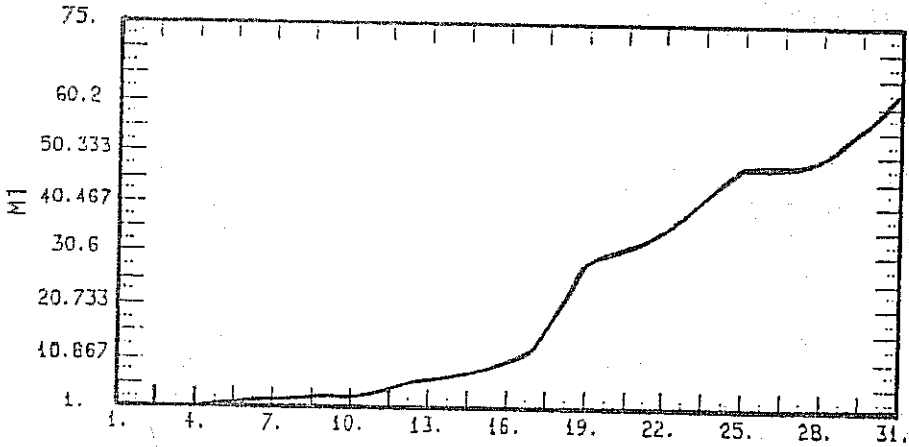
Esta misma situación se aprecia en las figuras 1 a 3 en las que se presenta la evolución de todos los agregados monetarios calculados en el trabajo. La primera de ellas sólo comprende a M1, pues su comportamiento es idéntico al indicador superlativo correspondiente. La segunda, presenta la evolución de M3 y M3D y es la que muestra la discrepancia más grande entre el crecimiento del índice de suma simple y el Tornqvist - Theil - Divisia. Es muy probable que esto se deba al comportamiento irregular de varios activos de moderada liquidez que componen el agregado más amplio y L que no estuvieron en vigencia a lo largo de todo el período examinado, distorsionando su trayectoria.

La dualidad que existe entre índices económicos de precios y cantidades permitió calcular subsidiariamente el costo de uso de los servicios monetarios proporcionados por los activos comprendidos en el agregado M3D, cuya evolución se muestra en la figura 9.

V. COMPARACION DE LOS DISTINTOS AGREGADOS MONETARIOS

Las secciones anteriores muestran que los agregados monetarios superlativos tienen una justificación teórica más adecuada que los de suma simple y que los resultados

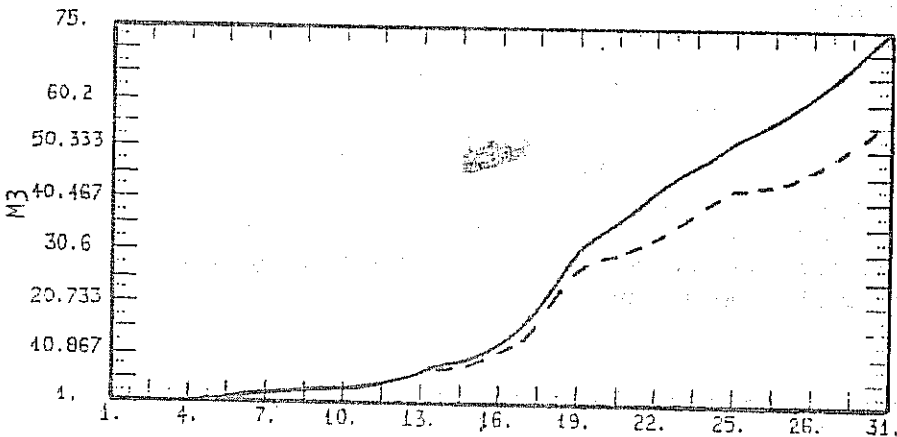
Evolución de los agregados monetarios



M1

Figura 1

Evolución de los agregados monetarios

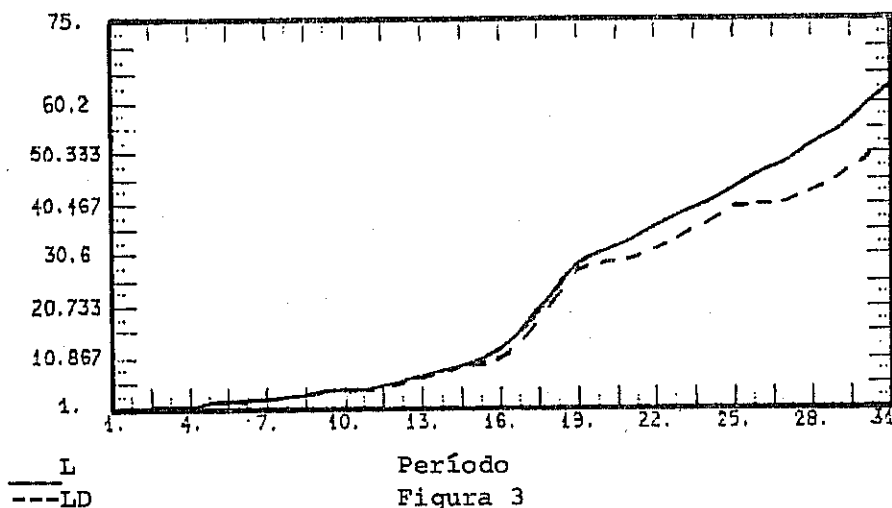


M3

M3
---M3D

Figura 2

Evolución de los agregados monetarios



que proporcionan son bastante diferentes. Por este motivo es importante averiguar cuál de ellos cumple mejor las funciones que tradicionalmente se asignan al dinero. Esto generalmente se hace examinando la consistencia de su comportamiento, el contenido informativo de cada uno de ellos y las relaciones de causalidad que los vinculan con otros indicadores relevantes.

I. CONSISTENCIA DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO

Como lo anticipaba la discrepancia entre la evolución de los agregados de suma simple y la de los superlativos, sus tasas de crecimiento tienen también comportamientos diferentes. En la figura 4 que muestra la evolución de M1 y M3 se aprecia que la trayectoria del primero en gran parte del período está inversamente rela-

cionada con la de M3, lo que podría sugerir medidas de política monetaria discrepantes según la definición de dinero que se adopte. Esta situación no se presenta con los índices superlativos pues M1D y M3D exhiben un comportamiento similar, como se aprecia en la figura 4. Una relación parecida existe entre M3 y L y sus contrapartidas TTD, pues éstos últimos tienen un comportamiento virtualmente idéntico, mientras que los agregados de suma simple muestran una conducta divergente en gran parte de su recorrido.

Esta discrepancia limita la utilidad de los agregados convencionales en el control de los medios de pago, pues todo intento destinado a reducir el ritmo de aumento de M1 por lo general estará asociado a un incremento en la tasa de crecimiento de los agregados más amplios y viceversa.

Tasas de crecimiento del dinero

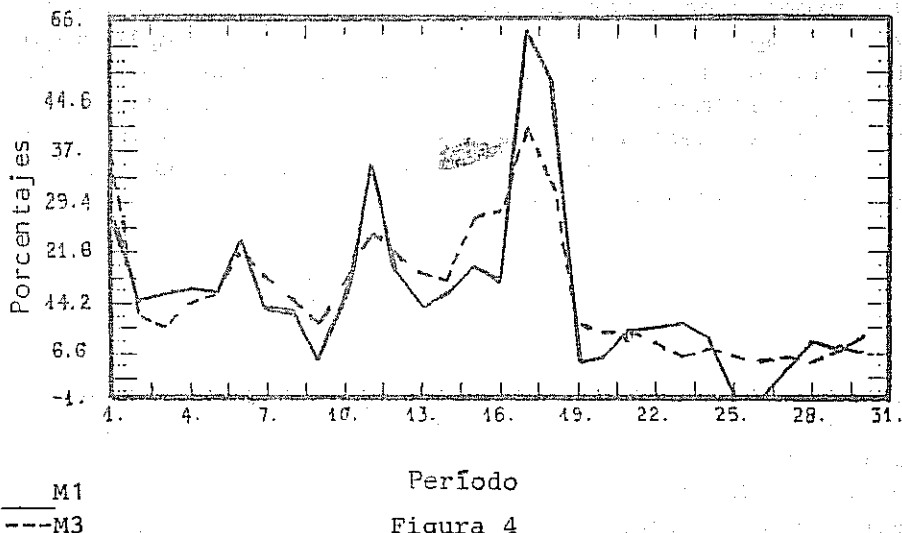
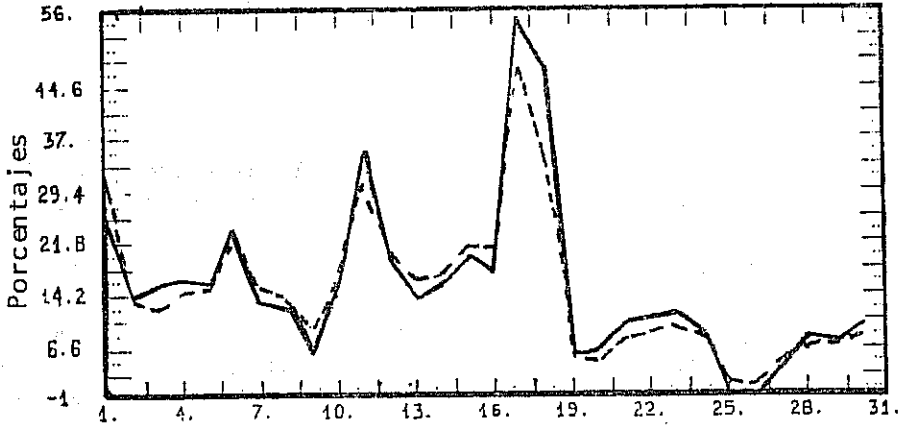


Figura 4

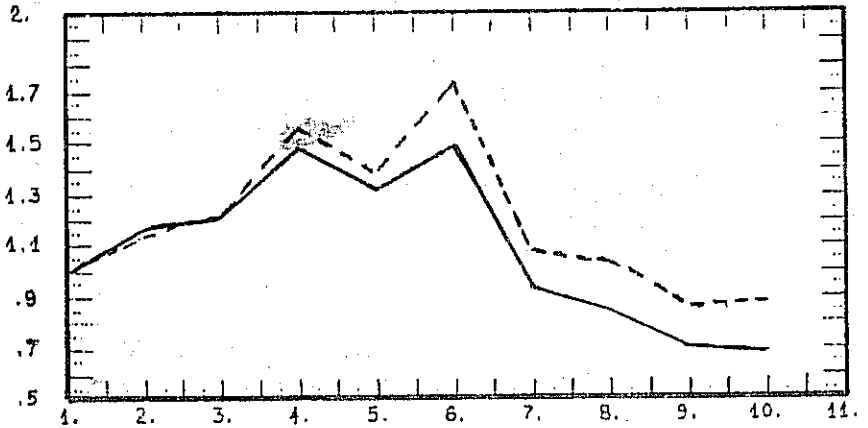
Tasas de crecimiento Indices T-T-D



— M1D
 - - - M3D

Figura 5

Velocidad de Circulación



— M3
 - - - M3D

Período
 Figura 6

2. EVOLUCION DE LA VELOCIDAD PRODUCTO DE LOS AGREGADOS MONETARIOS

La velocidad de circulación del ingreso también es distinta según se la mida con los índices convencionales o con los superlativos. Esto se aprecia en la figura 6 en la que se muestra la evolución de la velocidad producto calculada con M3 y M3D para cada trimestre y normalizada en el primer período de 1984. Los resultados señalan que el último indicador aumenta más rápidamente que el anterior hasta mediados de 1985 (en que se instrumenta el Plan Austral) y luego declina a un ritmo menor, lo que representa un comportamiento más consistente que el del agregado convencional.

Este comportamiento tiene, además, sentido económico y estaría confirmando que el dinero definido de este modo es considerado como un bien por las unidades económicas en sus decisiones de optimización. En efecto, teniendo en cuenta que el agregado comprende ciertos activos con rendimientos controlados y que tiene numerosos sustitutos, es de esperar que en épocas de alta inflación y elevados rendimientos de activos competitivos exista un desplazamiento hacia estos últimos, pues el costo de uso de los servicios monetarios aumenta. Esto genera un efecto ingreso negativo que reduce el flujo de servicios financieros y provoca una caída en la liquidez global del sistema. Por este motivo puede esperarse que el índice TTD crezca relativamente menos en épocas de alta inflación y por consiguiente la velocidad de circulación sea mayor que la derivada de los de suma simple y viceversa.

Multiplicador de la base monetaria

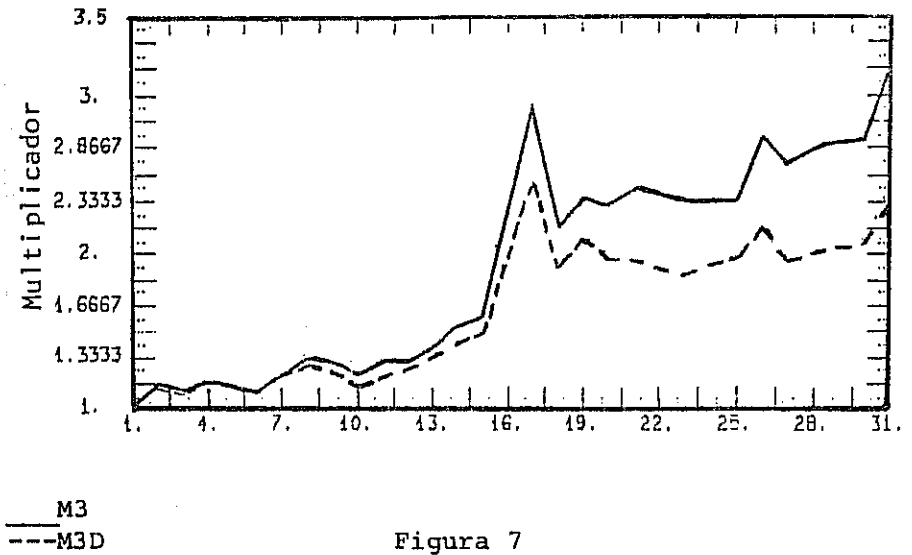
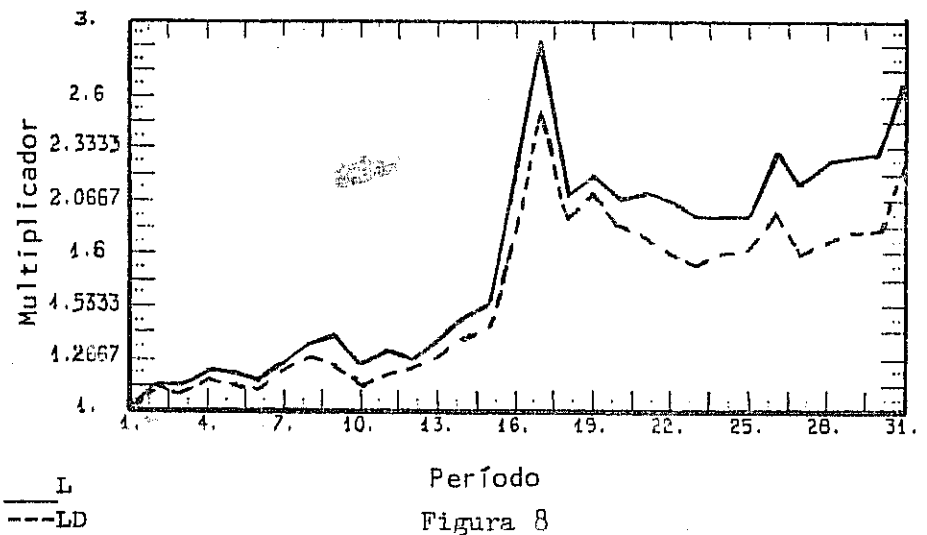


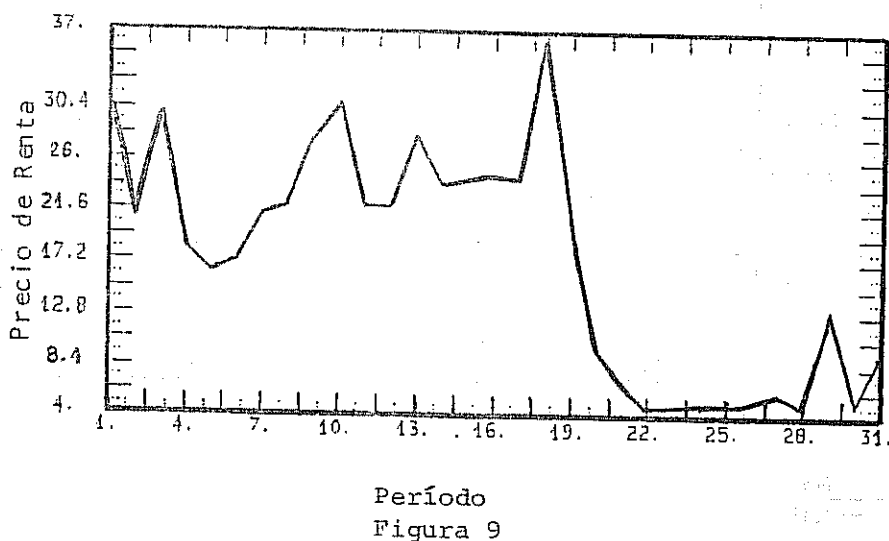
Figura 7

Multiplicador de la base monetaria



Período
 Figura 8

Costo de uso del dinero



3. ESTABILIDAD DEL MULTIPLICADOR DE LA BASE MONETARIA

En la figura 7 se presenta la evolución del multiplicador de la base monetaria (que incluye billetes y monedas, efectivo en el sistema financiero y depósitos en cuenta corriente en el Banco Central) calculado empleando los agregados monetarios de suma simple M3 y el índice superlativo M3D. Allí se aprecia que el multiplicador para este último es bastante estable a lo largo del tiempo, con excepción de la primera parte del año 1985, y que sus fluctuaciones mostrarían un comportamiento más consistente con el ciclo de la tasa de interés que el que insinúa el calculado con el agregado de suma simple. El multiplicador de la base monetaria para este último, por otra parte, dista mucho de ser estable.

4. EL CONTENIDO INFORMATIVO DEL INDICE

Un atributo potencial del dinero es que contiene información relevante sobre las variaciones del ingreso nominal. Por consiguiente, su eficiencia como indicador de los cambios en el nivel de actividad será mayor mientras más representativas sean sus mediciones.

La teoría de la información empleada para comparar las propiedades de los diferentes agregados monetarios es relativamente simple y se asienta en el contenido en información de una variable aleatoria con respecto a otra, que se define como la diferencia entre la incertidumbre esperada de la primera y la incertidumbre esperada de la primera condicionada por la segunda. Esta medida de información para un modelo bivariante en el que el ingreso nominal (Y) y el dinero (M) representan vectores conjuntos normalmente distribuidos de n observaciones cada uno, asociada a supuestos de variancia constante, ausencia de correlación entre M e Y y autocorrelación cero, permite expresar el contenido de información esperada de M con respecto a Y así (Cockerline y Murray, 1981):

$$I_{y|m} = 0.5 \ln[1/(1 - R^2)] \quad (18)$$

donde R^2 es el coeficiente de determinación del modelo $Y_t = a + bM_t + e_t$, en el que e_t es una variable aleatoria con media cero, variancia constante y no autorrelacionada. Como esta condición es muy probable que no se cumpla entre estas variables, se aplicó una transformación autorregresiva de primer orden ajustando la ecuación anterior con un modelo AR1 que relaciona el producto bruto interno a precios de mercado con las distintas definiciones de M. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2

Contenido en información de distintos agregados monetarios

Agregado	R2	DW	r	Agregado	R2	DW	r
M1	0.507	2.242	0.756	M1D	0.507	2.242	0.756
M2	0.693	1.965	0.701	M2D	0.821	2.260	0.529
L	0.778	2.020	0.659	LD	0.882	2.313	0.433

Allí se aprecia que L es el agregado monetario con mayor contenido informativo entre los de suma simple y LD entre los superlativos y que el contenido en información es en general más alto cuando se emplean los índices del tipo TTD que los de suma simple. Un análisis similar puede hacerse con respecto a otras variables relevantes, como la tasa de inflación y la de desempleo, por ej. (Barnett, 1982) 12/.

5. ANALISIS DE CAUSALIDAD

Desde una perspectiva monetarista, la oferta de dinero tiene una influencia decisiva en la determinación del nivel de actividad económica. Con el propósito de contrastar empíricamente esta proposición Sims (1972) propuso un test de causalidad entre los agregados monetarios y el producto bruto nacional que es una aplica-

ción directa de la definición de Granger, confirmando la hipótesis nula que postula que la causalidad va desde el dinero al nivel de actividad, sin retroalimentación. El test de Sims para contrastar la causalidad unidireccional entre X e Y consiste en ajustar Y con valores pasados y futuros de X. Si la causalidad es de X hacia Y solamente ($X \rightarrow Y$), el conjunto de valores futuros de X en la regresión debe tener coeficientes no significativamente distintos de cero 13/.

Para contrastar la causalidad entre el primer agregado monetario de suma simple y el nivel de actividad se hicieron cuatro regresiones: En la primera se ajustó M1 con los valores del producto bruto interno del período y de 8 períodos anteriores; en la segunda se agregaron como variables explicativas cuatro valores futuros; en la tercera se relacionó el nivel de actividad con los valores de M1 correspondientes al período y a 8 anteriores y en la última se agregan a esta ecuación cuatro variables futuras. En un segundo conjunto de ecuaciones M1 se reemplaza por M3 y en otro ésta se sustituye por M3D 14/.

Los resultados obtenidos muestran que todas las regresiones son significativas y que los ajustes empleando los indicadores superlativos son mejores que los que utilizan los de suma simple. Sin embargo, para que exista causalidad unidireccional de M1 al PBI por ej., los valores futuros del agregado monetario no deben ser significativos en la explicación del nivel de actividad, mientras que los valores futuros del PBI debieran serlo en la explicación del comportamiento de M1. Para contrastar si el grupo de coeficientes correspondientes a los valores futuros de las variables es significativamente distinto de cero, se empleó el test F en la forma propuesta por Kmenta (1977, pág. 440) obteniéndose los valores consignados en la última columna de la tabla 3.

Tabla 3

Significación de los coeficientes de variables futuras

Causalidad	Correlación	F. observado (4, 10)
M1 - > PBI	PBI respecto a M1	0.106
M3 - > PBI	PBI respecto a M3	0.446
M3D - > PBI	PBI respecto a M3D	0.379
PBI - > M1	M1 respecto a PBI	0.038
PBI - > M3	M3 respecto a PBI	0.040
PBI - > M3D	M3D respecto a PBI	0.010

Valor teórico para $F(4, 10)$ al 10,5 y 10/o: 2.61, 3.48 y 5.99

Estos resultados contrastan con los obtenidos por Sims (1972) en Estados Unidos y Barth y Bennett (1974) para Canadá, ya que en ningún caso aceptan la presencia de una relación unidireccional entre dinero e ingreso o viceversa. Ni los valores futuros del dinero parecen influir en el comportamiento del nivel de actividad, ni los de éste en aquél, pues los coeficientes correspondientes a esas variables no son significativamente distintos de cero en ninguna regresión. Estas conclusiones deben tomarse con reservas, sin embargo, debido a que el número de observaciones no proporcionaría los grados de libertad convenientes y a las limitaciones que surgen del correlograma de los residuos, que no habrían sido transformados en ruido blanco. Para obtener resultados concluyentes debieran agregarse observaciones y quizás emplearse métodos de contrastación alternativos.

VI. PRINCIPALES CONCLUSIONES

La agregación de los activos monetarios mediante la suma simple significa en realidad construir índices que derivan de una función de preferencias particularmente restrictiva, suponen sustituibilidad perfecta entre sus componentes y exhiben un comportamiento inconsistente.

Los agregados monetarios calculados empleando índices del tipo Tornqvist - Theil - Divisia suponen que la función de preferencia de los consumidores es separable en sus argumentos (una característica contrastable empíricamente), derivan de formas funcionales flexibles y son consistentes con la conducta de optimización de las unidades económicas, lo que les confiere un apropiado marco teórico.

Los resultados que se obtienen empleando uno y otro enfoque son también diferentes, comprobándose que el crecimiento de los agregados superlativos es apreciablemente menor que el de los tradicionales y que su comportamiento también es distinto. Con el propósito de averiguar cual de ellos cumple mejor las funciones que tradicionalmente se asignan al dinero, se examina la consistencia de los distintos agregados, su contenido en información y las relaciones de causalidad que los vinculan con otros indicadores relevantes.

La primera comprobación muestra que las tasas de crecimiento de los índices superlativos son similares, mientras que las correspondientes a los convencionales tienen trayectorias discrepantes que además están inversamente relacionadas en gran parte de su recorrido. Este comportamiento podría inducir medidas de política monetaria diferentes según la definición de dinero que se adopte, lo que significa que los indicadores superlativos son más confiables que los de suma simple cuando se los utiliza como una variable indicativa del dinero.

Los índices de Tornqvist - Theil - Divisia muestran también una mayor consistencia cuando se los emplea para medir la velocidad producto de los agregados monetarios, debido a que sólo varían cuando los cambios en los rendimientos de los activos monetarios dan lugar a un efecto ingreso negativo, que reduce el flujo de servicios financieros y provoca una caída en la liquidez del sistema económico.

El multiplicador de la base monetaria calculado empleando los índices superlativos acusa una mayor estabilidad a lo largo del tiempo que el que proporcionan los de suma simple y también mostraría un comportamiento más consistente con el ciclo de la tasa de interés.

Las conclusiones que se extraen empleando la teoría de la información señalan que los agregados monetarios del tipo Tornqvist - Theil - Divisia son superiores como indicadores del comportamiento del ingreso corriente. El contenido en información es en general más alto cuando se emplean los índices superlativos que cuando se utilizan los de suma simple.

Finalmente, los resultados derivados del análisis de causalidad no marcan diferencias entre los indicadores superlativos y los convencionales, pero deben tomarse con reservas pues es necesario revisarlos empleando más observaciones y utilizando métodos de contrastación alternativos.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Banco Central de la República Argentina: "Boletín Estadístico", Buenos Aires (años 1982 a 1985).
- Banco Central de la República Argentina: "Memoria Anual", Buenos Aires (años 1982 a 1985).
- Barnett W. A. (1978): "The user cost of money", *Economic Letters* 1, págs. 145-149.
- Barnett, W.A. (1980): "Economic monetary aggregation. An application of index number theory and aggregation theory", *Journal of Econometrics* 14, págs. 11-48.
- Barnett, W. A. (1981): "New concepts of aggregated money", *Journal of Finance*, págs. 497-505.
- Barnett, W. A. (1982): "The optimal level of monetary aggregation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 14, págs. 687-710.
- Barnett, W.A. y Spindt, P. (1979): "The velocity behavior and information content of Divisia monetary aggregates", *Economic Letters* 4, págs. 51-57.
- Barnett, W. A. y Spindt, P. (1982): "Divisia monetary aggregates. Compilation data and historical behavior", Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington.
- Barth, J. R. y Bennett, J. T. (1974): "The role of money in the Canadian economy: an empirical test", *Canadian Journal of Economics* VII, págs. 307-311.
- Berndt, R. E. y Christensen, L. R. (1973): "The internal structure of functional relationships: Separability, substitution and aggregation", *Review of Economic and Statistics*, vol. XL págs. 410-413.
- Blackorby, D., Primont, D. y Russell, R. R. (1978): "Duality, separability and functional structure", North Holland, Amsterdam.
- Cockerlina, J. y Murray J., (1981): "A comparison of alternative methods of monetary aggregation: Some preliminary evidence", Technical Report, Bank of Canada.
- Delfino, J. A. (1982): "La sustitución de insumos en el sector manufacturero argentino", Tesis de doctorado, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Delfino, J. A. (1983): "Dualidad, números índices y cambios en el bienestar". Trabajo presentado al 5to. Congreso Latinoamericano de la Sociedad Econométrica. Santiago de Chile.
- Diewert, W. E. (1976): "Exact and superlative index numbers", *Journal of Econometrics* 4, págs. 115/146.
- Estudio M.A.M. Broda y Asociados (1986): "Carta Económica", Buenos Aires (varios números).
- Fiel: "Indicadores de Coyuntura", Buenos Aires, años 1982 a 1986.
- Lau L. J. (1979): "On exact index numbers", *Review of Economic and Statistics*, vol. LXI, págs. 73-82.
- Kmenta, J. (1977): "Elementos de econometría", Vicens Vives, Barcelona.
- Simpson, T. D. (1980): "The redundancy of monetary aggregates", *Federal Reserve Bulletin*, vol. 66, págs. 97-114.
- Sims, C. A. (1972): "Money, income and causality", *American Economic Review*, vol. 63, págs. 540-552.
- Varian, H. (1980): "Análisis microeconómico", Bosch, Barcelona.

NOTAS

- 1/ Si esta solución es única, entonces V también está definida así $V(P/Y) = U \{ X_i(P/Y) \}$ y teniendo en cuenta los supuestos acerca de la función de preferencias, X_i es continua y V continua, no creciente y cuasiconcava en E .
- 2/ En este análisis el período de tiempo t se define como el intervalo $[(t, t+1)]$ que incluye el instante t pero no el $t+1$. Los stocks de activos monetarios y bonos son constantes durante cada período y solo cambian al final, lo que significa que cualquier cambio en las tenencias que ocurra en el intervalo t no se considera hasta el comienzo del $t+1$. Los intereses sobre bonos y activos monetarios se pagan al final de cada período (lo que significa que no se consumen en t) y las tasas de interés, precios y salarios solo cambian de un período a otro. La oferta de trabajo se considera determinada exógenamente y se supone que es débil separable en bloque de los demás argumentos de la función de preferencias, por lo que es posible emplear una subfunción de utilidad definida solo sobre éstos.

NOTAS (continuación)

- 3/ Las condiciones necesarias y suficientes para que una función de agregación sea débil separable en sus argumentos requirieron que la tasa marginal de sustitución técnica entre cada par de insumos pertenecientes a un grupo sea independiente de cualquier elemento de otro grupo.
- 4/ Este enfoque, también llamado "funcional", habría recibido su primer aporte del economista ruso A. Konius, quien en 1924 definió un índice de costo de vida de utilidad constante como el cociente entre los gastos mínimos que permiten mantener al mismo nivel de bienestar y corresponden a dos situaciones de optimización con precios distintos.
- 5/ Sólo si la función de utilidad es homotética el índice de costo de vida será invariante, vale decir independiente del nivel de utilidad seleccionado como referencia. Esto es así, pues la homoteticidad implica que el valor del índice depende sólo de los parámetros de la función de agregación (que son constantes para todos los niveles de utilidad) y del vector de precios; esta situación garantiza que el índice proporcionará el mismo valor para cambios idénticos en los determinantes, cualquiera sea el nivel de utilidad inicial. En este caso la expresión analítica se transforma en otra: $P(P_1, P_0, U^A) = P(P_1, P_0, U^B) = P(P_1, P_0) = e(P_1, U^A/P_0) = e(P_1, U^B/P_0)$ en la que es evidente que el indicador, ahora con un adecuado cambio de notación, deja de depender del nivel de utilidad del período base.
- 6/ En el caso homotético la función de agregación podría expresarse así: $f(U, P^A) = f(U, P^B)$, lo que significa que el índice dejaría de depender de los precios de referencia, transformándose en $Q(Q_1, Q_0, P^A) = Q(Q_1, Q_0, P^B) = Q(Q_1, Q_0) = f(U_1)/f(U_0) = f(X_1)/f(X_0) = q(Q_1)/q(Q_0)$, empleando una notación ligeramente distinta, en la que resulta evidente que el índice de cantidades homotético es el cociente entre los valores máximos de la función de preferencia en dos situaciones de precios idénticas.
- 7/ En efecto, definiendo el cambio en el gasto total como $Q(Q_1, Q_0, P_1, P_0) = e(P_1, U^1)/e(P_0, U^0)$ y corrigiéndolo por la desvalorización monetaria con el índice de precios que emplea como referencia el nivel de utilidad del año 0, se obtiene: $Q(Q_1, Q_0, P_1) = e(U^1/P_1)/e(U^0/P_0)$ y si se deflata con el que utiliza el bienestar del año 1, el resultado sería este otro: $e(U^1/P_1)/e(U^0/P_1)$.
- 8/ Aunque estas pruebas constituyen quizás el esfuerzo más importante destinado a atenuar las deficiencias del enfoque "tradicional" de la teoría de los números índices (que considera a precios y cantidades conjuntos independientes de variables y define a partir de ellos una función representativa de su movimiento general sin referencia a ningún marco teórico), benefician también en forma apreciable a los de carácter económico, ya que proporcionan una base adecuada para analizar su consistencia.
- 9/ Este índice se denomina "superlativo" con lo que se quiere indicar que es exacto para una función de agregación que provea una aproximación de segundo grado a una función arbitraria linealmente homogénea.
- 10/ Para los modelos de optimización considerados en la segunda sección, r_{bc} es el rendimiento de los activos empleados para transferir riqueza entre los distintos períodos del horizonte de planeamiento del consumidor.
- 11/ Experimentos citados por Barnett (1980), indican que los índices Divisia son robustos ante modificaciones de r_{bc} dentro del intervalo de valores plausibles para esa variable, en el sentido de que provocan cambios relativamente pequeños en los indicadores.
- 12/ Evidencias de los Estados Unidos sugieren que los agregados monetarios superlativos tienen un mayor contenido en información con respecto a inflación y desempleo y marginalmente más alto con respecto al ingreso nominal que sus contrapartidas de suma simple. Resultados similares correspondientes a Canadá indican, en cambio, que el empleo de estos últimos provoca una pérdida en información, al menos con respecto al ingreso nominal (Cockerline y Murray, 1981).
- 13/ Para aplicar este test el número de observaciones se extendió hacia atrás hasta comienzos de 1975, complementándolas con datos correspondientes al producto bruto interno a precios de 1979 que se corrigió con un índice que combina el de precios mayoristas y el de costo de vida en proporciones de 2 a 1. Además, todas las variables se transformaron empleando el filtro propuesto por Sims con el propósito de reducir la correlación serial de los residuos, redefiniendo a $X(t)$ de este modo: $X(t) = \ln X(t) - 1.5 \ln X(t-1) + 0.5625 \ln X(t-2)$.
- 14/ La eliminación de la correlación implica rezagar las variables dos períodos y por consiguiente se pierden 2 observaciones; otras 12 resultan del atraso y adelante comentados más arriba, lo que significa que la muestra utilizable se reduce de 42 a 28 observaciones. Las ecuaciones, además de la variable corriente, de las rezagadas y en su caso adelantadas, tienen ordenada al origen, tres variables ficticias destinadas a captar estacionalidad y una variable de tendencia, lo que significa que los grados de libertad quedan reducidos a 14 (y a sólo 10 en el modelo completo que emplea los valores futuros de las variables).

COMENTARIO DE HILDEGART AHUMADA AL TRABAJO DE JOSE A. DELFINO

Una cuestión muy importante para la política monetaria es determinar la apropiada definición de dinero. Cuando se prefieren los agregados más amplios generalmente se los calcula por simple suma de componentes, es decir, se pasa de asignar implícitamente un peso igual a cero, al no incluir un determinado componente, a un peso igual a uno, al incluirlo. Esta práctica es también común para el caso argentino. Recientemente, distintos enfoques en la literatura han tratado de obtener ponderadores adecuados para los distintos agregados monetarios. Con este objetivo, el trabajo de Delfino, basado en el enfoque de Barnett (1980), es una importante contribución para las series argentinas al iniciar el camino para la construcción de agregados monetarios ponderados. Mis comentarios se dividirán en dos partes:

1) En primer lugar, es conveniente resaltar algunos aspectos del análisis costo-beneficio de contar con agregados monetarios ponderados. Los beneficios de los agregados ponderados generalmente se los evalúan a través de la comparación con los de suma simple y con rela-

ción al comportamiento estadístico de las ponderaciones, tasas de crecimiento, velocidad ingreso y multiplicador, controlabilidad (en la medida que como instrumento no estén causados en el sentido de Granger por las variables objetivo), capacidad de predicción, etc. Al respecto, la evidencia que se encuentra en la literatura no es clara, por ejemplo para EE.UU y de acuerdo con Barnett, Offenbacher y Spindt (1984) el agregado más amplio ponderado es el que mejor cumple los criterios considerados. En cambio, Batten y Thornton (1985) encuentran superior a M_1 en términos de la estabilidad de la velocidad ingreso. En consecuencia, parece recomendable realizar una exhaustiva evaluación comparativa abarcando el mayor número posible de criterios para cada caso particular.

Para el caso argentino, Delfino analiza 1) consistencia de las tasas de crecimiento 2) evolución de la velocidad producto de los agregados monetarios 3) estabilidad del multiplicador de la base monetaria 4) contenido informativo del índice y 5) análisis de causalidad.

En 1) el autor compara las evoluciones de las tasas de crecimiento de M_1 y M_3 y sus correspondientes ponderados D . subrayando que "la trayectoria del primero en gran parte del período está inversamente relacionada con la de M_3 " (pág. 21) a diferencia de M_1 y M_3D que muestran una evolución más parecida (similarmente para M_3 y L). De allí el autor concluye que "esta discrepancia limita la utilidad de los agregados convencionales en el control de los medios de pago". Sin embargo, las tasas de crecimiento de M_1 y M_3 si bien no son tan próximas como las de M_1 y M_3D no mostrarían una relación inversa según se observa en las figuras 4 y 5; en realidad los coeficientes de correlación son: entre M_1 y M_3 , 0,87; entre M_1 y M_3D , 0,96, entre M_3 y L , 0,97 y entre M_3D y LD , 0,98, para todo el período.

Con respecto a 3) sería conveniente explicar la asociación supuesta entre la fluctuación del multiplicador y el ciclo de la tasa de interés (p.25).

En 4), la evaluación del contenido informativo, sería importante presentar un mayor análisis de los residuos para verificar los supuestos del índice utilizado, en particular la ausencia de autocorrelación (para rezagos de orden mayor al 1ro.) y heterocedasticidad.

Debe también recalcar que del análisis de causalidad presentado en 5) no es posible extraer conclusiones, en particular, por la presencia de residuos con autocorrelación, como el autor manifiesta (ver p.28 y 29). Asimismo, la inclusión de variables contemporáneas (ver p. 28) en las regresiones realizadas no es apropiado para evaluar causalidad (si se estiman por Mínimos Cuadrados Ordinarios).

Sería conveniente extender la evaluación y analizar el comportamiento en el tiempo de los ponderadores y en especial, a un criterio muy requerido por la programación monetaria: ver en que medida es posible predecir la evolución de estos agregados con relación a los de suma simple. Para ello también se requerirá un mayor número de observaciones; el período más largo considerado por el autor en 5) puede también haber afectado los resultados debido al empalme.

Los beneficios deben, no obstante, contrastarse con los costos incurridos en la construcción de estos agregados. La información requerida, los rendimientos de cada activo monetario y el del mayor rendimiento esperado para la obtención del costo de uso del dinero (en sentido Jorgensoniano) puede ser difícil de obtener con la periodicidad y rapidez requerida por la programación monetaria.

En los respectivos rendimientos deberían adicional-

mente tenerse en cuenta otros items que presentan problemas para cuantificación tales como los diferentes impuestos a que están sujetos (Ver Barnett 1980) y otros rendimientos netos no explícitos, por ejemplo, aquellos que diferencian los depósitos en cuenta corriente de los billetes y monedas (Ver, Offenbacher 1980).

La aproximación empírica al máximo rendimiento de referencia, también es dificultosa en los siguientes aspectos. Por una parte, en una economía segmentada y con problemas de información, para algunos sectores económicos el "activo de mayor rendimiento" puede no ser una opción alcanzable, por ejemplo por la existencia de montos mínimos de inversión. Por otra, dentro de la cartera financiera disponible pareciera que deberían también incluirse los activos externos.

ii) En segundo lugar, corresponden señalar algunas observaciones con respecto al enfoque de Barnett. Los fundamentos económicos de la determinación de las ponderaciones se concentran en el lado de la demanda del mercado monetario. En efecto, utiliza hipótesis de la teoría de agregación, basadas en funciones de utilidad (o producción) de los demandantes de dinero, y de números índices, que permite reemplazar por precios los parámetros desconocidos en las funciones de agregación.

El punto es que se está identificando al agregado monetario observado con la cantidad demandada o sea se está suponiendo la igualdad entre las cantidades demandadas y ofrecidas en todo período e independientemente de la periodicidad de la serie disponible, supuesto que será más restrictivo cuanto menor sea ésta. En este sentido, Goldfeld (1982) en sus comentarios a Barnett indica que cuanto más amplio sea un agregado, una mayor diversidad de instituciones y comportamientos (eg. regulaciones) deberán considerarse por el lado de la oferta.

Si el principal y último objetivo de obtener ponde-

raciones es lograr una definición de dinero apropiada para un determinado problema de política monetaria, existe, además, un enfoque alternativo. Roper y Turnovsky (1980) derivan los pesos de un agregado monetario que es óptimo para la minimización de la inestabilidad de la varianza del ingreso. Sin embargo, la obtención empírica de estos ponderadores es bastante complicada, Horn y Martin (1986), utilizando vectores autorregresivos y filtros de Kalman, los calcularon para Australia.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Barnett W. Offenbacher E. and Spindt P., (1984) "The New Divisia Monetary Aggregates" J. of Political Economy, Vo. 9, December
- Batten D. and Thornton D. (1985) "Are Weighted Monetary Aggregates Better than Simple-Sum M1?" Fed. Res. Bank of St. Louis Vol. 67, June-July.
- Goldfeld S. (1982) Comment on Barnett "The Optimal Level of Monetary Aggregation" J. of Money, Credit and Banking Vol. 14 November.
- Horne J. and Martin V. (1986) "Weighted Monetary Aggregates and Monetary Policy" IMF Internal Document, May.
- Offenbacher E. (1982) Comment on Barnett (1980) "Economic Monetary Aggregates" J. of Econometrics Vol. 14 September.
- Roper D. and Turnovsky S. (1980) "The Optimal Monetary Aggregate for Stabilization Policy", Quarterly Journal of Economics Vol. 45 September.

COMENTARIO DE ALFREDO M. NAVARRO AL TRABAJO DE JOSE A. DELFINO

La definición de dinero puede hacerse de dos maneras: determinando "a priori" alguna condición para que un activo sea considerado dinero, de tal forma que los bienes se dividan entre aquellos que son dinero y aquellos que no lo son, o bien reconocer una tercera categoría, compuesta por bienes que son dinero sólo en parte.

En este trabajo el autor, tras fundamentar teóricamente la conveniencia de aplicar este último criterio, realiza estimaciones para Argentina, analizando luego la relación de las nuevas variables construídas con el ingreso real y el ingreso nominal.

Este enfoque no es nuevo en la teoría económica. Gurley (1960) realiza estimaciones donde se asigna un coeficiente unitario a M1, y uno de 0.50 a los depósitos a plazos, Friedman (1970) reconoce la conveniencia de este tipo de estudios, aunque no desarrolla esta línea de investigación.

Más formalmente Timberlake y Fortson (1967) y Laumas

(1968) proponen como criterio para definir el dinero y sus efectos sobre el ingreso nominal, estimando la siguiente ecuación.

$$\Delta Y = a + b \left[\Delta M + \frac{c}{b} \Delta S \right]$$

donde ΔY representa cambios en el Ingreso Nominal, ΔM cambios en M1, ΔS cambios en depósitos a plazo y de otros tipos y a , b y c parámetros a estimar. Los resultados obtenidos por Laumas indican un coeficiente de $\frac{c}{b}$ igual a 0.4798 para depósitos a plazo en bancos comerciales y valores menores a otros depósitos menos líquidos.

Chetty (1969) aplica otro procedimiento, analizando las elasticidades de sustitución mediante una función CES. Obtiene resultados diferentes, ya que los depósitos a plazo en bancos comerciales tienen el mismo grado de "moneyness" que M1, mientras que otros depósitos tienen grados menores.

El autor sigue una tercera línea, que es la desarrollada por Barnett en los trabajos que cita para lo que aplica un índice que pondera en función de los costos las tasas de crecimiento de cada agregado mediante un índice del tipo Theil-Divisia, procedimiento que tiene la ventaja de incorporar las aportaciones de Konüs (1924) a la teoría económica de los números índices.

La estimación de este tipo de agregados lleva siempre a una nueva forma de definir el dinero con mayor sentido económico. Sin embargo en Argentina cobra mayor importancia aún porque las relaciones entre M_0 , M1, M2, M3 y M4 no son constantes, por lo que pienso que se trata de un tema realmente relevante.

Con respecto a la estimación de los nuevos agregados monetarios, creemos que debiera compararse con esti-

maciones realizadas siguiendo los otros procedimientos reseñados. Nos permitimos sugerir además efectuarlas con varios sistemas alternativos:

- a) Se utiliza un período demasiado corto. ¿Por qué no usar también el período 1977-80, período más largo, con tasas de interés libre y únicas? El período estudiado presenta una profunda fractura en junio de 1985.
- b) El autor utiliza para medir el costo de mantener activos monetarios la diferencia entre el rendimiento de las acciones negociadas en la Bolsa y la tasa de interés pasiva. Creo que la escasa representatividad de la primera y su elevada variabilidad, y lo poco conocido del mercado hacen preferible utilizar el rendimiento de los Bonex, o simplemente la tasa de inflación como promedio de los activos físicos, aunque en este caso sería mejor utilizar la tasa de inflación esperada. Es preciso tener presente que Barnett (1980) evade este problema porque entiende que la tasa de interés nominal es igual a la tasa real, constante en el tiempo, más la tasa de inflación esperada, situación que es bastante distinta en nuestro país, donde existen varias tasas pasivas, generalmente controladas por la autoridad monetaria.

En la última parte de su trabajo el autor realiza dos análisis de las nuevas variables. En primer lugar estudia el poder informativo de los nuevos agregados respecto al ingreso nominal y obtiene resultados que favorecen la hipótesis de que los nuevos agregados monetarios ofrecen mayor información que los convencionales. Sin embargo, dado que el dinero se comporta pasivamente respecto a los precios (Navarro 1986), seguramente lo hará también respecto al ingreso nominal.

Por último estudia la relación de causalidad entre los nuevos agregados monetarios y el producto interno y no obtiene resultados positivos. Sería interesante analizar los efectos de shocks no esperados en M3 y M3D sobre el nivel de actividad mediante técnicas de análisis de causalidad multivariadas.

En síntesis, creo que estamos ante una interesante cuestión, más interesante aún cuando el objeto de análisis es la economía argentina, que ha sido analizada por el autor, desde la perspectiva más moderna y que abre a la discusión un tema tal vez de insospechadas consecuencias para la política económica.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- CHETTY, K.: On Measuring the Nearness of Near. Moneys. AER. Junio 1969.
- FRIEDMAN, M. y SCHWARTZ, A.: Monetary Statistics of de U.S. New York, 1970.
- GURLEY, J. G.: "Liquidity and Financial Institutions in the Postwar Economy", en Studies of Employment Growth and Price Level. Washington, 1960.
- KONUS, A.: El problema del Índice Real del Costo de la vida. Econométrica. Enero 1939 (traducción del artículo original publicado en ruso en 1924) (Publicado en castellano en Lecturas de Econometría, A. Alcalá (ed.), Madrid, 1972).
- LAUMAS, G.: The Degree of Moneyness of Saving Deposits. AER. Junio 1968.
- NAVARRO, A.: Precios Relativos, Dinero e Inflación en Argentina. Anales de la XXV Reunión de la AA de EP.
- TIMBERLAKE, R. y FORTSON, J.: Time deposits in the Definition of Money. AER. Marzo 1967.

REPLICA DE JOSE A. DELFINO A LOS COMENTARIOS DE HILDEGART AHUMADA Y ALFREDO M. NAVARRO

Antes de responder a los comentarios deseo expresar a los autores mi agradecimiento por su valioso aporte para el análisis, revisión y desarrollo de los temas considerados en el trabajo. Quiero también recordar que éste es sólo un limitado esfuerzo individual destinado a promover el estudio de agregados monetarios consistentes con la conducta de las unidades económicas. Por este motivo emplea datos de uso corriente, quizás sin una desagregación adecuada y evita la discusión detallada de numerosas cuestiones importantes.

Teniendo en cuenta el contenido de los comentarios, las respuestas se agrupan en categorías que en general consideran aspectos metodológicos, se ocupan de observaciones formuladas a los criterios empleados para la comparación de los agregados monetarios o revisan algunas cuestiones teóricas. Además y con el propósito de considerarlos de una manera ordenada, en ciertos casos la respuesta es específica, en otros se refiere a observaciones comunes y en algunas circunstancias formula aclaraciones, precisiones y aún extensiones del análisis.

1) Es correcto el comentario de Alfredo Navarro cuando señala que la medición del dinero constituye una vieja preocupación de los economistas y que la ponderación de diferentes activos de acuerdo a su liquidez fue realizada de diversas maneras. Sin embargo, el enfoque desarrollado por Barnett (1982) es quizás el más importante hasta el momento, pues emplea el marco analítico proporcionado por los recientes desarrollos de la teoría económica de los números índices, un área potencialmente importante de la microeconomía aplicada que estudia el comportamiento de las unidades de decisión.

La sugerencia de extender las estimaciones considerando el período 1977 - 1980 es de gran interés, aunque quizás sean más atractivos los meses posteriores, caracterizados por la presencia de numerosos instrumentos financieros.

La medición del costo de oportunidad de los activos monetarios (r_b) empleando el índice de valor de las acciones negociadas en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires es criticable debido fundamentalmente a la moderada dimensión del mercado y a sus fluctuaciones (como lo señalan ambos comentaristas). Sin embargo, el empleo alternativo de activos monetarios de mayor difusión, como los Bonos Externos de la segunda serie o el dólar estadounidense, no habrían proporcionado resultados diferentes: ambos se descartaron pues tienen un comportamiento irregular, similar al del índice bursátil (sus rendimientos acusan una correlación de 0.57 y 0.49 con los de aquel). Las fluctuaciones se corrigieron empleando promedios móviles de cinco meses, una aclaración omitida en el texto.

Finalmente, debe coincidirse también con Hildegart Ahumada en la conveniencia de calcular con mayor detalle los rendimientos de los activos monetarios, considerando particularmente los impuestos que los gravan y otros beneficios implícitos.

2) Al examinar el comportamiento en el tiempo de las tasas de crecimiento de los agregados de suma y simple y de los estimados empleando índices de Tornqvist - Theil - Divisia, el trabajo encuentra una apreciable discrepancia en gran parte de su recorrido. Como esta evidencia que surge de la figura 4 está particularmente referida a la segunda mitad del período examinado, no se refleja en los coeficientes estimados por Hildegart Ahumada empleando todos los datos. Sin embargo, los coeficientes de correlación de Pearson para el último año (0,22 entre M1 y M3, 0,96 entre M1D y M3D, 0,29 entre M1 y L, 0,90 entre M1D y Ld, 0,78 entre M3 y L y 0,95 entre M3D y LD), en general confirman la discrepancia comentada en el trabajo y acentúan el interés en su ampliación, como propone Alfredo Navarro.

Las figuras 7 y 8 muestran que el multiplicador de la base monetaria calculado empleando los índices superlativos es más estable que el que se obtiene con los de suma simple. La presunción de que sus fluctuaciones serían consistentes con el ciclo de la tasa de interés se asienta, en cambio, en una evidencia bastante débil que muestra una asociación negativa entre la tasa de rendimiento real de los bonos externos (un indicador de la tasa de interés de largo plazo) y el multiplicador de la base monetaria medido empleando el agregado M3D. Esto implica un comportamiento anticíclico, en el que las reducciones en la tasa de interés estarán asociados con un crecimiento amortiguado en el agregado monetario superlativo.

Como las limitaciones del análisis de causalidad entre los agregados monetarios y el nivel de actividad (que también señalan los comentaristas) no permitieron obtener resultados concluyentes, se examinó alternativa-mente la relación existente entre diferentes versiones del dinero (medido por esos mismos agregados monetarios) y los precios (representados por el índice del costo de vida de la Capital Federal).

Para ello se empleó un procedimiento que identifica y estima modelos univariantes ARIMA de agregados monetarios e inflación, calcula los residuos (que constituyen una expresión de las "innovaciones" de las series, vale decir la parte de cada observación que no puede predecirse a partir de su propia historia pasada y finalmente examina la función de correlación cruzada entre ellos, con el fin de detectar la existencia y dirección de la causalidad.

Los resultados correspondientes al test de Pierce y Haugh (1977) que se presentan en la tabla siguiente muestran que el estadístico S para 12 rezagos negativos, en el modelo que postula una relación de causalidad desde el dinero definido por el primer agregado monetario de suma simple a los precios ($M1 \rightarrow P$), es apreciablemente menor que su valor esperado para niveles usuales de significación, sugiriendo que la oferta monetaria no determina la tasa de inflación. El valor de S para el mismo número de rezagos positivos tampoco confirmó la existencia de una relación en sentido contrario ($P \rightarrow M1$) ni fue posible comprobar la presencia de retroalimentación ($P \leftarrow M1$).

Test de causalidad entre dinero y precios

Causalidad	K,L	Grados de libertad	S
M1 \rightarrow P	-12, -1	12	9.016
P \rightarrow M1	1, 12	12	11.301
P \leftarrow M1	-12, 12	25	21.468
M3 \rightarrow P	-12, -1	12	11.826
P \rightarrow M3	1, 12	12	20.832
P \leftarrow M3	-12, 12	25	33.220
M3D \rightarrow P	-12, -1	12	13.960
P \rightarrow M3D	1, 12	12	10.857
P \leftarrow M3D	-12, 12	25	25.081

Para un nivel de significación del
 $5\% \chi^2_{(12)} = 21.026$ y $\chi^2_{(25)} = 37.653$.

Al analizar la relación de causalidad entre los precios y el dinero, representado ahora por el índice de Tornqvist - Theil - Divisia M3D se obtiene un resultado similar. Además, un exámen de los coeficientes de correlación cruzada revela en todos los casos pocos valores altos y ningún patrón de comportamiento obvio en la función de correlación.

Esta situación cambia, sin embargo, al examinar la vinculación entre los precios y el dinero definido por M3 pues el S calculado para 12 rezagos negativos supera al tabulado para niveles de significación ligeramente superiores al 5%, sugiriendo la presencia de causalidad en el sentido de Granger de precios a dinero ($P \rightarrow M3$). Los valores de S destinados a contrastar la presencia de una relación de sentido contrario ($M3 \rightarrow P$) o bidireccional ($M3 \leftrightarrow P$) no permiten, en cambio, rechazar la hipótesis nula de series independientes.

Estas evidencias, limitadas por la naturaleza de los datos y el nivel de significación estadística seleccionado, insinuarían que la dinámica de los precios tiene cierto poder predictivo adicional sobre la información proporcionada por la historia pasada de los agregados monetarios convencionales y es independiente del comportamiento de los superlativos.

3) Las ponderaciones de los distintos activos monetarios que componen los agregados superlativos están determinadas esencialmente por las funciones de preferencia de los consumidores y el supuesto de que son tomadores de precios en los mercados financieros. Como derivan de valores de equilibrio de punto máximo en realidad no se obtienen identificando el agregado monetario con la demanda, como expresa Hildegart Ahumada. Sin embargo, sería necesario corregirlas si la organización de los mercados se apartara apreciablemente de formas competitivas.

Finalmente, el cambio en la composición de los activos monetarios en poder del público y por consiguiente en los servicios financieros que proporcionan, provocado por modificaciones en el costo de uso del dinero, se mide por los efectos ingreso y sustitución considerados en la teoría del consumidor (quien en este caso asigna sus recursos a una canasta ampliada, que también incluye servicios financieros).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Falge, E.L. y Pearce, D.K. (1976): "Economically rational expectations: Are innovations in the rate of inflation independent of innovation in measures of monetary and fiscal policy?", *Journal of Political Economy*, vol. 84, págs. 499-522.

Pierce, D.A. y Haugh, L.D. (1977): "Causality in temporal systems: Characterizations and a survey", *Journal of Econometrics*, vol. 5, págs. 265-294.

Schwert, G.W. (1983): "Test of causality. The message in the innovations", en *Theory, policy, institutions*, editado por K. Brunner y A. H. Meltzer, North Holland, Amsterdam, págs. 215-257.

Sosa de Balzano, D.E. (1985): "Tasas de interés: Junio de 1977 a junio de 1982", *Ensayos Económicos*, Banco Central de la República Argentina, nro. 34, págs. 19-79.