

**BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISION ECONOMICA
DEPARTAMENTO MONETARIO
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS
DM-DIE-PI-01-96
ABRIL, 1996**

***COSTA RICA: ESTIMACION DE UNA FUNCION DE
DEMANDA MENSUAL POR EMISION MONETARIA
(1990-1995)¹***

**Olga Monge Alvarado
Enrique Jiménez Chacón**

RESUMEN

En el presente trabajo se estima una función de demanda mensual en términos reales para la emisión monetaria, utilizando una especificación similar a la propuesta por Cagan.

Se estimaron varias funciones que, además de incluir una medida de escala y del costo de oportunidad, incorporaron variables con las cuales se trató de captar fenómenos específicos, como la apertura de la cuenta de capitales, el aumento de la profundización financiera y el proceso de innovaciones financieras.

Con base en las pruebas realizadas, se seleccionaron tres funciones que muestran un comportamiento econométrico satisfactorio y errores de pronóstico inferiores al 3%. Además, presentan elasticidades-ingreso consistentes con los resultados obtenidos en estudios recientes para Costa Rica, en el caso del numerario, que es un agregado comparable con la emisión, así como con los resultados teóricos derivados de los trabajos de Brunner y Meltzer para la demanda de dinero por transacciones.

¹ Se agradecen las observaciones realizadas por el Dr. Norberto Zúñiga F. y el Lic. Mauricio Mayorga M..

I. INTRODUCCION

En los últimos años, los departamentos Monetario y de Investigaciones Económicas han desarrollado en forma conjunta funciones para estimar la demanda por algunos agregados monetarios, con el fin de contribuir a mejorar el ejercicio de programación financiera del Banco Central. Producto de este esfuerzo, se dispone en la actualidad de funciones trimestrales y anuales para el medio circulante (M1), total y por componentes, los depósitos a plazo del sector privado y el M2, definido como M1 más los depósitos a plazo y de ahorro del público en los bancos comerciales.

Pese a estos avances, no se dispone todavía de una función para la emisión monetaria, por lo cual para pronosticar dicha variable lo que se ha hecho en el pasado es emplear la función del numerario o bien, aplicar un crecimiento equivalente a la variación prevista para la producción nominal. El primero de estos procedimientos ha tenido que descartarse desde hace ya varios meses, debido a que la función correspondiente al numerario ha venido presentando algunos problemas, mientras que el segundo método tiene el inconveniente de que supone que la velocidad de circulación del dinero es constante.

En vista de la importancia que tiene para el Banco Central estimar con cierto grado de exactitud la demanda de emisión, puesto que ésta constituye su principal pasivo monetario, y dadas las limitaciones que presentan los actuales métodos, surgió la necesidad de desarrollar una función de demanda específica para este agregado.

En una primera etapa, este proyecto se orientó a estimar una función mensual, para satisfacer las necesidades inmediatas de la programación monetaria; las estimaciones se realizaron con cifras reales desestacionalizadas del período 1990-1995², que se caracteriza por ser bastante homogéneo. En el futuro, de considerarse pertinente, se podría tratar de obtener funciones trimestrales y anuales.

En el presente informe se detallan los resultados obtenidos en la fase inicial de esta investigación. El trabajo se divide en cinco secciones; en la segunda se discuten algunos aspectos teóricos relativos a la demanda de dinero, enfocados específicamente a la demanda por motivo transacciones, que es el caso en consideración. En la tercera, se presentan ciertos elementos relativos a la especificación del modelo; en la siguiente se detallan las mejores funciones seleccionadas, incluyendo los resultados de las pruebas econométricas efectuadas para juzgar la bondad del ajuste, para finalizar en la quinta sección con las principales conclusiones y recomendaciones que surgen de este estudio.

² También se hicieron pruebas para el período 1987-1995; sin embargo, de conformidad con el análisis gráfico y estadístico se consideró pertinente restringir dicho lapso.

II. ASPECTOS TEORICOS

Siguiendo a Mauleón (1989), cuando se estima una función de demanda de dinero, es preciso considerar al menos dos aspectos de sumo interés: a) la variable de escala a emplear y b) la medida del coste de oportunidad.

La decisión sobre la variable de escala está estrechamente vinculada con el concepto de dinero que se aplique. Así por ejemplo, el enfoque de demanda de dinero basado en su propiedad de servir como medio de cambio, favorece la inclusión de una variable que aproxime el nivel de transacciones de la economía, tal como el producto interno bruto. En contraste, el enfoque del portafolio apoya el uso de la riqueza como variable de escala, pues esta escuela enfatiza en el rol del dinero como activo de reserva. Para algunos autores³, el hecho de que en las especificaciones tradicionales de la demanda monetaria se mezclen aspectos de ambos enfoques lleva a problemas de interpretación de los resultados.

Otro aspecto relacionado con la elección de la variable de escala, es la sensibilidad de la demanda monetaria ante variaciones en ella. En el caso específico del enfoque de transacciones, los estudios ubican la elasticidad-ingreso entre 0,5% y 1%, dependiendo de los supuestos de que se parta. El primer resultado proviene del conocido modelo de Tobin-Baumol, el cual analiza el problema que enfrenta un individuo que trata de hacer sus pagos en forma tal que maximice sus ingresos o minimice su costo de oportunidad. Este costo tiene dos componentes: por un lado está el interés que se deja de percibir al mantener parte del ingreso en efectivo, y por el otro, el coste de cambiar bonos por dinero cuando se requiera liquidez para hacer los pagos. Tomando en cuenta lo anterior, y suponiendo que el individuo distribuye su ingreso nominal, Y , en partes iguales entre bonos y efectivo, puede expresarse la función de costos (C) de la siguiente manera:

$$\text{Min } C = \left[\frac{Y}{2} \right] / n * r + b(n - 1) \quad (1)$$

Donde:

$(Y/2)/n$ = saldo medio de dinero en poder del individuo

r = tasa de interés de los bonos

n = número de subperíodos en que se divide el período total

b = costo de intercambiar bonos por dinero

³ Véase, por ejemplo: Larraín, Felipe: "El caso del dinero desaparecido: Chile: 1984-1986", Cuadernos de Economía, Año XXV, N° 75, Agosto 1988.

Si además se supone que el flujo de gastos se distribuye uniformemente a lo largo del período de estudio, entonces el saldo medio de dinero demandado en cada subperíodo viene dado por:

$$M_d = Y/2n \quad (2)$$

Sustituyendo en (2) el valor de “n” que se obtiene al optimizar la función de costos, y suponiendo que “b” es independiente del valor de la transacción y que los precios se mantienen constantes, se obtiene la siguiente función para la demanda de dinero:

$$M_d = \frac{b}{2}^{0,5} / \sqrt{2} \cdot r^{-0,5} * Y^{0,5} \quad (3)$$

La expresión anterior es comunmente conocida como “regla de la raíz cuadrada”, y su principal resultado es que la elasticidad ingreso de la demanda de dinero es de 0,5 y de -0,5 con respecto a la tasa de interés.

Brunner y Meltzer redefinieron el modelo previo, suponiendo que el costo de intercambiar bonos por dinero, “b”, depende del volumen de transacciones; esto es, que $b = b(Y/n)$, y demostraron que, bajo estas condiciones, la elasticidad de la demanda por motivo de transacciones con respecto al ingreso pasa a ser una variable cuyo valor oscila entre 0,5 y 1,0. Este último resultado constituye una guía para los estudios empíricos, pues da una idea del rango donde debería ubicarse la elasticidad-ingreso de la demanda monetaria por motivo de transacciones.

Otra variable de escala que se puede considerar son los salarios. Existen varias razones que justifican su inclusión: por una parte, se reconoce que el nivel salarial es uno de los componentes del costo de intercambiar bonos por dinero (b), el cual, a su vez, es un determinante de la demanda por transacciones. Asimismo, la demanda de dinero de las empresas depende en gran parte de las necesidades de liquidez originadas en el pago de salarios y, finalmente, es posible que el concepto de riqueza humana propuesto por Friedman se aproxime mejor con esta variable que con el ingreso. Sin embargo en los estudios efectuados para Costa Rica no se ha incorporado esta variable, posiblemente por problemas de información.

En lo que respecta a la medida del costo de oportunidad, se plantean varios aspectos. Uno de ellos es si se debe o no introducir a la tasa de inflación esperada en la función de demanda. Este asunto se analiza partiendo de un modelo en el que existen tres formas en las cuales puede mantenerse la riqueza: bonos, dinero y bienes reales, con rentabilidades respectivas r_b , r_m y r_k , de manera que el costo de mantener dinero se expresa como:

$$\max (r_k - r_m, r_b - r_m) @ \max (p, r)$$

Donde: π = tasa de inflación y r = tasa nominal de los bonos

Por tanto, la variable representativa del coste de oportunidad sería en unas ocasiones el tipo de interés nominal y en otras, la tasa de inflación, pero no ambas, y como esta última variable es una medida bastante pobre de la rentabilidad del capital, puede ser mejor incorporar a la tasa de interés, cuando ésta es determinada por el mercado. Según Mauleón "únicamente enfocando la demanda de dinero desde la óptica de la distribución de riqueza, tiene sentido que varias medidas de rentabilidad de activos alternativos sean determinantes de la demanda de dinero"⁴. No obstante, aún en este caso la justificación teórica para la inclusión de esta variable es dudosa, dado que el efecto esperado de la misma es ambiguo. Si ante una mayor expectativa inflacionaria los individuos reaccionan incrementando su ahorro (por la incertidumbre acerca del futuro), la demanda monetaria nominal podría crecer debido al aumento resultante en la riqueza. Pero, si en vez de ello, los agentes económicos deciden incrementar el consumo presente, el efecto será más bien negativo.

Aplicando este razonamiento al caso de la emisión, si ante una mayor expectativa de inflación se incrementa el ahorro a expensas de la tenencia de efectivo, la demanda nominal de este agregado tendería a caer, dando lugar a una reducción en la demanda de saldos reales. Si, por el contrario, lo que sucede es un aumento en el nivel de consumo, podría generarse una sustitución de activos cuasimonetarios hacia otros de mayor liquidez, lo que es de esperar provoque en el corto plazo un aumento en la demanda nominal de emisión. En tal caso, el efecto sobre la demanda real depende de las proporciones en que varíen la inflación esperada y la demanda nominal, puesto que ambas fuerzas actúan en dirección contraria.

Otros autores como Sachs y Larraín (1994), adoptando una posición clásica, plantean que existe una relación directa y proporcional entre el nivel de precios y la demanda nominal de dinero (de alto poder), ya que los individuos desean mantener un determinado poder adquisitivo. Por tanto, el efecto de la inflación sobre la demanda de saldos reales es nulo.

Otro asunto importante es el tipo de interés a utilizar. Al igual que en el caso de la variable de escala, la elección del tipo de interés depende en parte del concepto de

⁴ Mauleón (1989), pág. 66.

dinero de que se trate. El enfoque de transacciones es consistente con un tipo de corto plazo, dado que es el costo más inmediato de mantener efectivo, mientras que el de distribución de la riqueza es más compatible con la elección de un tipo a largo plazo. Ello debido a que este enfoque suele considerar agregados monetarios más amplios que incluyen activos a corto plazo, por lo cual la alternativa son los activos a largo plazo. No obstante, en condiciones macroeconómicas estables, en las cuales la diferencia en las tasas de interés representa la prima de riesgo, esta elección no es fundamental.

También es importante señalar que en el caso de un agregado monetario estrecho, como el medio circulante o la emisión, el costo de oportunidad se puede aproximar simplemente por la tasa de interés de los activos de corto plazo, pero si se tratara de un agregado amplio, ese coste vendría dado por la tasa de interés de largo plazo menos la variación relativa en el tipo de interés, $r - \Delta r$, que aproxima las posibles pérdidas o ganancias de capital.

Otro problema de carácter técnico relacionado con la estimación de la demanda monetaria es la especificación dinámica de la función. Uno de los modelos más empleados con este propósito es el de ajuste parcial, el cual parte del supuesto de que a corto plazo existe una divergencia entre los saldos monetarios que desea mantener el individuo y los que efectivamente mantiene. Esto debido a que existen costos implícitos al tratar de alterar las tenencias de efectivo, que restringen la posibilidad de que se dé un ajuste inmediato a los valores de equilibrio. Este modelo puede expresarse de la siguiente manera:

$$m_t = m_{t-1} + b(m^d - m_{t-1}) + m_{t-1}(1-b) + b \frac{d\bar{m}}{d\bar{p}}$$

Donde: $b = 1/(1+w)$; w = costo de alterar las tenencias de dinero.

Este mecanismo presenta varios problemas, entre ellos:

- ★ Con frecuencia, las estimaciones empíricas de la función de demanda de dinero que incorporan el supuesto de ajuste parcial, muestran un valor para el coeficiente de la variable dependiente desfasada cercano a la unidad, lo cual implica un ajuste muy lento hacia el valor de equilibrio. Este comportamiento es contradictorio, si se toma en cuenta que hoy día los mercados financieros se ajustan con gran rapidez, y que no existe justificación teórica para la existencia de altos costos de ajuste en estos mercados.
- ★ El mecanismo de transmisión implícito en este modelo, parece asumir que las innovaciones en la política monetaria tienen un efecto predecible sobre los precios, el ingreso real y las tasas de interés, lo cual es inconsistente con la

idea comúnmente aceptada de que la dinámica subyacente en el proceso hacia el equilibrio es compleja.

- ★ Las estimaciones empíricas basadas en el ajuste parcial han generado estimaciones poco precisas de los saldos reales, lo cual presuntamente puede deberse a que no toma en cuenta el impacto a corto plazo de los “shocks” monetarios.

Debido a estas limitaciones, han surgido otros modelos alternativos tales como el “buffer stock” y el mecanismo de corrección de errores. El primer enfoque resalta el papel del dinero como un amortiguador de “shocks”, que suaviza temporalmente la respuesta de la economía a las innovaciones monetarias. La idea central es que estas innovaciones hacen que se produzca a corto plazo una acumulación de saldos monetarios, conforme los individuos se mueven lejos de sus curvas de demanda monetaria de corto plazo.

Existen muchos modelos de este tipo, pero quizás el más popular es el de Carr y Darby, el cual formula la función de demanda de la siguiente forma:

$$m_t - p_t = b_0 + b_1 Y_t + b_2 i_t + b_3 (m_{t-1} - p_{t-1}) + a(m_t - m_t^*) + m_t$$

Donde

$m_t^* = \hat{g}z_t + e_t$	=	componente anticipado de la oferta de dinero
$\hat{m}_t - \hat{g}z_t$	=	innovación monetaria
m_t	=	logaritmo del componente anticipado de la oferta monetaria
z	=	conjunto de variables que tienen una influencia sistemática sobre la oferta de dinero
g	=	vector de coeficientes que se estiman
Y_t	=	logaritmo de la variable de escala
p_t	=	logaritmo del índice de precios empleado
i_t	=	variable de costo de oportunidad
m	=	término de error

Según Boughton y Tavlas (1991), el mecanismo de corrección de errores (MCE) es similar al de “buffer stock”, solo que en este último caso las perturbaciones son captadas por cambios no anticipados en la oferta monetaria, mientras que en el MCE éstas son absorbidas por el desequilibrio de la función de demanda monetaria de largo plazo.

Estos autores realizaron una comparación de estos tres modelos, con base en estimaciones de la demanda monetaria para los cinco países más industrializados, empleando datos trimestrales desde 1963 hasta 1988. Las pruebas evaluaron la estabilidad de los parámetros, la capacidad predictiva fuera de la muestra así como las implicaciones económicas de los modelos. En general, las ecuaciones estimadas resultaron razonablemente estables, pero en las otras pruebas realizadas los modelos de "buffer stock" y de corrección de errores mostraron mejores resultados que el de ajuste parcial, debido a lo cual estos autores concluyen que este último método puede ser "enterrado".

Pese a lo anterior, en el presente estudio se empleará el mecanismo de ajuste parcial para realizar la especificación dinámica de la función de demanda monetaria, debido a que los estudios comparativos de los métodos antes descritos se hicieron para economías desarrolladas, por lo que las conclusiones resultantes no necesariamente son válidas en países como el nuestro. Además, a pesar de los nuevos avances en MCE, los modelos de ajuste parcial continúan siendo muy utilizados alrededor del mundo por su buena capacidad de pronóstico, lo cual se ha verificado también en Costa Rica.

III. ESPECIFICACION DEL MODELO

3.1. MODELO TEORICO

En estudios previos de demanda monetaria efectuados para Costa Rica⁵, se llegó a la conclusión de que el modelo de Cagan explica adecuadamente la demanda de varios agregados monetarios, y que la especificación logarítmica lineal, que es la forma empleada por este autor, es la que genera mejores resultados, tanto desde el punto de vista económico como estadístico.

⁵ Entre estos estudios se pueden citar: Cover y Soto (1988), Durán (1993), Mayorga (1992 y 1993), Soto y Madrigal (1991 y 1992), y Zúñiga (1991).

Con base en estos hallazgos, se dispuso emplear también en esta oportunidad una especificación funcional como la propuesta por Cagan, la cual se expresa de la siguiente manera:

$$(M_t/P_t) = kY_t^h e^{-ar} \quad (1)$$

En términos logarítmicos, la ecuación anterior equivale a:

$$\ln(M_t/P_t) = \ln k + h \ln Y_t - ar \quad (2)$$

Donde:

M_t = saldos monetarios nominales del período t.

P_t = Índice de precios en el período t.

h = Elasticidad de la demanda de dinero respecto a la variable de escala.

r = Variable que mide el coste de oportunidad.

a = Semielasticidad de la demanda de dinero respecto al costo de oportunidad.

El modelo anterior presenta varias características que vale la pena comentar. Una de ellas es que al aplicarse transformación logarítmica, se pueden obtener directamente las elasticidades y semielasticidades de largo plazo y, en caso de que se emplee ajuste parcial, además es posible calcular las de corto plazo.

Otro aspecto importante es que este modelo plantea la existencia de una relación estable entre la demanda real de dinero y sus determinantes, toda vez que las elasticidades y semielasticidades se suponen constantes⁶. Esto significa que los agentes económicos reaccionan lentamente ante cambios en el entorno económico, lo cual es de esperar que ocurra en estimaciones de corto plazo. No obstante, esto puede ser cuestionable en el largo plazo, especialmente en períodos como el actual, en que se producen cambios considerables en el sistema económico, que pueden afectar las decisiones de los agentes económicos sobre sus tenencias monetarias.

Adicionalmente, la especificación en términos reales de la variable independiente se impone, en lugar de contrastar dicha hipótesis mediante el análisis empírico. Una posible consecuencia de este procedimiento es que se obtengan valores muy significativos para la tasa esperada de inflación, variable que, como se dijo antes, es difícil de justificar teóricamente. Pese a estas limitaciones, se empleará como punto de partida este modelo por las razones comentadas previamente.

⁶ Según Kikut (1993), las elasticidades obtenidas a partir de las semielasticidades de una especificación como la analizada son variables.

3.2. DEFINICION DEL MODELO A ESTIMAR

Para estimar la demanda de emisión monetaria, se tomó como base el modelo de Cagan anteriormente comentado, introduciéndole algunas modificaciones para adaptarlo a las circunstancias de la economía costarricense. Con tal fin, se estimaron varias funciones que, además de incluir una variable de escala y una medida del rendimiento que se deja de percibir por mantener saldos monetarios, incorporan otras variables que tratan de captar fenómenos específicos, como la apertura de la cuenta de capitales, el aumento en la profundización financiera y el proceso de innovaciones financieras. Por tanto, en términos generales, las funciones estimadas tienen la siguiente forma:

$$\ln(M_t/P_t) = \ln k + h \ln Y_t - ar \pm dOV \quad (3)$$

Donde d es el coeficiente asociado a "OV", que representa a las otras variables distintas de la escala y el costo de oportunidad. Nótese que el signo teórico esperado para la variable de escala es positivo, pues ceteris paribus, es de esperar que entre mayor sea el nivel de actividad económica, mayor sea la demanda de dinero y viceversa. Por su parte, el signo esperado para la medida del costo de oportunidad es negativo, toda vez que entre más alto sea el rendimiento de los activos alternativos, menos incentivo tendrán los agentes económicos para mantener dinero en sentido restringido, como se define en este trabajo. En el caso de OV, el signo puede ser positivo o negativo, dependiendo de la variable de que se trate, por lo que este aspecto se comentará por separado en cada uno de los casos en consideración.

3.3. COMPORTAMIENTO DE LA EMISION

En el Cuadro N°1, se presentan algunas relaciones que permiten evaluar el comportamiento de la emisión monetaria en Costa Rica en los últimos años. Las cifras muestran que la emisión es un agregado relativamente estable en el tiempo, lo cual se aprecia si se le compara tanto con el PIB como con la riqueza financiera amplia. En efecto, las medidas de variabilidad calculadas (desviación estándar y coeficiente de variación) presentan valores muy cercanos a cero. Lo anterior se refuerza al comparar el comportamiento de la emisión con el de otros agregados como el M1 y el cuasidinero en moneda nacional, los cuales tienden a ser más variables.

Por otra parte, comparando las tasas de variación de la emisión real y de la tasa de interés, se nota que existe una relación inversa entre estas variables en la mayor parte del período. Sin embargo, la emisión presenta menores tasas de variación, lo cual puede ser indicio de que el vínculo existente entre ambas variables no es muy estrecho. Este hecho unido a la gran estabilidad de la relación emisión/PIB, hace preveer una mayor respuesta de la emisión a cambios en el nivel de actividad económica en comparación con variables que midan el costo de oportunidad. En tal caso, el procedimiento

tradicionalmente empleado en el Banco, de proyectar la emisión con base en el crecimiento previsto para la producción, podría no estar tan alejado de la realidad.

No obstante lo anterior, es importante tratar de hallar un modelo que permita predecir con más certeza el comportamiento de la emisión y cuantificar las elasticidades, con el objetivo de adelantar el posible efecto de cambios en las variables explicativas. Además, es conveniente analizar si este agregado depende de variables adicionales a la producción y la tasa de interés.

CUADRO N° 1						
RELACION DE ALGUNOS AGREGADOS CON EL PIB Y LA RIQUEZA FINANCIERA AMPLIA Y VARIACION ANUAL PROMEDIO DE LA TASA BASICA 1/						
AÑO	EMI/PIB	EMI/RFA	M1/PIB	CUAS ¢/PIB	TASA DE VARIACION	
					EMISION	T. BASICA
1990	4,85	9,76	11,11	15,28	-2,98	3,48
1991	4,48	9,60	9,80	17,92	-5,30	5,24
1992	4,59	9,83	10,27	17,39	10,42	-12,30
1993	4,79	10,27	10,18	20,49	12,23	0,78
1994	4,88	10,49	9,81	20,26	9,54	3,92
1995	4,50	10,06	8,47	16,63	-4,88	6,90
Promedio	4,68	10,00	9,94	18,00	3,17	1,34
Desv. Est.	0,18	0,33	0,86	2,05	8,36	6,98
Coef. Var.	0,04	0,03	0,09	0,11	2,64	5,22

1/ Los datos de los agregados monetarios se calcularon con base en los promedios anuales de los saldos a fin de mes. En el caso de la tasa básica, el dato anual se obtuvo a partir del promedios mensuales ponderados.

3.4. SELECCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

a. Variable de escala

En vista de que la emisión monetaria es un agregado que típicamente se emplea como medio de cambio⁷, es de esperar que tenga un vínculo estrecho con el volumen total de transacciones de la economía, por lo cual ésta sería la variable de escala más apropiada. Sin embargo, debido a lo difícil que resulta efectuar este cálculo, puesto que implica contabilizar tanto las compras finales como las intermedias, lo que suele hacerse es usar una medida que la aproxime, siendo la más comúnmente empleada el producto interno bruto (PIB).

Aunque por lo general se acepta que el PIB es una buena aproximación de las transacciones totales, es posible que a raíz de la gran apertura que se ha dado en los últimos años en la economía costarricense, este concepto no sea el más adecuado. Para verificar lo anterior, y al mismo tiempo tratar de mejorar las estimaciones, se calculó el coeficiente de correlación de la emisión con respecto al PIB y la oferta global (OG), que es la suma del PIB y las importaciones, para determinar cuál de estas variables guarda mayor vínculo con la emisión. Estas pruebas se hicieron con datos trimestrales del período comprendido entre 1987 y 1993, pues no se dispone de cifras de la oferta global para años más recientes ni con periodicidad mensual.

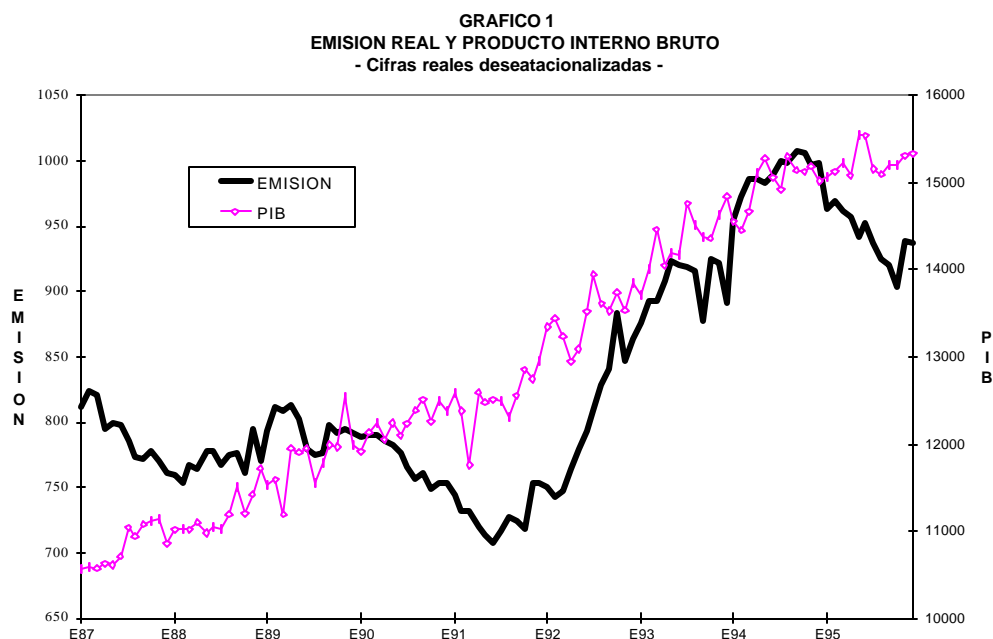
El coeficiente de correlación entre la emisión y el PIB resultó igual a 0,56, mientras que en el caso de la oferta global éste fue de 0,6. Este resultado sugiere que hay una pequeña superioridad de esta última variable como aproximación del nivel de transacciones, pero no es tan importante como podría creerse en primera instancia. En vista de ello, y dado que no existen cifras recientes de la OA ni con la periodicidad deseada, se decidió emplear al PIB como variable de escala.

El Gráfico 1 muestra el comportamiento que han tenido la emisión y el PIB entre 1987 y 1995⁸. Aunque en la mayor parte de este período el vínculo entre estas variables es positivo, tal como se esperaría de acuerdo con los argumentos teóricos, en los años de 1987, 1990 hasta los primeros meses de 1991, y 1995 esta relación más bien fue negativa. Es posible que esa situación esté asociada con el cambio de Gobierno, toda vez que por lo general en el primer año de una nueva Administración, la política económica, incluida la monetaria, suele ser restrictiva, lo cual es posible que repercuta más rápido en la evolución de los agregados monetarios que en la producción, debido a la existencia de rezagos. En el último año, la abrupta caída de la emisión fue resultado no solo del ciclo político, sino también de la mayor contracción monetaria aplicada por el Banco Central con el objeto de contrarrestar los excesos monetarios que se dieron a

⁷ La emisión incluye, además del numerario, la caja de los bancos. No obstante, en el caso de Costa Rica este último componente es poco significativo (al 20 de mayo de 1996 representaba tan solo un 11,8% de la emisión).

⁸ El análisis gráfico se realizó considerando este lapso, para conocer mejor la evolución de las variables. No obstante, las pruebas se realizaron con datos de los años 1990-1995.

finales de 1994, por motivo del cierre y liquidación del Banco Anglo Costarricense. Aunque también hubo una desaceleración en el PIB, ésta fue menor que la caída experimentada por la emisión.



b. Medida del costo de oportunidad

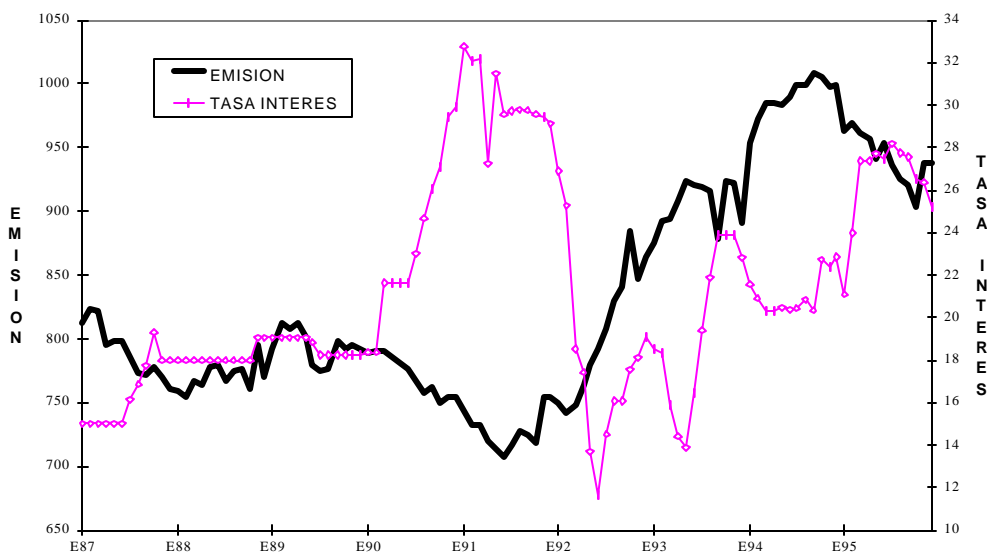
Conforme a lo indicado previamente, la elección de un tipo de interés de corto o largo plazo, no es un aspecto muy relevante cuando la economía está relativamente equilibrada a nivel macro. No obstante, en todo caso es preferible emplear un tipo de corto plazo cuando el agregado a estimar es restringido, como ocurre en esta oportunidad.

Usualmente el corto plazo se identifica con un período de un año o menos, por lo cual es claro que en ese lapso existe una amplia gama de tipos de interés. Con miras a seleccionar una en particular, se realizaron pruebas con las tasas pagadas por el Gobierno y los bancos comerciales a uno y tres meses, así como la tasa básica⁹, real y nominal. Los mejores resultados se obtuvieron con la tasa nominal a tres meses de los bancos comerciales, por lo cual ésta fue la medida seleccionada.

El hecho de que las pruebas favorecieran el uso de la tasa de los bancos en lugar de la del Gobierno podría deberse a la mayor cobertura que tienen las operaciones de los primeros, a nivel nacional.

⁹ La tasa básica es un promedio ponderado de las tasas pagadas por el Gobierno, el Banco Central y los Bancos Comerciales a seis meses.

GRAFICO 2
EMISION REAL Y TASA DE INTERES A TRES MESES PLAZO
EN LOS BANCOS COMERCIALES



Como puede observarse, la relación inversa esperada entre la emisión y la tasa de interés es notoria a partir de 1990, pues antes de ese año esta última variable permaneció relativamente estable. Aunque desde 1985 los bancos estaban en libertad de fijar a discreción las tasas de interés pasivas, éstas se mantuvieron muy estables, posiblemente debido a los controles que aún persistían sobre las tasas activas, los cuales se eliminaron en su totalidad hasta en 1989.

c. Proceso de innovaciones financieras

Desde la década de los ochentas se ha observado en muchos países una pérdida de estabilidad de las funciones de demanda de dinero, que incluso ha llevado a algunos autores a cuestionarse la conveniencia de que las autoridades orienten la política monetaria mediante la fijación de metas (intermedias) al crecimiento de determinados agregados monetarios.

En la literatura económica se ha discutido ampliamente sobre las posibles causas de este fenómeno; hay quienes consideran que el principal factor explicativo son los errores de especificación de los modelos tradicionales, mientras que para otros el aspecto primordial es el proceso de innovaciones financieras que ha tenido lugar en la mayoría de los países en las dos últimas décadas.

Las innovaciones financieras pueden afectar a la emisión monetaria a través del cambio que provocan en el deseo de la gente de mantener saldos en efectivo, toda vez que en su mayoría se caracterizan por ser activos altamente líquidos que ofrecen algún rendimiento, por lo que pueden considerarse sustitutos cercanos del dinero en sentido restringido. Como resultado de ello, la demanda monetaria tiende a ser más inestable, dificultando el control de los medios de pago.

Con el fin de enfrentar este problema, se plantean dos posibilidades: a) redefinir los agregados tradicionales en forma que capten dicho proceso o, b) incorporar en las funciones de demanda alguna variable que absorba el impacto de las innovaciones. En nuestro caso ambas opciones son difíciles de implementar debido a la carencia de información oportuna; sin embargo, en las actuales circunstancias parece un poco más plausible la alternativa "b". Además, en este caso no tendría sentido aplicar la primera alternativa, puesto que el objetivo del trabajo es estimar la emisión.

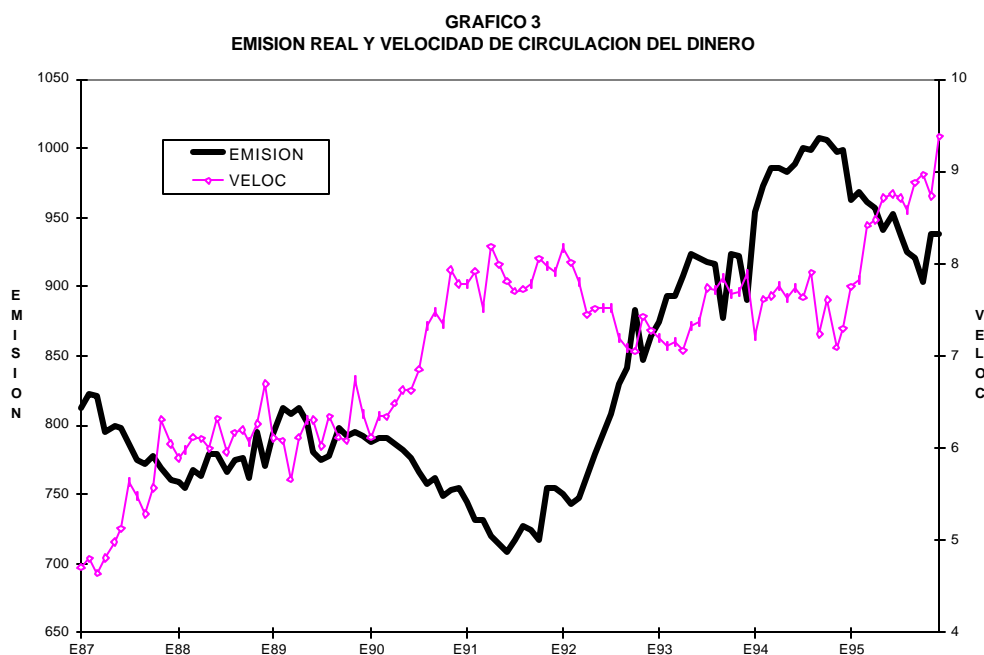
En las estimaciones recientes de demanda monetaria, solo en el caso de los depósitos en cuenta corriente (DCC) se trató de aproximar el efecto de las innovaciones, a través de un índice de cantidad que relacionaba a las operaciones de administración bursátil (OPAB) con los DCC. Aunque este índice resultó estadísticamente significativo, su justificación teórica es discutible, pues si los OPAB son sustitutos de los DCC, lo que debía incluirse en la función era el rendimiento de los primeros, cosa que no fue posible por problemas de información.

En esta ocasión se trató de aproximar este fenómeno incluyendo información sobre las transacciones efectuadas con tarjeta de crédito¹⁰, debido a que el uso de este mecanismo propicia aumentos en la velocidad de circulación del dinero y, por tanto, es de esperar que afecte negativamente a la demanda de dinero altamente líquido.

Pese a los esfuerzos realizados, únicamente se pudo obtener datos para la tarjeta VISA manejada por los bancos estatales. Se realizaron pruebas incorporando, por separado, el saldo del crédito otorgado por este concepto y las nuevas colocaciones. Ninguna de estas variables resultó ser estadísticamente significativa, pero ello puede deberse al hecho de que solo se incluyó una pequeña parte de las operaciones realizadas con tarjeta de crédito. Por tanto, en el futuro sería conveniente profundizar más en este aspecto.

¹⁰ Aunque este procedimiento podría ser objeto de la misma crítica expresada en el párrafo anterior, en el sentido de que no se utiliza una variable de costo de oportunidad, dada la naturaleza de las tarjetas de crédito no es posible definir dicha variable. En todo caso, a futuro sería deseable tratar de medir el proceso de innovaciones financieras de una manera más adecuada, lo cual no fue posible en esta oportunidad debido a la carencia de información.

Otra forma en la cual se trató de captar el efecto de las innovaciones financieras fue introduciendo en la función la “velocidad de circulación del dinero” (VC), definida como la relación entre el PIB y el medio circulante. La idea es que VC refleja las innovaciones, pues conforme se introducen nuevos activos financieros en la economía, la demanda del dinero restringido tiende a caer o, lo que es equivalente, la VC se incrementa. Por tal razón, el signo esperado para esta variable es negativo; lo cual se confirma para gran parte del período en estudio (ver gráfico adjunto).



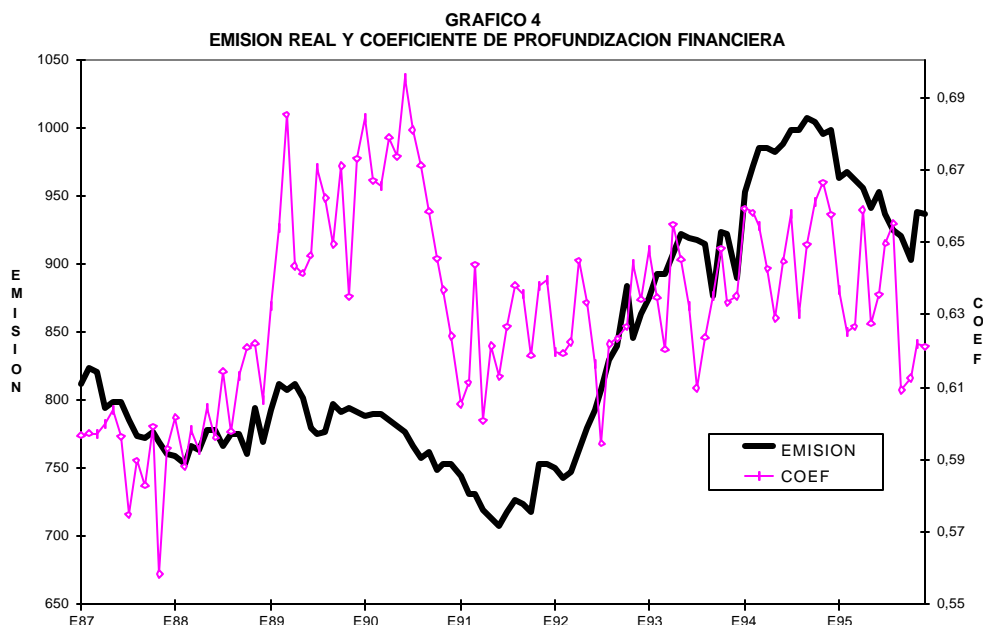
d. Grado de profundización financiera

Un proceso de profundización financiera se presenta cuando los activos financieros internos muestran un ritmo de crecimiento mayor, en comparación con los bienes y servicios disponibles en la economía. Esta situación refleja, en gran medida, la credibilidad que tengan los agentes económicos en el sistema financiero, pues es de esperar que ante una mayor confianza, el público incremente su demanda por estos activos. Este proceso se pretende captar mediante un coeficiente (COEF) definido como la riqueza financiera amplia¹¹ en relación al PIB, real desestacionalizado¹².

¹¹ Incluye el M1, los depósitos cuasimonetarios en moneda nacional y extranjera, los bonos fiscales y de estabilización monetaria y los depósitos a plazo y de ahorro en el Banco Popular.

¹² Aunque en principio se pensó que esta variable podría presentar multicolinealidad, las pruebas econométricas no evidenciaron problemas de este tipo.

Dentro de la riqueza financiera se incluye a la emisión monetaria, por lo cual se esperaría que ante una mayor confianza en el sistema se incremente la demanda por billetes y monedas, aunque en una proporción menor que los otros activos que conforman dicho concepto. Esto debido a que la emisión típicamente se demanda para realizar transacciones, por lo cual es poco sensible ante cambios en el entorno. Por tanto, el signo esperado para COEF es positivo.



e. Entrada de capitales

En los últimos cuatro años, Costa Rica absorbió gran cantidad de recursos financieros provenientes del exterior, motivados entre otras cosas, por las altas tasas de interés internas en comparación con las internacionales, así como la apertura de la cuenta de capitales que se dio a principios de 1992.

Con el propósito de evitar que el mayor flujo de divisas se tradujera en una apreciación real del tipo de cambio -que podría afectar negativamente al sector exportador-, el Banco Central intervino el mercado cambiario efectuando significativas compras de divisas, lo cual dio lugar a una considerable monetización¹³. Aunque el BCCR aplicó medidas de política monetaria restrictivas, en algunos años esta situación llevó a un aumento importante en la oferta de emisión monetaria. También hubo un incremento en la demanda de dinero, debido, entre otras cosas, a que la economía creció en esos años a tasas reales relativamente altas, por lo que la mayor oferta en parte respondió al aumento en la demanda.

Para captar el efecto de la entrada de capitales, se siguieron dos procedimientos. El primero de ellos consistió en introducir una variable ficticia, la cual asume un valor de uno entre febrero y setiembre de 1992¹⁴, que fue cuando se abrió la cuenta de capitales y se produjo la mayor entrada de divisas, y cero en el resto del período¹⁵. Al realizar algunas pruebas econométricas sin considerar a la “dummy” se notó que en 1992 las funciones consideradas sobreestimaban a la emisión, por lo cual se espera que la variable ficticia presente signo negativo. La sobreestimación observada puede deberse a que en ese lapso coincidieron una caída significativa en las tasas de interés, a consecuencia de la monetización asociada a la entrada de capitales, y un crecimiento importante en el PIB real, lo que hacía prever un aumento en la demanda de dinero superior al que realmente se dio¹⁶.

También se trató de aproximar este fenómeno en forma más directa, incorporando en el análisis alguna variable que explique, al menos parcialmente, el aumento en el flujo de recursos financieros privados externos.

¹³ La monetización originada en el sector externo fue muy notoria en 1992, 1993 y en la última parte de 1995. En 1994 también se dio una importante expansión monetaria, pero ésta más bien se relaciona con los problemas financieros que enfrentó en ese año el extinto Banco Anglo Costarricense.

¹⁴ Se realizaron pruebas considerando períodos más amplios, pero los resultados fueron poco satisfactorios, pues la “dummy” perdía poder explicativo y el PIB dejaba de ser significativo.

¹⁵ Pese a que el fenómeno de entrada de capitales inició desde 1991, el mayor flujo se dio en 1992. Lo anterior se debió a diversos factores, pero se considera que dos de los más importantes fueron la apertura de la cuenta de capitales y el diferencial de las tasas de interés.

¹⁶ Esto podría reflejar, entre otras cosas, incertidumbre sobre la posibilidad de que la tasa de interés continuara a niveles bajos.

Para ello se consideraron dos posibilidades: a) que el inversionista compare directamente la tasa de interés en dólares que se paga en el exterior con la que se reconoce en Costa Rica, y b) que la comparación se haga entre el rendimiento que se obtendría al traer dólares al país e invertirlos en colones y el rendimiento resultante al invertir esos dólares en el extranjero. El primero de los casos se cuantificó mediante el diferencial entre la tasa interna en dólares y la tasa libor, ambas a tres meses plazo, mientras que para analizar la segunda posibilidad se empleó el diferencial entre la tasa de interés en colones a tres meses, menos la devaluación y el diferencial cambiario¹⁷, y la tasa libor pagadera a ese mismo período.

Aunque en principio se esperaba que esta última medida diera mejores resultados que la primera, puesto que en el lapso en que se produjo el mayor flujo de capitales (92-93) hubo una marcada diferencia en favor de las inversiones en moneda nacional, ocurrió todo lo contrario, e incluso esta última variable no resultó estadísticamente significativa. Debido a ello, en las pruebas siguientes se calculó el diferencial de tasas de interés (DIF), como se indicó en el punto a) (tasa interna en dólares menos libor a tres meses), que es la forma empleada en el gráfico adjunto.

El signo esperado para el DIF es positivo, pues en teoría, entre más alto sea este diferencial mayor es el incentivo de invertir en el país y, consecuentemente, mayores las entradas de capital¹⁸ y las posibilidades de que se produzca un aumento en la emisión monetaria, inducido por dichas circunstancias.

f. Otras variables analizadas

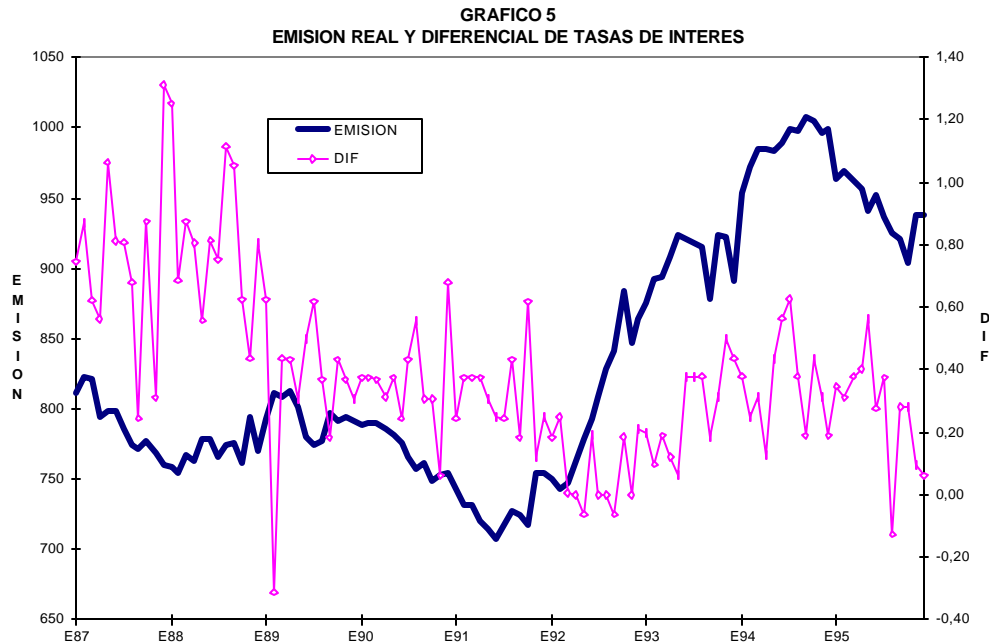
Además de las variables antes indicadas, se hicieron pruebas con algunas otras, tales como la variación del IPC, la tasa libor y la tasa interna en dólares a tres meses, así como el rendimiento de los activos mantenidos en el exterior¹⁹. Con esta última variable se pretendía captar el rendimiento que obtendrían los nacionales si repatriaran su capital financiero.

¹⁷ Definido como la diferencia entre el tipo de cambio de venta y el de compra. Esta variable trata de captar el costo en que incurriría el inversionista que trae dólares, los convierte a colones y posteriormente, al término de su inversión, convierte los colones a dólares.

¹⁸ Aunque en teoría este es el signo esperado, la evidencia para 1993 muestra que los depósitos a plazo promedio en moneda extranjera cayeron con respecto a 1992, pese a que el diferencial se mantuvo prácticamente constante.

¹⁹ Definido como $((1 + \text{libor a 3 meses}/100) * \text{variación trimestral anualizada del tipo de cambio})$.

No obstante, en ninguno de estos casos se obtuvieron buenos resultados, en razón de lo cual dichas variables se excluyeron en las pruebas posteriores.



IV. RESULTADOS

Se realizaron ajustes incorporando al PIB, la tasa de interés (actual y con un rezago), el diferencial de tasas de interés, el coeficiente de profundización financiera, con y sin incluir a la emisión en la riqueza financiera, la velocidad de circulación del dinero y la variable ficticia. Las variables COEF y VELOC se incluyeron en términos logarítmicos y sin ninguna transformación.

Las funciones estimadas presentaron coeficientes de determinación superiores al 0.86 y errores medios de estimación aceptables. Asimismo, las variables resultaron ser significativas y mostraron el signo teóricamente esperado. No obstante, al efectuar el diagnóstico de estos modelos se observó que muchos de ellos presentaban serios problemas de autocorrelación y, en algunos casos, de estabilidad. Cuando se trató de corregir la autocorrelación, el PIB perdió significancia e incluso en algunas funciones pasó a tener signo negativo.

Con base en el diagnóstico efectuado, que incluyó pruebas de aleatoriedad, normalidad, autocorrelación, multicolinealidad, heterocedasticidad y estabilidad, y tomando también en consideración el error medio de estimación dentro y fuera de la muestra, se seleccionaron las tres funciones que se presentan a continuación.

CUADRO N° 2 RESUMEN DE LAS MEJORES FUNCIONES									
FUNCION	R ² ajust.	EMS	Error medio de pron.1/	DIAGNOSTICO 2/					
				N	A	M	H	E	
1. CORC LEMI = -3,27 + 1,09 LPIB - 0,0038 TAC3(-1) + 0,68 LCOEF (14,4) (-3,4) (6,1) -0,04 DUM + 0,60 RHO (-2,6) (6,3)	0,96	0,32	1,09		X				
2. CORC LEMI = -0,44 + 0,13 LPIB - 0,0014 TAC3 + 0,88 LEMI(-1) - 0,31 R (2,8) (-4,0) (23,5) (-2,69)	0,98	0,27	2,04	X				X	
3. CORC LEMI = -4,97 + 1,33 LPIB - 0,46 LVELOC - 0,50 DUM + 0,45 RHO (19,9) (-6,9) (-3,5) (4,2)	0,95	0,39	2,67						

1/ Calculado a tres pasos fuera de la muestra.

2/ N= normalidad; A= aleatoriedad; M=multicolinealidad; H=heterocedasticidad; E=estabilidad.

Cuando no se cumple alguno de estos supuestos, se indica con una "X".

3/ Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos "t".

Donde:

CORC = Ajuste por autocorrelación de primer orden.

LEMI = logaritmo de la emisión en saldos a fin de mes, real desestacionalizada.

LPIB = logaritmo del PIB real desestacionalizado

TAC3 = tasa de interés pasiva de los bancos comerciales a tres meses.

LCOEF = logaritmo del coeficiente de profundización financiera, definido como la riqueza financiera amplia sobre el PIB.

Calculado con cifras reales desestacionalizadas.

De los resultados obtenidos cabe destacar lo siguiente:

1. En términos generales, las funciones seleccionadas muestran un comportamiento econométrico satisfactorio. La función 2 presentó problemas de multicolinealidad entre el PIB y la emisión rezagada, lo cual no es de extrañar, pues esta situación comúnmente ocurre cuando se ajusta un modelo autorregresivo por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Para efectos de pronóstico, que es el principal objetivo de esta investigación, la multicolinealidad no constituye un problema serio en el tanto se mantengan en el futuro las relaciones lineales entre las variables explicativas. Sin embargo, si este supuesto no se cumpliera las proyecciones hechas carecerían de validez, por lo cual esta función puede emplearse, pero con cautela.

2. En su mayor parte las variables resultaron significativas a menos del 1%, y en todos los casos mostraron los signos teóricos esperados.

3. Todas las funciones presentan errores de pronóstico fuera de la muestra inferiores al 3%, resultado que es bastante positivo, dado que el fin último de este trabajo es obtener funciones que permitan pronosticar con un alto grado de precisión la demanda de emisión monetaria.

4. El coeficiente de la variable dependiente desfazada en la función 2 muestra un valor de 0,88, lo cual implica que el factor de ajuste hacia los valores de equilibrio es de 0,12. De conformidad con este resultado, los agentes tardarán cerca de 7,33 meses en acoplar los saldos de emisión observados a los niveles deseados. Este lapso puede resultar relativamente alto, si se considera que no existen grandes costos de ajuste en el caso de un agregado tan líquido como la emisión.

La relativa lentitud en el ajuste hacia los valores de equilibrio obtenida en este estudio, confirma una de las principales críticas que se hace a los modelos de ajuste parcial, la cual fue comentada con anterioridad.

5. En la mayoría de los casos, la elasticidad resultante para la variable de escala es consistente con los resultados teóricos obtenidos por Brunner y Meltzer para la demanda de dinero por transacciones. En efecto, estos autores ubican dicha elasticidad entre 0,5 y 1,0, mientras que en las funciones estos valores resultaron ser, en el orden en que aparecen en el cuadro, de 1,09, 1,08 y 1,33. Nótese que en el caso de la función 2 los coeficientes directamente obtenidos de la regresión representan las elasticidades y semielasticidades de corto plazo, por lo cual el valor de 1,08 corresponde al de largo plazo, que es el dato comparable con los demás.

Para el caso de Costa Rica, los resultados anteriores son coherentes con los obtenidos en las mejores funciones de demanda por numerario trimestral y anual estimadas por Mayorga (1993), las cuales muestran una elasticidad-ingreso a largo plazo de 1,23 y 1,16 respectivamente.

6. La tasa de interés dio mejores resultados con un rezago, lo cual es un indicador de que los agentes económicos toman sus decisiones considerando más el nivel anterior de los tipos de interés que el contemporáneo, ello posiblemente debido a la periodicidad de la función y en algún grado a la existencia de problemas de información. En todo caso, aún con un desfase, la tasa de interés no tiene un efecto considerable sobre la demanda de emisión monetaria.

Conforme a lo mencionado anteriormente, esto podría deberse a que la principal motivación para mantener billetes y monedas es la realización de transacciones, por lo cual los individuos tratarán de mantener en su poder un nivel mínimo de saldos.

7. Los coeficientes asociados a LCOEF y LVELOC son relativamente altos, lo cual parece indicar que las innovaciones y la profundización financiera, que se trataron de aproximar mediante estas variables, son elementos importantes en el comportamiento de la demanda de emisión .

V. CONCLUSIONES

1. Las pruebas realizadas indican que la demanda de emisión monetaria responde principalmente al comportamiento de la producción. Este resultado también se aprecia cuando se analiza la evolución que ha seguido en los últimos años la relación emisión/PIB, la cual se ha mantenido relativamente estable en comparación con la evolución de otros agregados monetarios.

2. Los resultados obtenidos sugieren, además, que la demanda por emisión se ve afectada por los cambios cualitativos que ocurran en el sistema financiero, los cuales fue necesario aproximar mediante las variables LCOEF y LVELOC debido a problemas de información. En este sentido, es conveniente mejorar la medición de las innovaciones financieras, ya que es de esperar que este proceso afecte cada vez más, no solo la demanda de emisión sino también la de otros agregados monetarios.

3. Las variables de costo de oportunidad consideradas en las funciones no resultaron estadísticamente significativas en la mayoría de los casos, y en los que sí lo fueron, mostraron un efecto poco relevante.

4. En vista de que las funciones seleccionadas no muestran grandes diferencias en cuanto a sus cualidades econométricas, pero que a nivel teórico se han planteado algunas críticas importantes a los modelos basados en el supuesto de ajuste parcial, se recomienda, para efectos de pronóstico, emplear la función N° 1, aunque también se podría darle seguimiento a las otras funciones para tener un indicador adicional.

5. Dado que las funciones seleccionadas presentan un error de pronóstico relativamente bajo, se recomienda que sean utilizadas en las proyecciones que realiza el Grupo de Trabajo Monetario, como una herramienta adicional dentro de la programación financiera.

VI. BIBLIOGRAFIA

Boughton, James y Tavlas, George: "What have we learned about estimating the demand for money?", International Monetary Fund, Febrero 1991.

Cover, Mariam y Soto, Martha: "Un modelo de demanda de saldos monetarios reales en Costa Rica", Serie Comentarios sobre Asuntos Económicos, N°80, Banco Central de Costa Rica, 1988.

Dabós, Marcelo y Demaestri, Edgardo: "La demanda de billetes y monedas en la Argentina. Un análisis empírico", Banco Central de la República Argentina, Serie de Estudios Técnicos, N°59, Octubre 1983.

Durán, Rodolfo: "Demanda trimestral por depósitos a plazo, públicos y privados, en moneda nacional", Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas, Diciembre 1993.

Kikut, Otto: "Hipótesis económicas y análisis estadístico: nota técnica", Consejo Monetario Centroamericano, San José, Costa Rica, marzo 1993.

Larraín, Felipe: "El caso del dinero desaparecido: Chile, 1984-1986", Cuadernos de Economía, Año XXV, N°75, Agosto 1988.

Mayorga, Mauricio: "Demanda trimestral por medio circulante real según componentes para Costa Rica", Serie Comentarios sobre Asuntos Económicos, N°117, Banco Central de Costa Rica, noviembre 1993.

Mauleón, Ignacio: "Oferta y demanda de dinero: teoría y evidencia empírica", Alianza Editorial, Madrid 1989.

Sachs, Jeffrey y Larraín, Felipe: "Macroeconomía en la economía global", Prentice Hall Hispanoamericana S.A., México, 1994.

Soto, Martha y Madrigal, Jorge: "Riqueza Financiera del Sector Privado", Banco Central de Costa Rica, DIE -PI-03-91.

Zúñiga, Norberto: "An Application of the BoxCox Transformation to the Money Demand in Costa Rica", The Ohio State University, 1991.

VII. ANEXO METODOLOGICO

1. Se emplearon cifras mensuales, reales y desestacionalizadas del período 1990-1995, lo cual implica un total de 72 observaciones. Se hicieron algunas pruebas con datos de los años comprendidos entre 1987-1995, pero de conformidad con el análisis gráfico y estadístico de estas primeras regresiones se consideró pertinente restringir dicho lapso.

2. Para desestacionalizar las cifras se emplearon coeficientes de estacionalidad calculados con el paquete X11-ARIMA. Estos coeficientes son consistentes con aquellos que usa el Grupo de Trabajo Monetario en las estimaciones de demanda.

3. Las cifras se deflataron con el índice de precios al consumidor (IPC) base 1966. Se empleó esta medida del nivel de precios, porque se considera que es la más directamente relacionada con las transacciones realizadas en la economía y, por tanto, con la demanda de emisión monetaria.

4. Los datos del PIB mensual fueron suministrados por el Departamento de Contabilidad Social. Estas cifras fueron anualizadas para hacerlas comparables con la emisión.

5. Las variables empleadas en las funciones que proporcionaron el mejor ajuste, se definen de la siguiente manera:

- LEMI = logaritmo de la emisión en saldos a fin de mes, real desestacionalizada.
-
- LPIB = logaritmo del PIB real desestacionalizado.
-
- TAC3 = tasa de interés pasiva de los bancos comerciales a tres meses.
-
- LCOEF = logaritmo del coeficiente de profundización financiera, definido como la riqueza financiera amplia sobre el PIB. Calculado con cifras reales desestacionalizadas.
- LVELOC = logaritmo de la velocidad de circulación del dinero, dado por la relación PIB/M1 real desestacionalizada.
- DUM = variable ficticia, que asume un valor de uno entre febrero y setiembre de 1992 y cero en el resto del período.

6. La riqueza financiera amplia incluye el M1 más el cuasidinero en moneda nacional y extranjera, los depósitos a plazo y de ahorro a la vista en el Banco Popular, los bonos fiscales y de estabilización monetaria.