



DOCUMENTO DE TRABAJO  
N.º 001 | 1999

## **Demanda trimestral por emisión monetaria: estimación mediante tres técnicas estadísticas**

Carlos Torres Gutiérrez  
Lorely Villalobos Moreno

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

# Demanda trimestral por emisión monetaria: estimación mediante tres técnicas estadísticas

Carlos Torres Gutiérrez, Lorely Villalobos Moreno\*

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

## Resumen

Este documento presenta la estimación de la demanda trimestral por emisión monetaria mediante tres técnicas estadísticas, a saber: mínimos cuadrados ordinarios, corrección de errores y vectores autorregresivos. La estimación de la demanda se realizó para el periodo 1987–1997. En general las ecuaciones estimadas presentaron resultados satisfactorios en términos económicos y estadísticos. La capacidad de predicción se verificó con los bajos errores de pronóstico, inferiores al 3% para 1997. Se comprobó la estabilidad de la demanda de corto y largo plazo mediante los estadísticos Cusum y Cusum-Cuadrado, así como con la prueba de cointegración de Johansen.

**Palabras clave:** Emisión monetaria; Modelación económica; Demanda de dinero.

**Clasificación JEL:** E37, E52.

---

\* Ambos del Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

# Quarterly Demand for Monetary Emission

Carlos Torres Gutiérrez, Lorely Villalobos Moreno<sup>†</sup>

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

**Key words:** Monetary emission, Economic modeling, Demand for money.

**JEL codes:** E37, E52.

---

<sup>†</sup> Both from Department of Economic Research. BCCR.

## TABLA DE CONTENIDO

I.	INTRODUCCIÓN.....	1
II.	ASPECTOS GENERALES.....	3
2.1.	EMISIÓN MONETARIA.....	3
2.2.	MODELO DE DEMANDA POR DINERO.....	4
2.2.1.	Modelo de mínimos cuadrados ordinarios.....	5
2.2.2.	Modelo de Corrección de Errores.....	7
2.2.3.	Modelo de Vectores Autorregresivos.....	9
III.	ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LOS MODELOS.....	10
3.1.	VARIABLE DEPENDIENTE.....	11
3.2.	VARIABLE DE ESCALA.....	11
3.3.	COSTO DE OPORTUNIDAD.....	11
3.4.	VARIABLES ARTIFICIALES.....	12
3.5.	OTRAS VARIABLES.....	12
3.6.	ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA DEMANDA TRIMESTRAL POR EMISIÓN MONETARIA.....	13
3.6.1.	Modelo Econométrico Tradicional.....	13
3.6.2.	Modelo de Corrección de Errores.....	16
3.6.3.	Modelo de Vectores Autorregresivos.....	18
IV.	ESTABILIDAD DE LA DEMANDA DE DINERO.....	21
V.	CAPACIDAD DE PRONÓSTICO.....	23
VI.	CONSIDERACIONES FINALES.....	25
VII.	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	28
VIII.	ANEXOS.....	31
8.1.	BASE DE DATOS ORIGINALES.....	32
8.2.	MODELO DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS.....	33
8.3.	MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES.....	34
8.3.1.	Prueba de Johansen.....	34
8.3.2.	Vector de corrección de errores.....	35
8.3.3.	Modelo de corrección de errores para el pronóstico.....	36
8.4.	MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS.....	37
8.4.1.	Especificación del VAR seleccionado.....	37

# DEMANDA TRIMESTRAL POR EMISIÓN MONETARIA: ESTIMACIÓN MEDIANTE TRES TÉCNICAS ESTADÍSTICAS<sup>1</sup>

## RESUMEN

*Este documento presenta la estimación de la demanda trimestral por emisión monetaria mediante tres técnicas estadísticas, a saber: mínimos cuadrados ordinarios, corrección de errores y vectores autorregresivos. La estimación de la demanda se realizó para el periodo 1987–1997. En general las ecuaciones estimadas presentaron resultados satisfactorios en términos económicos y estadísticos. La capacidad de predicción se verificó con los bajos errores de pronóstico, inferiores al 3% para 1997. Se comprobó la estabilidad de la demanda de corto y largo plazo mediante los estadísticos Cusum y Cusum-Cuadrado, así como con la prueba de cointegración de Johansen.*

## I. INTRODUCCIÓN

En términos generales una política monetaria basada en el establecimiento y control de una meta intermedia de crecimiento sobre un agregado monetario requiere no solo que su demanda sea estable, tanto en el corto como en el largo plazo, sino también que éste sea controlable por parte de la autoridad monetaria y al mismo tiempo exista un mecanismo de transmisión adecuado del agregado hacia las variables macroeconómicas finales de interés económico: el producto y los precios.

En el caso del Banco Central de Costa Rica, éste tradicionalmente ha seguido una estrategia monetaria de ese tipo, basada en el medio circulante (M1), sin embargo, recientemente se ha detectado cierta inestabilidad en las funciones de demanda para ese agregado monetario, que en algunos casos ha sido producida por problemas de medición, originados en las políticas contables de algunos bancos comerciales, y en otros por la aparición de instrumentos financieros, así como por los procesos de profundización y desregulación financiera.

Ante los problemas señalados en el M1, se decidió darle seguimiento por separado a cada uno de sus componentes. En el último año se concentró el esfuerzo en un agregado monetario restringido como la emisión monetaria y uno amplio como la riqueza financiera del sector privado, con el fin de utilizarlos en la programación financiera, mientras se efectuaba

---

<sup>1</sup> Revisado por Martha Soto B., coordinadora Grupo de Trabajo Monetario (GTM).

Se agradecen las observaciones del Dr. Hermann Hess, miembro de la Junta Directiva del Banco Central.

un estudio riguroso sobre una gama de agregados monetarios que cumplieran con los requisitos mencionados, hasta tanto no varíe la estrategia de política monetaria mencionada.

En este contexto el Grupo de Trabajo Monetario (GTM) se concentró inicialmente en el estudio de la emisión monetaria; para ello se estimó su demanda y examinó el cumplimiento de la primera de las condiciones para la efectividad de la política monetaria; es decir, la condición de estabilidad de corto y largo plazo. Así mismo por ser este agregado restringido el principal pasivo monetario, se asume que es controlable por parte del Banco Central y que el canal mediante el cual se afecta el gasto agregado y los precios de la economía es consistente con su seguimiento. Sin embargo, el cumplimiento de estos dos últimos supuestos se evaluarán apropiadamente en una etapa de investigación posterior.

El objetivo de este documento es presentar los resultados de la estimación de la demanda trimestral por emisión monetaria mediante tres técnicas estadísticas que cumplen con el requisito de estabilidad y poseen el mejor poder de predicción en periodos subanuales. La idea es que estas estimaciones sirvan como insumo para el diseño y seguimiento de la programación financiera que realiza el Banco Central. La función se estimó mediante las técnicas de mínimos cuadrados ordinarios, corrección de errores y vectores autorregresivos. Se decidió modelar la emisión monetaria con tres técnicas con el fin de tener varios modelos alternativos para el pronóstico y así darle seguimiento a sus errores de pronóstico, de tal forma que pueda ponderarse el poder explicativo de cada modelo y obtener mejores resultados.

El documento se estructura de la siguiente manera: en la segunda parte se presentan algunos aspectos generales sobre la emisión monetaria y sobre algunos aspectos teóricos sobre los tres modelos. En la tercera parte se estima empíricamente la demanda trimestral por emisión según los distintos modelos. En la cuarta sección se analiza la estabilidad de la demanda de dinero. En la quinta parte se evalúa la capacidad de pronóstico de los modelos y finalmente se presentan las conclusiones.

## II. ASPECTOS GENERALES

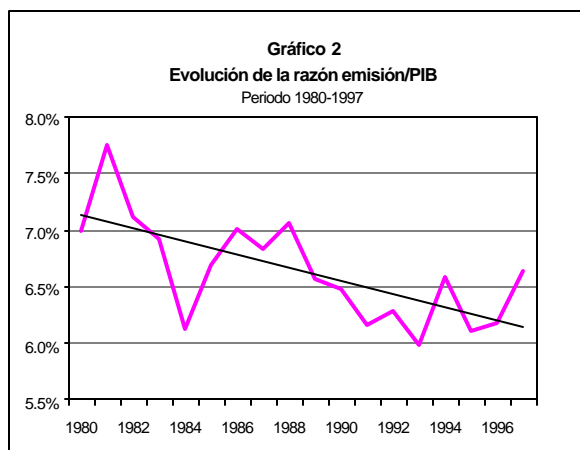
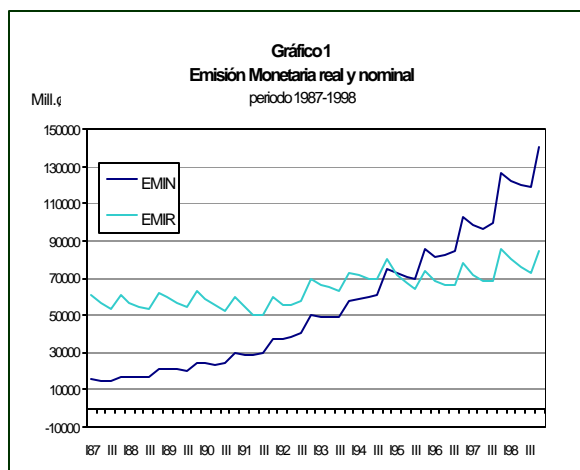
En esta sección se mencionan algunos aspectos generales sobre el agregado monetario en estudio, así como aspectos teóricos sobre la demanda por dinero y sobre las técnicas estadísticas que se utilizan para estimarla.

### 2.1. EMISIÓN MONETARIA

La emisión constituye el principal pasivo monetario del Banco Central de Costa Rica, esta incorpora el numerario en poder del público y el numerario en poder del sistema bancario (o caja de los bancos). El primer componente representa cerca del 90% de la emisión y el segundo el restante 10%.

Al observar el comportamiento de este agregado dentro del año se hace evidente que la serie no es estacionaria, es decir, no tiene una media y una variancia constantes<sup>2</sup> y que está altamente influenciada por su componente estacional<sup>3</sup>, el cual se caracteriza por un incremento periódico acentuado hacia finales del año, como puede observarse en el gráfico 1, por lo que necesariamente el análisis de ésta variable debe contemplar la existencia de estos fenómenos.

La emisión monetaria típicamente se emplea como medio de cambio, por lo que generalmente en el análisis de demanda se asocia con el volumen de transacciones de la economía o el producto interno bruto, aunque históricamente su participación dentro de éste



<sup>2</sup> Se puede diferenciar la estacionariedad de acuerdo con Coymans (1994) en fuertemente estacionaria y débilmente estacionaria. La primera requiere que los momentos de la distribución de probabilidad de la variable sean independientes del tiempo. La segunda requiere que ello se cumpla para los dos primeros momentos (media, variancia y covariancia).

<sup>3</sup> Patrón de comportamiento en las series de tiempo que se repite cada año, con cierta regularidad, aunque también puede evolucionar, y que es causado generalmente por fuerzas no económicas (exógenas).



ha sido relativamente baja (inferior al 8%) y con una tendencia decreciente pero no uniforme, que la ha llevado a situarse levemente por encima del 6.5% en 1997, como puede apreciarse en el gráfico 2.

Esta situación podría obedecer a la proliferación de innovaciones financieras y otros medios de pagos que paulatinamente han tendido a sustituir en parte a los billetes y monedas para realizar transacciones<sup>4</sup>.

La situación anterior plantea una paradoja sobre el control y la efectividad del agregado cuando se usa como una variable intermedia para la estrategia de política monetaria del Banco Central. Porque si bien este agregado es razonablemente controlable por la autoridad monetaria, puesto que representa su principal pasivo monetario, por otro lado la escasa participación del agregado con respecto a la producción total de la economía estaría transmitiendo una señal muy leve de política para influir en el patrón de gasto agregado y los precios<sup>5</sup>. Sin embargo, el uso de un agregado más amplio podría hacer más evidente las señales de política pero tendría el inconveniente que se reduciría su capacidad de control por parte de las autoridades.

Este *trade-off* entre efectividad y control posiblemente motivó a que la política monetaria actual del banco central empleara tanto el agregado restringido de la emisión monetaria como el agregado amplio de la riqueza financiera privada.

## **2.2. MODELO DE DEMANDA POR DINERO**

En general la literatura sobre demandas de dinero menciona al menos dos motivos por los cuales los agentes económicos desean saldos monetarios reales: transacción y riqueza<sup>6</sup>. En el caso particular de la emisión monetaria, por tratarse de un agregado monetario tan estrecho, se asocia con una demanda estrictamente por motivo transacciones. Las teorías más recientes que se concentran en este tipo de enfoque mencionan al menos dos argumentos que explican las demandas por saldos reales, a saber; el volumen de transacciones de la economía y el costo de oportunidad de mantener saldos ociosos.

---

<sup>4</sup> Dentro de los otros medios de pago podrían incluirse tanto el concepto de “dinero plástico” (tjetas de crédito y débito, monederos electrónicos y otros) como cierto grado de sustitución de monedas (principalmente el dólar estadounidense).

<sup>5</sup> Sin embargo, los efectos multiplicadores del agregado podrían a ser importantes.

<sup>6</sup> En algunas ocasiones los autores diferencian el motivo precaución del motivo transacciones.

Dicha demanda puede expresarse de la siguiente forma:

$$M^d = m(Y, r) \quad (1)$$

donde:

- $M^d$  : stock de saldos reales deseados en el largo plazo.
- $Y$  : volumen de transacciones de la economía.
- $r$  : costo de oportunidad de mantener saldos en efectivo.

A menudo el volumen de transacciones de la economía es medido por un indicador agregado de la actividad económica, como lo puede ser el PIB o el ingreso nacional disponible. En cuanto al costo de oportunidad se considera la tasa de interés de los activos rentables como una de las variables más importantes para aproximarlos. No obstante, Friedman amplía ese rango incluyendo la inflación esperada<sup>7</sup>, especialmente para considerar el grado de depreciación de los saldos en dinero con respecto a los bienes reales, tal y como se menciona en Cabrero (1992, pág. 21).

### 2.2.1. MODELO DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

El método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) durante mucho tiempo ha sido uno de los más populares para el análisis de regresión, de ahí que empíricamente las funciones de demanda por dinero tradicionalmente lo han empleado.

En el caso particular de la estimación de una demanda de dinero mediante un agregado monetario estrecho se considera el modelo teórico de Cagan desarrollado en Matte y Rojas (1989, pág. 202). Este es un modelo de demanda de largo plazo que viene representado por la siguiente expresión:

$$M_t^* = AY_t^{\alpha_1} e^{\alpha_2 r_t} \quad (2)$$

Donde:

- $M_t^*$  : saldos monetarios reales deseados de largo plazo en el periodo t.
- $A$  : constante que representa el cambio tecnológico.
- $\alpha_i$  : parámetros de las variables explicativas.
- $e$  : constante matemática.
- $Y_t$  : volumen de transacción de la economía en el periodo t.
- $r_t$  : costo de oportunidad de mantener saldos ociosos en el periodo t.

<sup>7</sup> La inflación esperada puede ser medida de acuerdo a modelos de expectativas adaptativas o racionales. Siguiendo el primer enfoque un buen predictor corresponde a la inflación observada.

Ese modelo puede estimarse econométricamente por medio del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), para ello es necesario linealizar primero la ecuación (2) mediante una transformación logarítmica, quedando de la siguiente forma:

$$\boxed{LnM_t^* = LnA + a_1LnY_t + a_2r_t} \quad (3)$$

Donde **Ln** representa el logaritmo natural.

Debido a la existencia de costos de ajustes o crecimientos inesperados en la cantidad de dinero, la demanda de largo plazo por saldos monetarios reales deseados ( $Ln M_t^*$ ) no son observables directamente (Matte y Rojas,1989), pero sí con cierto rezago en el corto plazo. De acuerdo con ello, el mecanismo de ajuste es una fracción de la diferencia entre la demanda de largo plazo y los saldos reales de dinero rezagados que viene representada como sigue:

$$\boxed{LnM_t^* - LnM_{t-1}^* = b(LnM_t - LnM_{t-1})} \quad (4)$$

donde **b** es el coeficiente de ajuste entre el corto y el largo plazo y su valor varía entre cero y uno. De forma tal que sustituyendo y acomodando términos se obtiene la función de corto plazo.

$$\boxed{LnM_t^* = bLnA + ba_1LnY_t + ba_2r_t + (1-b)LnM_{t-1}^* + m} \quad (5)$$

Donde **m** es el término de error.

Teóricamente se espera que ante aumentos (disminuciones) en el volumen de transacción de la economía los agentes económicos demanden una mayor (menor) cantidad de saldos monetarios reales, mientras que ante aumentos (disminuciones) en el rendimiento de los activos se espera que se reduzca (aumente) la demanda por dinero.

## 2.2.2. MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

La técnica de cointegración es una herramienta conceptual y empírica útil para determinar la naturaleza de la relación de equilibrio de largo plazo que existe entre las variables de un modelo. Según Mayorga y Kikut (1995,pág.9) el postulado básico del análisis de cointegración expresa que si dos o más variables no son estacionarias pero es posible encontrar una combinación lineal de ellas que sí lo sea, se dirá que las variables están cointegradas. Entendiendo por estacionariedad cuando la media y la variancia de las series son constantes.

Antes de aplicar la técnica de cointegración es necesario determinar el orden de integración de las variables. Este se refiere al número de veces que la serie debe ser diferenciada para que sea estacionaria. Luego debe cumplirse que independientemente del orden de integración de la variable dependiente, este debe ser mayor o igual que el orden de integración de las variables independientes.

Una vez verificadas las condiciones anteriores, en la práctica la relación de largo plazo se estima mediante una regresión entre la variable explicada y el conjunto de variables explicativas, sin incluir rezagos. A esta se le denomina ecuación de cointegración y sus parámetros determinan el vector de cointegración. Dicha ecuación puede representarse para  $n$  variables explicativas de la siguiente forma:

$$Y_t = d_0 + \sum_{i=1}^n d_i X_{it} + m_t \quad (6)$$

Donde:

- $Y_t$ : variable explicada.
- $\delta_i$ : coeficientes de regresión.
- $X_{it}$ : variables explicativas.
- $u_t$ : término de error de largo plazo.

Es importante señalar que el término de error de la ecuación de largo plazo estimada por mínimos cuadrados ordinarios es una medida del desequilibrio de  $Y_t$  con respecto a su trayectoria de largo plazo. Dichos valores que se observan en el tiempo no necesariamente corresponden a los de equilibrio de largo plazo, debido a que pueden estar influenciados por: los cambios en las variables explicativas y en el término de error (choques de corto plazo), los

rezagos tanto de la variable dependiente como de las explicativas (inercia de corto plazo) y por el desequilibrio respecto a la trayectoria de largo plazo.

Suponiendo que existe tal ecuación de cointegración de largo plazo, los desequilibrios mencionados pueden afectar la evolución de corto plazo de la variable explicada, en consecuencia el residuo de la ecuación afectaría la evolución futura de  $Y_t$ . En estas circunstancias, dado un movimiento fuera del equilibrio en un periodo, una proporción de ese puede ser corregido en el siguiente periodo; esto es lo que se conoce como el modelo de corrección de errores (MCE).

Como el modelo de cointegración no especifica el ajuste dinámico de la variable dependiente en el corto plazo, éste debe explicarse por medio de modelos de corrección de errores, los cuales emplean ecuaciones auxiliares con los errores de regresión para determinar la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo, denotando que una determinada proporción del movimiento fuera del equilibrio de largo plazo, que se produzca en un periodo dado, se corregiría en los siguientes (Vindas, 1996).

El modelo de corrección de errores de la variable dependiente  $Y_t$  está expresada en cambios. La nueva variable  $\Delta Y_t$  es función de los rezagos de ella misma, de los cambios presentes y rezagados de las variables explicativas y del término de corrección de errores rezagado un periodo (cuyo coeficiente debe ser negativo)<sup>8</sup>; matemáticamente se representaría como:

$$\Delta Y_t = \mathbf{a}_1 + \sum_{j=1}^n \mathbf{b}_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=0}^h \mathbf{g}_{ij} \Delta X_{it-j} + \mathbf{l} \hat{\mathbf{m}}_{t-1} + v_t \quad (7)$$

Donde:

$\hat{\mathbf{m}}_{v_t}$  son los residuos de la ecuación de largo plazo y corto plazo, respectivamente.

$\hat{\mathbf{m}} = Y_t - \hat{\mathbf{d}}_0 - \sum_{i=1}^n \hat{\mathbf{d}}_i X_{it}$  donde  $\hat{\mathbf{d}}_0 \hat{\mathbf{d}}_1$  son los estimadores de los parámetros de largo plazo.

<sup>8</sup> Véase Coeymans (1994). Apuntes de Clase sobre Teoría Econométrica I.

### 2.2.3. MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS

En general, un vector autorregresivo (VAR) es un modelo reducido de ecuaciones simultáneas en donde cada variable endógena se hace depender de sus valores rezagados y de los valores rezagados de las restantes variables endógenas del modelo considerado. También pueden incluirse variables exógenas y artificiales, tales como variables estacionales y de tendencia.<sup>9</sup>

Una representación matemática del modelo VAR es la siguiente:

$$\begin{array}{l} X_t = a_{11} X_{t-1} + a_{12} Y_{t-1} + a_{13} Z_{t-1} + e_{x,t} + a_{14} W_{t-1} + C_1 \\ Y_t = a_{21} X_{t-1} + a_{22} Y_{t-1} + a_{23} Z_{t-1} + e_{y,t} + a_{24} W_{t-1} + C_2 \\ Z_t = a_{31} X_{t-1} + a_{32} Y_{t-1} + a_{33} Z_{t-1} + e_{z,t} + a_{34} W_{t-1} + C_3 \end{array}$$

Donde:

$X_t, Y_t, Z_t$  son tres variables endógenas en el periodo  $t$ .

$e$  es el término de error.

$\Omega$  es cualquier variable exógena al modelo.

$C$  término constante.

Dos aplicaciones importantes del VAR son la función de impulso respuesta (FIR) y la descomposición de la variancia (DV). La FIR simula el comportamiento de una variable en el tiempo ante un choque en ella misma o en cualquiera de las otras variables del modelo. El programa econométrico usado asume que este choque es positivo y de magnitud igual a una desviación estándar de los errores de regresión de la variable. La DV muestra qué proporción del cambio en una determinada variable corresponde o es consecuencia de un cambio simultáneo en todas las variables del modelo (véase Eviews User Guide versión 2.0).

Uno de los usos más importantes que se le da a los VAR es el pronóstico, precisamente por su sencillez y por la ausencia de fuertes restricciones en la especificación del modelo, lo que simplifica su aplicación. No obstante, a la técnica también se le señalan algunas limitaciones, entre ellas ser ateórica y tener cierto grado de subjetividad y rigidez.

<sup>9</sup> Para una profundización sobre la técnica consúltese a Mayorga y Muñoz, 1995 y 1996.

Es importante señalar que por la naturaleza autorregresiva del modelo, es normal que se presente un alto grado de multicolinealidad entre las variables. Esto origina coeficientes “t” poco significativos que no invalidan los resultados, porque lo realmente importante para el pronóstico es el poder explicativo del modelo (al respecto, véase más adelante el análisis de consistencia del modelo en la sección 3.2.3).

Las variables del VAR se incorporan en forma estacionaria, aunque si estas cointegran bastaría incluirlas en niveles. Para determinar la estacionariedad se hace un análisis de integración por medio de la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF). Por otra parte, cuando se utiliza la técnica VAR estándar el ordenamiento de las variables es una condición clave que determina fuertemente sus resultados, en comparación con la técnica generalizada, en la cual el ordenamiento deja de ser determinante. Teóricamente éste debe determinarse por el grado decreciente de exogeneidad relativa de las variables del modelo, según el método de descomposición de Cholesky o alguna otra prueba econométrica como la de causalidad en sentido de Granger, aunque tampoco debería descartarse el ordenamiento según el juicio de experto.

Se acostumbra determinar la estructura óptima de rezagos (uniformes) de las variables del modelo con la ayuda de los criterios de Akaike o Schwarz y el juicio del investigador, basado en la periodicidad de los datos y en su conocimiento del fenómeno estudiado.

### ***III. ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LOS MODELOS***

En esta sección se describen las variables utilizadas en cada uno de los modelos, además se presentan los resultados empíricos de la demanda por emisión monetaria de acuerdo con el modelo econométrico, de corrección de errores y de vectores autorregresivos.

Aunque estadísticamente es recomendable contar con series de tiempo suficientemente extensas, en el caso de la estimación de la demanda por este agregado se utilizó el periodo 1987-1998, debido principalmente a la dificultad de obtener información confiable anterior a ese periodo.

Cabe señalar que los datos utilizados son comunes para todos los modelos estimados.

### **3.1. VARIABLE DEPENDIENTE**

La demanda por saldos reales de dinero se aproximó por medio del logaritmo natural de la media aritmética trimestral de los saldos a fin de mes de la emisión monetaria nominal, en millones de colones, deflatada por el promedio trimestral del índice de precios al consumidor (IPC), base enero de 1995 ( $LnM_t^d$ ).

### **3.2. VARIABLE DE ESCALA**

Teóricamente la variable escala, que representa el volumen de transacciones de la economía, corresponde al ingreso permanente o la riqueza de la economía. Sin embargo por limitaciones en la cuantificación de estas variables, se aproximaron mediante el logaritmo natural del producto interno bruto trimestral, a precios de 1966 ( $LnY_t$ ).

Económicamente, se espera que esta variable muestre una relación positiva con respecto a la variable explicada.

### **3.3. COSTO DE OPORTUNIDAD**

El costo de oportunidad de mantener saldos ociosos se aproximó por el rendimiento monetario que generan ciertos activos financieros. Por tratarse de una estimación trimestral de la demanda por emisión, se consideró la tasa de interés básica pasiva promedio calculada por el Banco Central; que corresponde a la media ponderada de las tasas de interés a seis meses plazo de los bancos comerciales, donde los ponderadores son los días de vigencia ( $r_t$ ). Ante cambios en esta variable, se espera que la demanda por emisión varíe en forma inversa.

Como se mencionó en la sección 2.1, Friedman incorpora la inflación esperada como una variables explicativa adicional del costo de oportunidad. En ese sentido, se probó la inflación anualizada como variable “*proxy*” de ese costo, sin embargo ésta no resultó significativa en ninguno de los modelos.



### 3.4. VARIABLES ARTIFICIALES

En vista de que se está trabajando con variables subanuales y dado que el PIB trimestral y la emisión monetaria son variables que presentan un claro patrón estacional, básicamente concentrado en el cuarto trimestre de cada año, se decidió capturar ese fenómeno por medio de variables artificiales (exógenas) estacionales:  $(d_1, d_2, d_3)$ <sup>10</sup>. Cabe destacar que esta metodología captura y explica dicho fenómeno sin tener que eliminarlo, tal y como lo hacen las técnicas de desestacionalización de series de tiempo (véase Kikut y Torres, 1998). Para este caso se espera que los coeficientes de estas variables instrumentales tengan signos negativos<sup>11</sup>.

### 3.5. OTRAS VARIABLES

En el estudio sobre la demanda mensual por emisión monetaria realizado por Monge y Jiménez (1996), para el caso de Costa Rica, incorporó otras variables independientes para explicar el proceso de innovación y profundización financiera, así como el de apertura de la cuenta de capitales de la balanza de pagos. Las variables analizadas por esos autores fueron:

- Inflación: definida como la tasa de variación trimestral de la media aritmética trimestral del índice de precios al consumidor, base enero 1995.
- Logaritmo natural del coeficiente de profundización financiera, definida como el cociente entre la riqueza financiera amplia y el PIB real trimestral. Con esta variable se pretendió aproximar el mayor crecimiento de los activos financieros en comparación con el crecimiento de los bienes y servicios disponibles en la economía, lo que denotaría una mayor confianza en el sistema financiero y un consiguiente incremento en la demanda de dinero (billetes y monedas).
- Logaritmo natural de la velocidad de circulación del dinero; definida como el cociente entre el PIB real trimestral y la media aritmética trimestral del medio circulante real. Esta variable aproxima el proceso de innovaciones financieras, bajo el supuesto de que la introducción de nuevos activos financieros ocasionaría una caída en la demanda de dinero de la economía y un consecuente incremento de la velocidad de circulación del dinero.

---

<sup>10</sup> La estacionalidad también puede ser tratada por diferentes técnicas estadísticas como la transformación de las series, mediante modelos ARIMA, sin embargo, estudios recientes concluyen que los mejores resultados se obtiene mediante variables instrumentales.

<sup>11</sup> Puesto que tanto el PIB como la Emisión Monetaria son en realidad mayores de lo que serían sin estacionalidad.

- Variables de tendencia (lineal y de potencia); también como una aproximación burda al proceso de innovaciones financieras ( $T$ ,  $T^2$ ,  $T^3$ , etc.).

Al igual que el estudio mencionado, se consideraron dichas variables en el modelo de mínimos cuadrados ordinarios, no obstante, estas variables no resultaron significativas por lo que tampoco se emplearon en los restantes modelos. Esto podría ser consistente con el enfoque de demanda de dinero que considera estrictamente el volumen de transacciones de la economía y el costo de oportunidad de mantener saldos reales en dinero.

### **3.6. ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA DEMANDA TRIMESTRAL POR EMISIÓN MONETARIA**

En esta sección se presentan los resultados empíricos de la estimación de la demanda trimestral por emisión monetaria de acuerdo con las tres metodologías. La primera corresponde a una estimación econométrica mediante mínimos cuadrados ordinarios, seguidamente se presentan los resultados obtenidos según el modelo de corrección de errores y finalmente se exponen los resultados obtenidos con la técnica de vectores autorregresivos.

#### **3.6.1. MODELO ECONOMÉTRICO TRADICIONAL**

Partiendo de la especificación teórica de Cagan descrita en la ecuación (2), se estimó la demanda trimestral de emisión monetaria por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Entre los principales supuestos de la estimación está el que los agentes económicos no están afectados por el fenómeno de la “ilusión monetaria”, por lo que se estima la demanda de dinero en saldos reales. Además, se asume que no existe una coincidencia contemporánea entre los saldos de dinero deseados por los agentes económicos y los efectivamente observados, básicamente debido a la existencia de costos implícitos por alterar sus tenencias de efectivo, lo que significa que la demanda por este agregado se estima con ajuste parcial.

El modelo estimado incorporó como variables explicativas el producto interno bruto, la tasa de interés básica pasiva y la variable dependiente rezagada; esta última recoge el ajuste dinámico de los saldos deseados. Debido a la estacionalidad presente en la emisión

monetaria y en el producto interno bruto se capturó el fenómeno por medio de variables artificiales<sup>12</sup>. Los resultados de la estimación son los siguientes:

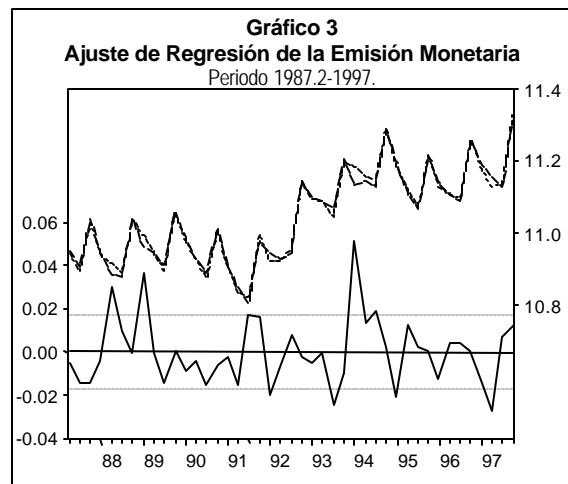
$$LnM_t^d = 0.80 + 0.19LnY_t - 0.0036r_t + 0.81 Ln M_{t-1}^d - 0.20 d_1 - 0.18 d_2 - 0.17 d_3$$

(2.65) (4.81) (-6.21) (17.77) (-21.48) (-20.22) (-20.91)

R<sup>2</sup> Ajustado = 98.2%  
Dh = 0.8

Donde  $d_1$ ,  $d_2$ ,  $d_3$  son las variables instrumentales del I, II y III trimestre, respectivamente y los valores entre paréntesis representan la significancia estadística de los coeficientes medidas por el estadístico t de Student.

En términos generales el modelo seleccionado presentó un buen ajuste, como puede apreciarse en el gráfico 3, dado que el 98,5% de la variabilidad de los saldos reales de la emisión monetaria se encuentra explicado por el PIB, la tasa de interés ( $r_t$ ), la variable dependiente rezagada y las variables estacionales. No obstante, existen periodos de inestabilidad en el agregado en torno a los años 1988-1989 y 1994, que corresponderían a la crisis financiera de las entidades no reguladas y a la quiebra del Banco Anglo Costarricense, respectivamente. Además, se observa un cambio de tendencia en la serie a partir de 1992, lo cual coincide con la apertura de la cuenta de capitales. A pesar de estos hechos la prueba de Chow con punto de quiebre entorno al año 1994, no rechaza hipótesis de estabilidad de los coeficientes.



Los coeficientes de las variables explicativas son altamente significativos y presentan signos teóricos esperados. En efecto, el coeficiente de la tasa básica pasiva fue negativo, lo cual es consistente con el hecho de que esta variable aproxima el costo de oportunidad de mantener saldos reales en dinero. Asimismo, fueron también negativos y altamente significativos los coeficientes de las variables estacionales, evidenciándose la importancia de

<sup>12</sup> Véase Kikut y Torres (1998).

la estacionalidad en el comportamiento subanual de la emisión monetaria y el PIB<sup>13</sup>, lo cual indica que tanto la emisión como el PIB son en realidad mayores de lo que serían sin estacionalidad (vía fundamentos o tendencia). Los signos de los restantes coeficientes de las variables explicativas (volumen de transacciones de la economía y el efecto rezagado de ese agregado) fueron efectivamente positivos, denotando que conforme aumenta el nivel de transacciones (PIB) se requiere un mayor monto de dinero para satisfacerlas y que el efecto inercial de la emisión también ocasiona aumentos en la demanda de ese agregado, posiblemente por su efecto rezagado hacia el equilibrio de largo plazo.

Los estadísticos Durbin-H y LM de Breusch-Godfrey indican ausencia de autocorrelación mientras que las pruebas de White y ARCH descartan la presencia de heterocedasticidad. La prueba RESET de Ramsey señala correcta especificación del modelo y el estadístico Jarque-Bera muestra normalidad en la distribución de los residuos de regresión. La prueba de causalidad de Granger indica carencia de causalidad del pasado de la variable dependiente sobre el presente de las variables explicativas. Por otra parte, la elasticidad ingreso de largo plazo de la demanda por emisión monetaria trimestral con respecto al nivel de transacciones es unitaria (0.996),<sup>14</sup> situándose en el rango esperado entre cero y uno, lo cual es consistente con un enfoque de demanda de dinero para transacciones (Brunner y Meltzer, 1992).

Además, se obtuvo una baja semielasticidad del agregado con respecto a los cambios en el costo de oportunidad (-0.0036), lo cual podría ser concordante con un agregado monetario tan restringido que básicamente reaccionaría a cambios en el volumen de transacciones de la economía, más que a consideraciones de rendimiento y costo de oportunidad.

De acuerdo con los resultados obtenidos del ajuste parcial, la dinámica hacia el equilibrio de largo plazo de los saldos deseados es de aproximadamente un año (4.3 trimestres<sup>15</sup>). Esto significaría que cualquier choque en los determinantes de la demanda por emisión monetaria haría que esta retorne a su nivel de equilibrio hasta un año después, lo

---

<sup>13</sup> d1, d2 y d3 tienden a compensar a d4, en donde la estacionalidad es más alta. Para aproximar el coeficiente de d4 debe restarse de la unidad el acumulado de -0.55, lo cual da un coeficiente de -1.55.

<sup>14</sup> Calculada con la fórmula: Elasticidad de largo plazo de la variable escala = (elasticidad de corto plazo de la variable escala)/(1-elasticidad de la variable dependiente rezagada).

<sup>15</sup> Aproximado por la siguiente fórmula, (Coeficiente de la variable dependiente rezagada)/(1- coeficiente de la variable dependiente rezagada).

que se considera un periodo de ajuste relativamente alto<sup>16</sup>; sin embargo, este resultado se confirma en el trabajo empírico sobre la demanda mensual por emisión monetaria realizado por Monge y Jiménez (1996).

Se descarta que esta estimación sea una regresión espúrea debido a que los determinantes de la demanda por dinero cointegran (véanse los resultados de la prueba de Johansen en la siguiente sección).

### **3.6.2. MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES**

Históricamente en Costa Rica se utilizó la econometría tradicional de MCO para la estimación de las demandas de dinero, por su sencillez y por los buenos resultados obtenidos. No obstante, esta metodología tiene la limitación de que no permite verificar la condición de estabilidad de largo plazo de la ecuación, lo que podría llevar a resultados erróneos para la toma de decisiones de política. En ese sentido, los recientes desarrollos de la econometría dinámica, por medio de la técnica de cointegración y de corrección de errores, permite verificar esa característica, con el fin de mejorar su capacidad de pronóstico. Este hecho ocasiona que la técnica sea empleada cada vez más en las investigaciones sobre el tema.

La aplicación de esta técnica requiere en primera instancia verificar la existencia de una ecuación con los determinantes de largo plazo de la demanda de la emisión monetaria y que a su vez ésta cointegre. Una vez identificada esa ecuación, se utiliza su término de error para corregir los desequilibrios que se producen en el corto plazo.

Empíricamente, para determinar la ecuación de cointegración de largo plazo primero se verificó el grado de integración de las variables, para ello se utilizó la prueba de Dikey-Fuller Aumentada.

Los resultados muestran que los saldos monetarios reales y el PIB real son integrados de orden uno (I(1)), mientras que la tasa básica es estacionaria (I(0)). Posteriormente, para verificar la hipótesis de cointegración se aplicó la prueba de Johansen del programa econométrico Eviews. Se supuso la existencia de intercepto y ausencia de tendencia en la ecuación de cointegración. Además, se incluyeron las variables exógenas estacionales

---

<sup>16</sup> Desde el punto de vista estadístico, este resultado obedecería a la presencia de raíz unitaria en la emisión y el PIB.

(dummy) y se especificó un trimestre de rezago. La prueba detectó al menos dos ecuaciones de cointegración y como este número (rango de cointegración) resultó menor que el número de variables del modelo (tres variables), se concluyó que éstas cointegran (véase Kikut, 1997)<sup>17</sup>. Finalmente se eligió el primer vector de cointegración y dichos resultados se incluyeron en la ecuación de largo plazo, la cual se representa como:

$$\mathbf{LnM}_t^d = 4.13 + 0.93 \mathbf{LnY}_t - 0.026 r_t$$

Aunque la ecuación de cointegración puede diferir sustancialmente de la obtenida por el método de mínimos cuadrados ordinarios y que el signo y magnitud de sus coeficientes podrían no corresponder a lo que indicaría la teoría económica (Kikut, 1997), en este caso los resultados son parecidos a los obtenidos por medio de MCO. La elasticidad ingreso es positiva y cercana a uno, mientras que la semielasticidad del costo de oportunidad es negativa y relativamente baja.

Una vez verificada la ecuación de cointegración, se estimó el modelo de corrección de errores utilizando Eviews, para construir un vector de corrección de errores (VEC) que incluyera tanto las variables endógenas como las exógenas estacionales, así como el intercepto pero no la tendencia, con 1 a 2 trimestres de rezago. La especificación econométrica en diferencias de corto plazo, corregida por el término de error de la ecuación de largo plazo es la siguiente<sup>18</sup>:

$$\begin{aligned} D\mathbf{LnM}_t = & -0.07 (\mathbf{LnM}_{t-1} - 1.06 \mathbf{LnY}_{t-1} + 0.035 r_{t-1} - 3.33) + 0.19 D\mathbf{LnM}_{t-1} \\ & -0.24 D\mathbf{LnM}_{t-2} + 0.31 D\mathbf{LnY}_{t-1} + 0.34 D\mathbf{LnY}_{t-2} - 0.002 Dr_{t-1} \\ & -0.0001 Dr_{t-2} + 0.17 - 0.29 d1 - 0.19 d2 - 0.20 d3 \end{aligned}$$

donde D denota el operador de diferencias.

En la nueva ecuación de corto plazo, la emisión monetaria se estimó en cambios y se expresó en función de los rezagos de ella misma, de las variaciones presentes y rezagadas del PIB y de la tasa de interés básica así como del término de error rezagado. El coeficiente de este último resultó estadísticamente significativo y con el signo teórico esperado

<sup>17</sup> Los resultados principales de la prueba se pueden apreciar en el Anexo.

<sup>18</sup> En el Anexo se pueden observar mayores detalles econométricos de esta especificación.

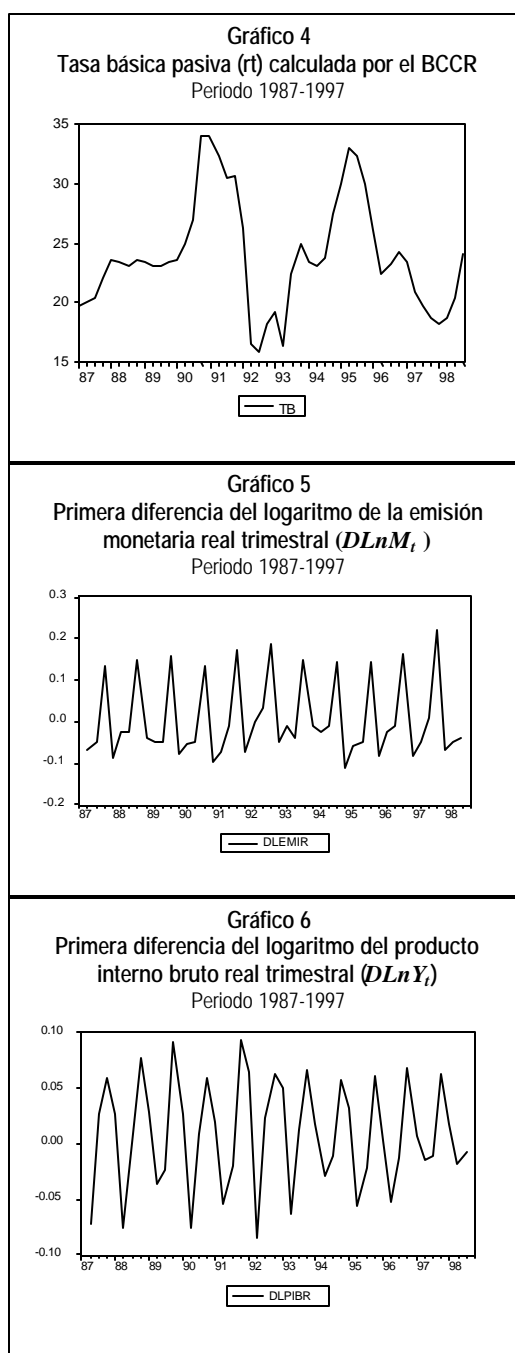
(negativo). Este resultado garantiza que el término de error corrige los desvíos de corto plazo con respecto a la trayectoria de largo plazo de la demanda por dinero.

### 3.6.3. MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS

Otro de los desarrollos recientes de la econometría dinámica son los modelos de vectores autorregresivos, los cuales tienen la ventaja de ser sencillos y de no necesitar supuestos de comportamiento sobre las variables endógenas. La mayoría de estos son utilizados principalmente por su capacidad de predicción.

Siguiendo la teoría clásica de demandas de dinero se incluyeron los mismos argumentos empleados en los dos modelos anteriores, es decir el PIB real y la tasa básica, aunque esta metodología es flexible en cuanto al sustento teórico.

Como se mencionó en la sección 2.2.3, para estimar el modelo de demanda debe corroborarse la estacionariedad de las variables. Para ello se empleo inicialmente el análisis de integración, con la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF). Al igual que en el modelo de corrección de errores, la prueba detectó integración de orden cero (estacionaria) en  $r_t$ , mientras que  $LnM_t$  y  $LnY_t$  fueron integradas de orden uno (no estacionarias). En vista de ese resultado, el vector incluyó  $r_t$  en niveles y la primera diferencia de las restantes variables. Una comprobación visual de este resultado, que es complementaria a la prueba ADF, puede apreciarse en los gráficos 4, 5 y 6, en los cuales se nota la estacionariedad de las variables, una vez efectuada la transformación requerida en los datos.



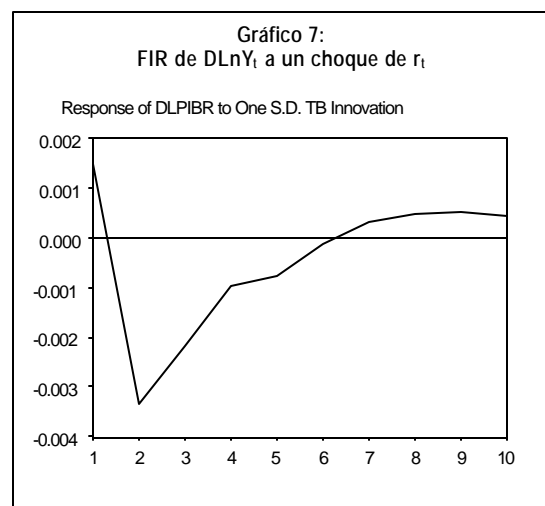
Posterior al análisis de estacionariedad se determinó el ordenamiento de las variables en el VAR. Para ello se utilizó el criterio del experto, debido a que con la prueba de causalidad de Granger se obtuvo resultados contradictorios. Se supuso que la variable más autónoma de las tres era  $r_t$ , bajo el supuesto de que ésta podría haber sido en algunas oportunidades, al menos implícitamente, una variable intermedia de la estrategia de política monetaria, determinada por las autoridades económicas con el fin de guiar las condiciones monetarias y financieras de liquidez de la economía e influir en el patrón de gasto agregado de los agentes económicos ( $LnY_t$ ). De último en el ordenamiento del vector se ubicó a  $LnM_t$ , la cual es la variable menos exógena y aquella que se quiere explicar.

La estructura óptima de rezagos uniformes se analizó con los criterios de Akaike y Schwarz, sin embargo debido al número elevado de rezagos señalados por estas pruebas (5 y 7 rezagos, respectivamente) se decidió utilizar dos trimestres de rezago.

Cabe destacar que en la estimación empírica de este modelo se utiliza la metodología correspondiente a un VAR estándar no restringido. Los resultados del vector de la emisión monetaria del VAR seleccionado se presentan a continuación:

$$DLnM_t = -0.004 r_{t-1} + 0.004 r_{t-2} + 0.4 DLnY_{t-1} + 0.41 DLnY_{t-2} + 0.29 DLnM_{t-1} - 0.12 DLnM_{t-2} + 0.2 - 0.33d1 - 0.22 d2 - 0.20 d3$$

En los modelos VAR interesa analizar el poder explicativo del modelo ya que la presencia de multicolinealidad hace que pierda sentido interpretar tanto en términos estadísticos como económicos la significancia estadística, los signos y las magnitudes de los coeficientes. El VAR estimado presentó una satisfactoria bondad media del ajuste, aproximada por el promedio aritmético del coeficiente de determinación ajustado, que resultó del orden de 87,5%, lo que se considera conveniente dado que normalmente éste se sitúa en torno al 60% cuando se trabaja



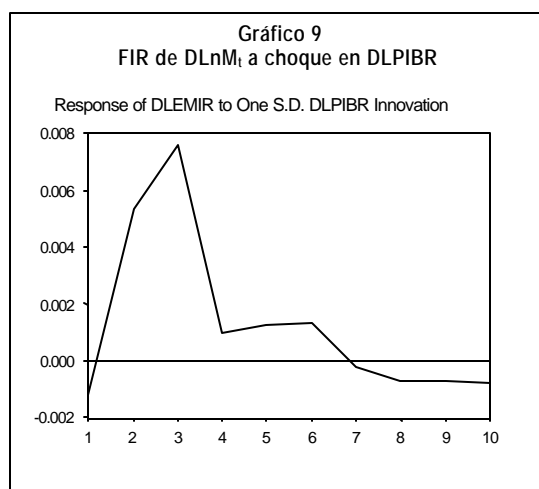
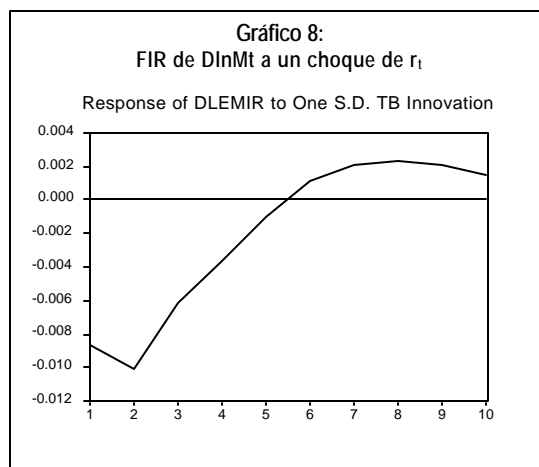


con variables en diferencia y no en niveles originales.

Para observar la consistencia teórica del modelo se evaluó la función impulso respuesta (FIR) y la descomposición de la variancia (DV). De acuerdo con la FIR, un incremento sorpresivo en la tasa de interés ( $r_t$ ) debería ocasionar una disminución de la producción real de la economía ( $DLnY_t$ ), debido a que se estaría estimulando el ahorro y por consiguiente reduciéndose el consumo y la inversión, lo cual deprimiría el producto por el lado de la demanda agregada. La FIR de  $r_t$  sobre  $DLnY_t$  verifica esta reacción con un trimestre de rezago, como puede observarse en el siguiente gráfico 7 con un horizonte de despliegue de 10 trimestres.

Teóricamente el incremento de la tasa de interés ( $r_t$ ) debería reducir en alguna medida la demanda de dinero para transacciones ( $DLnM_t$ ), puesto que se incrementaría el costo de oportunidad de mantener saldos reales en efectivo. Este efecto teórico también se verifica en forma inmediata en la FIR de la  $r_t$  sobre  $DLnM_t$ , como se observa en el gráfico 8. Por otra parte, debería cumplirse que un incremento sorpresivo de la producción ocasione un aumento de la demanda de dinero necesaria para llevar a cabo la mayor cantidad de transacciones que ello normalmente ocasiona, lo cual se aprecia efectivamente en la FIR de  $DLnY_t$  sobre  $DLnM_t$  en el gráfico 9, aunque con un trimestre de rezago.

De la información de la DV debería esperarse teóricamente que la mayor proporción de la variabilidad de la emisión monetaria sea explicada por el efecto inercial que se imprime a sí misma esta variable, ello por la propia naturaleza de la técnica autorregresiva del VAR, y en menor intensidad por la variación del producto. Asimismo, se espera un leve efecto de la variabilidad de la tasa de interés en la explicación de la variación de ese agregado monetario, como



ha sido observado en otros trabajos econométricos sobre la demanda de dinero para el caso de Costa Rica<sup>19</sup>. No obstante lo anterior, empíricamente sólo se verificó el efecto autorregresivo señalado, al menos en un horizonte de 10 trimestres, como puede apreciarse en la tabla de la DV de la emisión en el siguiente cuadro.

**CUADRO 1**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANCIA DE LA EMISIÓN MONETARIA**  
-Cifras en porcentajes-

Trim	S.E.	Rt	DLYt	DLMt
1	1.880171	20.66315	0.496619	78.84023
2	3.122758	34.22215	5.770283	60.00757
3	3.954857	34.85945	15.04461	50.09594
4	4.430887	35.49063	14.75098	49.75839
5	4.658603	35.13878	14.84503	50.01619
6	4.734404	35.08058	15.00225	49.91717
7	4.753550	35.42804	14.92258	49.64938
8	4.769333	35.85752	14.87695	49.26553
9	4.793499	36.16726	14.86252	48.97022
10	4.819055	36.29560	14.89208	48.81232

#### **IV. ESTABILIDAD DE LA DEMANDA DE DINERO**

La política monetaria tradicional realizada mediante el control de agregados monetarios requiere, entre otros factores, un efectivo control de la oferta de dinero; un adecuado mecanismo de transmisión de la política monetaria y estabilidad de la demanda de dinero. Aunque este último punto no garantiza por sí solo la efectividad de la política monetaria, la existencia de una relación estable de largo plazo entre los saldos de dinero del sector privado y las variables macroeconómicas claves (ingreso y precios), garantiza en buena medida una correcta predicción del efecto que tendrá un cambio en la cantidad de dinero sobre el equilibrio del mercado monetario y sobre el objetivo último de la política monetaria.

Desde la década de los setenta las estimaciones empíricas de la demanda de dinero se hicieron partiendo de un modelo de equilibrio de largo plazo tal como los propuestos por Keynes, Baumol, Tobin y Friedman, que luego mediante un mecanismo de ajuste parcial, se transformaban en demandas de dinero de corto plazo. Para evaluar su estabilidad, los

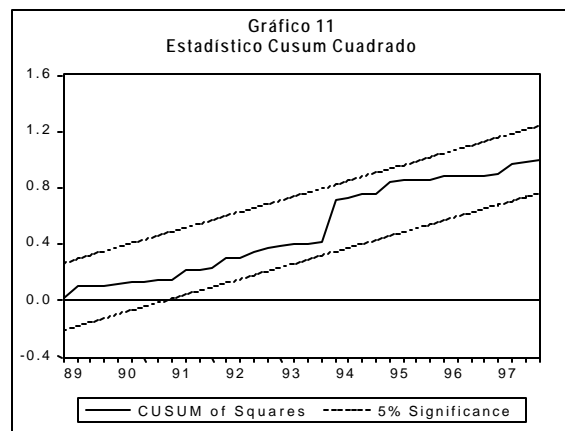
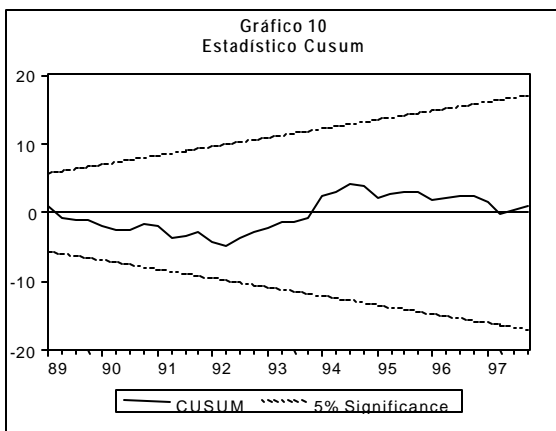
<sup>19</sup> Véase entre otros: Mayorga (1992); Durán (1993); Mayorga y Kikut (1995); Monge y Jiménez (1996).

estudiosos contrastaban sus estimaciones con los datos, mediante el análisis del error de pronóstico y los resultados de algunas pruebas estadísticas como la prueba de Fisher, la de Chow secuencial, la de Ramsey y las estimaciones recursivas (Véase entre otros Goodhart, 1989; Azofeifa, 1993 y Mayorga y Kikut, 1995). Sin embargo, los procesos de innovación y desregulación financiera propiciaron un nuevo elemento a considerar en el análisis de estabilidad.

En primera instancia, se asociaron los problemas de inestabilidad a la omisión de variables relevantes, pero en la última década, los econométricos han preferido constatar la existencia de una relación de largo plazo en las variables relevantes de la demanda de dinero como un requisito indispensable para hablar de estabilidad. Para verificar dicha condición se suele recurrir al análisis de cointegración.

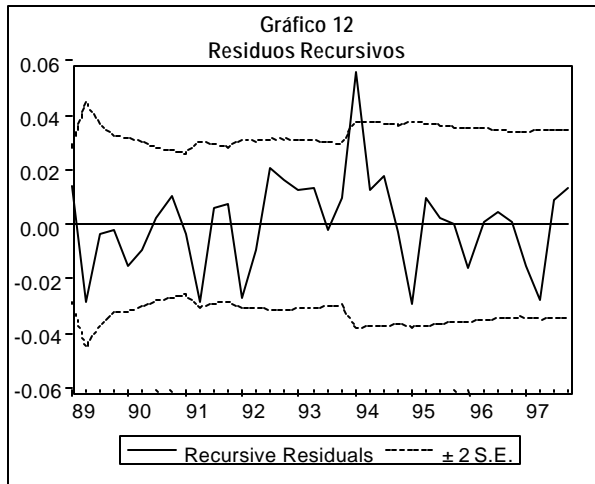
Para analizar la estabilidad desde el punto de vista tradicional se estudiaron los estadísticos Cusum, Cusum-Cuadrado y Residuos Recursivos generados en el programa econométrico Eviews, obtenidos a partir el modelo econométrico tradicional (MCO).

Los resultados demuestran que en términos generales la función de demanda por emisión monetaria es estable. Esto lo corroboran los estadísticos Cusum y Cusum-Cuadrado (gráfico 10 y 11) debido a que se mantienen dentro de una banda de valores críticos al 5% de significancia. No obstante, la prueba de los Residuos Recursivos muestra un leve deterioro en 1994 (gráfico 12), que podría explicarse por el incremento inusual en la emisión debido a la financiación por parte del Banco Central de las pérdidas ocasionadas por la quiebra del Banco Anglo. Aunque este valor fuera de la banda no es suficientemente significativo para descartar la estabilidad de corto plazo<sup>20</sup>.



<sup>20</sup> De hecho se efectuaron pruebas de Chow con punto de quiebre en 1994, no rechazándose de que los coeficientes estimados son estables.

Es importante destacar que el análisis anterior se limita al corto plazo, de ahí que no es concluyente afirmar que se cumple una relación de equilibrio en el largo plazo. Aunque con un análisis complementario de cointegración se verificó dicha relación como se señaló en la sección 3.2.2. de este documento. Por su parte, dada la naturaleza de las variables incorporadas en el modelo de vectores autorregresivos (variables estacionarias) cabría esperar encontrar una relación no espúrea entre ellas.



## V. CAPACIDAD DE PRONÓSTICO

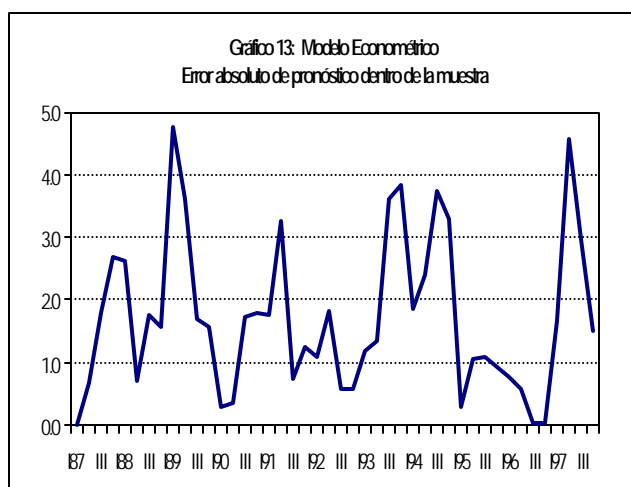
En general, la existencia de una relación estable de largo plazo y predecible en la demanda de dinero ha sido considerada como un requisito fundamental para la formulación de estrategias de política monetaria basada en el establecimiento de objetivos intermedios de agregados monetarios, según lo apunta De la Vega (1995, pág.121). De ahí que la existencia de una relación estable de largo plazo entre los saldos de dinero del sector privado y las variables macroeconómicas claves (ingreso y precios), garantiza en buena medida una correcta estimación del efecto que tendrá un cambio en la cantidad de dinero sobre el equilibrio del mercado monetario y sobre el objetivo último de la política monetaria.

Tal y como se mencionó en la sección anterior los modelos de demanda por emisión monetaria presentan estabilidad en el corto y largo plazo. No obstante, esa condición por sí sola no es suficiente para garantizar la correcta predicción de la demanda del agregado.

En el caso de un modelo econométrico tradicional, su capacidad de pronóstico está en gran parte determinada por la buena especificación del modelo y la significancia de los coeficientes de regresión, así como por la ausencia de autocorrelación y heterocedasticidad. Por su parte, el poder predictivo de los modelos de corrección de errores viene determinado por la significancia estadística del término de error de la ecuación de largo plazo. En los modelos de vectores autorregresivos esa capacidad de proyección esta influida por la

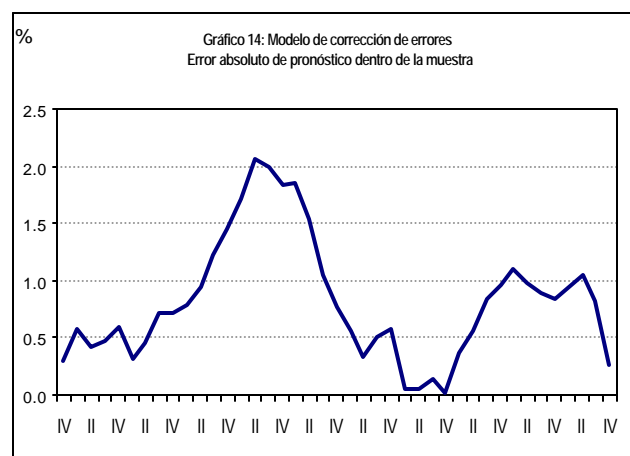
consistencia teórica del modelo. Las características anteriores fueron verificadas en el capítulo 3, por lo que cabría esperar que las funciones fueran apropiadas para la proyección.

Otra forma de verificar la capacidad de pronóstico es por medio del análisis de los errores de predicción dentro de la muestra, lo cual se aplicó a los tres modelos de demanda por dinero. En el caso particular del econométrico, se observó un error de pronóstico absoluto medio para toda la muestra de 1.7% y de 2.7% para el año 1997. Como se observa en el gráfico 13, los periodos en que dicho



error fue superior al 3.5% son el primer trimestre de 1989, el cuarto de 1993, el tercero de 1994 y el segundo de 1997. Cabe destacar que estos errores pueden estar asociados a fenómenos tales como el proceso de apertura de la cuenta de capitales, la crisis financiera y el cambio en la implementación de las operaciones de mercado abierto. En términos generales a pesar de las críticas que se le asignan al método de MCO, se observan errores de pronóstico relativamente bajos.

Por su parte, el error de pronóstico absoluto medio dentro de la muestra calculado con el método de corrección de errores fue alrededor de 0.8%, tanto para toda la muestra como el estimado para 1997. A pesar de los bajos errores señalados, en torno al año 1991 se



observaron coeficientes que superan el 2%, ello posiblemente motivado por la fuerte política monetaria contractiva aplicada por la autoridad monetaria para contrarrestar los excesos fiscales y externos del año previo.

En el modelo VAR se calculó el error de pronóstico dentro de toda la muestra mediante una solución dinámica que se detiene ante datos ausentes, con un máximo de 150 iteraciones y un coeficiente de convergencia de 1E-05. Los resultados obtenidos indican un

bajo error de predicción absoluto medio de 4,6%, el cual sería sustancialmente menor de no contemplarse los altos errores de casi 12% del periodo 1991-1993, en donde la apertura de la cuenta de capitales podría haber introducido cierta erraticidad a la serie. Más relevante es el hecho de que para el final del periodo (1994-1997) el error se reduciría a tan sólo 2.6%, por lo que se consideraría que el modelo es apropiado para el pronóstico.

Comparando los errores de pronóstico resultantes de los tres modelos estimados se desprende que el método de corrección de errores es el que reporta los porcentajes más bajos como puede apreciarse en el cuadro 2. Estos resultados confirman la superioridad teórica que los especialistas le asignan a este tipo de método. No obstante, los otros dos modelos muestran en casi todos los casos errores inferiores al 3%, siendo este un porcentaje bastante aceptable. Sólo en el caso del VAR ese error dentro de toda la muestra resultó superior, ello posiblemente debido a que esta técnica le asignó a la tasa de interés un efecto más significativo de lo que realmente se esperararía, tal y como fue señalado en la sección 3.2.3 de este documento.

**CUADRO 2  
ERROR DE PRONÓSTICO SEGÚN MODELO**

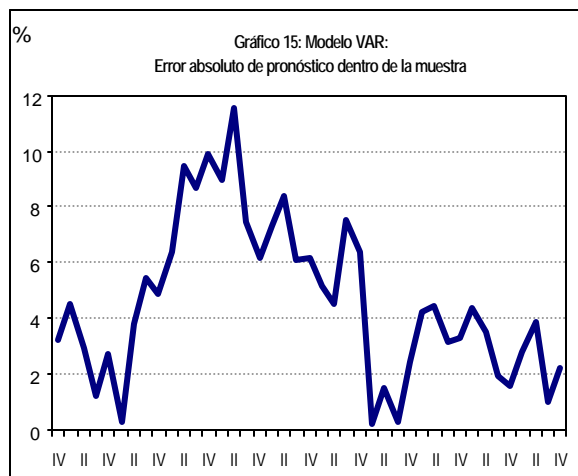
<b>Modelo</b>	<b>ERROR DE PRONÓSTICO ABSOLUTO DENTRO DE LA MUESTRA</b>	
	<b>Período total</b>	<b>Año 1997</b>
Econométrico	1.71%	2.68%
Corrección de Errores	0.82%	0.77%
Vectores Autorregresivos	4.64%	2.48%

Es importante señalar que el análisis anterior se basa en datos históricos. Aunque realmente para verificar la capacidad de pronóstico debe dársele un seguimiento a cada uno de los modelos de acuerdo con deseable.

## **VI. CONSIDERACIONES FINALES**

La política monetaria basada en el control de agregados monetarios requiere que la autoridad monetaria controle la cantidad de dinero, que su demanda sea estable y que exista un adecuado mecanismo de transmisión desde el agregado hacia las variables macroeconómicas finales de la economía. Sin embargo, dadas las necesidades del GTM de

contar con estimaciones de demandas de dinero confiables para la elaboración del programa monetario, este documento se concentró en la estimación de la demanda trimestral por emisión monetaria que cumpliera solo con la condición de estabilidad, así como una adecuada capacidad de pronóstico. Por este hecho se postergó para otra etapa de investigación la evaluación de las restantes condiciones para la efectividad de la política monetaria tradicional.



En términos generales, partiendo de la estimación de la demanda trimestral por emisión monetaria mediante los modelos de mínimos cuadrados ordinarios, corrección de errores y de vectores autorregresivos, se puede concluir que los resultados fueron satisfactorios tanto desde el punto de vista económico como estadístico. En efecto las técnicas reportaron altos coeficientes de determinación ajustados y bajos errores de pronóstico. Además se verificó la estabilidad de la demanda para el corto y largo plazo.

El modelo de mínimos cuadrados ordinarios presenta la ventaja de ser sencillo de estimar, aunque se le atribuyen limitaciones para verificar la relación de estabilidad y de equilibrio de largo plazo. Este hecho es solventado apropiadamente por el modelo de corrección de errores, aunque es más complejo de estimar. Por su parte la técnica VAR presenta la virtud de brindar flexibilidad al investigador, así como la de basarse en información pasada y por tanto de no requerir de supuestos sobre el comportamiento futuro de las variables exógenas del modelo.

En principio los tres modelos estimados son apropiados para el pronóstico, no obstante el modelo de corrección de errores fue el que mostró el error de pronóstico más bajo. Con ello se confirma la superioridad técnica asignada a este tipo de método.

Independientemente de la superioridad relativa de estos modelos se desea conformar un conjunto de técnicas estadísticas para la predicción anual y subanual de la demanda por emisión monetaria. Al mismo tiempo se requiere darle seguimiento a los errores de

pronóstico de cada uno de los modelos, con el fin definir paulatina y empíricamente un conjunto de ponderaciones para cada una de ellas en función de su capacidad de pronóstico, de forma que no se dependa de un sólo modelo.

Cada nueva proyección de la emisión monetaria debe calcularse con base en los modelos ya estimados, siempre y cuando el seguimiento de los errores de pronóstico no indique un cambio estructural, por lo que cabría esperar que los coeficientes de regresión estimados en cada una de las técnicas continúen siendo estables.



## VII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Azofeifa, Ana Georgina. "Ajustes de regresión por mínimos cuadrados ordinarios: pruebas estadísticas de estabilidad y de homocedasticidad". **Documento de trabajo DIE-ES-015-93**, Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica. 1993.
- Banco Central de Costa Rica. **Memoria Anual 1995. Tomo I.** Banco Central de Costa Rica y su participación en la economía nacional. Marzo, 1996.
- Cabrero, Alberto y otros. Ecuaciones de demanda para los nuevos agregados monetarios. En **Estudios Económicos No.52**, Servicio de Estudios Banco de España. 1992.
- Coeymans, Juan Eduardo. Apuntes de clase del curso Teoría Econométrica I. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. 1994.
- Durán, Rodolfo. Estimación de Funciones de demanda anual por cuasidinero en moneda nacional. En **Serie Comentarios sobre Asuntos Económicos, número 116**. Banco Central de Costa Rica. Setiembre, 1993.
- Eviews. User Guide version 2.0.** Econometric Views for Windows and the Macintosh. United State of America. 1995.
- Granger, C.W.J. Modelling Econometric Series. **Advanced Texts in Econometrics**. Oxford University Press, 1990.
- Gujarati, Damodar. **"Econometría"**. Editorial McGraw-Hill, segunda Edición. México, 1992.
- Kikut Croceri, Otto. **Análisis de regresión múltiple utilizando Eviws 2.0: programa, resultados y guía.** Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano. Junio, 1997.
- Kikut Croceri, Otto. **Análisis de regresión múltiple utilizando Shazam y guía para interpretar los resultados.** Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano. Mayo, 1997.
- Kikut, Ana Cecilia y Torres, Carlos. **Variables estacionales en los modelos de regresión: una aplicación a la demanda por dinero en Costa Rica** Departamento Investigaciones Económicas, DIE-NT-02-98, Banco Central de Costa Rica. En revista **"Economía y Sociedad"**, Vol. 1, No. 6, Enero-abril, 1998.abril de 1998.
- Koutsyianis, A. **"Theory of Econometrics: An Introductory Expositions of Econometrics Methods"**. Segunda Edición, Barnes & Noble Books, Totowa, New Jersey. 1973.

- Larraín, Felipe y Larraín, Anibal. El Caso del Dinero Desaparecido: Chile, 1984-86. En **Cuadernos de Economía**, Año 25, número 75, agosto, 1988. Chile.
- Matte, Ricardo y Rojas, Patricio. Evolución Reciente del Mercado Monetario y una estimación de la Demanda por Dinero en Chile. En **Cuadernos de Economía**, Año 26 número 78 (Agosto 1989). Chile.
- Mayorga, Mauricio. "Estimación de una función de demanda por medio circulante según componentes. Implicaciones para la política monetaria". Banco Central de Costa Rica, 1992.
- Mayorga, Mauricio. Demanda trimestral por medio circulante real según componentes para Costa Rica. En Serie **Comentarios sobre Asuntos Económicos, número 117**. Banco Central de Costa Rica, noviembre, 1993.
- Mayorga, Mauricio y Muñoz, Evelyn. La técnica de vectores autorregresivos: metodología y un caso de aplicación para el análisis de la interacción dinero, tipo de cambio y precios en Costa Rica, Departamento Investigaciones Económicas, DIE-EC-25-95, Banco Central de Costa Rica, octubre de 1995.
- Mayorga Mauricio y Kikut, Ana Cecilia. La hipótesis de cointegración y la estabilidad de la demanda por medio circulante en Costa Rica. En Serie **Comentarios sobre Asuntos Económicos, número 140**. Banco Central de Costa Rica, julio, 1995.
- Mayorga, Mauricio y Muñoz, Evelyn. Algunas notas acerca del uso del paquete econométrico TSP para estimar vectores autorregresivos y su posterior aplicación con fines de pronóstico". Departamento Investigaciones Económicas, DIE-NT-05-96, Banco Central de Costa Rica, julio de 1996.
- Monge, Olga y Jiménez, Enrique. Costa Rica: Estimación de una Función Mensual de Demanda por Emisión Monetaria. En Serie **Comentarios sobre Asuntos Económicos, número 144**. Banco Central de Costa Rica, noviembre, 1996.
- Román, Fernando y Vela Abraham. La Demanda de Dinero en México. Serie **Documentos de Investigación, número 9602**. México. 19
- Shazam. Users's Reference Manual. The Econometrics computer program, version 8.0. Editorial Mc-Graw-Hill. Canadá, 1997.
- Soto, Martha y Madrigal, Jorge. Estimación de Funciones de Riqueza Financiera para Costa Rica. En Serie **Comentarios sobre Asuntos Económicos número 102**. Banco Central de Costa Rica, San José, setiembre, 1992.
- Soto, Martha y Madrigal, Jorge. *Riqueza Financiera del Sector Privado: Anexos*. Banco Central de Costa Rica, San José, setiembre, 1992.

Vindas, Katia. "Aproximación de un modelo de corrección de errores para la relación precios, dinero y tipo de cambio en Costa Rica". En Serie **Comentarios sobre Asuntos Económicos número 155**. Banco Central de Costa Rica, San José, diciembre, 1996.

De la Vega, Juan Luis. "La función de demanda de largo plazo de ALP". En **La política monetaria y la inflación en España**, Servicio de Estudios del Banco de España. Editorial Alianza Economía, mayo de 1997.

[villalobosml@bccr.fi.cr](mailto:villalobosml@bccr.fi.cr)  
[torresgc@bccr.fi.cr](mailto:torresgc@bccr.fi.cr)

F:\...\CLAUDIO\GTM\GTM1999\GTM-01-99ESTUDIO.DOC

## ***VIII. ANEXOS***

## 8.1. BASE DE DATOS ORIGINALES

### BASE DE DATOS ORIGINALES Periodo 1987.1-1997.4

Trimestre	EMIN <sup>1/</sup>	EMIR <sup>2/</sup>	PIBR <sup>3/</sup>	IPC95 <sup>4/</sup>	TB <sup>5/</sup>
I87	15392.7	60760.4	2773.8	25.33	19.67
II	14965.2	56699.8	2580.5	26.39	20.00
III	14475.6	53887.9	2650.3	26.86	20.33
IV	17187.0	61477.2	2813.7	27.96	22.00
I88	16883.6	56402.4	2891.2	29.93	23.50
II	17320.0	55008.4	2677.1	31.49	23.33
III	17427.3	53540.0	2701.6	32.55	23.00
IV	21590.5	62102.9	2919.7	34.77	23.50
I89	21607.1	59692.5	3003.4	36.20	23.33
II	20879.8	56779.3	2896.4	36.77	23.00
III	20517.6	54073.1	2827.5	37.94	23.00
IV	24769.7	63389.7	3096.4	39.08	23.33
I90	23998.2	58606.1	3177.9	40.95	23.50
II	23906.5	55559.1	2945.9	43.03	24.83
III	24187.7	52797.6	2968.7	45.81	27.00
IV	29384.4	60256.6	3151.8	48.77	34.00
I91	28716.6	54592.3	3214.4	52.60	34.00
II	28477.8	50769.6	3045.9	56.09	32.33
III	29721.9	50124.1	2985.8	59.30	30.50
IV	36876.8	59646.1	3275.0	61.83	30.67
I92	36873.0	55433.1	3495.4	66.52	26.17
II	38510.2	55361.3	3211.9	69.56	16.50
III	40713.0	57252.2	3284.9	71.11	15.83
IV	50228.9	69092.0	3496.8	72.70	18.17
I93	48798.6	65844.1	3673.4	74.11	19.17
II	49568.9	65235.1	3448.9	75.99	16.33
III	48779.2	62664.2	3491.8	77.84	22.42
IV	57785.5	72849.2	3729.9	79.32	25.00
I94	58894.0	72012.2	3798.6	81.78	23.42
II	59475.5	70105.5	3686.4	84.84	23.08
III	61554.2	69452.6	3644.1	88.63	23.67
IV	74930.2	80049.1	3857.9	93.61	27.42
I95	72493.3	71586.5	3995.1	101.27	30.00
II	70307.5	67592.5	3788.2	104.02	33.00
III	69825.5	64300.0	3683.1	108.59	32.25
IV	86010.0	74236.2	3881.2	115.86	29.92
I96	81970.5	68208.3	3925.8	120.18	26.02
II	82586.0	66669.7	3713.9	123.87	22.37
III	84653.4	65953.4	3673.8	128.35	23.30
IV	103079.9	77743.3	3932.0	132.59	24.17
I97	98582.0	71527.8	3944.4	137.82	23.45
II	96686.2	68175.3	3884.1	141.82	20.92
III	99494.2	68662.5	3835.6	144.90	19.67
IV	122828.4	83360.1	4066.2	147.35	18.67

1/ Media aritmética trimestral de saldos a fin de mes en millones de colones

2/ Media aritmética trimestral de saldos a fin de mes en millones de colones de 1995

3/ En millones de colones de 1966

4/ Media aritmética trimestral del IPC a diciembre de cada año, base enero de 1995

5/ Media arimética trimestral de la tasa básica pasiva promedio del mes

Fuente: Banco Central de Costa Rica

## 8.2. MODELO DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.775252	0.292587	2.649644	0.0119
LPIBR	0.185340	0.038503	4.813636	0.0000
TB	-0.003566	0.000574	-6.209785	0.0000
LEMIR(-1)	0.814455	0.045836	17.76896	0.0000
D1	-0.204885	0.009539	-21.47972	0.0000
D2	-0.179746	0.008887	-20.22469	0.0000
D3	-0.168932	0.008077	-20.91622	0.0000
R-squared	0.984847	Mean dependent var	11.04641	
Adjusted R-squared	0.982321	S.D. dependent var	0.128183	
S.E. of regression	0.017043	Akaike info criterion	-7.996077	
Sum squared resid	0.010457	Schwarz criterion	-7.709370	
Log likelihood	117.9013	F-statistic	389.9539	
Durbin-Watson stat	1.801975	Prob(F-statistic)	0.000000	

### 8.3. MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

#### 8.3.1. PRUEBA DE JOHANSEN

Sample: 1987:1 1997:4

Included observations: 42

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Series: LEMIR LPIBR TB

Exogenous series: @SEAS(1) @SEAS(2) @SEAS(3)

Warning: Critical values were derived assuming no exogenous series

Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.325697	26.80286	29.68	35.65	None
0.169816	10.25167	15.41	20.04	At most 1
0.056331	2.435160	3.76	6.65	At most 2

\*\* denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

LEMIR	LPIBR	TB
2.025012	-1.885302	0.053253
-2.099511	2.541891	-0.003095
2.532341	-1.093823	0.003642

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

LEMIR	LPIBR	TB	C
1.000000	-0.931008 (0.15279)	0.026298 (0.00896)	-4.132661

Log likelihood 140.0976

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

LEMIR	LPIBR	TB	C
1.000000	0.000000	0.108926 (0.12601)	-13.70412
0.000000	1.000000	0.088751 (0.12273)	-10.28075

Log likelihood 144.0058

### 8.3.2. VECTOR DE CORRECCIÓN DE ERRORES

Sample(adjusted): 1987:4 1997:4			
Included observations: 41 after adjusting endpoints			
Standard errors & t-statistics in parentheses			
Cointegrating Eq:		CointEq1	
LEMIR(-1)	1.000000		
LPIBR(-1)	-1.056554 (0.19451) (-5.43195)		
TB(-1)	0.035200 (0.01371) (2.56690)		
C	-3.331856		
Error Correction:	D(LEMIR)	D(LPIBR)	D(TB)
CointEq1	-0.071464 (0.03703) (-1.92986)	-0.001853 (0.02983) (-0.06211)	-9.183593 (4.19828) (-2.18747)
D(LEMIR(-1))	0.188462 (0.19126) (0.98535)	0.220552 (0.15408) (1.43139)	4.338981 (21.6842) (0.20010)
D(LEMIR(-2))	-0.236009 (0.18688) (-1.26286)	0.090121 (0.15055) (0.59859)	-11.12216 (21.1877) (-0.52493)
D(LPIBR(-1))	0.309277 (0.22492) (1.37504)	-0.456848 (0.18120) (-2.52126)	-47.07284 (25.5002) (-1.84598)
D(LPIBR(-2))	0.341453 (0.22288) (1.53201)	-0.171731 (0.17955) (-0.95644)	-27.39706 (25.2686) (-1.08423)
D(TB(-1))	-0.002475 (0.00165) (-1.49650)	-0.000297 (0.00133) (-0.22279)	0.652575 (0.18751) (3.48027)
D(TB(-2))	-0.000125 (0.00179) (-0.06966)	0.000204 (0.00144) (0.14152)	0.117002 (0.20279) (0.57697)
C	0.172215 (0.01671) (10.3038)	0.066034 (0.01346) (4.90424)	-1.121815 (1.89490) (-0.59202)



@SEAS(1)	-0.287488 (0.04671) (-6.15487)	-0.037477 (0.03763) (-0.99595)	2.625167 (5.29556) (0.49573)
@SEAS(2)	-0.193321 (0.05025) (-3.84745)	-0.094337 (0.04048) (-2.33053)	4.740525 (5.69664) (0.83216)
@SEAS(3)	-0.203680 (0.01946) (-10.4673)	-0.077528 (0.01568) (-4.94565)	-0.092628 (2.20611) (-0.04199)
R-squared	0.964871	0.911800	0.473671
Adj. R-squared	0.953161	0.882400	0.298228
Sum sq. Resids	0.013018	0.008448	167.3237
S.E. equation	0.020831	0.016781	2.361664
Log likelihood	106.9514	115.8141	-87.00682
Akaike AIC	-7.518432	-7.950761	1.942944
Schwarz SC	-7.058693	-7.491023	2.402682
Mean dependent	0.011294	0.010440	-0.040650
S.D. dependent	0.096251	0.048936	2.819163
Determinant Residual Covariance		1.88E-07	
Log Likelihood		142.9657	
Akaike Information Criteria		-13.73147	
Schwarz Criteria		-12.22687	

### 8.3.3. MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES PARA EL PRONÓSTICO

VAR model:

$$\begin{aligned}
 D(\text{LEMIR}) = & -0.071463761 * (\text{LEMIR}(-1) - 1.0565539 * \text{LPIBR}(-1) + 0.035200049 * \text{TB}(-1) - 3.3318557) + \\
 & 0.18846208 * D(\text{LEMIR}(-1)) - 0.23600916 * D(\text{LEMIR}(-2)) + 0.30927664 * D(\text{LPIBR}(-1)) + \\
 & 0.34145313 * D(\text{LPIBR}(-2)) - 0.0024750429 * D(\text{TB}(-1)) - 0.00012459005 * D(\text{TB}(-2)) + 0.17221503 - \\
 & 0.28748782 * (@\text{SEAS}(1)) - 0.19332136 * (@\text{SEAS}(2)) - 0.20368013 * (@\text{SEAS}(3))
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D(\text{LPIBR}) = & -0.0018528868 * (\text{LEMIR}(-1) - 1.0565539 * \text{LPIBR}(-1) + 0.035200049 * \text{TB}(-1) - 3.3318557) + \\
 & 0.22055209 * D(\text{LEMIR}(-1)) + 0.090121056 * D(\text{LEMIR}(-2)) - 0.45684785 * D(\text{LPIBR}(-1)) - \\
 & 0.1717311 * D(\text{LPIBR}(-2)) - 0.00029683527 * D(\text{TB}(-1)) + 0.00020391821 * D(\text{TB}(-2)) + 0.066033989 - \\
 & 0.037476609 * (@\text{SEAS}(1)) - 0.094336984 * (@\text{SEAS}(2)) - 0.077528317 * (@\text{SEAS}(3))
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D(\text{TB}) = & -9.1835935 * (\text{LEMIR}(-1) - 1.0565539 * \text{LPIBR}(-1) + 0.035200049 * \text{TB}(-1) - 3.3318557) + \\
 & 4.3389815 * D(\text{LEMIR}(-1)) - 11.122162 * D(\text{LEMIR}(-2)) - 47.072843 * D(\text{LPIBR}(-1)) - 27.397058 * D(\text{LPIBR}(-2)) \\
 & + 0.65257547 * D(\text{TB}(-1)) + 0.11700185 * D(\text{TB}(-2)) - 1.1218149 + 2.6251666 * (@\text{SEAS}(1)) + \\
 & 4.7405251 * (@\text{SEAS}(2)) - 0.092628095 * (@\text{SEAS}(3))
 \end{aligned}$$

## 8.4. MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS

### 8.4.1. ESPECIFICACIÓN DEL VAR SELECCIONADO

	TB	DLPiBR	DLEMIR
Date: 10/08/98 Time: 15:46			
Sample(adjusted): 1987:4 1997:4			
Included observations: 41 after adjusting endpoints			
Standard errors & t-statistics in parentheses			
TB(-1)	1.293154 (0.17244) (7.49937)	-0.000504 (0.00130) (-0.38801)	-0.004319 (0.00171) (-2.52470)
TB(-2)	-0.615892 (0.15685) (-3.92658)	0.000170 (0.00118) (0.14412)	0.003596 (0.00156) (2.31082)
DLPiBR(-1)	-45.60798 (23.1548) (-1.96970)	-0.468988 (0.17426) (-2.69125)	0.402489 (0.22973) (1.75201)
DLPiBR(-2)	-25.88604 (22.2707) (-1.16233)	-0.179721 (0.16761) (-1.07226)	0.412875 (0.22096) (1.86856)
DLEMIR(-1)	-2.333571 (19.6847) (-0.11855)	0.195398 (0.14815) (1.31895)	0.290373 (0.19530) (1.48680)
DLEMIR(-2)	-13.18536 (18.7357) (-0.70375)	0.069336 (0.14101) (0.49173)	-0.120898 (0.18589) (-0.65039)
C	6.656094 (2.25926) (2.94614)	0.071766 (0.01700) (4.22070)	0.204664 (0.02242) (9.13055)
@SEAS(1)	3.169784 (4.58705) (0.69103)	-0.030764 (0.03452) (-0.89113)	-0.326215 (0.04551) (-7.16791)
@SEAS(2)	5.079611 (5.07808) (1.00030)	-0.088934 (0.03822) (-2.32702)	-0.225507 (0.05038) (-4.47593)
@SEAS(3)	-0.297706 (2.00843) (-0.14823)	-0.078057 (0.01512) (-5.16400)	-0.202383 (0.01993) (-10.1564)
R-squared	0.836574	0.912249	0.960580
Adj. R-squared	0.789128	0.886773	0.949136
Sum sq. resids	148.3983	0.008405	0.014608
S.E. equation	2.187931	0.016466	0.021708
Log likelihood	-84.54620	115.9187	104.5889
Akaike AIC	1.774133	-8.004641	-7.451969
Schwarz SC	2.192077	-7.586697	-7.034025
Mean dependent	24.52967	0.010440	0.011294
S.D. dependent	4.764571	0.048936	0.096251
Determinant Residual Covariance			2.05E-07
Log Likelihood			141.1398
Akaike Information Criteria			-13.93509
Schwarz Criteria			-12.68125