

**BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS
DIE-PI-02-95**

**COEFICIENTES DE PRESION MONETARIA SOBRE LOS PRECIOS
EN EL CORTO Y EL LARGO PLAZO**

**Juan E. Muñoz Giró
Rodney Pacheco Pérez**

MAYO, 1995

TABLA DE CONTENIDO

I.INTRODUCCIÓN.....	1
II.EL MODELO TEÓRICO.....	2
III.EL ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y LOS COEFICIENTES DE LARGO PLAZO	4
IV.LOS COEFICIENTES DE CORTO PLAZO	9
V.OBSERVACIONES FINALES.....	14

COEFICIENTES DE PRESION MONETARIA SOBRE LOS PRECIOS EN EL CORTO Y EL LARGO PLAZO¹

SUMARIO

El enfoque monetario de la inflación proporciona un marco teórico apropiado para explicar la persistencia y los niveles de las tasas de inflación observadas en los países en desarrollo, en general, y en Costa Rica, en particular. El análisis del impacto monetario sobre los precios se ha documentado en un considerable número de investigaciones y estudios en los que se ha corroborado la importancia de los desequilibrios monetarios en la evolución de la tasa inflacionaria.

La nueva aplicación que se hace de la teoría cuantitativa en este estudio permite, una vez más, comprobar su validez en la explicación del fenómeno inflacionario, pero simultáneamente permite diferenciar el impacto del crecimiento monetario sobre los precios en el corto y el largo plazo, así como identificar los posibles niveles de inercia inflacionaria generada por excesos monetarios.

Los resultados del análisis permiten concluir que la presión monetaria en el largo plazo muestra una tendencia bastante estable, aunque en niveles altos -lo que puede explicar la inercia inflacionaria- mientras que en el corto plazo esa presión monetaria muestra una mayor inestabilidad -lo que puede explicar la variabilidad de las tasas de inflación. Adicionalmente, el análisis de corto plazo proporciona el marco adecuado para evaluar la transferencia de la presión monetaria de un período al otro. Para ello se hace uso de los modelos ARIMA de Box y Jenkins.

Entre las conclusiones más importantes que aporta el estudio se afirma que una política monetaria antiinflacionaria debería de ser aplicada continuamente durante períodos superiores al año, dados los rezagos observados en los coeficientes de presión monetaria de corto plazo.

Desde un punto de vista investigativo, el estudio proporciona alguna evidencia de la falta de homogeneidad entre las tasas de crecimiento de los precios y del acervo de dinero. Aún cuando se requeriría de una prueba de homogeneidad de grado uno entre los niveles y no las tasas, lo cierto es que este resultado va en línea con un enfoque muy reciente en teoría monetaria, el cual propone conducir estudios de demanda por saldos nominales y no reales.

I. INTRODUCCIÓN

Una de las aplicaciones de la teoría cuantitativa más frecuentemente utilizadas en investigaciones económicas ha correspondido al estudio de los procesos inflacionarios, especialmente en aquellas economías que han mostrado fuertes desequilibrios internos y externos, unidos con tasas de inflación elevadas. Mucho se ha escrito sobre el enfoque monetario de la inflación y ha sido conclusión generalizada la validez de este enfoque para explicar la inflación en países en los que el déficit fiscal ha sido crónico. Sin embargo, no es el propósito de este ensayo el de tratar de identificar las posibles y múltiples causas y consecuencias de la inflación en Costa Rica, ni tampoco las causas que conducen a un exceso monetario en la economía nacional.

El objetivo fundamental consiste en aplicar la teoría cuantitativa, expresada en cambios de sus variables, al fenómeno inflacionario y con ello aproximar el grado de presión que ejerce la diferencia entre la tasa de crecimiento monetario nominal y la tasa de crecimiento del PIB real

¹ Autorizado por Claudio Ureña Chinchilla.

sobre los niveles de inflación. El modelo uniecuacional no incorpora variables adicionales a las que tradicionalmente se definen en la ecuación de Cambridge.

El análisis que se lleva a cabo se extiende más allá de la simple evaluación de una regresión, que proporciona las estimaciones de los parámetros de largo plazo, para aproximar también, vía álgebra, los coeficientes de corto plazo. Los resultados son sorprendentes en el sentido de que la información resultante permite observar un coeficiente de largo plazo *envolvente* de los coeficientes de corto plazo, y a la vez abre la posibilidad de replantear la justificación de modelos de demanda monetaria que utilizan los saldos reales como variable dependiente. A lo largo del estudio se discutirán con más detalle las consideraciones teóricas y las implicaciones de política de los resultados.

II. EL MODELO TEÓRICO

Como se ha mencionado desde el principio, el sustento teórico de la investigación parte de la formulación original de la ecuación cuantitativa de Cambridge:

$$M_t V_t \equiv P_t Q_t \quad 1$$

en la cual M es el acervo nominal de dinero en la economía, V es la velocidad de circulación del dinero, P es el nivel de precios y Q el nivel de producción real, todas las variables en el período t . A partir de esta relación, el nivel de precios se puede explicar como:

$$P_t = M_t V_t Q_t^{-1} \quad 2$$

Al definir la variación del nivel de precios de un período $t - 1$ al siguiente período, t , se tiene:

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{1}{P_{t-1}} M_t V_t Q_t^{-1} \quad 3$$

El nivel de precios en el período $t - 1$ también se puede definir como:

$$P_{t-1} = M_{t-1} V_{t-1} Q_{t-1}^{-1} \quad 4$$

Por tanto, la variación de precios se puede expresar de la siguiente forma:

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \left(\frac{V_t}{V_{t-1}}\right) \left(\frac{M_t}{M_{t-1}}\right) \left(\frac{Q_{t-1}}{Q_t}\right) \quad 5$$

La aplicación de la función logarítmica natural permite linealizar la ecuación (5), de tal forma que:

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln\left(\frac{V_t}{V_{t-1}}\right) + \ln\left(\frac{M_t}{M_{t-1}}\right) + \ln\left(\frac{Q_{t-1}}{Q_t}\right) \quad 6$$

Ahora se definen las siguientes variables, las cuales corresponden a las tasas de crecimiento de los precios, del acervo nominal de dinero y de la producción real, aproximadas por las diferencias de logaritmos:

$$\dot{p} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad 7$$

$$\dot{m} = \ln\left(\frac{M_t}{M_{t-1}}\right) = \ln M_t - \ln M_{t-1} \quad 8$$

$$\dot{q} = \ln\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right) = \ln Q_t - \ln Q_{t-1} \quad 9$$

Al utilizar estas definiciones, la ecuación (6) se puede expresar como:

$$\dot{p}_t = \alpha + \dot{m}_t - \dot{q}_t \quad 10$$

donde α es una variable que captura posibles variaciones de la velocidad de circulación. Según la teoría cuantitativa, en el largo plazo $\alpha = \rho = 0$, por tanto, cualquier variación de los precios es explicada por cambios del saldo de dinero en circulación. Para efectos econométricos, en los que se incluye un coeficiente constante y un coeficiente que relaciona a la tasa inflacionaria con el exceso monetario, así como un término estocástico, la regresión que se estima es de la forma:

$$\dot{p}_t = \alpha + \rho(\dot{m}_t - \dot{q}_t) + \epsilon_t \quad 11$$

donde se esperaría, según la teoría, que $\alpha = 0$ y $\rho = 1$. Sin embargo, es probable que en economías con inflaciones persistentes y moderadas, el coeficiente ρ sea mayor que 1 y que existan factores extra monetarios que influyan en un coeficiente α diferente de cero. Al coeficiente ρ se le denomina en este estudio como el coeficiente de presión monetaria. El coeficiente constante asume, de acuerdo con la teoría, las variaciones de la velocidad de circulación y se le identifica, en este estudio, con el nombre de presión exógena.

III. EL ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y LOS COEFICIENTES DE LARGO PLAZO

Los requerimientos de información se reducen a tres variables: precios, saldos de dinero en circulación y producción. Como variables *proxies* para este estudio, se utilizaron el índice de precios al consumidor, el medio circulante (M1) y un agregado más amplio (M2) y el producto interno bruto mensual (PIB). Las observaciones son mensuales desde enero de 1984 hasta diciembre de 1994. El medio circulante (M1) corresponde a la serie desestacionalizada del promedio mensual de saldos diarios. M2 se define como la serie desestacionalizada del saldo a fin de mes. El PIB se especifica en su serie de tendencia-ciclo.

Este simple modelo puede estar sujeto al cuestionamiento sobre la aplicación de la teoría cuantitativa a economías abiertas, en las que la *fuga* de la presión monetaria vía la balanza de pagos juega un papel muy importante. Sin embargo, la consideración de agregados monetarios de carácter *ex post* excluye aquellos montos monetarios que se han *destruido* en las cuentas de la balanza en períodos anteriores. En otras palabras, el saldo en circulación observado (*ex post*) en un momento dado se dirige ya sea a financiar transacciones reales, o ejercer presión sobre los precios, o bien, mantenerse como saldos en poder de los agentes privados. Estos últimos saldos son, precisamente, los que pueden trasladarse al próximo período con una presión sobre los precios y sobre las transacciones internacionales. Para capturar el efecto intertemporal del exceso monetario sobre los precios y por constituir una serie univariable, se procede, más adelante, a aproximar modelos ARIMA a los coeficientes de presión monetaria de corto plazo. La alternativa consistiría en definir un modelo intertemporal de asignación de recursos por parte de los agentes privados, lo cual se escapa del objetivo básico de este estudio.

El análisis de regresión lineal se utiliza para aproximar los valores de largo plazo de los coeficientes de la ecuación. El procedimiento consistió en estimar, en primera instancia, la regresión para las doce observaciones de 1984. Posteriormente se fue ampliando la muestra de observaciones de mes en mes, de forma tal que para cada incorporación se calculó una regresión. Ello quiere decir que, a parte de la regresión de 1984, se obtuvieron 120 estimaciones de los coeficientes de la regresión. Este procedimiento se aplicó tanto con los crecimientos de M1 como con los de M2. Con el propósito de evaluar la bondad del ajuste, a continuación se presentan los resultados econométricos para las regresiones que incluyen todo el período de análisis (1984-1994):

a. Con M1:

$$\dot{p} = -0,005 + 1,844(\dot{m}_1 - \dot{q}) \quad 12$$

(-0,73) (76,01)

$$R^2 = 0,978 \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,978 \quad D.W. = 2,58 \quad \sigma^2(a) = 0,00005 \quad \sigma^2(p) = 0,00059 \quad N=132$$

b. Con M2:

$$\dot{p} = -0,006 + 1,583(\dot{m}_2 - \dot{q}) \quad 13$$

(-1,07) (122,50)

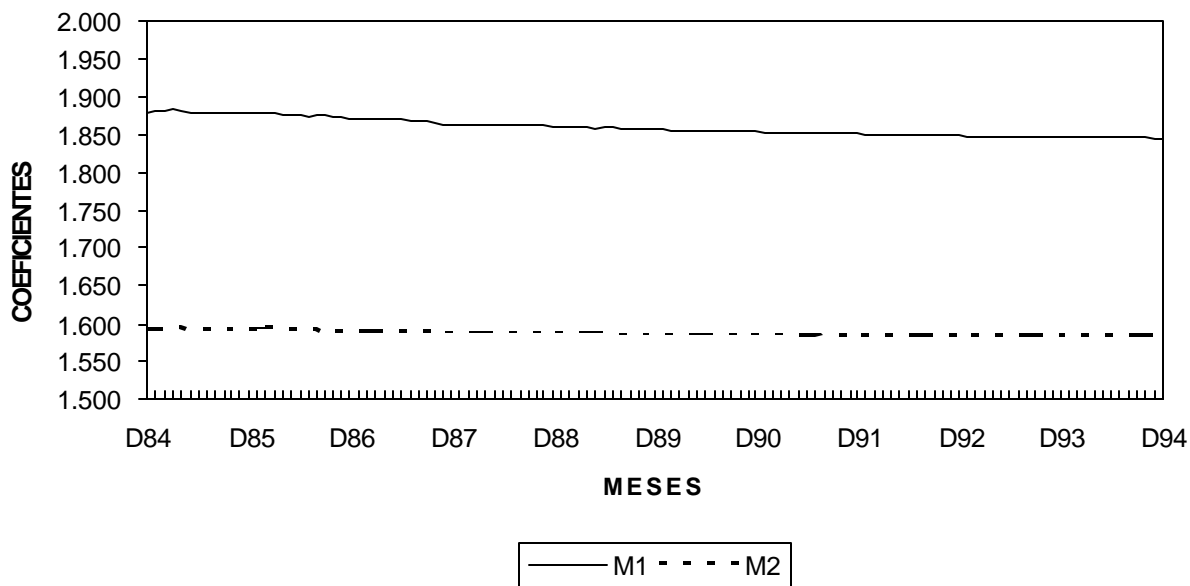
$$R^2 = 0,991 \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,991 \quad D.W. = 2,793 \quad \sigma^2(a) = 0,00003 \quad \sigma^2(p) = 0,00017 \quad N=132$$

Es importante destacar que las regresiones estimadas muestran niveles de bondad del ajuste bastante satisfactorios, no hay evidencia de autocorrelación -el DW está en la zona de indecisión- ni de heterocedasticidad de los errores y los coeficientes son estables. El estadístico *t-student* (entre paréntesis) del coeficiente de presión monetaria es altamente significativo (ello quiere decir que la estimación es diferente de cero), mientras que la estimación del coeficiente constante no es significativamente diferente de cero. Desde el punto de vista económico, la estabilidad de los coeficientes estimados se puede observar en los siguientes cuadros y gráficos.

Cuadro 1										
Coefficientes de Presión Monetaria M1 en el Largo Plazo (r)										
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Enero	1.882	1.879	1.871	1.863	1.860	1.856	1.853	1.849	1.848	1.846
Febrero	1.883	1.880	1.871	1.863	1.860	1.855	1.853	1.849	1.848	1.846
Marzo	1.885	1.880	1.871	1.863	1.860	1.855	1.853	1.849	1.847	1.846
Abril	1.883	1.874	1.870	1.863	1.859	1.855	1.851	1.849	1.847	1.846
Mayo	1.881	1.874	1.870	1.863	1.858	1.855	1.851	1.849	1.847	1.846
Junio	1.881	1.874	1.869	1.862	1.858	1.855	1.851	1.849	1.847	1.846
Julio	1.881	1.874	1.866	1.862	1.858	1.855	1.851	1.849	1.846	1.846
Agosto	1.880	1.874	1.866	1.862	1.857	1.854	1.851	1.848	1.846	1.846
Setiembre	1.881	1.874	1.866	1.862	1.857	1.854	1.851	1.848	1.846	1.846
Octubre	1.880	1.873	1.865	1.862	1.857	1.854	1.851	1.848	1.846	1.845
Noviembre	1.880	1.873	1.863	1.862	1.856	1.853	1.851	1.848	1.846	1.844
Diciembre	1.878	1.871	1.863	1.860	1.856	1.853	1.851	1.848	1.846	1.844
Media	1.881	1.875	1.868	1.862	1.858	1.854	1.851	1.849	1.847	1.845

Cuadro 2										
Coefficientes de Presión Monetaria M2 en el Largo Plazo										
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Enero	1.594	1.595	1.592	1.589	1.588	1.587	1.586	1.584	1.584	1.583
Febrero	1.594	1.595	1.591	1.589	1.588	1.587	1.586	1.584	1.584	1.583
Marzo	1.596	1.596	1.591	1.589	1.588	1.586	1.586	1.584	1.584	1.583
Abril	1.596	1.593	1.591	1.589	1.588	1.586	1.585	1.584	1.584	1.583
Mayo	1.595	1.593	1.591	1.589	1.587	1.586	1.585	1.584	1.583	1.583
Junio	1.595	1.593	1.591	1.589	1.588	1.586	1.585	1.584	1.583	1.583
Julio	1.595	1.592	1.590	1.589	1.588	1.586	1.585	1.584	1.583	1.583
Agosto	1.594	1.593	1.590	1.589	1.587	1.586	1.585	1.584	1.583	1.583
Setiembre	1.595	1.592	1.590	1.589	1.587	1.586	1.584	1.584	1.584	1.583
Octubre	1.594	1.592	1.590	1.589	1.587	1.586	1.584	1.584	1.583	1.583
Noviembre	1.595	1.592	1.589	1.589	1.587	1.586	1.584	1.584	1.584	1.583
Diciembre	1.594	1.591	1.589	1.588	1.587	1.586	1.584	1.584	1.583	1.583
Media	1.595	1.593	1.591	1.589	1.587	1.586	1.585	1.584	1.584	1.583

GRAFICO 1. PRESION MONETARIA A LARGO PLAZO
Coefficientes para M1 y M2

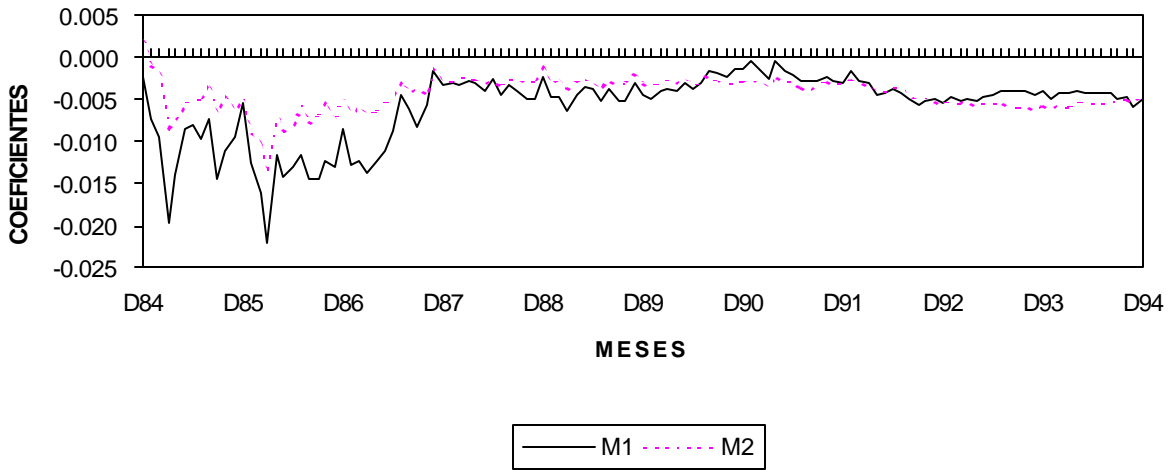


Cuadro 3
Coefficientes de Presión Exógena (α) en la Regresión con M1

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Enero	-0.007	-0.013	-0.013	-0.003	-0.005	-0.005	0.000	-0.002	-0.005	-0.005
Febrero	-0.010	-0.016	-0.016	-0.003	-0.005	-0.004	-0.001	-0.003	-0.005	-0.004
Marzo	-0.020	-0.022	-0.022	-0.003	-0.006	-0.004	-0.002	-0.003	-0.005	-0.004
Abril	-0.014	-0.012	-0.012	-0.003	-0.005	-0.004	-0.001	-0.004	-0.005	-0.004
Mayo	-0.009	-0.014	-0.014	-0.004	-0.003	-0.003	-0.002	-0.004	-0.005	-0.004
Junio	-0.008	-0.013	-0.013	-0.002	-0.004	-0.004	-0.002	-0.004	-0.004	-0.004
Julio	-0.010	-0.012	-0.012	-0.004	-0.005	-0.003	-0.003	-0.004	-0.004	-0.004
Agosto	-0.007	-0.014	-0.014	-0.003	-0.004	-0.002	-0.003	-0.005	-0.004	-0.004
Setiembre	-0.014	-0.014	-0.014	-0.004	-0.005	-0.002	-0.003	-0.006	-0.004	-0.005
Octubre	-0.011	-0.012	-0.012	-0.005	-0.005	-0.002	-0.002	-0.005	-0.004	-0.005
Noviembre	-0.009	-0.013	-0.013	-0.005	-0.003	-0.001	-0.003	-0.005	-0.005	-0.006
Diciembre	-0.006	-0.008	-0.008	-0.002	-0.005	-0.001	-0.003	-0.005	-0.004	-0.005
Media	-0.010	-0.014	-0.014	-0.004	-0.005	-0.003	-0.002	-0.004	-0.004	-0.005

Cuadro 4										
Coeficientes de Presión Exógena (α) en la Regresión con M2										
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Enero	-0.001	-0.009	-0.007	-0.003	-0.003	-0.004	-0.002	-0.002	-0.005	-0.006
Febrero	-0.001	-0.010	-0.006	-0.002	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.006	-0.006
Marzo	-0.009	-0.014	-0.007	-0.002	-0.004	-0.003	-0.004	-0.003	-0.005	-0.006
Abril	-0.008	-0.007	-0.006	-0.002	-0.003	-0.003	-0.002	-0.004	-0.006	-0.005
Mayo	-0.005	-0.009	-0.006	-0.003	-0.002	-0.002	-0.003	-0.004	-0.006	-0.005
Junio	-0.005	-0.008	-0.005	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.004	-0.006	-0.006
Julio	-0.005	-0.006	-0.003	-0.003	-0.004	-0.003	-0.003	-0.004	-0.005	-0.006
Agosto	-0.003	-0.008	-0.004	-0.003	-0.003	-0.002	-0.004	-0.004	-0.006	-0.005
Setiembre	-0.007	-0.007	-0.004	-0.003	-0.003	-0.003	-0.004	-0.005	-0.006	-0.005
Octubre	-0.005	-0.005	-0.004	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.005	-0.006	-0.005
Noviembre	-0.007	-0.007	-0.002	-0.003	-0.002	-0.003	-0.003	-0.005	-0.006	-0.005
Diciembre	-0.005	-0.005	-0.003	-0.001	-0.003	-0.003	-0.003	-0.005	-0.006	-0.005
Media	-0.005	-0.008	-0.005	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.004	-0.006	-0.005

GRAFICO 2. PRESION EXOGENA DE LARGO PLAZO
Coeficientes para M1 y M2



De los cuadros y los gráficos anteriores se pueden plantear las siguientes observaciones:

1. Los coeficientes de presión monetaria sobre los precios tanto para M1 como para M2 muestran una ligera tendencia a disminuir en el tiempo, aunque son bastante estables. La interpretación de las estimaciones corresponde a elasticidades del índice de precios con respecto al exceso monetario. En otras palabras, por un 1 por ciento de variación en el exceso monetario, el índice de precios tiende a variar en 1,84 por ciento, para M1 en diciembre de 1994, y en 1,58 por ciento para M2 en ese mismo mes. Estas magnitudes relativamente altas, unidas con la estabilidad de los coeficientes observada durante los últimos diez años, proporcionan evidencia de un factor inercial importante en la generación de la inflación.

Como se puede observar en los niveles medios de los coeficientes, así como en el resultado de las regresiones generales, los coeficientes de presión monetaria son altamente significativos en términos estadísticos. Ello indica que el proceso inflacionario en Costa Rica responde, en buena medida, a la persistencia de un exceso de crecimiento monetario sobre las tasas de crecimiento reales. Esta conclusión ha sido confirmada en anteriores investigaciones, aún con el uso de diferentes agregados monetarios.²

Sin embargo, la hipótesis de que esos coeficientes de presión son iguales a 1, lo que proporcionaría alguna indicación sobre la homogeneidad de grado cero entre **P** y **M** planteada por la teoría cuantitativa, se rechaza con un nivel de confianza bastante elevado. En términos de las ecuaciones estimadas se tiene una relación entre **P** y **M** de la forma:

Con M1:

$$\frac{(M_t)^{1,845}}{P_t} = \left(\frac{Q_t}{V_{t-1}}\right)^{1,845} (P_{t-1})^{0,845} \quad 14$$

Con M2:

$$\frac{(M_t)^{1,583}}{P_t} = \left(\frac{Q_t}{V_{t-1}}\right)^{1,583} (P_{t-1})^{0,583} \quad 15$$

Aún cuando puede existir evidencia de un coeficiente de homogeneidad entre **M** y **P** diferente de uno en estas estimaciones, la prueba concluyente requeriría de observaciones de la demanda monetaria en vez de los datos *ex post* utilizados en este estudio. Estos resultados conducen a plantear entonces la posibilidad de realizar estudios de demanda monetaria con acervos nominales en vez de saldos reales. Ello estaría evitando los eventuales problemas de sesgo que puede generar la imposición de una homogeneidad de grado cero cuando en la realidad puede que no exista.

² Gaba, Ernesto y Norman Orozco Coto (1991). Determinantes de la Inflación en Costa Rica: Efectos del Tipo de Cambio y la Oferta Monetaria, Banco Central de Costa Rica: DIE-PI-02-91..
Orozco Coto, Norman (1992) Determinantes de la Inflación en Costa Rica: Una Aproximación. Banco Central de Costa Rica: Serie "Comentarios sobre Asuntos Económicos" No. 106.

2. Aún cuando la estimación del término constante no es significativamente diferente de cero, llama la atención su comportamiento, tanto para M1 como para M2. En efecto el gráfico 2 permite observar un comportamiento bastante inestable para los meses anteriores al último trimestre de 1987. Posteriormente, ambas estimaciones tienden a la estabilidad en niveles similares, aún cuando se puede detectar una ligera tendencia a su disminución. Estos cambios en la evolución de los términos constantes se podrían explicar por los procesos de ajuste económico y de reformas en diversas áreas de la economía que propiciaron movimientos inestables de los precios inmediatamente después de la crisis de 1981-1982. Estos coeficientes capturan, en términos generales, los cambios de la velocidad de circulación, los cuales pudieron haber sido motivados por las expectativas inflacionarias, las expectativas de reformas, el ciclo político y, en alguna medida, la evolución del sector externo.

IV. LOS COEFICIENTES DE CORTO PLAZO

Como se ha mencionado en los párrafos anteriores, los coeficientes resultantes de los análisis de regresión se pueden considerar como relaciones de largo plazo entre el nivel de precios y el exceso monetario. Con el propósito de obtener estimaciones de los coeficientes de presión monetaria en el corto plazo, se procedió a realizar una operación algebraica en la que el término constante de la regresión se mantuvo fijo, en tanto que el coeficiente de presión para cada mes se resolvió de la siguiente forma:

$$\mathbf{r}_t = \frac{\dot{p}_t - \mathbf{a}_t}{\dot{m}_t - \dot{q}_t} \quad 16$$

En otras palabras, con el término α proporcionado por el análisis de regresión y las tasas de variación observadas, se calculó un coeficiente de *corto plazo*.³ Un procedimiento alternativo más formal, desde el punto de vista econométrico, para encontrar la relación entre el largo y el corto plazo, consistiría en llevar a cabo un análisis de ajuste parcial con base en el enfoque de cointegración. Por la magnitud de un trabajo de este tipo, tal posibilidad se evaluaría en una eventual segunda parte. Los cuadros 5 y 6, así como los gráficos 3 y 4 muestran los niveles y el comportamiento de los coeficientes de presión en el corto plazo. Es necesario apuntar, sin embargo, que la presencia de factores y circunstancias propias del desempeño económico en un contexto dinámico, así como la interferencia de decisiones políticas en el funcionamiento de los mercados, puede incidir en desviaciones de la relación cuantitativa en el corto plazo. No obstante esta limitación, por el teorema de la *envolvente*, expuesto en el apéndice, los coeficientes calculados con este procedimiento algebraico se pueden considerar como aproximaciones de los coeficientes que se observarían en ausencia de los elementos que llevan a la desviación de la teoría cuantitativa en el corto plazo.

³ Se consideran de corto plazo puesto que son el resultado directo de las tasas de inflación y de exceso monetario correspondientes a cada mes y no el resultado de una agregación econométrica.

Cuadro 5										
Coeficientes de Presión Monetaria M1 sobre Precios en el Corto Plazo (₪)										
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Enero	1.856	1.796	1.750	1.822	1.789	1.789	1.842	1.810	1.737	1.721
Febrero	1.847	1.772	1.752	1.818	1.789	1.789	1.823	1.784	1.718	1.733
Marzo	1.808	1.729	1.737	1.825	1.760	1.760	1.801	1.778	1.727	1.731
Abril	1.824	1.787	1.746	1.821	1.787	1.787	1.838	1.750	1.717	1.737
Mayo	1.842	1.767	1.755	1.807	1.802	1.802	1.817	1.755	1.731	1.731
Junio	1.842	1.772	1.774	1.828	1.796	1.796	1.807	1.759	1.736	1.731
Julio	1.831	1.780	1.815	1.800	1.772	1.772	1.795	1.753	1.747	1.729
Agosto	1.840	1.756	1.796	1.813	1.792	1.792	1.788	1.730	1.744	1.729
Setiembre	1.801	1.752	1.772	1.802	1.769	1.769	1.788	1.718	1.745	1.712
Octubre	1.815	1.765	1.797	1.789	1.766	1.766	1.801	1.724	1.741	1.716
Noviembre	1.822	1.756	1.841	1.790	1.801	1.801	1.786	1.728	1.729	1.683
Diciembre	1.842	1.792	1.820	1.825	1.776	1.776	1.780	1.721	1.738	1.701
Media	1.831	1.769	1.780	1.812	1.783	1.783	1.806	1.751	1.734	1.721

Cuadro 6										
Coeficientes de Presión Monetaria M2 sobre Precios en el Corto Plazo (₪)										
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Enero	1.591	1.595	1.537	1.557	1.548	1.530	1.543	1.536	1.474	1.453
Febrero	1.590	1.595	1.543	1.563	1.553	1.541	1.533	1.526	1.469	1.457
Marzo	1.566	1.596	1.534	1.564	1.533	1.545	1.520	1.519	1.475	1.451
Abril	1.567	1.593	1.536	1.561	1.547	1.537	1.546	1.502	1.462	1.459
Mayo	1.574	1.593	1.541	1.554	1.555	1.546	1.531	1.506	1.466	1.462
Junio	1.573	1.5093	1.545	1.554	1.544	1.533	1.531	1.512	1.465	1.455
Julio	1.573	1.592	1.562	1.548	1.532	1.536	1.521	1.511	1.468	1.455
Agosto	1.580	1.593	1.549	1.558	1.544	1.550	1.512	1.496	1.461	1.461
Setiembre	1.562	1.592	1.555	1.557	1.542	1.541	1.519	1.488	1.454	1.460
Octubre	1.570	1.592	1.547	1.550	1.540	1.534	1.528	1.486	1.454	1.465
Noviembre	1.560	1.592	1.574	1.551	1.555	1.531	1.526	1.479	1.451	1.459
Diciembre	1.566	1.591	1.557	1.572	1.540	1.537	1.523	1.473	1.457	1.469
Media	1.573	1.593	1.548	1.557	1.544	1.538	1.528	1.503	1.463	1.459

GRAFICO 3. PRESION MONETARIA EN EL LARGO Y CORTO PLAZO

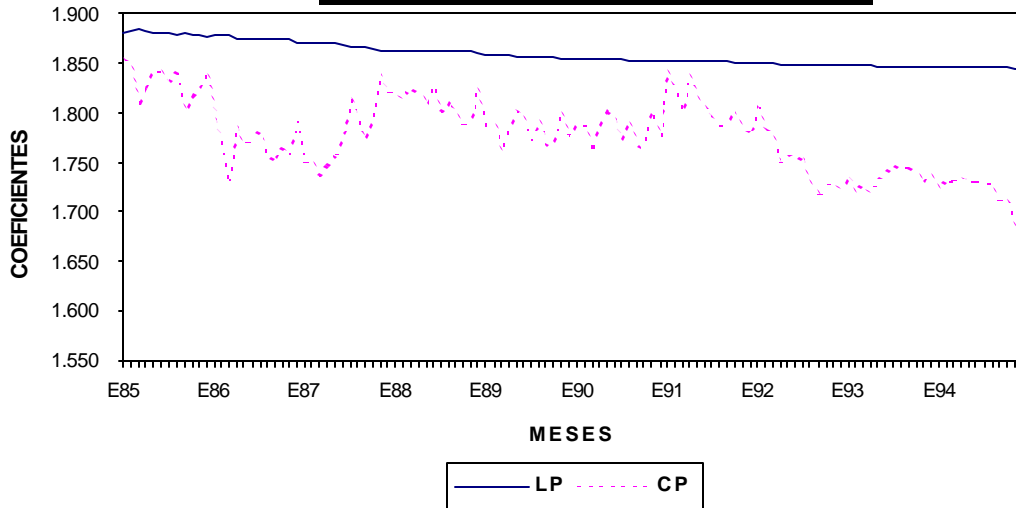
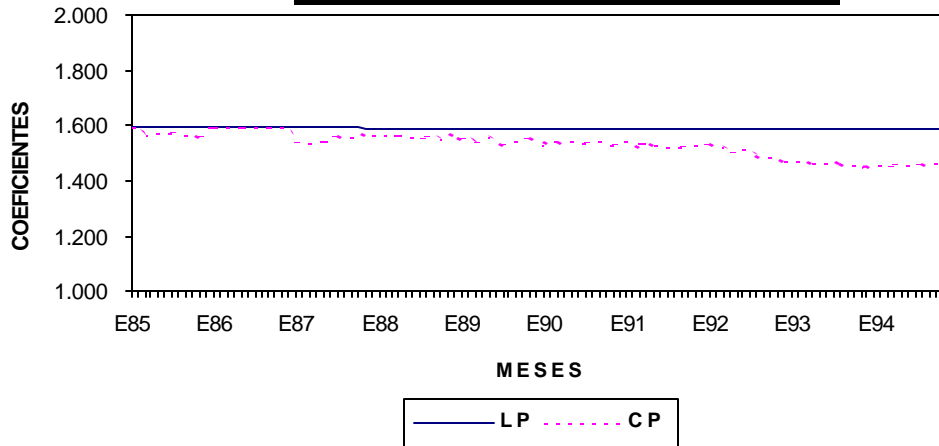


GRAFICO 4. PRESION MONETARIA M2 EN EL LARGO Y CORTO PLAZO



La información anterior permite identificar dos características importantes de los coeficientes de corto plazo: cuando se calcula con M1, el coeficiente muestra una mayor inestabilidad y una tendencia más acelerada a decaer, mientras que el coeficiente de M2 es más estable.

Las observaciones de los coeficientes de presión monetaria en el corto plazo, tanto para M1 como para M2, constituyen, en ellas mismas, series de tiempo que reflejan la variabilidad de las tasas de crecimiento monetario y de crecimiento real y su impacto en la tasa de inflación. Por ejemplo, en el coeficiente resultante de M1 se puede observar cierta tendencia al aumento hacia finales de cada año (aún cuando las series de dinero, precios y producción están

desestacionalizadas). También se puede percibir una fuerte tendencia a la desaceleración de la presión monetaria desde principios de 1992, ello probablemente como producto de la mayor apertura comercial, de la apertura de la cuenta de capitales y del mayor ritmo de crecimiento del producto. En este escenario, los coeficientes de largo plazo representan límites superiores al comportamiento de los coeficientes de corto plazo.

En otras palabras, el comportamiento de los coeficientes de corto plazo refleja la coyuntura económica imperante en cada período y su análisis cuantitativo podría proporcionar elementos de mejor juicio para el conocimiento de los mecanismos de transmisión dinero-precios en el corto plazo. Con la aplicación de modelos ARIMA se puede observar cuáles son los componentes estadísticos principales de ambas series. En el caso del coeficiente de M1, el procedimiento de FORECAST PRO estima una especificación ARIMA univariante (1,0,1)(0,0,1), es decir, el coeficiente se comporta de acuerdo con un modelo autorregresivo de orden 1, con promedios móviles en sus errores e_t y con un componente estacional pequeño pero relativamente significativo. La ecuación estimada tiene la siguiente forma:

$$(\mathbf{r}_{1,t} - 0,91 \mathbf{r}_{1,t-1}) + (e_t - 0,29 e_{t-1}) + (\mathbf{r}_{1,t} - 0,27 \mathbf{r}_{1,t-12}) + 0,11 = 0 \quad 17$$

$$t = (10,2) \quad (2,1) \quad (2,9)$$

$R^2 = 0,79$ R^2 ajustado = 0,78 DW = 2,1
Tendencia-ciclo = 82,8 Estacionalidad = 2,7 Irregular = 14,5

Con respecto al coeficiente asociado con M2, los resultados estadísticos son los siguientes:

$$(\mathbf{r}_{2,t} - \mathbf{r}_{2,t-1}) + (e_t - 0,46 e_{t-1}) = 0 \quad 18$$

$$t = (5,7)$$

$R^2 = 0,93$ R^2 ajustado = 0,93 DW = 2,0
Tendencia-ciclo = 95,7 Estacionalidad = 0,4 Irregular = 4,9

El modelo ajustado al coeficiente de M2 corresponde a un ARIMA diferenciado en un período, lo que lo hace estacionario, con un componente de promedios móviles en sus errores. Estos resultados indican que el coeficiente de M2 tiene una trayectoria estable, cuyas desviaciones se explican, exclusivamente, por la presencia de componentes irregulares importantes. Esta conclusión estadística también se sustentaría por la mayor estabilidad que se observa en el agregado monetario M2, en comparación con la del agregado M1.

En relación con los coeficientes de M1, la serie original es estacionaria, con un componente autorregresivo de orden 1 y de promedios móviles en sus errores. Ello indica, que el coeficiente ρ_1 depende, en su evolución, de la observación inmediata anterior y de un término de error. Lo interesante de los resultados en este caso particular es el componente estacional, el cual se presenta en períodos de doce meses de diferencia. Al observar los gráficos se puede detectar cierto comportamiento estacional en el que el coeficiente tiende a aumentar hacia finales de año, para luego disminuir hasta el tercer trimestre, aproximadamente.

La significativa dependencia del valor observado en el período t en relación con el del período $t-1$ es una indicación de la transmisión de la inercia inflacionaria en el corto plazo. Una vez que se factoriza el término ρ_t en la ecuación (17), el factor inercial se ubica en una magnitud de

0,45. Es decir 0,45 puntos porcentuales del exceso monetario generado en el período anterior se traslada como presión sobre los precios en el período actual. Este resultado es consistente con los resultados preliminares del enfoque de precios de bienes transables y no transables de Orozco Coto (en proceso de elaboración), los cuales detectan una transmisión de precios equivalente a 0,45 puntos porcentuales de un período a otro.

De una importancia similar es el factor estacional, o rezago de doce meses, detectado en el comportamiento del coeficiente de presión monetaria. Este resultado indica que el exceso monetario observado doce meses atrás ejerce una presión inflacionaria equivalente a 0,13 puntos porcentuales. Esta estimación también coincide con el rezago anual que observa Orozco Coto en su enfoque inflacionario en el que el exceso de demanda agregada sobre producto se refleja en un aumento de los precios un año después. Las implicaciones de política monetaria de estos resultados son discutidas en la sección de observaciones finales.

Asimismo, resulta de interés la posible interpretación del término constante de la ecuación (17), ubicado en 0,11. Una vez que la constante se traslada a la derecha y se divide por 2, su nivel es de -0,055, lo que puede indicar la existencia de factores ajenos a la serie que tienden a reducir los niveles de presión monetaria. Tal puede ser el caso de la apertura externa, la cual contribuye a desviar parte del exceso monetario sobre los precios hacia la balanza comercial.

Con la información que se ha procesado en los modelos ARIMA es posible pronosticar los coeficientes de presión monetaria para ambos agregados monetarios y, por tanto, los niveles de inflación si se conocen las proyecciones de dinero y producción. El error estándar de pronóstico para M1 es de 0,0180, en tanto que para M2 es de 0,0098. El cuadro 7 muestra esos pronósticos para 1995.

Cuadro 7		
Pronósticos de los Coeficientes de Presión Monetaria		
	M1	M2
Enero	1.696	1.462
Febrero	1.697	1.462
Marzo	1.696	1.461
Abril	1.696	1.460
Mayo	1.695	1.460
Junio	1.694	1.459
Julio	1.693	1.458
Agosto	1.693	1.458
Setiembre	1.690	1.457
Octubre	1.690	1.456
Noviembre	1.684	1.456
Diciembre	1.686	1.455
Media	1.693	1.459

Como un ejercicio de interés, se procede a continuación a presentar proyecciones de la tasa inflacionaria anual bajo diferentes escenarios de crecimiento monetario nominal (*m*) y de crecimiento real (*q*). El cálculo se basa en el coeficiente promedio de M1 para 1995.

Cuadro 8	
Pronóstico de la Inflación Anual de 1995	
(en porcentajes)	

	q = 1.0	q = 2.0	q = 3.0	q = 4.0	q = 5.0
m = 5.0	6.8	5.1	3.4	1.7	0.0
m =10.0	15.2	13.5	11.9	10.2	8.5
m =15.0	23.7	22.0	20.3	18.6	16.9
m =20.0	32.2	30.5	28.9	27.1	25.4
m =25.0	40.6	38.9	37.2	35.6	33.9

V.OBSERVACIONES FINALES

La interpretación de las estimaciones anteriormente presentadas debe considerar la *referencia circular* que existe entre el procedimiento de cálculo de los coeficientes de presión monetaria y las tasas de crecimiento de precios. En otras palabras, si el coeficiente de presión es elevado, su importancia es mayor en la tasa inflacionaria y, si ésta es elevada, probablemente el coeficiente de corto plazo también lo sea. De ahí la relevancia de tener claros los conceptos de corto y largo plazo, pues ellos conducen a diferentes consideraciones de política monetaria. Asimismo, se hace notar el requerimiento ideal de contar con un modelo intertemporal en el que las decisiones monetarias y financieras de un período lleven a decisiones de consumo y ahorro en los períodos futuros. Del análisis que se ha expuesto, las siguientes observaciones son relevantes.

1.En el largo plazo, el exceso del crecimiento monetario nominal, medido por M1 y M2, sobre la tasa de crecimiento real se ha traducido en una importante presión en la tasa inflacionaria. Aún cuando los coeficientes de presión monetaria reflejan una alta estabilidad y una leve tendencia a disminuir, ellos indican que el fenómeno inflacionario en los últimos diez años ha sido, fundamentalmente, de origen monetario e inercial.

2.Los coeficientes de presión monetaria en el corto plazo, aún cuando decrecen, muestran inestabilidad en su trayectoria, especialmente cuando se aproximan con el agregado M1. Esta inestabilidad se podría explicar por la propia dinámica de la economía, sujeta a choques monetarios y externos, desequilibrios fiscales y comerciales, formación de expectativas inflacionarias, y definición y ejecución de medidas de política económica, entre otras. La especificación de una relación mejor identificada entre los coeficientes de corto y de largo plazo requiere de un enfoque de cointegración que escapa del objetivo de este trabajo.

3.La trayectoria del coeficiente de corto plazo calculado con el agregado M1 constituye una serie univariable que se puede analizar de acuerdo con un modelo ARIMA. Con el procedimiento Box-Jenkins, la serie del coeficiente de corto plazo presenta tres componentes importantes:

a.El componente autorregresivo de orden 1, el cual indica que el coeficiente observado en el período t representa, en promedio, un 45 por ciento de la observación del período anterior (hay que dividir por 2 al coeficiente asociado con ρ_{t-1}). La elevada significancia estadística de este componente da evidencia de un elemento de carácter *inercial* en la presión monetaria sobre los precios. Véase el primer paréntesis del lado izquierdo de la ecuación (17).

b.El componente estacional, el cual indica la existencia de un efecto rezagado en 12 meses -véase el tercer paréntesis del lado izquierdo de la ecuación (17).

c.El componente aleatorio, el cual se modela con un proceso de promedios móviles rezagados en un período -véase el segundo paréntesis del lado izquierdo de la ecuación (17).

4. Cuando se analiza el coeficiente de presión monetaria del agregado M2, el modelo univariante que lo explica es un ARIMA (0,1,1), lo cual significa que el coeficiente se desvía de su tendencia exclusivamente por su término aleatorio.

5. Si bien el modelo que se ha desarrollado en este estudio se puede considerar simple, ya sea por la ausencia de elementos dinámicos o por el reducido número de variables involucrado, lo cierto es que proporciona interesantes e importantes elementos de juicio para la definición de la política monetaria. Desde este punto de vista, el análisis monetario se debería de enfocar en el corto plazo y esa atención debería de estar centrada tanto en la reducción del coeficiente como en su estabilidad. De hecho, la problemática que enfrenta la autoridad monetaria es que, aún si estuviera en capacidad de disminuir la presión monetaria a cero en el corto plazo ($m = q$) en un período dado, siempre existiría una presión monetaria predeterminada en un período anterior (componente autorregresivo) y la existente doce meses atrás (componente de promedios móviles).

Esta conclusión implicaría que una política de restricción monetaria requeriría de un plazo medianamente largo (superior a un año), para comenzar a detectar niveles de presión monetaria cada vez menores en el largo plazo. La definición de una política monetaria de este tipo escapa del objetivo de este trabajo, pues ello necesitaría de una discusión sobre los instrumentos de control, la magnitud de las medidas y, lo más importante, de la forma de conducir la política, ya sea de manera discrecional o mediante la fijación de reglas.

ANEXO MATEMÁTICO

La referencia bibliográfica del teorema de la *envolvente* es Varian, Hal R., *Microeconomic Analysis*, Second Edition, 1984. La aplicación del teorema a los coeficientes de presión monetaria en el corto plazo parte del supuesto de una variable precio, p , que es función de un coeficiente de presión monetaria r y de un coeficiente exógeno a . El coeficiente a incorpora aquellos factores que procuran compensar la presión monetaria en un período dado -provoca desviaciones de la teoría cuantitativa en el corto plazo- por lo que se puede esperar una relación funcional de la forma: $p = p(a)$. Por tanto, los cambios de la variable p en el corto plazo se especifican de la siguiente manera:

$$p = f[r(a), a]$$

La variación total de los precios se define por dos factores:

$$\frac{dp(a)}{da} = \frac{\mathcal{J}_r(r,a)}{\mathcal{J}_r} \cdot \frac{dr(a)}{da} + \frac{\mathcal{J}_a[r(a),a]}{\mathcal{J}_a}$$

El segundo sumando a la derecha de la ecuación mide el efecto directo sobre la tasa de inflación de variaciones en a para un valor dado de r en $r(a)$. El primer sumando representa el efecto indirecto de los cambios de a sobre el valor de r y de éste sobre la tasa de inflación. Esto significa que las desviaciones del enfoque monetarista de la inflación en el corto plazo se explicarían, fundamentalmente, por variaciones de a y, por tanto, su exclusión permitiría obtener aproximaciones de la presión monetaria sobre los precios en el corto plazo. Dado que los valores del coeficiente de presión monetaria son elementos aditivos de la variación total de precios en el corto plazo, el teorema de la envolvente aplicado a este caso establece, entonces, que estos coeficientes tienen que ser menores que los respectivos valores de largo plazo. En otras palabras, el teorema también establece que cambios en la función objetivo -tasa de inflación- cuando se ajusta el grado de presión monetaria es equivalente al cambio en la función objetivo cuando no se ajusta la presión monetaria.