

# INFLACIÓN EN COLOMBIA: ESTIMACIÓN DE UN MODELO DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS\*

Dieter H. Wunder\*\*

## EXTRACTO

Este documento presenta un modelo macroeconómico de cinco ecuaciones simultáneas para tratar de explicar la tasa de inflación anual en Colombia. Dicho modelo consiste en una versión de corto plazo del Enfoque Monetario de Balanza de Pagos, donde excesos de flujo de oferta de dinero *ex ante* son resueltos, en parte, a través de la pérdida de reservas internacionales, y, en parte, a través de aumentos en el nivel de precios domésticos.

Sus características distintivas del Enfoque Monetario de Balanza de Pagos más tradicional o de largo plazo, son: la existencia de bienes transables y no transables, el supuesto de movilidad de capitales imperfecta, la variabilidad del producto real y la determinación de la tasa de inflación como una variable endógena al modelo. El modelo a estimar es adecuado a la economía colombiana para tomar en consideración otros potenciales determinantes de la tasa de inflación, como son: el mecanismo de *crawling-peg* para el tipo de cambio, un mecanismo de determinación de salarios que incorpora un cierto grado de indexación con respecto a cambios en el nivel de precios domésticos, y una función de reacción para el crédito doméstico que refleja intenciones por parte de las autoridades de contrarrestar movimientos cíclicos en los principales agregados económicos.

En términos generales, el modelo, estimado en forma simultánea con datos anuales en primeras diferencias logarítmicas para el período 1955-1987, parece ajustar bastante bien, con magnitudes para los coeficientes dentro de los rangos esperados y con los signos correctos.

Una expansión del crédito doméstico se verá reflejado casi enteramente en una pérdida de reservas, teniendo un impacto relativamente pequeño en la tasa de inflación. Esta evidencia apoya la visión de que el coeficiente de ajuste global para Colombia es relativamente alto, no dejando espacio para que las autoridades monetarias puedan alterar variables reales vía política monetaria. Además, encontramos que el coeficiente de ajuste a través de la cuenta de capitales no parece jugar un rol importante, y, por lo tanto, la mayor parte de los *shocks* monetarios fluyen a través de la cuenta corriente de la balanza de pagos.

*Shocks* externos, tales como *booms* de café o crisis internacionales que se reflejan en más altas tasas de inflación, tienen su impacto en la tasa de inflación doméstica, así como el mecanismo de *crawling-peg* para el tipo de cambio que se inicia en 1967. La conexión entre déficits fiscales, su financiamiento monetario y la tasa de inflación no es capturada por el modelo, cuando el efecto de la Cuenta Especial de Cambio es debidamente incorporado en la medición del crédito doméstico neto.

Finalmente, encontramos que los salarios nominales siguen un claro patrón de indexación rezagada, y en conjunto con el costo del capital son uno de los determinantes más significativos de la evolución de la tasa de inflación en Colombia.

## ABSTRACT

This paper presents a macroeconomic model of five simultaneous equations, to try to explain the annual inflation rate in Colombia. The model, is a short run version of the Monetary Approach to the Balance of Payments, where any *ex ante* excess flow supply of money gets cleared in part through a loss of foreign reserves, and in part through increases in domestic prices.

Its more distinctive features from the more traditional (long run) monetary approach to the balance of payments, are the existence of traded and non traded goods, the assumption of a degree of capital mobility far less than perfect, the variability of the real output, and the determination of the inflation rate as an endogenous variable inside the model. The model is customized to the Colombian economy to properly gauge for other determinants of the inflation rate, including a crawling peg mechanism for the setting of the exchange rate, a wage setting mechanism that incorporates a certain degree of indexation to the changes in the domestic price level, and a domestic credit reaction function which reflects intentions from the authority to act counter-cyclically to the movements in the main economic aggregates.

In overall terms, the model, estimated simultaneously with annual data in logarithmic first differences for the period 1955-1987, seem to adjust quite well, with magnitudes for the coefficients well inside the expected ranges and with the expected signs.

An expansion in the domestic credit will be almost entirely reflected in a loss of reserves, having a relatively small impact in the rate of inflation. This support the view that the overall offset coefficient for Colombia is relatively high, leaving no room for the monetary authorities to use monetary policy to alter real variables. Moreover, we found that the capital account offset coefficient does not seem to play an important role, and therefore most of the monetary shocks flow through the current account of the balance of payments.

External shocks like coffee booms or international crisis reflected in higher foreign inflation rates have an impact in the domestic inflation rate, as does the setting of the crawling peg mechanism for the exchange rate starting in 1967. The connection among fiscal deficits, its monetary financing and the inflation rate is not captured by the model, when the Cuenta Especial de Cambio effect is properly incorporated into the measurement of the net domestic credit.

Finally, we found that nominal wages follow a clear path of lagged indexation, and together with changes in the cost of capital are one of the most significant variables in explaining the evolution of the inflation rate in Colombia.

\* Este artículo fue preparado mientras el autor era *summer intern* en la División Centro Sudamericana del FMI. El autor agradece los beneficiosos comentarios de los integrantes de dicha División, especialmente al Sr. Paulo Leme por su valiosa ayuda en las etapas iniciales de la elaboración de este documento y al Sr. Robert Rennhack quien leyó cuidadosamente e hizo fructíferos comentarios a una versión preliminar de este trabajo, y finalmente a un referee anónimo quien dio minuciosos comentarios a la versión final. Los puntos de vista expresados son los del autor y no necesariamente representan los del FMI. Como es usual, los errores que permanezcan son de exclusiva responsabilidad del autor.

\*\*Profesor e Investigador del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

# INFLACIÓN EN COLOMBIA: ESTIMACIÓN DE UN MODELO DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS\*

Dieter Wunder

## 1. INTRODUCCIÓN

En vista de la reciente aceleración de la inflación doméstica este tema ha vuelto a ganar importancia en el debate de la política económica en Colombia.<sup>1</sup>

La sección 2 proporciona una visión general de los indicadores estadísticos claves de la inflación. La importancia de distinguir factores estacionales y estocásticos de factores no estacionales al explicar el comportamiento de precios domésticos se destaca en esta sección. Los factores estacionales y estocásticos son elementos importantes para comprender las tasas de inflación mensuales y trimestrales porque ellos son responsables del pronunciado patrón estacional mostrado por el índice de precios al consumidor. Sin embargo, los factores no estacionales explican fuertemente, tanto el comportamiento anual como el intra anual de la inflación. Estos factores incluyen los elementos que afectan el mercado monetario, incluyendo los fundamentos económicos que afectan la demanda y la oferta de dinero, el déficit fiscal, el tipo de cambio y la inflación externa. Esto es discutido en la sección 3 donde se desarrolla y estima un modelo macroeconómico para Colombia.

\**Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 17, n° 2, diciembre de 1990.

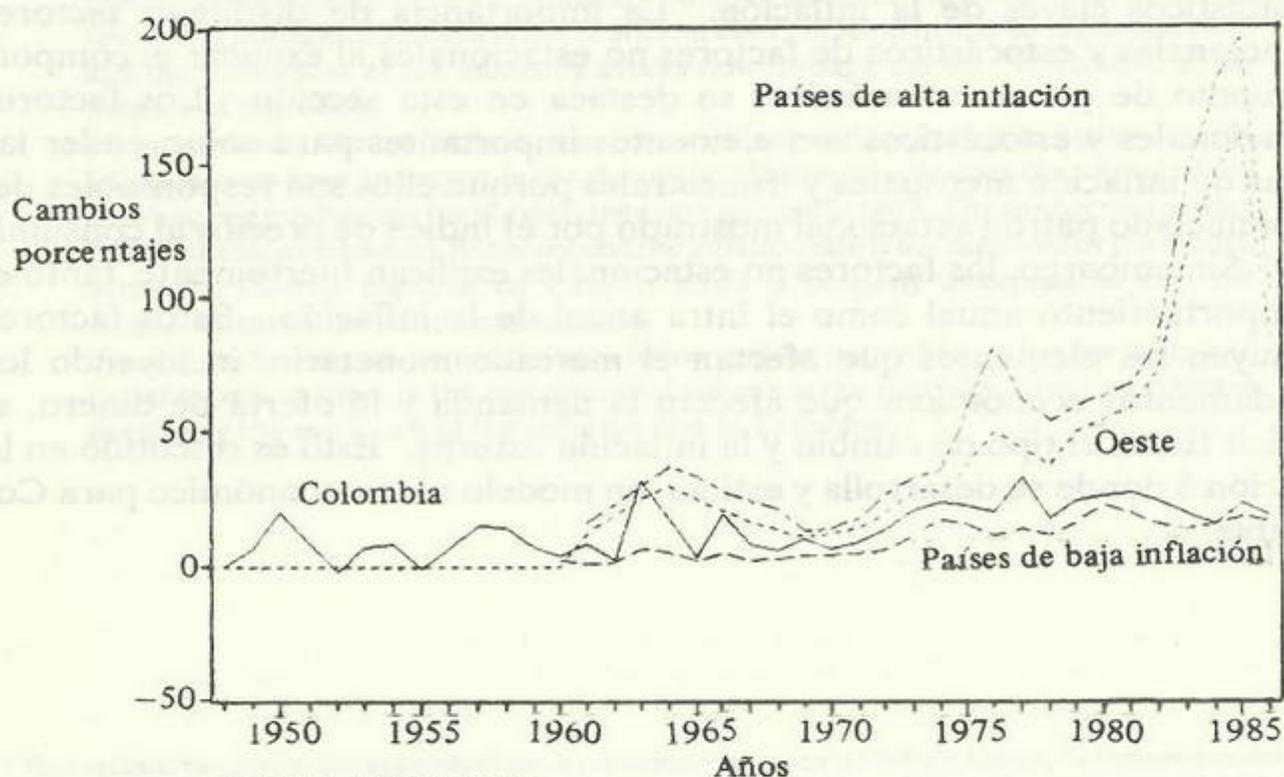
<sup>1</sup> (Traducción del original escrito en inglés).

<sup>1</sup> Para una amena discusión acerca de políticas económicas sobre inflación en Colombia, véase a Ortega (1988) y Palacios (1988).

## 2. INDICADORES ESTADÍSTICOS

En los últimos 39 años, la tasa de inflación medida por el índice de precios al consumidor en Colombia ha sido relativamente alta comparada con estándares internacionales, pero bastante moderada para América latina (véase gráfico 1). Durante el período 1948-87, la tasa de inflación en Colombia promedió 14,8 por ciento,<sup>2</sup> con un máximo de 33,1 por ciento en 1977 y un mínimo de -2,4 por ciento en 1952 (cuadro 1). La tasa promedio de inflación en Colombia está en el *ranking* por bajo de 10 de los otros países en el Hemisferio Occidental, compuesto por 22 países,<sup>3</sup> todos los cuales varían desde casos de inflación alta y crónica hasta hiperinflación. La inflación también ha sido variable en Colombia, como lo demuestra por su desviación estándar de 9,1 por ciento, la cual es la décimocuarta más alta en el Hemisferio Occidental. Asimismo, la descomposición de las series de tiempos de la tasa de inflación anual de Colombia indican una pronunciada tendencia creciente.

GRÁFICO 1  
INFLACIÓN EN EL HEMISFERIO OCCIDENTAL



Fuente: FMI y autor.

<sup>2</sup> Siendo la mediana 15,2.

<sup>3</sup> Algunos de los países listados en el cuadro 1 no fueron incluidos en los cálculos necesarios para construir el gráfico 1, debido al extremadamente corto período de las series de tiempo del IPC de que se disponían.

CUADRO 1

**PAÍSES DEL HEMISFERIO OCCIDENTAL: TASAS DE CAMBIO DE LOS PROMEDIOS ANUALES DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS DEL CONSUMIDOR (1948-87)<sup>a</sup>**

	Media	Valor Mínimo	Valor Máximo	Desviación Estándar	Coefficiente de Variación <sup>b</sup>
Hemisferio occidental	36.4	4.5	161.1	39.6	1.09
Antigua y Barbuda	8.7	1.0	19.0	6.6	0.76
Argentina	105.8	3.8	672.0	158.2	1.50
Las Bahamas	6.7	3.2	13.3	2.9	0.43
Barbados	10.2	1.3	37.6	8.3	0.81
Belize	4.8	1.0	11.2	3.4	0.70
Bolivia	377.8	-0.7	1,749.6	1,880.5	4.98
Brasil	68.2	12.7	229.7	61.9	0.91
Chile	67.2	7.7	504.7	109.5	1.63
Colombia	14.8	-2.4	33.1	9.1	0.61
Costa Rica	9.5	-5.0	90.1	16.2	1.70
República Dominicana	5.8	-3.9	37.5	8.5	1.46
Ecuador	10.3	-5.0	48.4	11.0	1.07
El Salvador	7.7	-4.5	31.9	8.6	1.11
Granada	10.9	-0.9	21.5	8.8	0.80
Guatemala	5.5	-2.1	36.9	7.6	1.38
Guyana	8.6	0.4	28.7	8.3	0.97
Haití	5.2	-11.5	22.8	7.1	1.37
Honduras	4.4	-3.1	18.1	4.4	0.99
Jamaica	10.2	1.0	34.9	9.9	0.97
México	20.8	-1.5	131.8	30.2	1.45
Antillas Netherlands	4.9	0.1	19.4	5.3	1.08
Nicaragua	138.5	2.8	911.0	275.7	1.99
Panamá	2.4	-7.0	16.8	4.16	1.74
Paraguay	18.8	-0.7	116.7	22.8	1.21
Perú	30.9	4.8	163.4	37.7	1.22
Santa Lucía	9.1	1.2	34.2	8.0	1.21
San Vicente	9.1	2.1	17.2	4.9	2.08
Suriname	5.9	-	16.9	5.0	0.84
Trinidad y Tobago	7.4	0.7	22.0	6.0	0.81
Uruguay	42.6	-4.4	125.3	30.9	0.73
Venezuela	5.6	-2.6	28.1	6.4	1.15

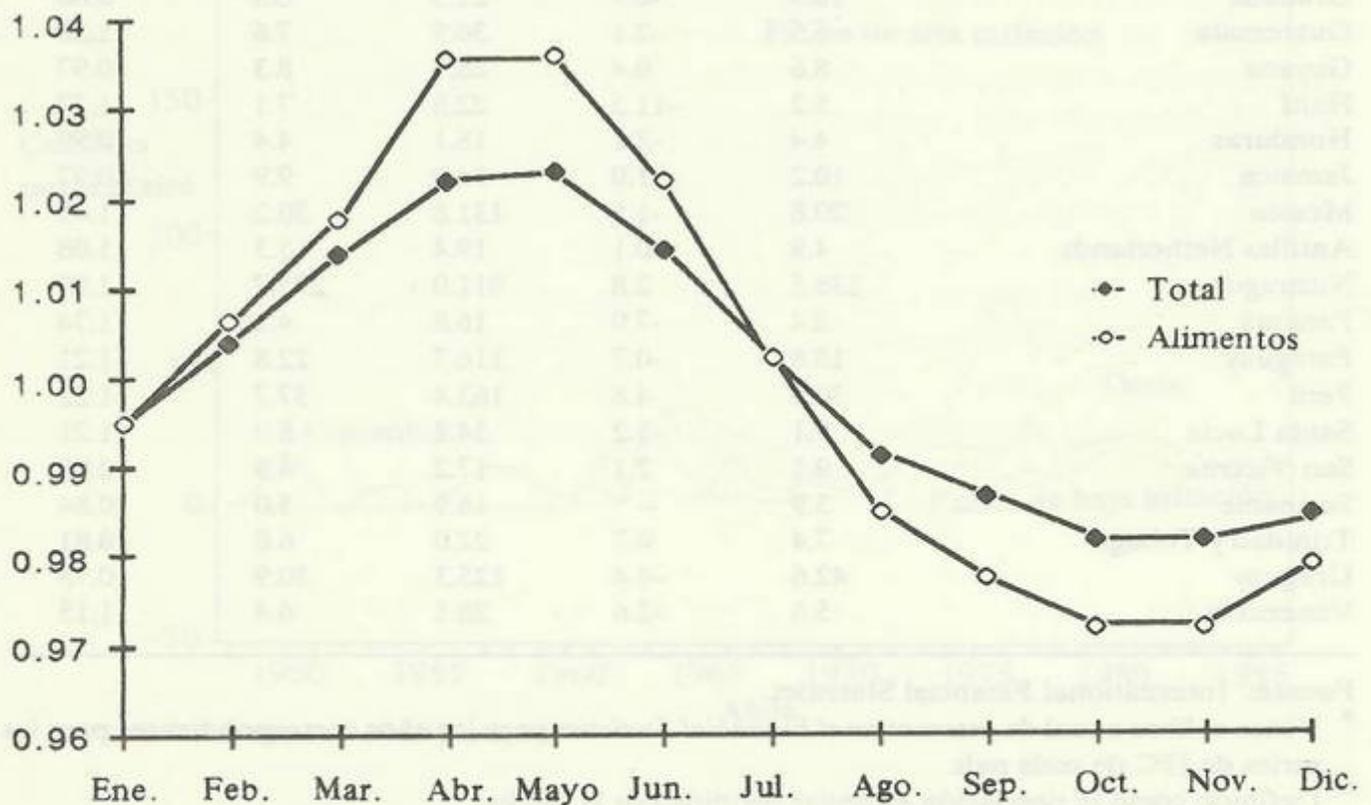
Fuente: International Financial Statistics.

<sup>a</sup> Véase el libro anual de *International Financial Statistics* para los años correspondientes para las series de IPC de cada país.

<sup>b</sup> Definido como la desviación estándar dividida por la media.

Los factores estacionales y estocásticos (debido a *shocks*) son extremadamente importantes para comprender los cambios mensuales y trimestrales en el IPC de Colombia (gráfico 2). Como resultado del fenómeno estacional durante la primera mitad del año, la tasa mensual de inflación generalmente está sobre el promedio mensual del año, y bajo el promedio mensual del año durante el segundo semestre. Este patrón estacional es atribuido a ajustes de precios y salarios que resultan de arreglos de indexación, así como a cambios en el precio de los alimentos. Los sueldos y salarios mínimos en el sector público afectan por lo menos a un tercio de la fuerza laboral y suben todos los años en enero en base a la tasa de inflación observada en el año anterior. Aumentos en el precio de los derivados del petróleo, transporte y productos lácteos, así como en los impuestos a los bienes raíces también se efectúan en enero. Estos aumentos de precios conducen a un cambio pronunciado en la tasa de cambio mensual del IPC durante el primer trimestre de cada año.

**GRÁFICO 2**  
**INDICES ESTACIONALES**  
**COLOMBIA**  
(período enero 1984 - diciembre 1987)



Fuente: FMI.

Los alimentos tienen una participación de aproximadamente un 49 por ciento en el IPC. Los principales alimentos incluidos en este grupo son: carne, provisiones, leche, arroz, papas, miel y plátanos. Los precios de estos bienes de consumo son afectados generalmente por sus ciclos productivos los que generan un patrón típico de aumento de precios durante el primer semestre del año (antes de las principales cosechas) y una aguda reducción de precios durante el tercer trimestre del año.

Los factores estocásticos que afectan el nivel de precios pueden ser ilustrados por *shocks* que afectan a los componentes del IPC. Por ejemplo, dada la alta participación de los alimentos en el IPC, los *shocks* de la oferta agrícola pueden ejercer presiones adicionales hacia arriba o hacia abajo en el nivel del IPC mensual. Esto ocurrió, por ejemplo, en 1988, cuando la escasez de alimentos causada por la sequía y la demora de las importaciones condujeron a un aumento agudo en los precios de los alimentos durante los primeros siete meses de 1988. Sin embargo, al normalizarse las condiciones de la oferta, estas variaciones se revirtieron en períodos subsiguientes. También se debe notar que estos *shocks* debieran generar saltos en el nivel de los precios, por una sola vez no teniendo así impacto sobre la tasa de inflación.

Mientras los factores cíclicos estacionales descritos anteriormente son elementos importantes que explican las variaciones dentro del año en el IPC, ellos no pueden explicar las variaciones observadas en las tasas anuales de inflación. Para entender la variación anual de la tasa de inflación es conveniente establecer un modelo macroeconómico para una economía abierta. Esto se lleva a cabo en la siguiente sección.

### 3. DETERMINANTES DE LA INFLACIÓN

#### 3.1. Introducción y conclusiones

El enfoque monetario estándar de la balanza de pagos para una economía abierta y pequeña, con un tipo de cambio fijo, y sin impedimentos serios para tranzar bienes y activos generan el bien conocido resultado de equilibrio de largo plazo en que la tasa de inflación doméstica es esencialmente determinada por la inflación externa. En un país pequeño como Colombia, donde las restricciones al comercio de activos existen y la participación de los bienes no transables en la producción total es relativamente alta, este resultado de largo plazo ya no es útil para el análisis de políticas de corto plazo, como lo señala

Swoboda (1973). Además elementos como el mecanismo de determinación de salarios, la política del tipo de cambio de *crawling peg* y el probable financiamiento monetario de déficit fiscales, entre otros, tienen que ser incorporados en el marco analítico para graduar adecuadamente los determinantes de la inflación en Colombia.

Considerando estos factores, la inflación será en el corto plazo, un promedio ponderado de la inflación externa (con una ponderación equivalente a la participación de los bienes transables en el índice de precios) y de la inflación doméstica. Dado el supuesto de país pequeño, dejamos que la inflación externa venga dada del extranjero y su impacto puede apreciarse en el gráfico 1. Esto es especialmente pronunciado para el período del segundo *shock* del petróleo a fines de los años 1970. Por otro lado, la inflación doméstica va a estar dada por el precio de los bienes no transables, los cuales variarán en orden a satisfacer la condición de equilibrio de que el mercado de bienes domésticos se equilibre todo el tiempo. En tal economía, el mecanismo de ajuste a los desequilibrios monetarios será, en parte, a través de cambios en las reservas internacionales netas y, en parte, a través de cambios en el nivel de precios domésticos. Lo anterior implica que un exceso *ex ante* de oferta flujo de dinero,<sup>4</sup> inducido, por ejemplo, por una política de crédito doméstico expansionario o por un *shock* exógeno que afecte las reservas internacionales, tal como un *boom* del café, será en parte eliminado por un aumento en el nivel de precios domésticos y en parte por una pérdida de reservas, de tal forma que el público finalmente determine la cantidad de dinero nominal *ex post*.

Lo anterior implica que la tasa de inflación doméstica será en parte afectada por el grado de ajuste a los desequilibrios monetarios que se hacen posibles a través de la balanza de pagos. En términos prácticos, esto puede ser aproximado por una medida del nivel de restricciones al comercio de bienes y servicios, la que estaría positivamente correlacionada con el nivel de inflación doméstica, dado el supuesto inicial de que la cuenta de capitales es exógena debido al imperfecto grado de movilidad de capitales existente en Colombia; este supuesto es testeado extensamente más tarde para probar su validez. Asimismo, *testeamos* la relación entre la tasa de inflación y la política fiscal a través del requerimiento de financiamiento monetario doméstico de los déficit fiscales, los efectos potenciales sobre la tasa de inflación del sistema *crawling peg* del tipo de cambio y de el mecanismo de determinación de salarios. Estos dos últimos elementos agregan simultaneidad al modelo. Por el lado de la demanda, los factores que aumentan la demanda de dinero, como es el

<sup>4</sup> La característica *ex ante* del exceso de oferta flujo de dinero viene dada por la distinción entre herramientas monetarias endógenas y exógenas al Banco de la República. Este concepto es tomado de Blejer (1977). Para más detalles, véase apéndice 1.

aumento en el producto real, o una baja en el costo de oportunidad de mantener dinero estaría negativamente correlacionado con la inflación. El precio del café afectará positivamente ambos lados: la demanda de dinero a través del impacto del producto real y la oferta de dinero a través de su impacto sobre reservas externas netas (asumiendo menos que esterilización completa).

Las conclusiones principales de este artículo son las siguientes: primero, la inflación en Colombia puede ser explicada por un promedio ponderado de la inflación externa e inflación doméstica; nuestro modelo explica en forma bastante satisfactoria la evolución de la tasa de inflación en Colombia, con magnitudes para los coeficientes estimados dentro del rango esperado y con los signos esperados correctos. Segundo, una expansión en el crédito doméstico del Banco de la República, se verá casi completamente reflejada en una pérdida de reservas, teniendo un impacto relativamente pequeño en la tasa de inflación doméstica. Esto sustenta la visión de que el coeficiente de ajuste general para Colombia es relativamente alto no dejando espacio a las autoridades para usar políticas monetarias con el fin de alterar las variables reales. Además, de acuerdo a estimaciones adicionales mostramos que el coeficiente de ajuste de la cuenta de capitales parece no jugar un papel importante y, por lo tanto, la mayoría de los *shocks* monetarios fluyen a través de la cuenta corriente de la balanza de pagos. Tercero, *shocks* externos, como el *boom* del café o crisis internacionales reflejadas en inflaciones externas más altas, tienen un impacto importante en la tasa de inflación doméstica. Cuarto, la liberalización en el régimen de comercio colombiano que se inicia en 1967 no parece haber tenido un impacto directo sobre la tasa de inflación doméstica, pero si parece haberlo tenido indirectamente a través de la fijación del mecanismo de *crawling peg* para el tipo de cambio. Quinto, la conexión entre déficit fiscal, su financiamiento monetario y la tasa de inflación parece no existir en Colombia, cuando la cuenta especial de cambio está debidamente incorporada en la medición del crédito doméstico neto. Sexto, los salarios nominales parecen seguir un claro patrón de indexación rezagada y junto con los cambios en la tasa de interés nominal son una de las variables más importantes para explicar la evolución de la inflación doméstica en Colombia.

### 3.2. El modelo

El modelo es una visión de corto plazo del enfoque monetario de la balanza de pagos.<sup>5</sup> Su característica distintiva del enfoque tradicional de largo plazo es la existencia de bienes transables y no transables, el supuesto de un

<sup>5</sup> El modelo que presentamos aquí surge de las ideas de Swoboda(1973), además, y se basa también en parte, en Blejer (1977).

grado de movilidad de capitales menos que perfecto, la variabilidad del producto real y la determinación de la tasa de inflación como una variable endógena dentro del modelo.

Asumimos una economía abierta y pequeña en la cual existen tres bienes: un bien transable (denotado por  $t$ ), un bien no transable (o bienes domésticos, denotado por  $h$ ) y un bien de exportación principal, café, (denotado por  $c$ ). Existen solamente dos activos en la economía, moneda corriente doméstica y reservas internacionales, la última principalmente demandada para satisfacer deseos de bienes externos y en menor grado para efectuar movimientos de capital.

El tipo de cambio nominal es determinado por un mecanismo tipo *crawling peg*, es decir, que las autoridades varían el tipo de cambio nominal a intervalos frecuentes sin antes anunciar un esquema de ajuste del tipo de cambio. Nosotros suponemos que el objetivo es tratar de mantener el tipo de cambio real "relativamente constante" ajustando la tasa nominal por la diferencia entre tasas de inflación doméstica y externa, así como por cambios en las reservas. Aunque no existe un mecanismo formal (fijado oficialmente) para la indexación de salarios en Colombia, el mecanismo de determinación de sueldos se supone que es uno que incorpora un cierto grado de indexación con respecto a los cambios en el nivel de precios. El déficit total del sector público no financiero se considera en el modelo como una fuente (entre otras) de cambios en el crédito doméstico neto del Banco de la República y por medio de este canal como una variable explicatoria potencial para la tasa de inflación. En términos amplios, suponemos que la autoridad monetaria sigue una función de reacción para el crédito doméstico que refleja sus intenciones de actuar en forma contracíclica a los movimientos en alguno de los principales agregados macroeconómicos.

En lo que resta de esta sección, presentamos y explicamos las ecuaciones para este modelo. En la sección 3.3 resolvemos este modelo para la tasa de inflación y cambios en las reservas. El signo esperado de los coeficientes se trata junto con los mecanismos subyacentes del funcionamiento del modelo. En la sección 3.4. juntamos estas dos ecuaciones en forma semirreducida con la tasa de cambio correspondiente en los salarios nominales, la tasa de cambio en el tipo de cambio nominal y el cambio en el crédito doméstico neto de la autoridad monetaria para formar un sistema de ecuaciones simultáneo de cinco ecuaciones en cinco incógnitas, esto es, tasa de inflación, cambios en reservas, tasa de cambio de los salarios nominales, tasa de cambio del tipo de cambio nominal y el cambio en el crédito doméstico neto. En lo que resta de esta sección estudiamos la identificación del sistema y proponemos el método de estimación a ser usado.

Finalmente, en la sección 3.5. se presenta un análisis de los principales resultados de la estimación, se obtienen las principales conclusiones y se realiza un análisis de simulación.

### Notación<sup>6</sup>

- $H^d$  = demanda de bienes no transables
- $T^d$  = demanda de bienes transables
- $P_h$  = precio de bienes no transables (o alternativamente bienes domésticos)
- $P_t$  = precio de bienes transables
- $y$  = producto real
- $M^s$  = oferta nominal de dinero
- $M^d$  = demanda nominal de dinero
- $W$  = salarios nominales
- $P$  = nivel de precios domésticos
- $E$  = tipo de cambio nominal (\$col/US\$)
- $H^s$  = oferta de bienes no transables
- $T^s$  = oferta de bienes transables
- $C$  = producción de café
- $P_c$  = precio de café
- $B$  = balanza de pagos
- $r$  = tasa de interés nominal doméstica
- $MM$  = multiplicador monetario
- $DC$  = crédito doméstico neto del Banco Central (o Banco de la República)
- $CA$  = cuenta corriente de la balanza de pagos
- $KA$  = cuenta de capital de la balanza de pagos
- $H$  = base monetaria
- $R$  = reservas internacionales netas
- $FD$  = déficit fiscal
- $g$  = desviaciones del producto real corriente en relación a su nivel de tendencia
- $n$  = una medida de productividad laboral
- $F()$  = una función estrictamente convexa en  $g$ .

$a_4, b_2, c_2, d_4, \bar{\alpha}_5, T_3, g_3, \bar{\beta}_5$  representan los términos de error en sus respectivas ecuaciones.

En lo que sigue las letras minúsculas representan el logaritmo de una variable y las letras mayúsculas representan el nivel de la misma, es decir,  $x_t =$

<sup>6</sup> Para una descripción de los datos y fuentes utilizados para cada variable véase apéndice 2.

$\ln X_t$ , donde el subíndice  $t$  denota la unidad de tiempo. Además para cualquiera variable  $x_t$  asumimos que

$$\hat{x}_t = d \ln X_t = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} ; d\hat{x}_t = \hat{x}_t - \hat{x}_{t-1}$$

para cambios pequeños

### 1. Sector de bienes no transables<sup>7</sup>

$$\hat{h}_t^d = -a_1 (\hat{p}h_t - \hat{p}t_t) + a_2 \hat{y}_t + a_3 (\hat{m}_t^{s^*} - \hat{m}_t^d) + a_4 \quad (1)$$

La tasa de cambio en la demanda de bienes domésticos es una función de la tasa de cambio en el precio relativo entre bienes transables y domésticos, la tasa de cambio en el ingreso real y el cambio en el exceso de oferta flujo *ex ante* de dinero.<sup>8</sup>

$$\hat{h}_t^s = b_1 (\hat{p}h_t - \hat{w}_t - dr_t) + b_2 \quad (2)$$

La tasa de cambio en la oferta de bienes domésticos es una función de la tasa de cambio en los salarios relativos del sector y del cambio en el costo de arriendo del capital.<sup>9</sup> Esto proviene de una función de costo de largo plazo donde permitimos cambios en el *stock* de capital. Para lograr el equilibrio agregado en la economía necesitamos.<sup>10</sup>

$$\hat{h}_t^d = \hat{h}_t^s$$

Aquí consideramos un ajuste de tipo walrasiano, donde los precios se

<sup>7</sup> La ecuación original en logaritmos es:

$$h_t^d = a_0 - a_1 (ph_t - pt_t) + a_2 y_t + a_3 (m_t^{s^*} - m_t^d).$$

<sup>8</sup> Para una definición del exceso de oferta de flujo *ex ante* de dinero véase apéndice 1.

<sup>9</sup> No existe razón para suponer que el coeficiente para la tasa de interés deba ser igual al coeficiente para los salarios. Este comentario me fue hecho por un *referee* anónimo. En cualquier caso los resultados no deberían cambiar significativamente.

<sup>10</sup> En esencia partimos de un punto de equilibrio para la economía en su conjunto, lo cual bajo los supuestos de este modelo se traduce en el requerimiento de que  $H_t^d = H_t^s$  para todo  $t$ . Asimismo, esto implica que  $d \log H_t^d = d \log H_t^s$ .

ajustan a excesos de demanda en el mercado de bienes, los cuales son una función de desequilibrio de flujo *ex ante* en el mercado monetario.

## 2. Sector de bienes transables

Argumentos similares aplican para este sector, como en el sector de bienes no transables.

$$\hat{f}_t^d = d_1 (\hat{p}h_t - \hat{p}t_t) + d_2 \hat{y}_t + d_3 (\hat{m}_t^{s*} - \hat{m}_t^d) + d_4 \quad (3)$$

$$\hat{f}_t^s = c_1 (\hat{p}t_t - \hat{w}_t - dr_t) + c_2 \quad (4)$$

## 3. Sector del café<sup>11</sup>

$$Q_t = p c_t Q c_t$$

$$\hat{c}_t = \hat{p}c_t + \hat{e}_t \quad (5)$$

Aquí asumimos que la producción de café está dada, exógenamente es fija, y es completamente exportada, que los recursos productivos usados en la producción del café son altamente especializados, y que Colombia es un tomador de precios en el mercado mundial del café.

## 4. Balanza de pagos

$$B_t = CA + KA \quad (6)$$

donde

$$CA = T_t^s \frac{p t_t}{p h_t} - T_t^d \frac{p t_t}{p h_t} + C_t$$

y KA se asume exógeno al modelo. Este supuesto es apoyado por el bajo grado de movilidad de capitales existente en Colombia, debido en gran parte a restricciones de flujos privados y al bajo grado de sustitución de activos externos por activos domésticos.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> Los datos usados para  $Pct$  corresponden a un índice de precios del café expresado en dólares, por esta razón el tipo de cambio aparece ahí. Para más información, véase apéndice 2.

<sup>12</sup> Este punto de vista parece ser ampliamente reconocido en la literatura. Por ejemplo véanse los descubrimientos de Mondino y Rennhack (1988) y Kamas (1985). De todas maneras, más adelante, *testeamos* el supuesto implícito de un coeficiente de ajuste de la cuenta de capitales, igual a cero. Para una presentación detallada de este punto, véase apéndice 3.

## 5. Producto real

$$\hat{y}_t = \varepsilon_h h_t^s + \varepsilon_t \hat{t}_t^s + \varepsilon_c \tilde{p}c_t$$

donde

$$\varepsilon_h + \varepsilon_t + \varepsilon_c = 1 \quad (7)$$

Aquí asumimos que el sector del café es capaz de obtener los recursos que desea. Por lo tanto, los sectores H y T compiten por los recursos restantes.

## 6. Inflación externa

$$\hat{p}t_t = \tilde{p}t_t + \hat{e}_t \quad (8)$$

La tasa de cambio del precio en moneda doméstica de los bienes transables es igual a la tasa de cambio de los precios mundiales de los bienes transables más la tasa de cambio del tipo de cambio nominal. La tasa de cambio de los precios mundiales de bienes transables está dada exógenamente y es igual a la inflación mundial.<sup>13</sup>

$$\tilde{p}t_t = \hat{p}^*$$

## 7. Tasa de inflación doméstica<sup>14</sup>

$$\hat{p}_t = \alpha \hat{p}t_t + (1-\alpha) \hat{p}h_t \quad (9)$$

Cada tipo de bienes (transables y no transables) son tomados en sí mismo como un bien compuesto de forma tal que los precios relativos de los bienes dentro de cada grupo no varían.

<sup>13</sup> Aquí solamente tomamos la tasa de inflación del más grande socio comercial de Colombia (EE.UU.). Esto se hace por simplicidad, en teoría el "mejor" indicador de inflación externa debiera estar dado por las tasas de cambio de un nivel de precios promedio ponderado basado en niveles de precios de los mayores socios comerciales y ponderado de acuerdo a su importancia relativa en el comercio de Colombia. Por ejemplo, tomando 18 países, como es hecho en la actualidad para el cálculo del índice de tipo de cambio real del peso colombiano. Véase Revista del Banco de la República (enero, 1988).

<sup>14</sup> Nótese que el precio del café no se incluye aquí, esto se basa en el supuesto de que el café se exporta completamente.

## 8. Tipo de cambio nominal

Nosotros postulamos la siguiente ecuación de comportamiento para la tasa de cambio del tipo de cambio nominal.

$$\hat{e}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=0}^n (1-\alpha_1)^i L^i (\hat{p}_t - \hat{p}_t^*) + \alpha_2 dR_t + \alpha_3 DUM_t + \alpha_4 \hat{e}_t^* + \alpha_5 \quad (10)$$

donde  $L^i$  es el operador de rezagos, definido como  $L^i(x_t) = x_{t-i}$

La interpretación de esta ecuación es que las autoridades alteran el tipo de cambio a intervalos frecuentes sin antes anunciar ningún esquema de ajuste del mismo. Nosotros suponemos que el objetivo es tratar de mantener el tipo de cambio real “relativamente” constante ajustando la tasa nominal por la diferencia entre tasas de inflación externa y doméstica, decimos “relativamente” pues creemos que hay otras variables que pueden ser tomadas en cuenta también al momento de decidir la magnitud del cambio en el tipo de cambio nominal. El cambio en las reservas internacionales es uno de ellos, la idea que tenemos en mente es que existen ciertos límites, inferiores y superiores, que sugieren a las autoridades cuando devaluar o revaluar.<sup>15</sup> Además, muchas veces los ajustes del tipo de cambio son considerablemente retrasados por razones como: distribución del ingreso, acumulación de reservas, servicio de la deuda, control de la inflación, etc. Por lo tanto, postulamos que aun cuando en el largo plazo los movimientos en el tipo de cambio nominal van junto con el deseo de las autoridades de compensar por diferenciales de inflación, ellos lo hacen pero por medio de una estructura de rezagos distribuidos. Sin embargo, en la práctica, la longitud de la estructura del rezago no es independiente de la frecuencia con la cual el tipo de cambio nominal es ajustado, y de la frecuencia de los datos que estamos utilizando en el proceso de estimación (es decir trimestral, anual). En relación con esto encontramos que el supuesto de cero rezago es el más apropiado dado que estaremos trabajando con datos anuales y la periodicidad de los ajustes del tipo de cambio nominal parecen ser casi diarios.<sup>16</sup>

<sup>15</sup> Sin duda que el límite inferior es el más relevante desde un punto de vista empírico para el caso colombiano, como lo es probablemente para la mayoría de los países en vías desarrollo.

<sup>16</sup> Este supuesto es apoyado en parte por los descubrimientos de Montes y Candelo (1982) para Colombia, donde para el período 1968-1980, el 70 por ciento de la diferencia entre inflación doméstica y externa es transmitida en tres trimestres al tipo de cambio nominal.

La variable *dummy* 1 pretende capturar el cambio en el régimen de política cambiaria seguida desde 1967. “Durante el período 1948-1967 la política usual era mantener el tipo de cambio nominal fijo a un cierto nivel por un largo período. Mientras tanto, debido al crecimiento de la inflación doméstica, el tipo de cambio real se apreciaba. Esta sobrevaluación de la moneda doméstica daba origen a una baja en las exportaciones netas, y posteriormente a un agotamiento en las reservas internacionales, aun cuando en el más corto plazo restricciones comerciales solían ser impuestas, al final la devaluación de la moneda doméstica era el último eslabón de esta cadena. A partir de 1977 se siguió una política más racional del tipo de cambio y la frecuencia de los ajustes nominales se incrementó con el fin de tratar de evitar la continua apreciación real de la moneda doméstica”.<sup>17</sup>

El término constante trata de capturar los cambios en el tipo de cambio nominal debido a la existencia (si la hay) de una política deliberada y consistente de incentivos a las exportaciones.

Otro hecho que las autoridades cambiarias podrían tomar en consideración al momento de decidir la magnitud del cambio en el tipo de cambio nominal es compensar variaciones implícitas en el valor de la moneda con respecto a otras “monedas duras” debido a la flotación del dólar, ajustando la tasa del peso/dólar.<sup>18</sup> La idea es agregar la tasa “dólar / resto del mundo” en el lado derecho de la ecuación (10).<sup>19</sup>

## 9. Determinación del salario nominal

La regla de ajuste del salario nominal se postula como sigue:<sup>20</sup>

$$\hat{w}_t = T_0 \hat{p}_t + (1-T_0) \hat{p}_t^e + T_1 \hat{n}_t + T_2 F(g_t) + T_3 \quad (11)$$

<sup>17</sup> Tomado de García (1976).

<sup>18</sup> Véase Revista del Banco de la República (mayo, 1988).

<sup>19</sup> A pesar de que la idea es atractiva, tres factores nos hicieron dudar sobre su inclusión en las estimaciones. Primero es que la metodología de cálculo del Índice del tipo de cambio real solo empezó a operar en 1975 y nuestro modelo se estima para el período 1955-1987. Segundo, la gran inversión en tiempo que nos tomaría la elaboración de las series relevantes y finalmente el hecho de que otros intentos encontrados en la literatura muestran que este coeficiente no es estadísticamente diferente a cero. Finalmente y a pesar de lo anterior aproximamos esta variable a través del uso de US\$ por DEG (derechos especiales de giro del FMI encontrando un coeficiente no estadísticamente diferente de cero.

<sup>20</sup> Esta sección está principalmente sacada de Dornbush y Simonsen (1986). Formulaciones similares han sido usadas en la literatura por John Taylor en su modelo de acomodación monetaria con salarios vacilantes (*staggered*) y por Fischer (1977).

En general, el ajuste de salario nominal depende de cambios en los precios, cambios en productividad y el nivel de desempleo. Más explícitamente, los salarios nominales fluctuarán con cambios en la tasa de inflación efectiva por una proporción  $T_0$  y por una proporción  $(1-T_0)$  con los movimientos de la tasa de inflación esperada.<sup>21</sup> Asimismo, incluimos una medida de cambio en productividad dada exógenamente por  $n_t$ , y una medida de las desviaciones del producto real de su tendencia dada por  $g_t$ , donde  $g_t = y_t - y_t^*$ , con  $y_t^*$ , siendo la tendencia del nivel del producto real.  $F(g_t)$  se supone, en una formulación general, que es una función creciente y estrictamente convexa en  $g_t$ , tal que  $F(0) = 0$  y para algún  $g_t$  positivo,  $F(g_t)$  debería tender al infinito, ya que la tasa de desempleo nunca cae a cero.

## 10. Mercado monetario<sup>22</sup>

### 10.a Demanda por dinero

Suponemos que la demanda por saldos reales del público es semielástica en la tasa de interés nominal, elástica en el nivel del producto real y homogénea de grado cero en precios.

$$m_t^d = p_t + g_1 y_t - g_2 r_t$$

Recordando que esas variables están ya en logaritmos (con la excepción de la tasa de interés) y tomando primeras diferencias obtenemos:

$$\hat{m}_t^d = \hat{p}_t + g_1 \hat{y}_t - g_2 dr_t + g_3 \quad (12)$$

$$\hat{m}_t^d = \hat{p}_t + \lambda (g_1 \hat{y}_t - g_2 dr_t) + (1-\lambda) \hat{m}_{t-1} + g_3$$

en términos nominales

en términos reales

### 10.b Oferta de dinero

Un resultado bien conocido del enfoque monetario de la balanza de pagos es que en una economía abierta pequeña con un tipo de cambio fijo, los saldos

<sup>21</sup> El mecanismo explícito a través del cual la gente se forma expectativas sobre precios futuros se desarrolla más tarde a lo largo de las líneas de mecanismo adaptativo.

<sup>22</sup> Para una elaboración más detallada sobre el mercado monetario véase apéndice 1.

nominales son determinados por el público; luego la única variable bajo control de la autoridad monetaria es el crédito doméstico neto (asumiendo que el multiplicador monetario no cambia). En este contexto diferenciamos lo que llamamos, siguiendo a Blejer (1977), la oferta flujo *ex ante* de dinero (o controlado por el Banco Central) y la oferta flujo *ex post* de dinero (o determinada por el público).

La tasa de cambio *ex ante* de la oferta de dinero nominal está dada por:

$$\hat{m}_t^{s*} = \frac{dDC_t}{H_t} + \bar{p}\hat{c}_t \quad (13)$$

donde \* denota la característica *ex ante*. Aquí usamos el hecho de que en Colombia, cualquier ganancia (pérdida) en capitales obtenidas de una devaluación (revaluación) de la moneda doméstica se monetizan y lo tratamos como un aumento (o caída) en el crédito neto doméstico del Banco Central al gobierno.<sup>23</sup> Asimismo, con el fin de evaluar el impacto sobre la balanza de pagos de un aumento (o disminución) exógeno en el precio del café, incluimos su tasa de cambio allí.<sup>24</sup> Interpretamos este *shock* del precio del café y su efecto sobre el nivel de reservas como una variable aleatoria que es completamente independiente de cualquier cambio en el nivel de reservas que pudieran haber ocurrido en la ausencia de cambios en el precio del café, con el fin de satisfacer la condición de equilibrio de flujo *ex post* que imponemos más tarde en el mercado monetario.

Igualmente la tasa de cambio *ex post* de la oferta nominal de dinero está dada por:

$$\hat{m}_t^s = \frac{E_t dR_t}{H_t} + \frac{dDC_t}{H_t} \quad (14)$$

<sup>23</sup> Cumby y Obtsfeld (1983) refiriéndose a México escriben: "La decisión de monetizar tales ganancias de capital como un medio de financiar al gobierno es completamente discrecional. La alternativa es la creación de una contabilidad ficticia y una cuenta de pasivos ficticia que anule el incremento en el valor en pesos de los activos internacionales del Banco Central, sin incrementar directamente la base monetaria. La monetización, es por lo tanto, análoga a un incremento a los activos domésticos del Banco Central, aun cuando presupone un incremento en el valor en pesos, de los activos internacionales del Banco. Debe ser incluido en cualquier medida de cambio del crédito doméstico y excluida, cuando se calculan los cambios en las reservas internacionales". Vale la pena mencionar que tuvimos acceso a esta literatura bastante después de que habíamos decidido dar el mismo tratamiento a la Cuenta Especial de Cambio en Colombia. Para tratamientos similares en el caso colombiano, véase Edwards (1984) y Kamas (1984).

<sup>24</sup> El supuesto de un coeficiente con valor 1 para el precio del café, es probablemente un caso extremo, porque excluye la posibilidad de esterilización por parte del Banco Central. Este comentario me fue hecho por el mismo *referee* anónimo antes mencionado.

Habiendo definido (12) y (13) podemos ahora apreciar que el desequilibrio monetario que se transforma en una presión sobre la demanda de bienes (transables y no transables) es igual a:

$$\hat{m}_t^s - \hat{m}_t^d = \frac{dDC_t}{H_t} + \bar{p}\hat{c}_t - \hat{p}_t - \lambda [g_1 \hat{y}_t - g_2 dr_t] - (1-\lambda) \hat{m}_{t-1} - g_3$$

### 10.c Condición de equilibrio de flujos *ex post* en el mercado monetario

$$\hat{m}_t^s = \hat{m}_t^d \quad (15)$$

Esto viene del supuesto de que *ex post*  $m_t^s = m_t^d$ , o, en otras palabras, que la demanda *stock* por saldos nominales iguala a la oferta *ex post* por saldos nominales.

### 11. Crédito doméstico neto

Dadas las principales características de la economía colombiana, proponemos la siguiente función de reacción para el crédito doméstico neto de la autoridad monetaria.

$$\frac{dDC_t}{H_t} = \beta_1 \hat{y}_t + \beta_2 \hat{p}_t + \beta_3 \frac{E_t dr_t}{H_t} + \beta_4 FD_t + \beta_5 \quad (16)$$

En general suponemos que la autoridad monetaria tiene en mente ciertos “objetivos prefijados” para la tasa de inflación, la tasa de crecimiento en el producto real y el cambio en las reservas internacionales y que dirige su política monetaria con el fin de tratar de cumplir esas metas. También, debido al bajo grado de desarrollo de los mercados de capitales en Colombia, el crédito doméstico neto debe ser usado para financiar por lo menos parte del déficit del sector público. Más específicamente, las autoridades visualizan un crecimiento más rápido del producto real como un indicador de crecimiento más fuerte de la demanda real de dinero, y ellos tratan de acomodar por lo menos parte de la demanda adicional por medio de una expansión del crédito. Análogamente, el crédito doméstico es también usado para actuar en forma contracíclica a los cambios en la tasa de inflación. Incluimos también un coeficiente de esterilización dado que al parecer existe alguna evidencia empírica de intentos por neutralizar grandes *shocks* en reservas (por ejemplo, debido a grandes

*booms de café*) y queremos *testear* esto. Finalmente, las autoridades financian por lo menos parte de los déficit fiscales por creación de dinero.<sup>25</sup> Nótese que la inclusión de la Cuenta Especial de Cambio como parte del crédito doméstico neto hace que el signo esperado del coeficiente del déficit fiscal sea incierto, debido al hecho de que, por ejemplo, una ganancia de capital producto de una devaluación no solamente aumentará el crédito doméstico neto (lado izquierdo de la ecuación), sino que también aumentaría los ingresos del gobierno y *ceteris paribus* disminuirá el tamaño del déficit fiscal. Al mismo tiempo, esperamos que enfrentados con un aumento del déficit fiscal, el Banco Central lo financiará por lo menos parcialmente a través de la creación de dinero. Por supuesto, el signo del coeficiente dependerá de la fuerza relativa de ambos efectos.

### 3.3. Solución del modelo

Al suponer equilibrio en el mercado de producto agregado, tenemos que la oferta agregada es igual a la demanda agregada, esto es  $Y_t^d = Y_t^s$ , usando (6), esto puede ser expresado como  $H_t^d = H_t^s$ , o en forma equivalente.

$$\hat{h}_t^d = \hat{h}_t^s$$

Reemplazando esta expresión por su equivalente en (1) y (2) e insertando (12) y (13), allí, obtenemos una expresión para  $d \log p_h$  (o la tasa de cambio en  $P_h$ ); insertando esto en la ecuación (9), usando (8), y el hecho de que

$$\tilde{p}_t = \hat{p}_t^*$$

y reordenando los términos, obtenemos la expresión final para la tasa de inflación doméstica:

$$1. \quad \hat{p}_t = \Omega_1 \hat{p}_t^* + \Omega_2 \hat{e}_t + \Omega_3 \tilde{p}_t + \Omega_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \Omega_5 \hat{m}_{t-1} + \Omega_6 dr_t + \Omega_7 \hat{w}_t + \Omega_8 \hat{y}_t + \Omega_9 DUM1 + \Omega_{10}$$

donde con el fin de ahorrar tiempo y espacio el  $\Omega$ 's y  $\phi$ 's se presentan en la siguiente sección.

La ecuación 1, es una ecuación de la forma semirreducida que indica que la tasa de inflación en Colombia es explicada por la tasa de inflación mundial,

<sup>25</sup> Véase Ocampo y Perry (1983) y Edwards (1984).

la tasa de cambio en el tipo de cambio nominal, la tasa de cambio en el precio del café, los cambios en el crédito doméstico neto como proporción de la base monetaria, la tasa de cambio del dinero real en el período previo, el cambio en la tasa de interés nominal doméstica, la tasa de cambio en el producto real, y finalmente por la tasa de cambio en los salarios nominales; donde  $\bar{\Omega}_{10}$  representa el término de error compuesto que es igual a  $(1-\alpha)(a_4 - b_2 - a_3 g_3) / [a_1 + b_1 + (1-\alpha)a_3]$ .

Nótese que hemos incluido la variable *dummy* 1, en una forma *ad hoc*, con el fin de ver el impacto (si lo hay) del proceso de liberalización del comercio, iniciado en 1967, sobre la inflación doméstica.

Ahora insertando (12)b y (14) en la condición de equilibrio (15) obtenemos una expresión para la balanza de pagos, en donde insertamos la ecuación para la inflación recién obtenida para finalmente obtener la ecuación a ser estimada para los cambios en reservas.

$$2. \quad \frac{E_t dR_t}{H_t} = \phi_1 \hat{p}_t^* + \phi_2 \hat{e}_t + \phi_3 \tilde{p}c_t + \phi_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \phi_5 \hat{m}_{t-1} + \\ + \phi_6 dr_t + \phi_7 \hat{w}_t + \phi_8 \hat{y}_t + \phi_9$$

donde  $\phi_9$  es igual a  $\bar{\Omega}_{10} + g_3$ .

### Signos esperados de los coeficientes<sup>26</sup>

a) Para la ecuación de inflación:

$$\Omega_1 = \frac{\partial \hat{p}_t}{\partial \hat{p}_t^*} = \frac{\alpha b_1 + a_1}{a_1 + b_1 + (1-\alpha)a_3} \quad 0 < \Omega_1 < 1$$

$$\Omega_2 = \frac{\partial \hat{p}_t}{\partial \hat{e}_t} = \frac{\alpha b_1 + a_1}{a_1 + b_1 + (1-\alpha)a_3} \quad 0 < \Omega_2 < 1$$

<sup>26</sup> Recuerde que todos los parámetros individuales fueron definidos como positivos.

$$\Omega_3 = \frac{\partial \hat{p}_1}{\partial \hat{p} c_1} = \frac{(1-\alpha) a_3}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad 0 < \Omega_3 < 1$$

$$\Omega_4 = \frac{\partial \hat{p}_1}{\partial \left( \frac{dDC_1}{H_1} \right)} = \frac{(1-\alpha) a_3}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad 0 < \Omega_4 < 1$$

$$\Omega_5 = \frac{\partial \hat{p}_1}{\partial \hat{m}_{1-1}} = - \frac{(1-\alpha) (1-\lambda) a_3}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad -1 < \Omega_5 < 0$$

$$\Omega_6 = \frac{\partial \hat{p}_1}{\partial (dr_1)} = \frac{(1-\alpha) (a_3 \lambda g_2 + b_1)}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad \Omega_6 > 0$$

$$\Omega_7 = \frac{\partial \hat{p}_1}{\partial \hat{w}_1} = \frac{(1-\alpha) b_1}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad \Omega_7 > 0$$

$$\Omega_8 = \frac{\partial \hat{p}_1}{\partial \hat{y}_1} = \frac{(1-\alpha) (a_2 - a_3 \lambda g_1)}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad \Omega_8 \geq 0 \quad 27$$

$$\Omega_9 = \text{DUM1 coef.} \quad \Omega_9 < 0 \quad 28$$

27 En estricto rigor el signo esperado de este coeficiente depende de si  $|a_2|$  es mayor o menor que  $|a_3 \lambda g_1|$ , lo cual dependerá de la evidencia empírica disponible.

28 La racionalidad de este signo esperado negativo para DUM1 es la siguiente. Una mayor apertura de la economía colombiana al comercio internacional debiera ser reflejada en una proximidad a la teoría del poder de compra teniendo por lo tanto, una tendencia a la que la inflación doméstica refleje la inflación externa, por lo tanto, *-ceteris paribus-* cualquier desequilibrio de los flujos *ex ante* en el mercado monetario debiera tener un mayor impacto sobre las reservas y un menor impacto sobre la inflación.

b) para la ecuación de balanza de pagos

$$\phi_1 = \frac{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)}{\partial \hat{p}_t^*} = \frac{\alpha b_1 + a_1}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad 0 < \phi_1 < 1$$

$$\phi_2 = \frac{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{M_t} \right)}{\partial \hat{e}_t} = \frac{\alpha b_1 + a_1}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad 0 < \phi_2 < 1$$

$$\phi_3 = \frac{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)}{\partial \hat{p}_t^c} = \frac{(1-\alpha) a_3}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad 0 < \phi_3 < 1$$

$$\phi_4 = \frac{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)}{\partial \left( \frac{dDC_t}{H_t} \right)} = \frac{-(a_1 + b_1)}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad -1 < \phi_4 < 0$$

$$\phi_5 = \frac{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)}{\partial \hat{m}_{t-1}} = \frac{(1-\lambda) (a_1 + b_1)}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad \phi_5 > 0$$

$$\phi_6 = \frac{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)}{\partial (dr_t)} = \frac{(1-\alpha) b_1 - (a_1 + b_1) \lambda g_2}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad \phi_6 \geq 0$$

$$\phi_7 = \frac{\left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)}{\partial \hat{w}_t} = \frac{(1-\alpha) b_1}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad \phi_7 > 0$$

$$\phi_8 = \frac{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)}{\partial \hat{y}_t} = \frac{(1-\alpha) a_2 - \lambda g_1 (a_1 + b_1)}{a_1 + b_1 + (1-\alpha) a_3} \quad \phi_8 < 0$$

c) Para la ecuación de crédito doméstico

$$\beta_1 = \frac{\partial \left( \frac{dDC_t}{H_t} \right)}{\partial \hat{y}_t} \quad \beta_1 > 0$$

$$\beta_2 = \frac{\partial \left( \frac{dDC_t}{H_t} \right)}{\partial \beta_\tau} \quad \beta_2 < 0$$

$$\beta_3 = \frac{\partial \left( \frac{dDC_t}{H_t} \right)}{\partial \left( \frac{E_t dR_t}{H_t} \right)} \quad \beta_3 < 0$$

$$\beta_4 = \frac{\partial \left( \frac{dDC_t}{H_t} \right)}{\partial FD_t} \quad \beta_4 < 0 \quad 29$$

<sup>29</sup> La explicación de dicha ambigüedad fue dada anteriormente en el texto y se refiere principalmente al efecto de la Cuenta Especial de Cambio.

d) Para la ecuación de salarios

$$T_0 = \frac{\partial \hat{w}_t}{\partial \hat{p}_t} \quad T_0 > 0$$

$$T_1 = \frac{\partial \hat{w}_t}{\partial \hat{n}_t} \quad T_1 > 0$$

$$T_2 = \frac{\partial F(g_t)}{\partial g_t} = \frac{\partial \hat{w}_t}{\partial g_t} \quad T_2 > 0$$

e) Para la ecuación del tipo de cambio

$$\alpha_0 = \text{término constante} \quad \alpha_0 > 0$$

$$\alpha_1 = \frac{\partial \hat{e}_t}{\partial (p_t - p^*_t)} \quad \alpha_1 > 0$$

$$\alpha_3 = \text{Coeficiente de DUM 1} \quad \alpha_3 > 0$$

$$\alpha_4 = \frac{\partial \hat{e}_t}{\partial \hat{e}^*_t} \quad \alpha_4 < 0$$

Como una manera de visualizar la mecánica del modelo supongamos que *ceteris paribus* se produce un aumento en el crédito doméstico neto del Banco Central. Esto inmediatamente producirá un exceso de flujo *ex ante* de oferta de dinero que, a su vez, incrementará la demanda de bienes transables y no transables empujando la tasa de inflación a niveles más altos ( $0 = \bar{\Omega}_4 < 1$ ), y, al mismo tiempo, disminuirá el nivel de reservas ( $-1 < \bar{\Phi}_4 < 0$ ). Por lo tanto, tenemos que un exceso de flujo *ex ante* de oferta de dinero es eliminado en cada período vía aumentos de precios y por disminución de reservas.

Nótese que el tamaño de los efectos depende crucialmente del valor de  $\alpha$  y  $a_3$ . Por ejemplo, si  $\alpha = 1$  o  $a_3 = 0$ , lo que implica que todos los bienes son transables o que la demanda por bienes no transable no responde a desequilibrios en el mercado monetario, respectivamente; en este caso tendremos que todo el impacto de un aumento en el crédito doméstico se traducirá en una disminución similar en las reservas internacionales (porque  $\alpha = 1$  o  $a_3 = 0$  implica  $\phi_4 = -1$ ) y nada pasará con la tasa de inflación (para  $\alpha = 1$  o  $a_3 = 0$ ,  $\Omega_4 = 0$ ). Este resultado corresponde a la visión convencional de largo plazo del enfoque monetario de la balanza de pagos en el cual la inflación doméstica es igual a la inflación internacional.

El otro caso extremo puede ser obtenido si suponemos que  $a_3 = \infty$ , en cuyo caso la demanda por bienes no transables responde infinitamente a desequilibrios monetarios, y todo el impacto será sobre los precios y la balanza de pagos no será directamente afectada.

### 3.4. Identificación y estimación del modelo<sup>30</sup>

En resumen, el modelo completo es un sistema de ecuaciones simultáneas. En notación ecuacional, las 5 ecuaciones y 5 incógnitas son las siguientes:

$$1. \quad \hat{p}_t = \Omega_1 \hat{p}_t^* + \Omega_2 \hat{e}_t + \Omega_3 \tilde{p}c_t + \Omega_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \Omega_5 \hat{m}_{t-1} + \\ + \Omega_6 dr_t + \Omega_7 \hat{w}_t + \Omega_8 \hat{y}_t + \Omega_9 DUM1 + \Omega_{10}$$

$$2. \quad \frac{E_t dR_t}{H_t} = \phi_1 \hat{p}_t^* + \phi_2 \hat{e}_t + \phi_3 \tilde{p}c_t + \phi_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \phi_5 \hat{m}_{t-1} + \\ + \phi_6 dr_t + \phi_7 \hat{w}_t + \phi_8 \hat{y}_t + \phi_9$$

<sup>30</sup> Nótese que, tomando una perspectiva general, no imponemos ninguna restricción de identificación sobre los coeficientes de las ecuaciones estructurales. Esto es algo que se puede hacer más tarde en caso que no enfrentemos con un problema de identificación.

$$3. \quad \hat{\theta}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{p}_t - \alpha_2 \hat{p}_t^* + \alpha_3 \frac{E_t dR_t}{H_t} + \alpha_4 \text{DUM}_t + \alpha_5 \hat{\theta}_t^* + \alpha_6$$

$$4. \quad \hat{w}_t = T_0 \hat{p}_t + (1-T_0) \hat{p}_t e_t + T_1 \hat{n}_t + T_2 F(g_t) + T_3$$

$$5. \quad \frac{dDC_t}{H_t} = \beta_1 \hat{y}_t + \beta_2 \hat{p}_t + \beta_3 \frac{E_t dR_t}{H_t} + \beta_4 FD_t + \beta_5$$

### 1. Identificación

En lo que sigue, estudiamos la identificación del modelo con el propósito de decidir el método más apropiado de estimación. Las conocidas condiciones de rango (necesaria y suficiente) y de orden (necesaria) son analizadas aquí:

Usando el subíndice h para denotar la ecuación h-ésima, tenemos que:

la condición de orden establece que:

$$k - k_h > 0 = g_h - 1$$

la condición de rango establece que:

$$\rho \begin{pmatrix} \Gamma_h \\ \beta_h \end{pmatrix} = g - 1$$

donde

$g$  = Número total de variables endógenas en el sistema = 5

$K$  = Número total de variables exógenas o predeterminadas en el sistema = 11

## Condición de orden

$$\begin{aligned} 1. \quad k &= 11 & g_1 &= 4 \\ k_1 &= 5 \\ k - k_1 &> g_1 - 1 \\ 6 &> 3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 2. \quad k &= 11 & g_2 &= 4 \\ k_2 &= 4 \\ k - k_2 &> g_2 - 1 \\ 7 &> 3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 3. \quad k &= 11 & g_3 &= 3 \\ k_3 &= 3 \\ k - k_3 &> g_3 - 1 \\ 8 &> 2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 4. \quad k &= 11 & g_4 &= 2^{31} \\ k_4 &= 3 \\ k - k_4 &< g_4 - 1 \\ 8 &> 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 5. \quad k &= 11 & g_5 &= 3 \\ k_5 &= 2 \\ k - k_5 &> g_5 - 1 \\ 9 &> 2 \end{aligned}$$

## Condición de rango

Todo lo que necesitamos probar es que el rango de la matriz de coeficientes es igual a cuatro. Esto se verifica para todas las ecuaciones y está disponible para el lector interesado.

<sup>31</sup> Dado que más tarde asumimos expectativas adaptativas para la inflación es válido considerar a la inflación esperada que ésta es como una variable exógena.

## Estimación

Dadas las desigualdades estrictas (mayor que) encontradas en la condición de orden para todas las ecuaciones y la igualdad estricta para las respectivas condiciones de rango, podemos, por lo tanto, concluir que cada ecuación separadamente está sobreidentificada, y que el sistema como un todo está sobreidentificado (después de la normalización). Como tal, existen una gran variedad de técnicas que pueden ser utilizadas para estimar las ecuaciones del modelo, difiriendo unas de otras en la cantidad de información que utilizan.<sup>32</sup>

El enfoque econométrico usado para estimar este modelo es uno paso a paso y se describe a continuación:

Primero estimamos por MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) cada ecuación (conociendo el sesgo de simultaneidad implícito asociado a este método), con el propósito de tener una idea preliminar sobre la calidad de nuestras especificaciones.

Luego estimamos cada ecuación vía MC2E (mínimos cuadrados en dos etapas), usando como instrumentos para cada variable endógena todas las variables exógenas y predeterminadas presentes en el modelo. Paralelamente, corremos la "primera etapa" de MC2E para cada una de las variables endógenas; hacemos este tipo de "análisis de descomposición" con el fin de tratar de aprender más sobre el sesgo de simultaneidad del método de MCO o, en otras palabras, para ver cuánto puede mejorar MC2E sobre MCO dependiendo de la calidad del ajuste en la "primera etapa"; y al mismo tiempo, para obtener los coeficientes de la forma reducida del modelo.<sup>33</sup>

Conociendo, por los estudios de Monte Carlo acerca de las propiedades en muestras pequeñas, que las estimaciones por MCO generalmente presentan el más grande error cuadrático medio, analizamos en profundidad las características de nuestras estimaciones por MC2E, que, de acuerdo a los estudios antes citados, son generalmente las más estables y no se ven muy afectadas ante la presencia de errores de especificación.

<sup>32</sup> Véase a Intrilligator (1978), Chow (1983), Kennedy (1985) solo para mencionar algunos textos que tratan el punto en detalle.

<sup>33</sup> Es solamente en el caso de valores "intermedios" de  $R^2$  en la "primera etapa" de MC2E, que los estimadores de MC2E tienen sentido. Véase Intrilligator (1978), p. 392.

Teniendo en mente la presunción de que los errores de las distintas ecuaciones están correlacionados en forma contemporánea –más tarde encontramos que dicha presunción es apoyada por el test de Mikhail<sup>34</sup>– y hasta cierto punto confiados en la calidad de nuestras especificaciones y datos, decidimos dar un paso adelante y estimar por MC3E (Mínimos Cuadrados en 3 Etapas) buscando un mejoramiento asintótico en la eficiencia de nuestras estimaciones.

Dos puntos aclaratorios son considerados convenientes antes de proceder a la siguiente sección en donde describimos en más detalle el procedimiento de estimación.

El primero es que el lector se dé cuenta de que nuestro modelo ha sido concebido desde un principio como un modelo en primeras diferencias logarítmicas, y como tal es estimado. No ha habido intención por parte del autor de hacer un análisis de las propiedades de las series de tiempo que se utilizan con el fin de evitar relaciones espúreas y después estimar el modelo en primeras diferencias para evitar dicho problema. El enfoque utilizado aquí, es principalmente uno del tipo econométrico, y no un enfoque de series de tiempo. La literatura sobre estimaciones en niveles versus primeras diferencias parece estar muy bien desarrollada, pero el autor no estaba enterado de ello hasta que el estudio estaba bien avanzado (por ejemplo: COMFAC análisis de Sargan, modelos en diferencias e integrados de Granger y Watson, sobrediferenciación menos peligrosa que subdiferenciación, de Plosser y Schwert 1977, 1978 etc.). El punto principal, que deseo destacar aquí, es que el relativamente alto  $R^2$  a que estamos acostumbrados a obtener cuando regresionamos en niveles no puede (.. y no debe) ser esperado cuando se corre la misma regresión en primeras diferencias, y la razón está en que cuando se miden las variables en primeras diferencias tendemos a atenuar fuertemente los componentes de baja frecuencia (tendencia) de las series de tiempos bajo análisis. Sólo para dar una idea del tópico que se discute permítanme citar a Granger y Watson (1984) que en mi opinión constituye un excelente estudio sobre el tema.

“A pesar de estos resultados, algunos econométristas han sido renuentes a construir modelos que no sean en niveles o han rechazado la idea de diferenciar todas las variables”... “Otra razón para esta renuencia, es que los econométristas se han acostumbrado a valores extremadamente altos para el

34 La superioridad de MC3E sobre MC2E es leve o pequeña si la matriz de varianzas-covarianzas contemporáneas de los errores de las ecuaciones estructurales es solo levemente diferente de una matriz diagonal o el tamaño de la muestra es tan pequeño que no puede ser bien estimado, Mikhail (1975) sugiere, sobre la base de un estudio de Monte Carlo que MC3E es mejor que 2SLS, dejando aparte posibles problemas de especificación, si la covarianza contemporánea entre los términos de error de dos ecuaciones excede de 1/3 lo que resultó ser verdadero en la mayoría de nuestras ecuaciones.

$R^2$ , o  $R^2$  corregidos, cuando explican niveles, pero el  $R^2$  a menudo cae a valores modestos o vergonzosamente bajos, cuando se busca explicar cambios en variables. En parte, esto se debe a la eliminación de relaciones espúreas, pero en gran parte también se debe al hecho de que una variable muy suave y de alto momento, como muchas variables en niveles, quedan muy bien explicadas a partir de valores pasados de la misma variable, pero lo anterior ya no es cierto para las series – altamente variables – cuando son expresadas en diferencias”.

Asimismo, corriendo diferencias logarítmicas sugiere que cualquier correlación contemporánea no es una “casualidad” provocada por movimientos en variables no estacionarias, sino que una relación debidamente identificada de significancia económica (así como estadística).<sup>35</sup>

El segundo punto que deseo destacar dice relación con las técnicas más específicas utilizadas en el proceso de estimación en la sección siguiente de este trabajo. Cuando se detecta que una ecuación debidamente especificada, luego de ser estimada por MCO, contiene errores serialmente correlacionados o correlacionados en primer orden, se corrige usando el método de Cochrane-Orcutt; cuando la ecuación es estimada por MC2E e incluye variables endógenas rezagadas y errores serialmente correlacionados se usó el mismo método, y siguiendo a Fair (1970) agregamos –como instrumentos– series rezagadas en un período de todas las variables incluidas en esa ecuación con el objeto de obtener estimadores consistentes. Asimismo, cuando había síntomas de heterocedasticidad usamos el test de White (1980), con el objeto de *testearla* formalmente; y en los casos en que no tenemos evidencia para rechazar la hipótesis de no existencia de heterocedasticidad, corregimos estimando las desviaciones estándar del error para transformar el modelo de uno con errores no esféricos a uno con errores esféricos y luego aplicar OLS (segunda etapa) a este modelo transformado (o en forma equivalente aplicando mínimos cuadrados generalizados al modelo original). Con el propósito de *testear* cambios estructurales se aplicó el test de Chow modificado.

Con el objeto de hacer ejercicios de simulación se trataron dos alternativas; primero, se simula para cada ecuación individualmente, utilizando para ello los estimadores de MC2E y segundo, usando los estimadores de MC2E y MC3E se resuelve previamente el modelo en forma simultánea y luego se simula con dichos resultados. Sólo los resultados del primer enfoque son reportados, debido a problemas de convergencia con el segundo.

Para evaluar el proceso de simulación utilizamos la raíz del porcentaje de error cuadrático medio y el coeficiente de desigualdad de Theil.<sup>36</sup>

<sup>35</sup> Esta observación me fue hecha por Carmen Reinhart del Departamento de Investigación del FMI.  
<sup>36</sup> Véase Pindyck y Rubinfeld (1981).

En la siguiente sección damos cuenta detallada del procedimiento de estimación incluyendo los principales problemas encontrados, luego realizamos un análisis estructural de los coeficientes estimados y finalmente hacemos ejercicios de simulación; todo lo anterior con mayor énfasis en la tasa de inflación, la que se supone es el tema central del trabajo.

### 3.5. Resultados y ejercicios de simulación<sup>37</sup>

Los principales resultados de la estimación del modelo son presentados en la Tabla A. Allí resumimos los principales estadísticos de cada ecuación estimada para el período 1955-1987. Uno de los propósitos que siempre tuvimos en mente cuando corrimos las diferentes ecuaciones fue mantener el más largo período de tiempo posible para no perder grados de libertad. En términos generales, las primeras tres ecuaciones no presentaron ninguna violación seria de los principales supuestos del modelo de regresión lineal clásico, sin embargo lo mismo no puede ser dicho con respecto a las ecuaciones de salario y tipo de cambio, la primera presentando problemas de heterocedasticidad y la segunda un problema de cambio estructural.<sup>38</sup> En general, los resultados reportados para todas las ecuaciones son aquellos derivados del uso de MC2E y MC3E.<sup>39</sup> Debido a la existencia de un serio problema de cambio estructural en la ecuación del tipo de cambio, su inclusión en el proceso de estimación por MC3E contaminaría el resto del sistema (de hecho, cuando estimamos vía MC3E, se produjo lo anterior), luego tuvimos que elegir entre dos alternativas: estimar el sistema en su conjunto sólo para el período 1967-1987 (donde la ecuación para el tipo de cambio estaba bien representada)<sup>40</sup> con la variable tipo de cambio como endógena, pero con una gran pérdida de grados de libertad; o dejar el tipo de cambio como una variable exógena y estimar por MC3E para el resto de las ecuaciones para el período completo bajo estudio (es

<sup>37</sup> El paquete computacional usado fue el Micro TSP versión 6.0 Quantitative Micro Software, Irvine, California, 1988.

<sup>38</sup> Una sugerencia que recibí en esta etapa del estudio y que se trató empíricamente en Mondino y Rennhack, op. cit., fue estudiar las propiedades de las series de tiempo de la variable tipo de cambio. Encontramos que a pesar de que el tipo de cambio se comportaba como un *random walk*, no pudimos rechazar la hipótesis nula de no existencia de ruido blanco en su tasa de cambio (primeras diferencias logarítmicas). Para este propósito usamos los tests de Durbin-Watson y Dickey-Fuller. Los resultados de los test están disponibles previa solicitud al autor.

<sup>39</sup> Regresiones vía MCO y de la "primera etapa" de MC2E fueron también realizadas; aquellas correspondientes a la forma reducida son mostradas en la nota de pie de página (nº42) y aquellas por MCO están disponibles previa solicitud al autor.

<sup>40</sup> A pesar de que para el período completo bajo análisis no obtenemos un buen ajuste, sí lo tuvimos para el período 1967-1987 (véase tabla A), reflejando probablemente el cambio a un sistema de *crawling peg* de determinación del tipo de cambio que se inicia en 1967.

decir, 1955-1987). Como se verá más adelante, esta última opción resultó a nuestro juicio la más conveniente.

En relación a la ecuación para la inflación, obtuvimos un muy buen ajuste a juzgar por el valor del  $R^2$  y del test F. Los signos de los estimadores son los esperados, y lo que es más, sus magnitudes están también todas dentro del rango que esperábamos; esto es válido para ambos métodos (MC2E y MC3E), donde sus diferencias radican en un aumento de eficiencia del último sobre el primero (véase la disminución generalizada en los errores estándar estimados y el correspondiente aumento en los test t). Más específicamente es importante hacer notar la gran relevancia, no sólo debido a la magnitud relativa de los coeficientes estimados sino además por la significancia estadística de dichos parámetros, de: la tasa de cambio en los salarios, el cambio en la tasa de interés, la inflación externa, la tasa de cambio en el precio del café y el cambio en el crédito doméstico neto de la autoridad monetaria, para explicar la tasa de inflación colombiana. Al estimar vía MC2E, las variaciones en el tipo de cambio resultaron no ser importantes en magnitud, ni estadísticamente significativas para explicar la tasa de inflación; este resultado debiera parecer un tanto sorprendente en una economía pequeña y abierta como Colombia, pero creemos que se debe al bajo poder explicativo de la ecuación del tipo de cambio (por las razones dadas anteriormente) cuando se corrió para el período completo bajo análisis. De hecho, al regresionar la ecuación de inflación por MC2E para el período 1967-1987, el tipo de cambio adopta un rol mucho más importante en magnitud y a la vez estadísticamente significativo, en un período que precisamente corresponde a la puesta en marcha del mecanismo de *crawling-peg*, y para el cual nuestra especificación del tipo de cambio mejora sustancialmente.<sup>41</sup> Esta visión parece estar sustentada por el aumento en la significancia estadística del coeficiente del tipo de cambio cuando corremos esta ecuación por MC3E con el tipo de cambio como variable exógena (véase tabla A). El coeficiente estimado para el cambio en el crédito doméstico nunca fue (vía MCO, MC2E o MC3E) estadísticamente distinto de cero y con signos alternados; este hecho en conjunto con el gran coeficiente para esta misma variable en la ecuación de cambios en las reservas es considerado como un sustento para la hipótesis de largo plazo del enfoque monetario de la balanza de pagos. En relación al coeficiente estimado para el producto real, encontramos que no es significativamente distinto de cero en todos los métodos de

<sup>41</sup> Recuerde que MC2E mejora muy poco por sobre MCO, si el  $R^2$  en la "primera etapa" es muy pequeño.

estimación utilizados (MCO, MC2E y MC3E),<sup>42</sup> esto puede ser interpretado como una cancelación de los efectos sobre la demanda por bienes, a través de la demanda por dinero por un lado, y el efecto directo sobre la demanda de bienes no transables, por el otro, resultando en una especie de efecto combinado de *crowding out* sobre la tasa de inflación. El estimador para la tasa de cambio en el precio del café parece ser significativo en todos los métodos de estimación (incluyendo la estimación de la forma reducida) y su magnitud muy estable alrededor de 0,1, esto parece indicar que los *booms* de café en realidad afectan la tasa de inflación doméstica a través de su influencia sobre los desequilibrios en el exceso de flujo *ex ante* de la oferta de dinero. Los últimos dos coeficientes estimados se refieren al cambio en la tasa de interés nominal doméstica y la tasa de cambio en los salarios; ambas parecen ser siempre altamente significativas y con magnitudes muy estables para todos los métodos de estimación, de aquí podemos concluir que existe suficiente evidencia para respaldar la hipótesis de que las presiones de costos y procesos de retroalimentación están en juego en la explicación de la tasa de inflación en Colombia (esto es apoyado por los estimadores muy parecidos que se obtienen para estas variables en la estimación de la forma reducida del modelo), sin dejar de lado, por supuesto, el rol más específico que juega la tasa de interés a través del mercado monetario.

En términos más específicos, de acuerdo a nuestras estimaciones, un 10 por ciento de aumento en la tasa de inflación externa causará un aumento inicial en la tasa de inflación doméstica de alrededor de 4 puntos porcentuales, cuando las otras variables permanecen constantes; considerando su impacto global (una inflación externa mayor tiende a afectar inicialmente la inflación doméstica, luego esto afecta la tasa de cambio de los salarios y esto vuelve a la tasa de inflación doméstica...) el coeficiente llegará a 7 por ciento. En forma similar un aumento del 10 por ciento en la tasa de cambio del precio del café aumentará la inflación doméstica en alrededor de 0,8 por ciento. Un aumento simultáneo de 10 por ciento en la tasa de interés y en la tasa de cambio de los salarios nominales tendrá un impacto combinado aproximado de 14 por ciento, los coeficientes de la forma reducida sugieren que el impacto completo sobre la tasa de inflación no tomará más de dos períodos. Lo anterior, dado el alto

<sup>42</sup> Nótese que los resultados por MC3E y de la estimación de la forma reducida (que se muestra a continuación) muestran un signo negativo (como se esperaría normalmente) para el coeficiente de cambios en el producto real, pero no son estadísticamente significativos. Los resultados de la estimación de la forma reducida para la ecuación de inflación son:

$$\hat{p}_t = 0.73 \hat{p}_t^* + 0.08 \overline{\pi}_t + 0.17 \hat{m}_{t-1} + 0.47 dr_t - 0.43 \hat{y}_t + 0.43 \frac{FD_t}{H_t} + 0.75 \hat{w}_{t-1}$$

(3.34)      (2.25)      (1.20)      (2.96)      (-1.01)      (0.08)      (7.02)

$R^2 = 0.74$        $R^2_{ajust.} = 0.66$       E.a. de la regresión = 4.99      D.W. = 1.91      Estadístico  $F = 9.68$

valor del coeficiente estimado de la tasa de cambio de los salarios rezagados en un período que aparece en la estimación de la ecuación de inflación en su forma reducida. Finalmente, a partir de la forma reducida, el impacto de cambios en el déficit fiscal sobre la tasa de inflación doméstica parece ser no significativamente distinta de cero, esto parece razonable después de encontrar que no fue posible confirmar la existencia de una relación entre el déficit fiscal y los cambios en el crédito doméstico neto (como veremos más adelante cuando analicemos los resultados de la estimación de la ecuación del crédito doméstico neto).

Los resultados del ejercicio de simulación para esta variable se muestran en la tabla B; en general son bastante buenos, pudiendo mencionar que para la última década los valores simulados nunca se desvían de los observados (con excepción de 1986) en más de 4 puntos porcentuales (véase gráfico al final de este documento).

Con respecto a la ecuación para cambios en las reservas, el ajuste general medido a través del  $R^2$ , del test F y de los test t, es bastante bueno con todos los coeficientes con el signo esperado (excepto el que corresponde a la tasa de cambio de los saldos reales, rezagados un período) y sus magnitudes dentro de rango esperado. El principal descubrimiento, es un coeficiente de ajuste estadísticamente no distinto de  $-1,0$ , mostrando hasta cierto punto la incapacidad de las autoridades monetarias de ejercer influencia sobre la economía a través de la política monetaria; otro gran descubrimiento asociado con esto, es que gran parte de la pérdida de reservas debido a un aumento en el crédito doméstico neto del Banco Central, ocurre a través de la cuenta corriente, encontrando un coeficiente de ajuste de la cuenta de capitales estadísticamente no muy distinto de cero. Lo anterior se prueba a través de lo que denominamos un método indirecto de estimación, debido a la falta de datos confiables de los flujos de capital en Colombia, como se muestra en detalle en el apéndice 3, el cual está disponible previa solicitud. Asimismo, como es de esperar en el contexto de nuestro modelo, el cambio en la tasa de interés, en la tasa de cambio del precio del café y en la tasa de cambio en los salarios, juegan un rol importante en la explicación de los movimientos de reservas en Colombia. La otra variable que parece ser significativa en todos los métodos de estimación utilizados, es la tasa de cambio en el ingreso real, que ejerce su influencia a través de la demanda por dinero ayudando a corregir desequilibrios potenciales en el mercado monetario, causados por aumentos en el crédito doméstico neto. En relación con el tipo de cambio, aunque la eficiencia en su estimación mejora substancialmente al correr MC3E comparado con MC2E, esto no es suficiente para hacer de ella una variable estadísticamente significativa para explicar los cambios en las reservas. En relación a los ejercicios de simulación, se obtienen en general buenos resultados, con la excepción de una tasa

levemente alta en la proporción de varianza, cuestionando la calidad de la serie simulada para replicar dos cambios de dirección bastante específicos de los valores observados de la variable en cuestión (véase gráfico al final de este documento).

La estimación de la ecuación para los cambios en el crédito doméstico es indudablemente la más estable y significativa en el período bajo análisis. Como fue predicho, la autoridad monetaria parece acomodar los aumentos en el ingreso real que se traducen en aumentos en la demanda por saldos reales, donde encontramos un coeficiente estimado estadísticamente no distinto de uno. La reacción esperada de las autoridades monetarias en relación a la tasa de inflación parece no ser la correcta, debido al hallazgo de un coeficiente con signo positivo, estable, y bastante significativo en todos los métodos de estimación utilizados (MCO, MC2E y MC3E). La interpretación de este resultado podría estar dada por el hecho que nuestra variable del lado izquierdo está medida en términos nominales y si el Banco Central tiene una función de reacción homogénea de grado uno en precios, y se tiene la tasa de inflación como una variable explicativa en el lado derecho, lo que estaríamos midiendo es 1 más el coeficiente de reacción y no sólo el coeficiente de reacción. En realidad, probamos la especificación regresionando el cambio en el crédito doméstico real neto en el lado izquierdo con la tasa de inflación en el lado derecho obteniendo peores resultados. A este respecto, es interesante notar que una ecuación similar regresionada por Mondino y Rennhack<sup>43</sup> encontró también que el estimador para la tasa de inflación tenía signo positivo y era altamente significativo, reportando los resultados como “altamente contraintuitivos”; asimismo, Kamas, corriendo una especificación mucho más compleja encontró un coeficiente positivo pero no significativamente distinto de cero.<sup>44</sup> Luego, al menos en esta etapa, tenemos que decir que no tenemos explicación para esta evidencia. El coeficiente estimado para la variable déficit fiscal resultó con un signo negativo (recuerde que nuestro signo esperado era ambiguo) y estadísticamente no significativo en explicar la función de reacción del crédito doméstico aquí propuesta; luego no es posible hacer inferencias acerca de la significancia del financiamiento de los déficit fiscales a través de la creación de dinero o de la significancia del efecto de la Cuenta Especial de Cambio, para explicar la evolución del crédito doméstico neto. Hasta cierto punto, no podemos descartar la hipótesis de que ambos efectos se cancelan en este proceso.<sup>45</sup>

<sup>43</sup> Mandino y Rennhack, op. cit.

<sup>44</sup> Kamas, L. (1985).

<sup>45</sup> Podríamos ir más adelante tomando el efecto de la cuenta especial de cambio a partir de la medición del crédito doméstico y volver a regresionar de esta forma la ecuación pero creemos que esto sería intrínsecamente erróneo debido a la forma en que se manifiesta este efecto especial en Colombia. De cualquier forma, no tratamos dicho método.

Finalmente, el coeficiente de esterilización aparece como altamente significativo, y con el signo esperado mostrando claras intenciones de la autoridad para contrarrestar cambios en la base monetaria (debido a cambios en las reservas) a través de cambios en el crédito doméstico neto. Un coeficiente de esterilización de esta magnitud muestra que las autoridades han sido capaces de aislar a la economía de *shocks* monetarios causados por flujos de reservas, aminorando por tanto la magnitud de inflación que puede ser causada por canales monetarios; esto sustenta, en parte, la poca significancia del coeficiente estimado para la variable crédito doméstico obtenido en la ecuación de inflación.

Los resultados obtenidos para la ecuación de salarios deben ser interpretados cuidadosamente, la expresión final estimada difiere de la presentada en la parte teórica (sección 3.4.), por las siguientes razones: primero, la variable que mide las desviaciones del producto corriente con respecto de su nivel de tendencia aparece siempre como no significativa y con el signo cambiado, aún en el caso en que asumimos que la relación entre salarios y dicha variable es estrictamente convexa siguiendo estrictamente nuestro enfoque teórico. Segundo, la variable *proxy* que estaba disponible para medir cambios en productividad de la mano de obra era el valor agregado promedio por trabajador en el sector manufacturero; reconocemos que la medida correcta debiera haber sido alguna medida de ganancias por hora, pero esto fue imposible de conseguir a tiempo. Lo anterior, sumado al hecho que la *proxy* que se utilizó no era significativa, nos condujo a sacarla de la ecuación final a ser estimada. Antes de estimar la forma funcional definitiva, fue necesario suponer un mecanismo a través del cual los agentes forman sus expectativas respecto de la inflación, el mecanismo adoptado corresponde a uno de expectativas adaptativas; después de resolver recursivamente la ecuación, llegamos a la forma final presentada en la tabla A. Para terminar, el problema más importante con esta ecuación es que encontramos una distribución muy particular de los errores estimados a partir de una regresión por MC2E; más específicamente, los errores estimados inician a partir de 1970 una clara tendencia a disminuir en magnitud y en su varianza. Usando el test de White (1980), no encontramos evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de existencia de heterocedasticidad. Los resultados finales de la estimación, después de corregir por dicho problema, se muestran en la tabla A,<sup>46</sup> donde podemos apreciar que un

<sup>46</sup> Un análisis visual de los residuos estimados de esta regresión, incluyendo la corrección por heterocedasticidad, nos indujo a aplicar el test de Chow. Aquí no podemos rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes estimados son los mismos para ambas submuestras. Esto es confirmado por la alta estabilidad encontrada en los coeficientes estimados. Tratando de comprender por qué pasó esto encontramos, que un cambio significativo en la economía fue la fijación de la ley de salarios mínimos en 1970 en Colombia. Hasta el punto que el salario mínimo sea indexado a la inflación por el gobierno, y al mismo tiempo esto constituye una vía de referencia para el sector privado con el fin de ajustar sus salarios, podemos postular que esta ley está por lo menos parcialmente explicando por qué el mecanismo de indexación postulado aquí opera mucho mejor para la segunda parte del período completo que para el primero

10 por ciento de aumento en la tasa de inflación aumentará la tasa de cambio en salarios nominales en alrededor de 4,5 por ciento, acto seguido esto producirá un aumento en el siguiente período en la tasa de cambio de los salarios de aproximadamente 2,7 por ciento. Estos resultados se traducen en que un aumento permanente en la tasa de inflación de 10 por ciento se traducirá totalmente en un aumento equivalente en la tasa de cambio de salarios nominales en más o menos cuatro períodos. Con el fin de hacer ejercicios de simulación utilizamos los coeficientes estimados a partir de MC2E (corregidos previamente por heterocedasticidad) y los aplicamos a los datos originales; los resultados obtenidos son bastante satisfactorios con valores simulados que nunca se desvían en más de tres puntos porcentuales de los valores actuales para la última década

Finalmente, los resultados para la estimación de la ecuación del tipo de cambio (sólo se reporta aquí la estimación por MC2E para el período 1967-1987 y, por ende, se excluye la variable *dummy*) se muestran en la tabla A; todos los coeficientes estimados muestran los signos esperados, y son bastante significativos para ambos procedimientos de estimación (MCO y MC2E), con la excepción del coeficiente para la inflación externa. A partir de lo anterior se puede entonces concluir que la tasa de inflación doméstica es una variable importante al explicar la tasa de cambio en el tipo de cambio nominal, pudiendo agregar que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente estimado para la tasa de inflación doméstica es significativamente distinto de uno, dejando abierta la posibilidad de una función de reacción para el tipo de cambio homogénea de grado uno en la tasa de cambio en los precios domésticos. En relación a los cambios en las reservas encontramos que su coeficiente posee el signo esperado y es estadísticamente significativo apoyando nuestras inferencias iniciales. Todo lo anterior, sugiere que a pesar de que las autoridades tratan de mantener un tipo de cambio real constante, la paridad del poder de compra no se logra completamente, y aumentos (o disminuciones) en los cambios en el nivel de reservas tienden a hacer más lenta (o aceleran) la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal. El término constante aparece también como significativo y con una magnitud relativamente apreciable, esto puede apoyar la hipótesis de que para el período bajo estudio ha habido una política dirigida a incentivar las exportaciones.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Ecuación de inflación

$$\hat{p}_t = \Omega_1 \hat{p}_t^* + \Omega_2 \hat{e}_t + \Omega_3 \overline{p\hat{c}}_t + \Omega_4 \frac{dDC_t}{H_t} - \Omega_5 \hat{m}_{t-1} + \Omega_6 dr_t + \Omega_7 \hat{w}_t + \Omega_8 \hat{y}_t$$

2SLS	0.36	0.08	0.09	-0.04	-0.43	0.76	0.82	0.04
	(1.54)	(0.48)	(1.96)	(-0.27)	(-1.32)	(2.30)	(4.44)	(0.06)

R<sup>2</sup> = 0.68    R<sup>2</sup>ajust.= 0.60    E.e. de regresión = 5.70    D.W.= 1.83 Estadístico F= 7.77

3SLS	0.42	0.05	0.08	0.04	-0.11	0.48	0.78	-0.13
	(2.63)	(1.63)	(2.66)	(0.50)	(-0.96)	(3.57)	(7.82)	(-0.53)

R<sup>2</sup> = 0.67    R<sup>2</sup>ajust.= 0.58    E.e. de regresión = 5.82    D.W = 1.94 Estadístico F= 7.30

Ecuación de Reservas

$$\frac{E_t dR_t}{H_t} = \Phi_1 \hat{p}_t^* + \Phi_2 \hat{e}_t + \Phi_3 \overline{p\hat{c}}_t - \Phi_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \Phi_5 \hat{m}_{t-1} + \Phi_6 dr_t + \Phi_7 \hat{w}_t + \Phi_8 \hat{y}_t$$

2SLS	0.16	0.20	0.12	-1.23	-0.95	0.93	0.49	2.39
	(0.41)	(0.75)	(1.48)	(-5.00)	(-1.87)	(1.77)	(1.67)	(2.64)

R<sup>2</sup> = 0.85    R<sup>2</sup>ajust.= 0.82    E.e. de regresión = 9.05    D.W. = 2.05 Estadístico F= 21.2

3SLS	0.29	0.05	0.07	-1.17	-0.27	0.49	0.60	1.65
	(1.67)	(1.25)	(1.93)	(-9.4)	(-1.82)	(2.84)	(4.6)	(3.94)

R<sup>2</sup> = 0.86    R<sup>2</sup>ajust.= 0.82    E.e. de regresión = 8.90    D.W. = 2.00 Estadístico F= 22.1

## Ecuación de Crédito Doméstico

$$\frac{dDC_t}{H_t} = \beta_1 \hat{y}_t - \beta_2 \hat{p}_t - \beta_3 \frac{E_t dR_t}{H_t} + \beta_4 \frac{FD_t}{H_t}$$

2SLS            1.31    0.70    -0.85            -4.3  
                   (4.23) (6.14) (-8.3)            (-0.7)

$R^2 = 0.88$      $R^2_{ajust.} = 0.87$     E.e. de regresión = 6.21    D.W. = 1.90 Estadístico F = 50.7

3SLS            1.35    0.66    -0.85            -1.24  
                   (4.06) (6.80) (-9.5)            (-0.46)

$R^2 = 0.87$      $R^2_{ajust.} = 0.86$     E.e. de regresión = 6.31    D.W. = 2.4 Estadístico F = 65.0

## Ecuación de salarios

$$\hat{w}_t = T_0 \hat{p}_t + T_1 \hat{w}_{t-1}$$

2SLS            0.43    0.63  
                   (2.29) (2.93)

$R^2 = 0.97$      $R^2_{ajust.} = 0.97$     E.e. de regresión = 8.81    D.W. = 2.08 Estadístico F = 1077.5

3SLS            0.46    0.56  
                   (2.64) (3.42)

$R^2 = 0.40$      $R^2_{ajust.} = 0.39$     E.e. de regresión = 6.58    D.W. = 2.26 Estadístico F = 20.8

## Ecuación del tipo de cambio

$$\hat{e}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{p}_t + \alpha_2 \hat{p}_t^* - \alpha_3 \frac{E_t dR_t}{H_t}$$

2SLS            5.98    0.50    -0.12            -0.26  
                   (2.57)(3.33)(-0.50) (-5.60)

$R^2 = 0.71$      $R^2_{ajust.} = 0.62$     E.e. de regresión = 4.20    D.W. = 1.80 Estadístico F = 8.01

## Notas:

- (1) El período de estimación corresponde a 1955-1987.
- (2) Los signos que aparecen en las expresiones algebraicas de cada ecuación corresponden a los esperados, en cambio los que aparecen junto a los valores de los coeficientes estimados corresponden a los encontrados.
- (3) Valor crítico del estadístico t al 90 por ciento con dos colas = 1.70
- (4) Para la ecuación de tipo de cambio solo se reportan los resultados obtenidos por MC2E para el período 1967-1987. La razón es que en la estimación por MC3E para el período completo bajo estudio, el tipo de cambio fue considerado como una variable exógena con el fin de evitar contaminar el resto del sistema. Lo anterior fue explicado en más detalle en la sección 3.5.
- (5) Los resultados mostrados en paréntesis son los valores para el estadístico t, bajo la hipótesis nula de que el parámetro en cuestión es estadísticamente no distinto de cero. Similarmente para el estadístico F.
- (6) La ecuación de salarios estimada por MC2E muestra corrección por heterocedasticidad, mientras que la reportada por MC3E no. El punto que vale la pena notar es la estabilidad de los coeficientes estimados.

## Resultados de la Simulación

En la tabla B presentamos los resultados principales del ejercicio de simulación realizados en base a las estimaciones por MC2E. En general, los resultados son bastante sobresalientes, ya sea que son medidos vía el porcentaje de error cuadrático medio, o el coeficiente de desigualdad de Theil. A partir del análisis de las proporciones de desigualdad ( $U^m$  = proporción de sesgo,  $U^s$  = proporción de varianza, y  $U^c$  = proporción de covarianza) podemos inferir la habilidad de las series simuladas no sólo para replicar bastante bien los valores promedios de las series reales, sino que también los puntos de quiebre; la única excepción se produce en la ecuación de reservas donde la proporción de  $U^s$  excede 0,3 y esto se debe principalmente al fracaso en reproducir agudos cambios en reservas durante los períodos 1962-1964 y 1967-1970. Para una visión general de los valores reales y ajustados para cada una de las ecuaciones véanse los diferentes gráficos que se exponen al final de este documento.

TABLA B

RESULTADOS DE LA SIMULACIÓN

	Ecuación inflación	Ecuación reservas	Ecuación crédito doméstico	Ecuación tipo de cambio	Ecuación salarios
rms%	0.04718	0.06400	0.04840	0.02259	0.02008
U	0.13530	0.18150	0.1400	0.06590	0.06220
U <sup>M</sup>	0.02327	0.00360	0.00700	0.00002	0.00001
U <sup>S</sup>	0.04645	0.32480	0.00157	0.00025	0.00010
U <sup>C</sup>	0.93028	0.67160	0.97730	0.99973	0.99989
U <sup>M</sup> + U <sup>S</sup> + U <sup>C</sup>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

donde:

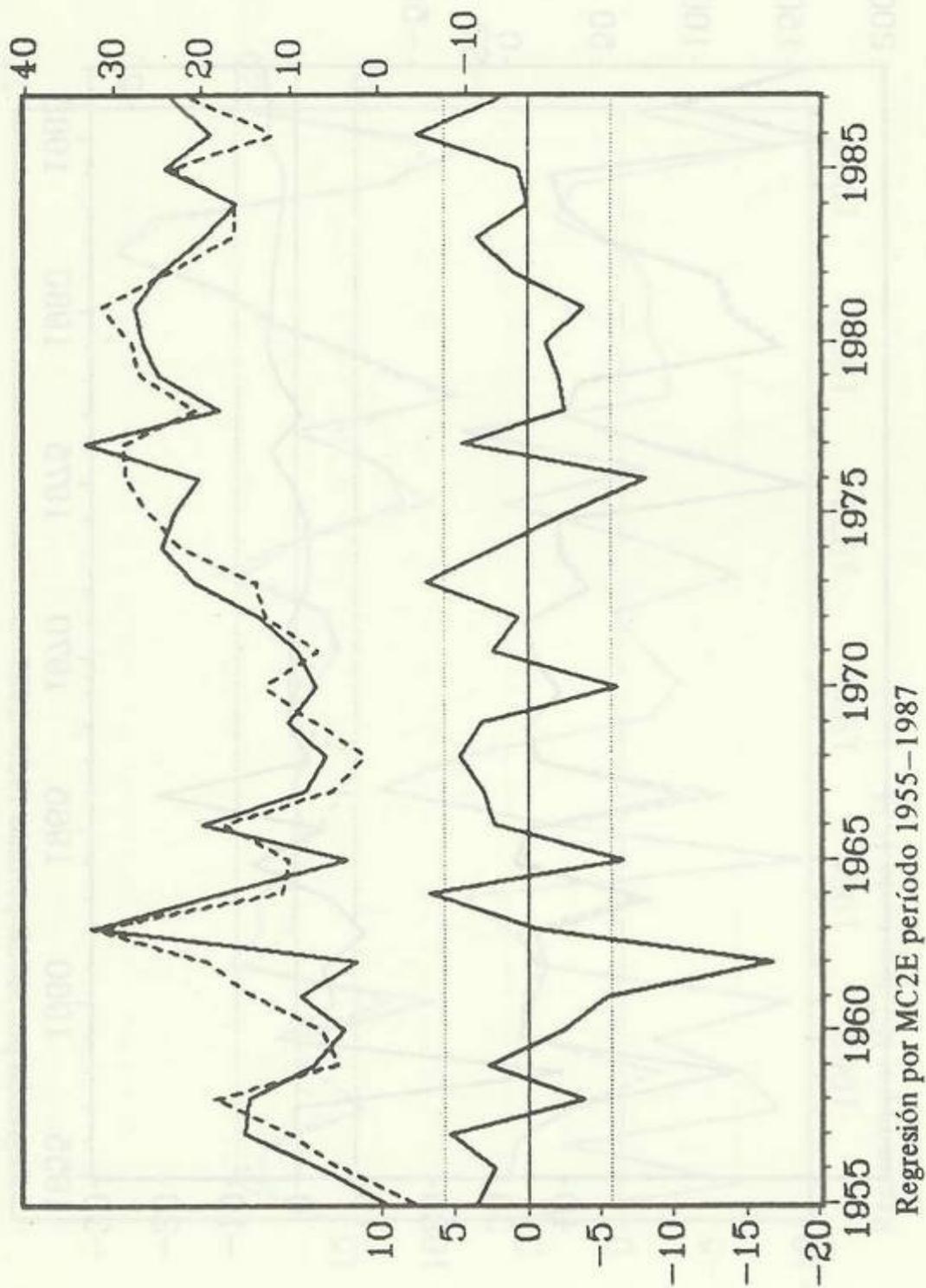
rms% = raíz del porcentaje de error cuadrático medio

U<sup>M</sup> = proporción de sesgo (indica error sistemático)

U<sup>S</sup> = proporción de varianza (mide habilidad para replicar)

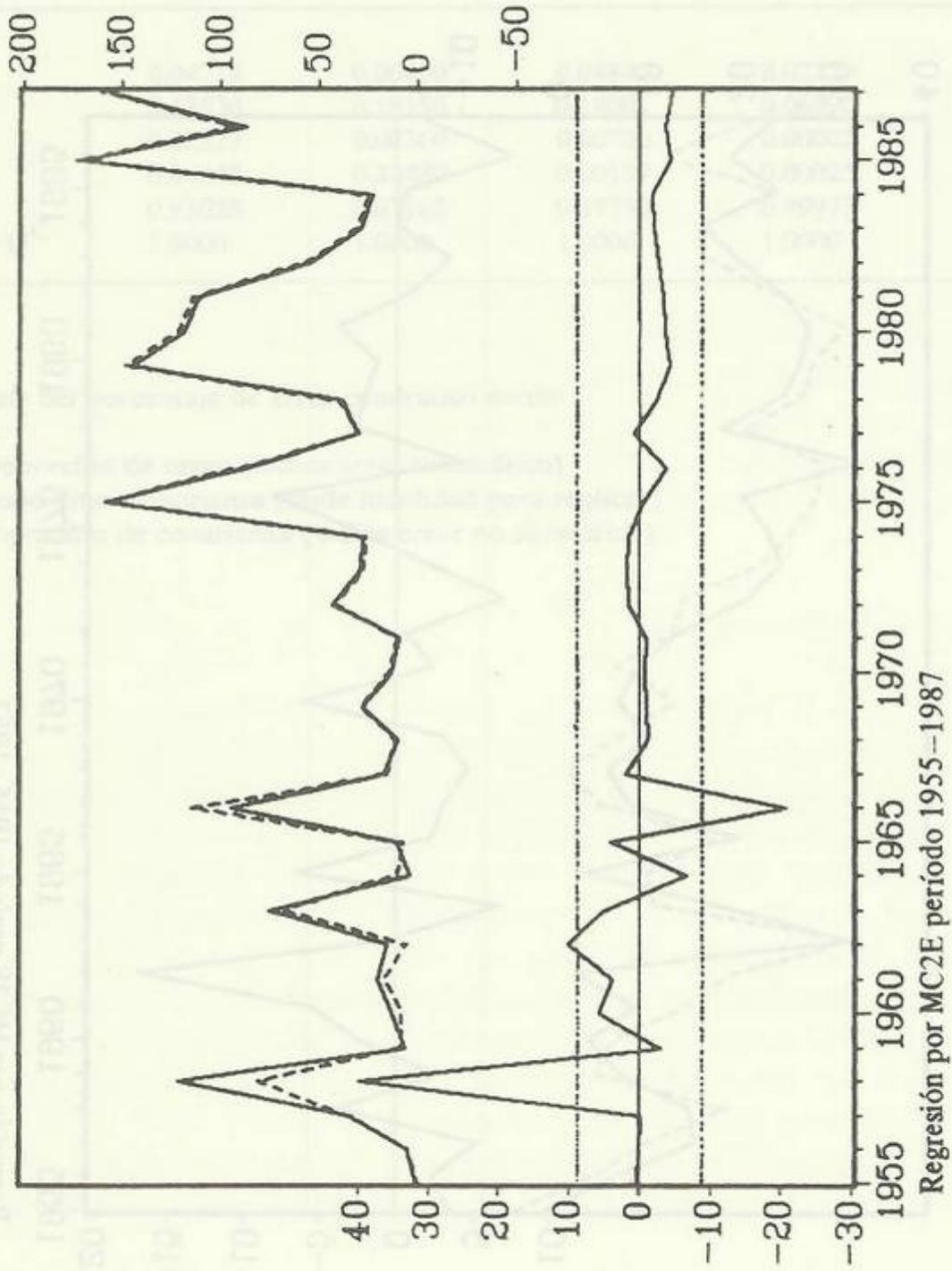
U<sup>C</sup> = proporción de covarianza (indica error no sistemático)

# ECUACION DE INFLACION



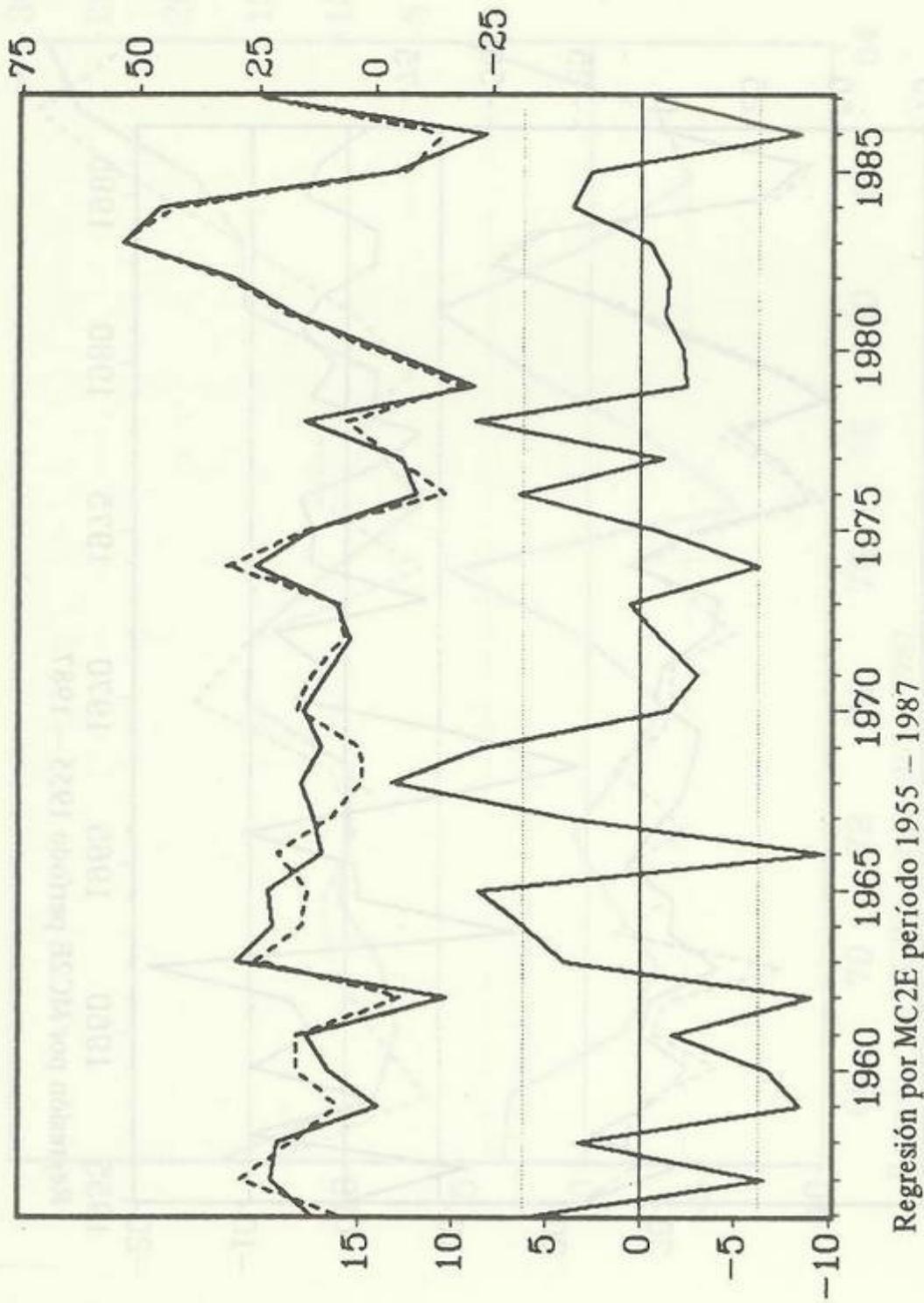
Regresión por MC2E período 1955-1987

ECUACION DE TASA DEL CAMBIO EN SALARIOS NOMINALES



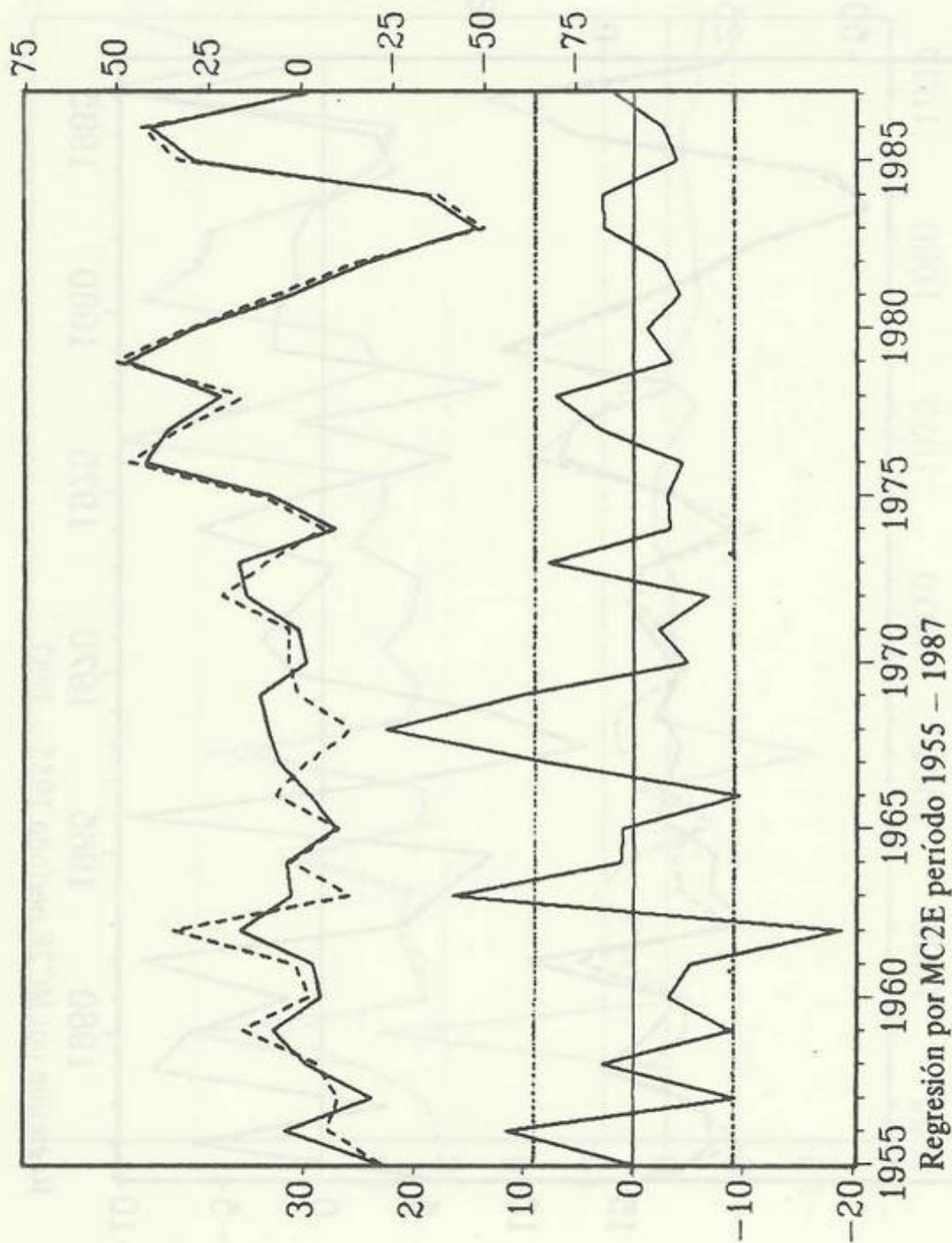
— Residuos    — Ajustado

# ECUACION DEL CAMBIO EN EL CREDITO DOMESTICO



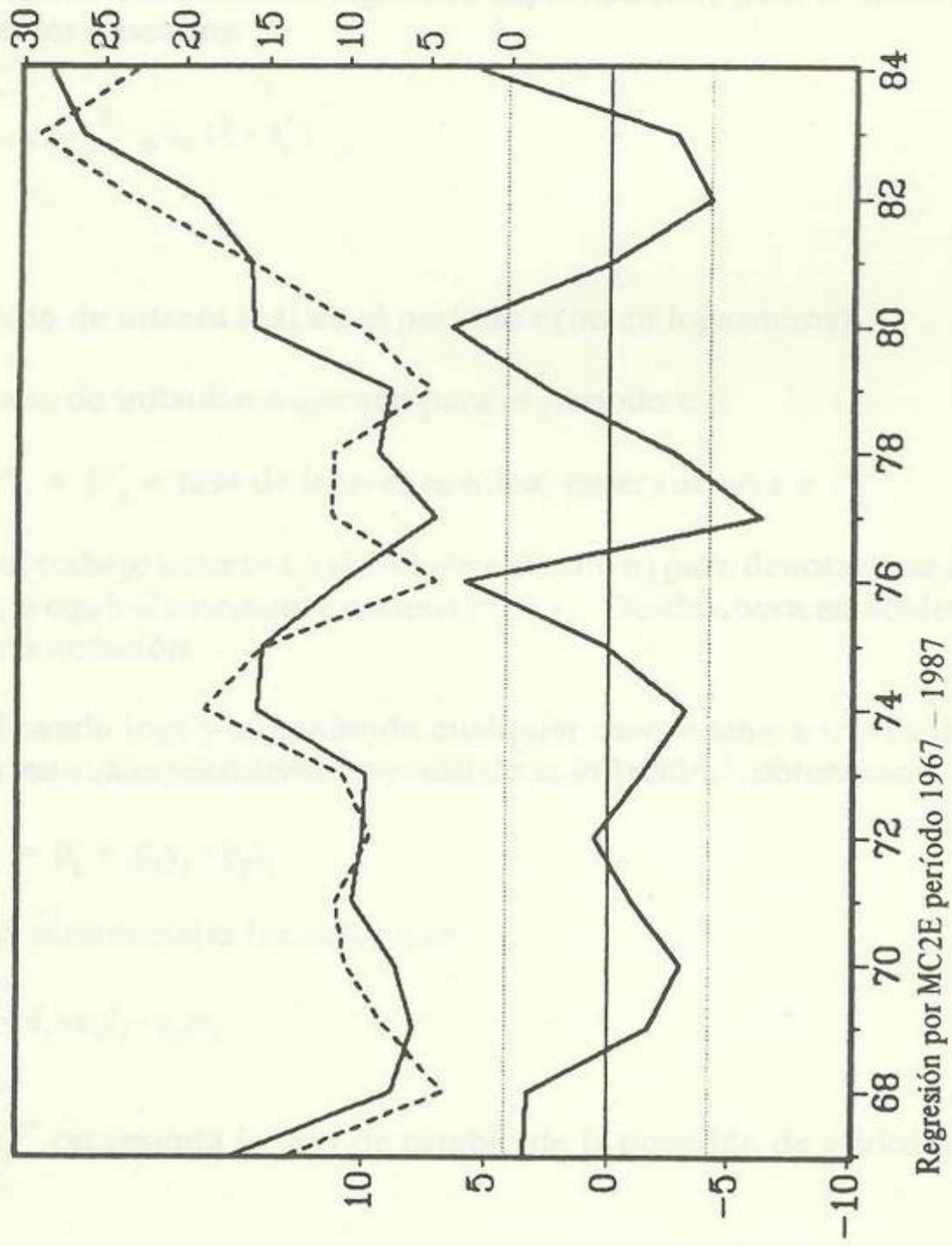
— Residuos    — Observado    - - - - Ajustado

# ECUACION DEL CAMBIO EN RESERVAS



— Residuos    — Ajustado

ECUACION DE LA TASA DE CAMBIO DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL



MERCADO MONETARIO

**Demanda por Dinero**

Nosotros asumimos la siguiente especificación para la mantención de saldos reales deseados:

$$\frac{M_t^{d^*}}{P_t} = (Y_t)^{g_1} e^{-g_2 (r_t^r + \hat{p}_t^e)}$$

donde

$r_t^r$  = tasa de interés real en el período t (no en logaritmos).

$\hat{p}_t^e$  = tasa de inflación esperada para el período t, y

denota  $r_t^r + \hat{p}_t^e$  = tasa de interés nominal esperada en  $t = r_t^n$

En el trabajo usamos  $r_t$  (sin el sobre escrito n) para denotar tasa de interés nominal, o equivalentemente usamos  $r_t^n = r_t$ . Desde ahora en adelante adoptamos esta notación.

Aplicando logs y suponiendo cualquier mecanismo a través del cual la gente forma sus expectativas respecto de la inflación,<sup>1</sup> obtenemos:

$$m_t^d = p_t + g_1 y_t - g_2 r_t$$

aplicando diferenciales tenemos que:

$$\hat{m}_t^{d^*} = \hat{p}_t + g_1 \hat{y}_t - g_2 dr_t$$

donde  $\hat{m}_t^{d^*}$  representa la tasa de cambio de la posesión de saldos nominales deseados.

<sup>1</sup> De Laidler (1977) "... y virtualmente en todos los estudios hechos la variable de la tasa de interés ha sido la tasa de retorno de un activo nominal. La teoría económica sugiere que tales tasas de retorno debieran variar sistemáticamente con la tasa de inflación esperada, y un gran material de evidencia empírica apoya esto". "Estos dos factores tomados juntos denotan la existencia de un canal indirecto, pero sin embargo, bien determinado, por el cual las variaciones en la tasa de inflación esperada influyen la demanda por dinero.

## Un caso más general

Asimismo, bajo el supuesto de un mecanismo de ajuste parcial (o menos que completo) en la mantención de saldos reales efectivos a los saldos reales deseados, tendremos la siguiente formulación lineal logarítmica:

$$m_t^d - m_{t-1}^d = \lambda [m_t^{d**} - m_{t-1}^d]$$

donde todas las emes representan saldos reales y  $\lambda$  es igual a la velocidad de ajuste, con  $0 < \lambda < 1$ .

Reordenando esta expresión en la forma usual y reemplazando en ella la expresión para  $m_t^{d**}$  obtenemos:

$$m_t^d = \lambda [g_1 y_t - g_2 r_t] + (1-\lambda) m_{t-1}^d$$

luego

$$m_t^d = \lambda [g_1 y_t - g_2 r_t] + (1-\lambda) m_{t-1}^d$$

tomando primeras diferencias

$$\hat{m}_t^d = \lambda [g_1 \hat{y}_t - g_2 \hat{r}_t] + (1-\lambda) \hat{m}_{t-1}^d$$

Luego, expresando en lado izquierdo en términos nominales (haciendo uso del supuesto de que la demanda de dinero nominal es homogénea de grado uno en precios) obtenemos:

$$\frac{\hat{m}_t^d}{\hat{p}_t} = \lambda (g_1 \hat{y}_t - g_2 \hat{r}_t) + (1-\lambda) \frac{\hat{m}_{t-1}^d}{\hat{p}_{t-1}}$$

en términos nominales                      en términos reales

## Oferta de dinero

Partimos de la conocida identidad, que sostiene que:

<sup>2</sup> Dos \*\* se han escrito sobre  $m_t^d$  para diferenciar la mantención de saldos reales deseados ( $m_t^{d**}$ ) de la mantención de saldos nominales deseados ( $m_t^{d*}$ ). En forma equivalente  $m_t^{d**} = m_t^d \cdot p_t$ .

$$M_t^s = MM_t H_t$$

donde

$$H = R_t E_t + DC^* t, \text{ y suponemos } d \log MM_t = 0.^3$$

aplicando diferencial logarítmica tenemos:

$$\dot{m}_t^s = \frac{E_t dR_t}{H_t} + \frac{R_t dE_t}{H_t} + \frac{d DC_t^*}{H_t}$$

Aquí hacemos uso del hecho de que las ganancias (o pérdidas) de capital obtenidas por el efecto la devaluación (o revaluación) de la moneda doméstica sobre el valor en moneda local de las reservas internacionales (computarizadas a través de la Cuenta Especial de Cambio) son monetizadas por el Banco Central y entregadas al sector público, y por lo tanto, se tratan como un aumento (disminución) en el crédito doméstico neto del Banco de la República.

Por lo tanto fundimos la expresión  $\frac{R_t dE_t}{H_t} + \frac{d DC_t^*}{H_t}$  en un  $\frac{d DC_t}{H_t}$  sólo término llamado desde ahora

donde el \* ha sido sacado para distinguir la anterior expresión de la expresión  $\frac{d DC_t}{H_t}$ , para finalmente obtener:

$$\dot{m}_t^s = \frac{E_t dR_t}{H_t} + \frac{d DC_t}{H_t}$$

## Desequilibrios en el mercado del dinero

Siguiendo a Blejer (junio, 1977)

“Uno de los postulados del enfoque monetario de la balanza de pagos es que en una economía abierta, pequeña y con un tipo de cambio fijo, la oferta de dinero escapa al control de las autoridades monetarias. Todo lo que la

<sup>3</sup> Inicialmente trabajamos con un mmt diferente de cero, pero encontramos que éste no era estadísticamente significativo y con el signo incorrecto, por lo tanto decidimos retirarlo, de hecho el primer momento respecto del origen para  $\ln MM_j = -0.00464271$ .

autoridad puede hacer es determinar la cantidad de dinero *ex ante* cambiando el componente doméstico de la base monetaria (DC)<sup>4</sup> o manipular variables bajo su control con el fin de cambiar el valor del multiplicador del dinero (MM). Dichas acciones, en conjunto con la demanda flujo de dinero que se genera por ajustes en el *stock* deseado como consecuencia de cambios en variables reales y/o expectativas, crea el exceso de flujo *ex ante* en la oferta del dinero, ante el cual el público reacciona. Lo hace así, cambiando el componente externo de la base monetaria (a través de la balanza de pagos) y en este modelo de corto plazo, a través de la tasa de inflación doméstica. El público por lo tanto, determina la cantidad nominal de dinero *ex post*". Además, con el fin de evaluar el impacto sobre la balanza comercial primero, sobre la oferta de dinero más tarde y finalmente sobre la demanda de bienes transables y no transables, de un aumento exógeno en el precio del café, incluimos la tasa de cambio en el índice del precio del café ( $d \log p_c$ ) en la tasa de cambio *ex ante* de la oferta de dinero. Interpretamos este *shock* del precio del café y su efecto sobre el nivel de reservas, como una variable aleatoria que es completamente independiente de cualquier cambio en el nivel de reservas que pudiese haber ocurrido, en la ausencia de cambios en los precios del café, con el fin de satisfacer la condición de equilibrio de flujos que imponemos más tarde en el mercado del dinero.

Por lo tanto, el desequilibrio monetario que se traduce en una presión sobre la demanda de bienes (transables y no transables) tiene la siguiente expresión:

$$\hat{m}_t^{s*} - \hat{m}_t^d = \frac{d DC_t}{H_t} + \overline{p\hat{c}}_t - \hat{m}_t^d$$

donde se ha usado un \* en la oferta de dinero con el fin de distinguir la tasa de cambio en la oferta del dinero que está bajo el control de la autoridad monetaria ( $m_t^{s*}$ ) de la que está sólo parcialmente bajo su control ( $m_t^s$ ). La tasa de cambio en la demanda de dinero adopta la forma dada más arriba.

Para cerrar el modelo necesitamos un supuesto adicional que dice relación con los equilibrios (desequilibrios) *ex post*, de flujos y de *stock* en el mercado del dinero. A este respecto, asumimos que *ex post* existe siempre (para todo t) equilibrio de *stocks* en el mercado monetario, es decir que:  $\hat{m}_t^s = \hat{m}_t^d$ , lo que a su vez implica que  $\hat{m}_t^{s*} = \hat{m}_t^d$ .

<sup>4</sup> Recuerde que incluimos en el crédito doméstico el efecto de la Cuenta Especial de Cambios, y esto depende en parte del tipo de cambio nominal, lo que es una variable endógena al Banco Central.

## APÉNDICE 2

### FUENTES

variable	Fuente	Símbolo
Tasa de inflación colombiana	$\hat{p}_t$	IFS línea 64
Tasa de inflación externa (índice de precios al productor de bienes terminados para EE.UU.)	$\hat{p}^*_t$	IFS línea 63
Tasa de cambio del tipo de cambio nominal a fines de período (pesos por dólar)	$\hat{c}_t$	IFS línea ae
Cambio en el crédito doméstico neto del Banco de la República sobre la base monetaria <sup>1</sup>	$(dDC_t/H_t)$	Autores, basados en IFS
Tasa de cambio en balances de dinero real rezagado un período	$\hat{m}_{t-1}$	IFS línea 34
Cambio en tasa interés nominal <sup>2</sup>	$dr_t$	Autores basados en IFS y Carrizosa
Tasa de cambio de salarios nominales promedios para empleados de la industria	$\hat{w}_t$	Banco de la República
Cambio en el valor en pesos de los activos netos externos sobre la base monetaria <sup>3</sup>	$(E_t dR_t/H_t)$	IFS, líneas 11 y 14
Tasa de cambio del Índice de precios del café en US\$	$\hat{p}c_t$	IFS línea 76 e.d.
Tasa de cambio del tipo de cambio dólar / resto del mundo (aproximado por US\$ por DEG)	$\hat{c}^*_t$	IFS línea se y sb
Tasa de cambio de productividad laboral (aproximado como valor agregado por trabajador en el sector industrial)	$\hat{n}_t$	Autores basados en García-García

Desviación del producto corriente de su tendencia	$\hat{g}_t$	Autores basados en Cuddington y Urzúa. Banco de la República
Déficit fiscal de l sector público consolidado	$FD_t$	Para 1955-1980 Musalem A. Para 1981-1987 R.E.D., IMF.
Activos externos netos del Banco Central	$R_t$	IFS, línea 11
Dinero (M1)	$M_t$	IFS, línea 34

- <sup>1</sup> Esta definición en el cambio del crédito doméstico neto incluye cualquier cambio en el valor de las reservas debido a los cambios en el tipo de cambio nominal, en otras palabras  $dDC = dDC_t(\text{típico}) + R_t dEt$ .
- <sup>2</sup> La tasa de interés nominal se obtiene como: tasa de interés real + tasa de inflación + (tasa de interés real \* tasa de inflación), la fuente para la tasa de interés real es M.Carrizosa hacia la recuperación del mercado de capitales de Colombia, Bolsa de Bogotá (1986).
- <sup>3</sup> Incluye solo el cambio en la cantidad de reservas, excluyendo el cambio en el valor de las reservas, debido a cambios en el tipo de cambio nominal.

## APÉNDICE 3

### COEFICIENTES DE AJUSTE GLOBAL, DE LA CUENTA CORRIENTE, Y DE LA CUENTA DE CAPITALES

Este apéndice surgió de un comentario a un borrador anterior de este trabajo, donde supusimos que la cuenta de capitales era (principalmente debido a estrictos controles sobre flujos privados) exógena y corrimos una ecuación como:<sup>1</sup>

$$\frac{E_t dR_t}{H_t} = \phi_1 \hat{\beta}_t^* + \phi_2 \hat{\theta}_t + \phi_3 \hat{p}c_t + \phi_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \phi_5 \hat{m}_{t-1} + \\ + \phi_6 dr_t + \phi_7 \hat{w}_t + \phi_8 \hat{y}_t + \phi_9$$

Encontrando:  $\hat{\phi}_4 = -1.17$

(t estadístico = -9.4)

$\hat{R} = 0.82$

Error estándar

de la regresión = 8.9

F estadístico = 22.1

Período de estimación =  
1955-87

El comentario, en esencia fue: “Si en el modelo de Mundell-Fleming, con perfecta movilidad de capital y tipo de cambio fijo uno esperaría obtener un coeficiente de ajuste igual a -1,0, ¿cómo es que suponiendo una cuenta de capitales exógena yo puedo obtener un coeficiente de ajuste estadísticamente no distinto de -1,0? ¿Es posible vaciar todo el aumento en el crédito doméstico neto a través de la cuenta corriente en un período? ¿O es que yo necesitaría del supuesto de movilidad de capital perfecta (o casi perfecta) con el fin de hacer mis resultados empíricos compatibles con la teoría?”

La respuesta a esta pregunta se puede intentar buscar a través de diferentes vías. Una de ellas es simplemente hacer una revisión de las estimaciones (si las hay) hechas con anterioridad en la literatura. Por esta vía encontramos que Kamas (1985), utilizando datos trimestrales para el período 1970-1980, estima un coeficiente de ajuste de largo plazo (con una cuenta de capitales exógena) de aproximadamente -0,83, afirmando de paso que: “bajo los estrictos controles de capital existentes en Colombia parece razonable suponer que la mayor parte de la respuesta a la expansión del crédito ocurre por la vía de una mayor adquisición de bienes”.

<sup>1</sup> Nótese que un sombrero sobre un coeficiente denota una estimación. Los resultados corresponden a 3SLS, en cualquier caso los resultados de 2SLS son muy similares. Para más detalles véase tabla A de este trabajo.

Además la misma autora ajusta más adelante, usando la misma frecuencia para los datos, una especificación simple basada en la teoría de portafolio, donde la cuenta corriente era esta vez la variable exógena, encontrando un coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales de  $-0.079$  para el trimestre, significativamente distinto de cero al nivel de confianza de 90 por ciento. En ambos casos, ella usa un modelo keynesiano. Queriendo ir un paso más adelante, ella estimó el coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales usando una ecuación de flujo de capitales similar a la usada por Kouri y Porter (1974), encontrando un coeficiente estimado, no sólo con el signo incorrecto, sino que también poco significativo. Finalmente ella afirma: “Los resultados de la estimación indican que el coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales es, o muy pequeño o inexistente. Por lo tanto, la atención sobre la cuenta corriente parece garantizada”.

Dado lo anterior, una respuesta para la pregunta que nos preocupa es que es una materia empírica, apoyada por descubrimientos de la literatura, y como tal tiene que ser entendida.

Otro enfoque consiste en estimar directa e indirectamente el coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales y *testear* su significancia con los tests estadísticos usuales.

Antes de usar este tipo de enfoque, echemos un vistazo a los fundamentos teóricos que, dentro del enfoque monetario de la balanza de pagos, pueden dar sustento a nuestros descubrimientos.

### **Antecedentes teóricos**

Aquí tenemos tres preguntas relacionadas que deben ser respondidas:

- ¿Cuáles son los hechos que nos conducen a hacer ciertos supuestos, y cómo estos supuestos pueden ser modelados y sustentados con los datos correctos.
- ¿Cómo el enfoque monetario de la balanza de pagos, como un marco teórico, puede ayudarnos a resolver este problema?
- Habiendo respondido estas dos respuestas ¿son los datos que poseemos suficientemente confiables para nosotros? ¿Cómo la calidad de los datos puede afectar la forma en que estimamos el coeficiente de ajuste?

Una de las dos siguientes suposiciones, en relación al grado de movilidad

de capital, son usadas comúnmente en la literatura. O existe una movilidad de capital perfecta, o es imperfecta (o a veces definitivamente no existe movilidad de capital). Como supuesto inicial, creemos que existen suficientes argumentos para suponer que el grado de movilidad de capitales es muy bajo en Colombia (o está lejos de ser perfecto). Esto se apoya: a) en la literatura por los descubrimientos de Kamas (1985), ya citados, y por los descubrimientos de Mondino y Rennhack (1988): "no existe una evidencia fuerte de un alto grado de movilidad de capital", a pesar de que ambos autores usan enfoques bastante diferentes. y b) en la práctica, por los siguientes hechos:

- Hay estrictas restricciones a movimientos de capitales privados.
- Los agentes parecen ajustar su portafolio óptimo sólo parcialmente cada período.
- El grado de sustituibilidad entre activos domésticos y extranjeros es más que limitado.
- Los flujos oficiales son la parte más grande de los flujos del capital total.

Ahora, en términos del enfoque monetario de la balanza de pagos, ¿cómo podemos resolver el modelo incorporando el supuesto de una movilidad de capital de grado imperfecto o en forma equivalente la exogeneidad de la cuenta de capitales?

A partir de nuestro modelo, tenemos la ecuación de la balanza de pagos como sigue:

$$\frac{E_t dR_t}{H_t} = \phi_1 \hat{p}_t^* + \phi_2 \hat{e}_t + \phi_3 \hat{p}c_t + \phi_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \phi_5 \hat{m}_{t-1} + \phi_6 dr_t + \phi_7 \hat{w}_t + \phi_8 \hat{y}_t + \phi_9$$

pero dado que  $E_t dR_t = B_t = E_t CA_t + KA_t$ , el lado izquierdo de dicha igualdad puede ser abierto como:

$$\frac{E_t CA_t}{H_t} + \frac{E_t KA_t}{H_t}$$

y con el fin de estimar el coeficiente de ajuste de la cuenta corriente, estimamos la siguiente especificación usando MC2E<sup>2</sup> (corrigiendo por correlación serial de errores de primer orden).<sup>3</sup>

$$\frac{E_t CA_t}{H_t} = \rho_1 \hat{p}_t^* + \rho_2 \hat{e}_t + \rho_3 \tilde{p}c_t + \rho_4 \frac{dDC_t}{H_t} + \rho_5 \hat{m}_{t-1} + \rho_6 dr_t + \rho_7 \hat{w}_t - \rho_8 \frac{E_t KA_t}{H_t} + \rho_9 \hat{y}_t + \rho_{10}$$

en donde los resultados de la estimación arrojan:

encontrando  $\hat{\rho}_4 = -0.97$   $\frac{2}{\bar{R}} = 0.98$

(t estadístico = - 3.9) Error estándar de la regresión = 7.4

F-estadístico = 225.8

Período de estimación = 1956-87.

luego haciendo uso del hecho de que:

$$\frac{\partial B_t}{\partial DC_t} = \frac{\partial \frac{E_t CA_t}{H_t}}{\partial \frac{dDC_t}{H_t}} + \frac{\partial \frac{E_t KA_t}{H_t}}{\partial \frac{dDC_t}{H_t}}$$

lo que implica que la suma del coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales, y el de la cuenta corriente tiene que ser igual a uno, y con el fin de estimar indirectamente el coeficiente de ajuste de la cuenta de capitales usamos la regresión de la especificación del principio de este apéndice y luego *testeamos*:

<sup>2</sup> Proponemos 2SLS con el fin de explicar el sesgo de simultaneidad potencial, dada la endogeneidad de la variable crédito doméstico neto en nuestro modelo.

<sup>3</sup> Un enfoque similar es usado por Dornbusch (1980) y Corbo y Matte (1984), pero para estimar la cuenta de capitales. Nosotros decimos similar en términos de tomar o la cuenta corriente (en su caso) o la cuenta de capitales (en nuestro caso) como una variable exógena del lado derecho. Además, tratamos un enfoque similar, pero usando el hecho de que si hay una movilidad de capital perfecta entonces debiera ser igual a  $r^* + e^*$ , los resultados fueron similares al obtenido arriba. Nótese que una de las desventajas de este enfoque es que a pesar de que es cierto que la movilidad de capital perfecta implica que  $r = r^* + e^*$  el hecho que  $r = r^* + e^*$  no implica que no hay movilidad de capital perfecta. Podría ser solo que ambos instrumentos no son sustitutos perfectos y hay un premio por riesgo entre ellos. Este es el caso, si por ejemplo tomamos  $r^*$  de papeles de tesorería de 3 meses (libre de riesgo) y  $r$  de depósitos de 3 meses de bancos comerciales (de riesgo distinto de cero).

$$H_0 : (\hat{\rho}_4 - \hat{\phi}_4) = 0 \text{ vs.}$$

$$H_1 : (\hat{\rho}_4 - \hat{\phi}_4) \neq 0$$

Utilizamos este método indirecto para estimar el coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales con el fin de evitar el uso de lo que creemos es una variable dependiente medida con un fuerte componente de errores sistemáticos (nos referimos a la medición de la cuenta de capitales). Lo anterior hace difícil pensar que dicha variable se comportará como una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida y, por lo tanto violará uno de los supuestos del modelo de regresión lineal clásico, produciendo de paso estimadores sesgados de los coeficientes de las variables del lado derecho, si no existe un término constante en la ecuación.<sup>4</sup>

Usando los resultados de ambas estimaciones y el hecho que:

$$\frac{(\hat{\rho}_4 - \hat{\phi}_4) - (\rho_4 - \phi_4)}{\sqrt{\hat{S}_{\rho_4}^2 + \hat{S}_{\phi_4}^2}} \text{ se distribuye como } t [n_1 + n_2 - (k_1 + k_2)]$$

encontramos que al 99 por ciento de confianza, no existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula, porque nuestro t calculado (0,73065) es menor que el valor crítico para t (2,326).

Por otro lado, el método directo, o el más usado para estimar el coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales, usa alguna ecuación para la demanda de activos externos a partir de la teoría de portafolios, habitualmente alguna variante de la de Kouri y Porter (1974). Lo anterior, junto con el enfoque monetario de la balanza de pagos, más el supuesto de la exogeneidad de la cuenta corriente, resulta en una especificación más o menos como:

<sup>4</sup> Nótese que estamos muy conscientes del hecho de que la inclusión de una variable medida con un error en el lado derecho generalmente causaría estimaciones inconsistentes en las otras estimaciones de coeficientes (para las variables medidas sin error) tanto como para las que representan la variable medida con error. Las soluciones convencionales propuestas para este problema en la literatura generalmente involucran la búsqueda de un *praxi* o el conocimiento del cociente de las varianzas del error de medición y del error tradicional. Ambas son difícilmente una solución factible al problema. Incluso tratamos la alternativa de MCO invertidos, pensando que la varianza vertical era mucho más pequeña que la varianza horizontal, esto es corriendo la cuenta de capitales en el lado izquierdo y la cuenta corriente en el lado derecho, método propuesto por Kennedy (1985), donde encontramos que dada nuestra especificación, los resultados para ambas estimaciones fueron casi idénticas (esto es, la estimación para la cuenta corriente en este MCO invertido era igual al inverso de la estimación para la cuenta de capital en la especificación anterior y los coeficientes para el resto de las variables casi iguales) reflejando el hecho de que ambas cuentas son una imagen espejo una de otra para casi todo el período bajo análisis; esto siembra duda sobre la calidad de nuestros datos, especialmente para la cuenta de capital y nuestro resultado de estimación cuando usamos las especificaciones mencionadas arriba.

$$KA_t = \phi [ \partial (r^* + \hat{e}^e)_t, \partial y_t, \partial DC_t, \partial WE_t, \overline{CA} ]$$

Donde la única variable nueva en el contexto de nuestro modelo es WE, igual a alguna medida de riqueza (generalmente descartada en trabajos empíricos debido a la falta de buenos datos).

En la práctica con los datos disponibles estimamos dos especificaciones similares por MC2E (para tomar en cuenta la endogeneidad de la variable crédito doméstico en el lado derecho de la ecuación), una de Dornbusch (1980) y la otra de Corbo y Matte (1984) el último en términos reales, para evitar la presencia inminente de heterocedasticidad debido a una economía con alta inflación.

Solamente informamos aquí los descubrimientos de la especificación de Corbo y Matte. En general el ajuste medido en términos de  $R^2$  es bueno, pero el ingreso real y el retorno de activos externos no son significativos a niveles de confianza estándar. La estimación para el coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales alcanza a -0,33 y es significativamente distinto de cero a un nivel de confianza del 95 por ciento.<sup>5</sup> Nótese que este valor está muy cerca de los descubrimientos informados por Kama (quien encontró un valor de -0.079) usando datos trimestrales para el período 1970 III - 1980 IV en un modelo dinámico con la variable del lado izquierdo rezagada un período incluida en el lado derecho, de donde puede inferirse que en tres trimestres el valor para el coeficiente es de aproximadamente -0,34.

En resumen, si partimos con el supuesto de una cuenta de capitales medida con errores (de hecho la forma en que habitualmente se obtienen los datos para la cuenta de capitales se basa en restar del cambio total en los activos externos el valor de la cuenta corriente, incluyendo por lo tanto allí todos los errores y omisiones, que en un país como Colombia pudieran ser no despreciables dada la magnitud del contrabando, tráfico y comercio ilegal), nosotros pensamos que una manera más segura para estimar el coeficiente de ajuste para la cuenta de capitales es ir indirectamente como lo hemos hecho en este apéndice. A pesar de que los resultados no parecen ser conclusivos, tienden a apoyar la idea de un coeficiente de ajuste para la cuenta corriente, jugando un rol relativamente más importante al explicar el coeficiente de ajuste global.

<sup>5</sup> Vale la pena notar que este coeficiente es muy inestable y no significativamente distinto de cero, cuando se corre la ecuación para submuestras del período completo, como por ejemplo para 1955-1967 y 1968-1987. De todas maneras una comparación entre esta estimación de submuestras muestra que la relativa importancia del coeficiente de ajuste de la cuenta de capitales tiende a ser más alto en el primer período. Lo contrario parece ser cierto para la estimación de submuestras de nuestra especificación, para la cuenta corriente, donde el coeficiente de ajuste de la cuenta corriente es significativamente diferente de cero sólo para el segundo período. Esto nos hace pensar que la liberalización del comercio que empezó en 1967 pudo probablemente haber tenido efecto sobre los coeficientes de ajustes sobre las cuentas corrientes y de capital dando algún peso a este último (en desmedro del primero) durante la segunda parte del período bajo estudio.

## Referencias

- BLEJER, MARIO. "The short run dynamics of prices and the balance of payments". *American Economic Review*, junio de 1977.
- CORBO, V. Y R. MATTE. "Capital flows and the role of monetary policy: The case of Chile". Documento de trabajo n°92, Universidad Católica de Chile, mayo de 1984
- CUMBY R. Y M. OBSTFELD. "Capital mobility and the scope for sterilization: Mexico in the 1970's" en Aspe. Pedro et al eds. "Financial Policies and the World Capital Market, The problem of Latin American Countries", (University of Chicago Press, Chicago, 1983).
- CUDDINGTON, J. Y CARLOS URZÚA. "Tendencias y ciclos del PIB real y el déficit fiscal de Colombia". Ensayos sobre política económica, Banco de la República diciembre 1987, n°12, 1987.
- CHOW, G. "Econometrics". Economic handbook series Mc Graw Inc., 1983.
- DORNSBUSCH, R. "Open economy macroeconomics". Capítulo 10, Basic Books, Inc. Publishers, 1980.
- DORNSBUSCH Y SIMONSEN eds. "Inflation, debt, and indexation". MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1983.
- EDWARDS, S. "Coffee, money, and inflation in Colombia". *World Development*, vol. 12 n°11/12, pp. 1107-1117, 1984
- FAIR, RAY C. "The estimation of simultaneous equation models with lagged endogenous variables and first orden serially correlated errors". *Econometrics*, vol. 38, pp. 507-516, 1970
- FISCHER, S. "Wage indexation and macroeconomic stability". A supplementary series to the *Journal of Monetary Economics*, pp. 107-148, 1977a.
- GARCÍA G.J. "A history of economic policies in Colombia 1953-1970". PhD. Dissertation, University of Chicago, Chicago, 111, diciembre de 1976.
- GRANGER, C. Y M. WATSON. "Time series and expectral methods" en *Handbook of econometrics*, volumen II, capítulo 17, pp. 1006-1009. North Holland Publishing Co., 1987.
- HARBERGER, A.C. "Dutch disease - how much sickness, how much boon?" *Resources and energy*, pp. 1-2, North Holland Publishing Co., 1983.
- INTRILLIGATOR, M. "Econometric models, techniques, and applications". Prentice Hall Inc., 1978.
- KAMAS, LINDA. "External disturbances and the independence of monetary policy under the crawling peg in Colombia". *Journal of International Economics* 19, 1985.
- KENNEDY, P. "A guide to econometrics". The MIT Press, Cambridge, MA., 1985.

- KOURIP, Y M. PORTER. "International capital flows and portfolio equilibrium: journal of political economy", vol. 82, 1974.
- LAILER, D. "The demand for money: theories and evidence" Second edition Harper & Row Publishers, 1977.
- MONTES G. Y R. CANDELO. "El enfoque de la balanza de pagos: el caso de Colombia 1968-1980". Revista de Planeación y Desarrollo, mayo-agosto, 1982.
- MIKHAIL W.M. "A comparative monte Carlo Study of the properties of econometric estimators". Journal of American Statistic Association. Vol. 70 p. 94-104, 1975.
- OCAMPO, J.A. Y G. PERRY. "La reforma fiscal 1982-1983". Coyuntura económica, marzo de 1983.
- PINDYCK, R. Y D. RUBINFELD. "Econometric models and economic forecasts". Second edition. McGraw-Hill Book Company, 1981.
- RAMACHANDARAN, S. "Alternative monetary aggregates and the price level". Unpublished manuscript, IMF Working Paper, agosto de 1986.
- RENNHACK, R. Y G. MONDINO. "Capital mobility and monetary policy in Colombia". Unpublished Manuscript, IMF Working Paper nºWP/88/, 1988.
- REVISTA DEL BANCO DE LA REPÚBLICA. "Índice de la tasa de cambio real de peso colombiano", enero de 1988.
- . "Cuando se quiere, se puede". Palacios Hugo, mayo de 1988.
- . "La política cambiaria y el ajuste económico: Notas sobre la experiencia colombiana", mayo de 1988.
- . "Política monetaria y estabilización de precios". Ortega, Francisco, noviembre de 1988.
- SWOBODA, ALEXANDER. "Monetary policy under fixed exchange rates: effectiveness, the speed of adjustment, and proper use". In the monetary approach to the balance of payments, Frenkel and Johnson editors, 1976.
- WHITE, H. "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity". Econometrica, vol. 48, pp. 817-838.