

La serie "Borradores Semanales de Economía" es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los Trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

**POLITICA ECONOMICA E INFLACION: UN ANALISIS  
DE LA EXPERIENCIA RECIENTE 1988-1994**

**Por:  
Arturo Galindo A.**

**1994**

**No. 14**

Para comentarios favor dirigirse a los autores:  
Fax: 2865936 - Teléfono 3421035.

**POLITICA ECONOMICA E INFLACION: UN ANALISIS DE LA  
EXPERIENCIA RECIENTE 1988-1994**

**Arturo Galindo A.\***

**Santafé de Bogotá, Diciembre 1994**

---

\*Este documento fue presentado como tesis del PEG de la Universidad de los Andes. El asesor de esta tesis fue Alberto Carrasquilla, a quien agradezco especialmente, y los jurados Manuel Ramírez y Alvaro Montenegro.

## **I. Introducción**

En una economía abierta, las autoridades económicas se enfrentan al dilema de escoger entre controlar la cantidad de dinero o controlar la tasa de cambio a fin de fijar un "ancla" en la política de estabilización. La existencia de un "ancla nominal" es una condición necesaria para la estabilidad macroeconómica, dado que en el largo plazo el crecimiento de todas las variables nominales de la economía se iguala al crecimiento pre-establecido de la variable utilizada como ancla<sup>1</sup>.

Debido a que hay asimetrías de corto plazo, en la práctica, esta concepción del diseño de las políticas de estabilización no es del todo aceptada. Algunos diseñadores prefieren fijar como meta intermedia de política alguna variable real, dado que sus objetivos finales también son variables reales. Un ejemplo de esto es el deseo de fijar o intentar alterar la tasa de cambio real con el fin de estimular el crecimiento de la economía y promover las exportaciones. Una política de esta naturaleza se caracteriza por el deseo de mantener la tasa de cambio real constante en momentos en que la economía experimenta diferentes choques, o alcanzar una tasa de cambio real más devaluada en coyunturas en que las autoridades consideran que es necesario reactivar la demanda agregada.

La idea de fijar la tasa de cambio real como meta de política económica ha sido bastante popular entre países en vías de desarrollo<sup>2</sup>. Algunos analistas<sup>3</sup>, sin embargo, han mostrado que este tipo de políticas son inefectivas en el largo plazo, ya que suelen llevarse a cabo a través de la manipulación de instrumentos nominales, fundamentalmente el tipo de cambio nominal o la cantidad de dinero. Las autoridades pueden elevar el tipo de cambio real mediante devaluaciones nominales únicamente en el corto plazo y por periodos de tiempo muy limitados, ya que en un plazo mayor el desequilibrio generado, en un escenario de movilidad de capitales, se traduce en

---

<sup>1</sup> Ver Bruno (1991)

<sup>2</sup> Un ejemplo de ellos son Brasil, Chile y Colombia, según lo señalan Calvo, Reinhart y Végh (1994).

<sup>3</sup> Ver Calvo, Et.Al. (1994).

expansiones monetarias y en incrementos del nivel de precios. Esto suele ocurrir cuando las políticas nominales no se encuentran acompañadas de ajustes a variables fundamentales de índole real como el gasto público.

La hipótesis de este trabajo es que los altos niveles de inflación observados a principios de la década de los noventa son consecuencia de este tipo de medidas. En Colombia se devaluó fuertemente el tipo de cambio nominal sin ajustar las finanzas públicas y se generó un desequilibrio cambiario que a la postre se tradujo en incrementos en la inflación .

La sustentación teórica de esta hipótesis se encuentra en la primera parte. En la segunda se presenta la estrategia empírica para su validación. En la tercera se presentan los resultados y en la cuarta se presenta un modelo que pretende explicar aspectos planteados en la tercera. Las conclusiones se presentan al final.

## **II. Inflación y Tasa de Cambio:**

### **Una Interpretación a la luz de Desequilibrios Cambiarios**

Las altas tasas de inflación que se observaron en 1990 y en los años siguientes (gráfico 1) pueden estar ligadas a la generación de un desequilibrio cambiario provocado por la aceleración de la devaluación nominal observada a partir de 1988 (gráfico 2). La sustentación teórica de esta hipótesis, se basa en el supuesto de que los agentes forman expectativas en torno a la evolución futura de la tasa de cambio, de acuerdo a la diferencia entre la tasa de cambio observada y alguna tasa de equilibrio. Esta especificación de expectativas de devaluación es similar a la de Dornbusch (1976). Formalmente se definen las expectativas de devaluación ( $\epsilon^E$ ) como:

$$e_{t+1}^E = \theta (\bar{e}_t - e_t) \quad (1)$$

con  $e$  la tasa de cambio real observada y  $\bar{e}$  la de equilibrio o la de largo plazo.

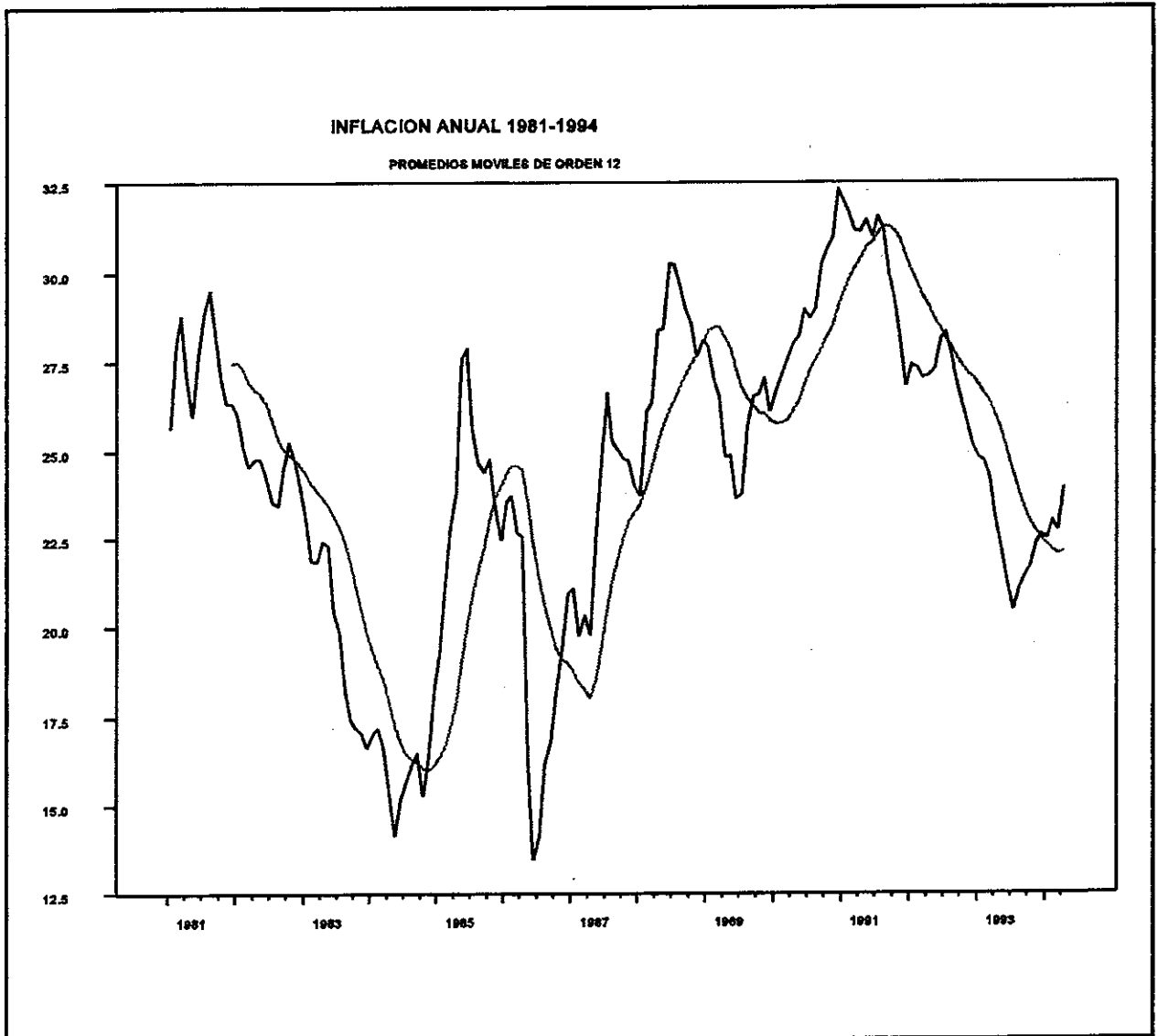


Gráfico 1

La relación que se intuye está fundamentada en el supuesto de que en la economía existe una tasa de cambio real de equilibrio, de alguna manera conocida por el público en general, a la cual tiende a converger la tasa de cambio observada. Si la tasa de equilibrio excede a la observada se generarán expectativas de apreciación de la tasa de cambio ya que se espera que esta última, en el futuro, converja a la de equilibrio.

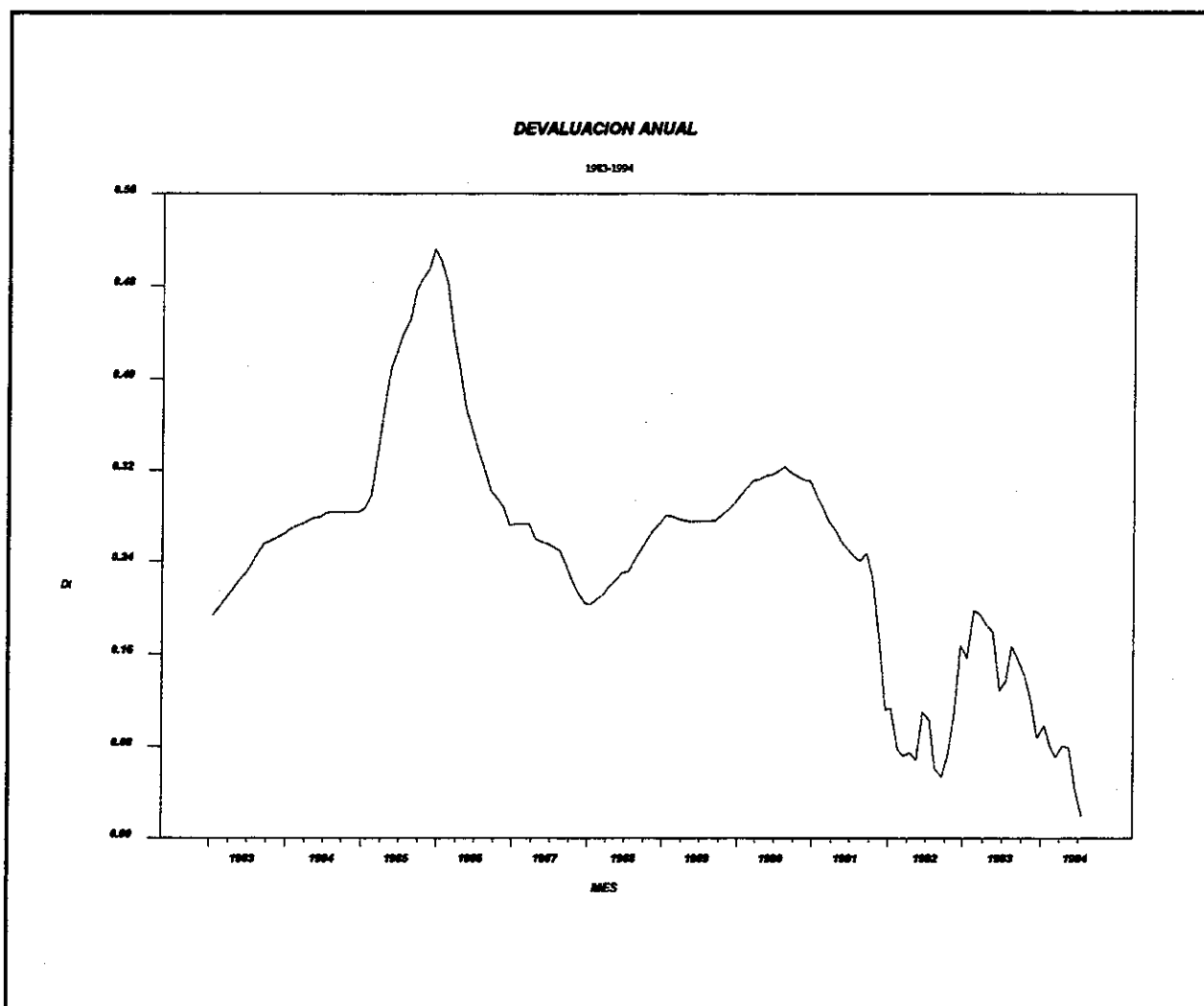


Gráfico 2

Esta especificación de las expectativas de devaluación hace que las expansiones monetarias  $M$ , dado un régimen de tasa de cambio controlada como el que imperó en Colombia hasta hace poco tiempo y cierto grado de movilidad de capitales, sean una función negativa de las expectativas de devaluación, de manera que<sup>4</sup>:

---

<sup>4</sup> La ecuación (3) se obtiene partiendo de:  $M \equiv CD+R$  donde  $CD$  es el crédito doméstico y  $R$  las reservas internacionales, de manera que  $\Delta M = \Delta CD + \Delta R$ . Si se supone que  $\Delta CD = 0$ , y un régimen de tasa de cambio fija se tendrá que la acumulación de reservas,  $\Delta R$  será igual a  $CC+CK$  (cuenta corriente más cuenta de capitales). Si se supone también que la cuenta de capitales depende negativamente de las expectativas de revaluación, es decir que los capitales se mueven de acuerdo al diferencial de tasas de interés domésticas y externas ( $i = i^* + \epsilon^c$ ), se llega a (3).

$$\dot{M}_t = \omega(\bar{e} - e_t) \quad (2)$$

La inflación en el modelo exhibe un comportamiento de tipo inercial, de manera que la inflación del presente es una función de sus rezagos. Lo anterior se puede dar vía tasa de cambio nominal o a través de la fijación de contratos nominales, tal como se plantea en Edwards (1991). A su vez la inflación responde a cambios en la demanda explicados por expansiones monetarias:

$$\pi_t = \alpha_1 \dot{M}_t + \alpha_2 \pi_{t-1} \quad (3)$$

Reemplazando (2) en (3) se obtiene una definición más completa de la inflación:

$$\pi_t = \alpha_1 \omega (e_t - \bar{e}) + \alpha_2 \pi_{t-1} \quad (4)$$

La ecuación (4) muestra que en presencia de expectativas de revaluación, al expandirse la oferta monetaria, se eleva el nivel de precios. La validez de esta hipótesis para el caso colombiano se demuestra en la siguiente sección.

### III. Estrategia Empírica

La prueba empírica de esta hipótesis para el caso colombiano requiere de la construcción de una definición de la tasa de cambio de equilibrio, necesaria para obtener una proxy de las expectativas de devaluación. La alternativa que se plantea en este trabajo es utilizar la metodología desarrollada por Hodrick y Prescott (1980) para realizar este cálculo.

El filtro de Hodrick y Prescott parte del supuesto de que las series temporales se pueden descomponer en un componente cíclico, uno estacional y otro de tendencia que evoluciona "suavemente" en el tiempo. En este documento se supone que el componente de tendencia de la tasa de cambio real es la tasa de cambio de equilibrio, o de largo

plazo,  $\bar{e}^5$ . Dado que la serie de tasa de cambio real<sup>6</sup> no exhibe estacionalidad se limita la descomposición de las serie de tiempo a un componente cíclico y a uno tendencial; de manera que:

$$e_t = \bar{e}_t + c_t \quad (5)$$

donde  $c_t$  es el componente cíclico, o la desviación de la tasa de cambio con respecto a su valor tendencial. Se supone que este componente es integrado de orden cero con media cero. El hecho de suponer que  $c_t$  es estacionario alrededor de cero, es equivalente a suponer que en la economía hay fuerzas que tienden a corregir los desequilibrios cambiarios (inflación, por ejemplo).

Como se mencionó anteriormente la metodología con que se trabaja parte del supuesto de que el componente de tendencia evoluciona suavemente. Una medida de la suavidad de la trayectoria de  $\bar{e}_t$  es la suma al cuadrado de sus primeras diferencias. La metodología de Hodrick y Prescott castiga el hecho de que el componente tendencial sea muy variable. El componente de tendencia se obtiene entonces al solucionar el siguiente problema:

$$\min_{\bar{e}} \left[ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\bar{e}_t - \bar{e}_{t-1}) - (\bar{e}_{t-1} - \bar{e}_{t-2})]^2 \right] \quad (6)$$

donde  $\lambda$  es un número positivo que penaliza la variabilidad del componente de tendencia<sup>7</sup>.

---

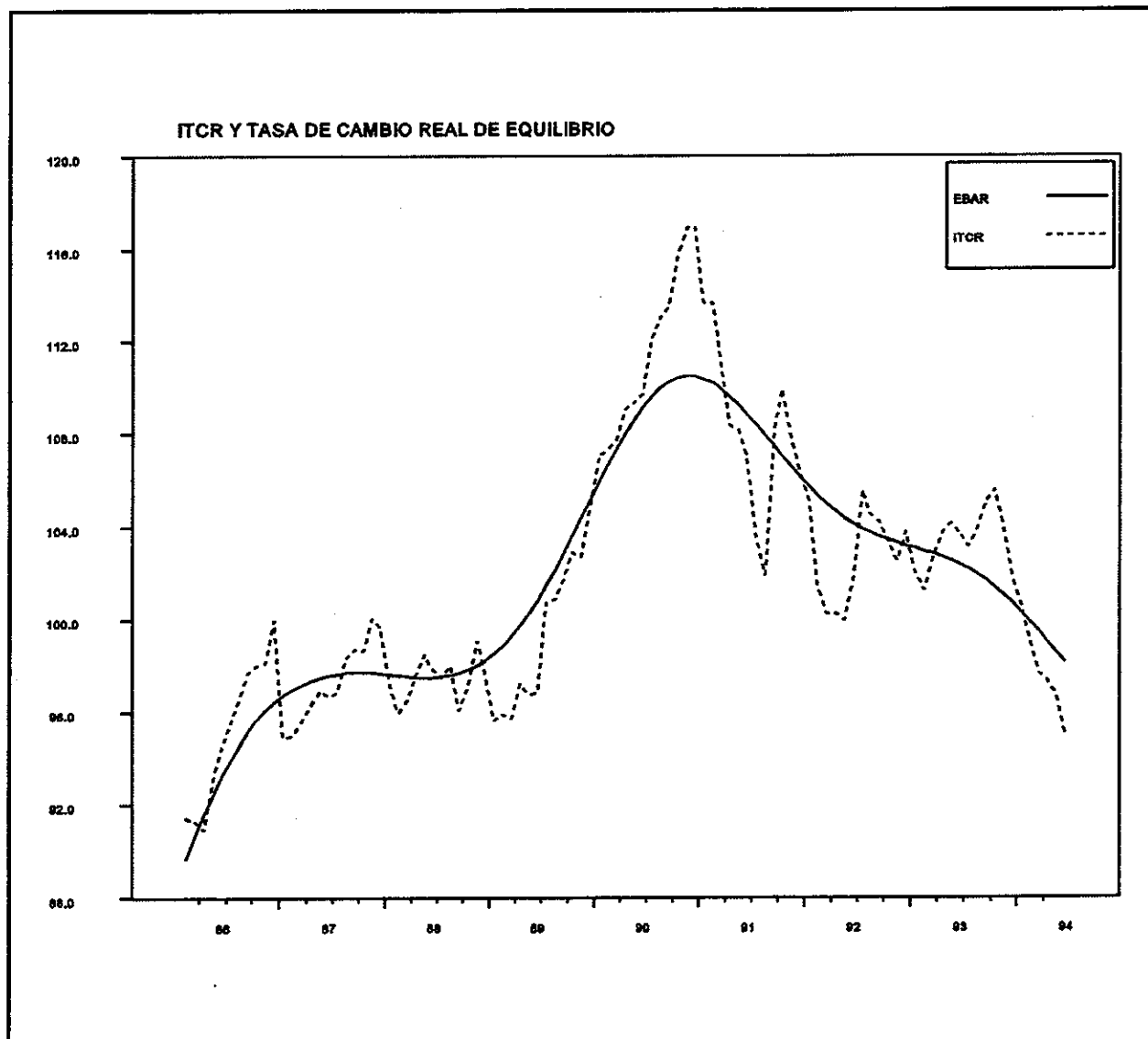
<sup>5</sup>Un supuesto similar es hecho por Herrera (1991) y por Calvo et.al.(1994) utilizando en ambos casos la descomposición de Beveridge y Nelson.

<sup>6</sup> La serie utilizada es el índice de tasa de cambio real (ITCR), construido por el Banco de la República.

<sup>7</sup> A medida que este valor se incrementa se hace más suave la serie que soluciona el problema. Esto implica que en el límite cuando  $\lambda$  tiende a infinito el problema es equivalente a una descomposición contra una tendencia lineal mediante mínimos cuadrados ordinarios. Los autores en su célebre artículo estiman que un valor adecuado para  $\lambda$  es 1600. En este trabajo se intentaron múltiples valores de  $\lambda$ . Los resultados de los modelos presentados más adelante no fueron significativamente distintos para valores de  $\lambda$  entre 500 y 10000. Los resultados que se presentan en el trabajo corresponden a un  $\lambda$  –arbitrario– de 1600.



La serie de índice de tasa de cambio real y su valor tendencial (o de largo plazo) calculado mediante la metodología descrita se encuentran en el gráfico 3<sup>8</sup>.



**Gráfico 3**

<sup>8</sup> La serie se calculó con información desde 1975. La serie que se grafica es la utilizada en este trabajo. El desequilibrio cambiario calculado no difiere significativamente del calculado mediante otras metodologías, particularmente no difiere mucho del de Herrera (1991) a partir de 1986. Ambas metodologías captan bastante bien la subvaluación de la moneda en 1990.

Una vez obtenido un valor para la variable  $(e_t - \bar{e}_t)$  se puede proceder a demostrar la validez de la relación planteada en (4). Una manera de hacerlo es utilizando un modelo de vectores autorregresivos para las dos variables incluidas en (4), es decir, un modelo de la forma:

$$\begin{aligned}
 X_t &= \sum_{i=1}^p \alpha X_{t-i} + e_t \\
 X_t &= \begin{bmatrix} \pi_t \\ e_t - \bar{e}_t \end{bmatrix} \quad e_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \\
 \Sigma &= E(e_t e_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{7}$$

donde  $p$  es el número de rezagos,  $\epsilon_{1t}$  son innovaciones a la inflación,  $\epsilon_{2t}$  son innovaciones a los desequilibrios cambiarios, y  $\Sigma$  la matriz de varianzas y covarianzas de los  $\epsilon$ . Al reorganizar términos se puede reescribir (7) en términos matriciales:

$$A(L) X_t = e_t \tag{8}$$

donde  $L$  es el operador de rezagos.

El sistema (8), además de permitir estudiar las relaciones de causalidad entre los desequilibrios cambiarios y la inflación, facilita el análisis cuantitativo de los efectos del desequilibrio cambiario sobre la inflación mediante la construcción de la funciones de impulso-respuesta. Para esto se toma la estimación de la matriz  $A(L)$ , y apelando al teorema de descomposición de Wold se invierte para obtener la representación de media móvil (de orden infinito) del modelo<sup>9</sup>. Esta es de la forma:

$$\begin{aligned}
 X_t &= C(L)e_t \\
 C(L) &= A(L)^{-1}
 \end{aligned} \tag{9}$$

---

<sup>9</sup> Esta descomposición requiere que los polinomios en  $A(L)$  sean en efecto invertibles. Para una discusión del teorema ver Cuthbertson et.al. (1992).

o en términos matriciales:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ e_t \bar{e}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1(L) & C_2(L) \\ C_3(L) & C_4(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

donde cada  $C_i(L)$  ( $i=1..4$ ) es un polinomio de grado infinito en el operador de rezagos  $L$ .

Para calcular las funciones de impulso respuesta y obtener resultados compatibles con la realidad económica, es fundamental garantizar que las innovaciones con que se está trabajando sean en efecto ortogonales. Esto es, se necesita que un choque al modelo, de determinados valores, por ejemplo  $(0,1)'$ , sea razonable, y que en efecto no exista correlación entre el choque de una unidad a la variable 2, y el choque de cero unidades a la variable 1. Para esto es necesario construir un proceso de innovaciones con una matriz de varianzas y covarianzas diagonal, lo cual garantiza que las relaciones contemporáneas de los choques sean nulas. Dado que la matriz de varianzas y covarianzas ( $\Sigma$ ) de un sistema VAR es definida positiva<sup>10</sup>, se sabe<sup>11</sup> que existe una matriz no singular (que tiene inversa)  $P$  tal que:

$$P\Sigma P' = I \quad (11)$$

donde  $I$  es la matriz identidad. Los elementos de  $P$  se pueden calcular a través de una descomposición triangular o de Choleski<sup>12</sup>.

---

<sup>10</sup>Para una discusión de esto véase Judge, et al. (1988) y Hamilton (1994).

<sup>11</sup> Véase Judge. et al. (1988) Apéndice 1

<sup>12</sup> Véase. Judge et al. (1985)

Tomando en cuenta lo anterior, se podría reescribir (9) como:

$$\begin{aligned} X_t &= C(L)P^{-1}Pe_t - \Psi(L)\omega_t \\ \Psi(L) &= \alpha(L)P^{-1} \quad \omega_t = Pe_t \end{aligned} \tag{12}$$

El vector  $\omega$  si tiene la conveniente propiedad de que sus componentes se encuentran no correlacionados, ya que:

$$E[\omega_t, \omega_t'] = PE[\epsilon_t, \epsilon_t']P' = P\Sigma P' = I \tag{13}$$

Cada uno de los componentes de la matriz  $\Psi$  representa la reacción del sistema a innovaciones unitarias en  $\omega$ .

De esta manera se puede conocer la reacción de las variables del sistema frente a innovaciones (no correlacionadas contemporáneamente) en alguna de ellas, es decir, se pueden construir las funciones de impulso respuesta. En nuestro caso nos interesa conocer la respuesta de la inflación frente a innovaciones en el desequilibrio cambiario, y la dinámica de ajuste del tipo de cambio real, tras haber experimentado una situación de desequilibrio.

#### IV. Resultados

Las series utilizadas en este ejercicio son la inflación "core"<sup>13</sup>, o inflación básica, y el desequilibrio cambiario construido de acuerdo a la metodología expuesta en el capítulo anterior. Con el fin de estimar el un sistema VAR sin incurrir en sesgos

---

<sup>13</sup> La inflación "core" se calcula como el crecimiento porcentual anual del IPC core. Este índice se calcula excluyendo del IPC total los alimentos, el transporte y otros servicios cuyos precios se encuentran controlados. Se utiliza esta definición de la inflación en este trabajo con el fin de excluir los ciclos de los alimentos y las rigideces impuestas por los servicios cuyos precios no son de libre fluctuación. La inflación Core se grafica en el apéndice 2. Las estimaciones se realizan con datos mensuales para el período comprendido entre Enero de 1988 y Junio de 1994. Se tomó este período por ser relativamente homogéneo y estar caracterizado por un régimen de economía abierta. Estimaciones adicionales se realizaron utilizando muestras más largas y la inflación medida con el IPC. Los resultados, en dichos casos, no fueron significativos.

indeseados es necesario que las variables incluidas en el sistema sean estacionarias<sup>14</sup>. Los resultados de las pruebas de Dickey y Fuller (aumentadas) para determinar la presencia de una raíz unitaria se reportan en el cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Pruebas de Raíz Unitaria**

Serie	Componentes Determinísticos	Rezagos de la Var. Dependiente	Estadístico t	Valor Crítico 5%	Prob. Ljung Box (19)
$\pi$	Constante	6	-3.007	-2.899	0.661
$e - \bar{e}$	Ninguno	1	-3.618	-1.944	0.190

En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Una vez garantizada la estacionareidad de las series se puede estimar el VAR sin temores de incurrir en sesgos indeseados. La estimación del VAR y la determinación del número de rezagos del mismo se encuentran en el Apéndice 1.

Con el fin de determinar si en efecto existe una relación de causalidad entre las variables del modelo, particularmente una relación de causalidad desde el desequilibrio cambiario hacia la inflación, lo cual constituye el planteamiento central de este trabajo, se realizan pruebas de causalidad en diversos sentidos. Las pruebas de causalidad del tipo de Granger<sup>15</sup> entre las variables incluidas en el modelo se reportan en el cuadro 2.

---

<sup>14</sup> Para una discusión amplia sobre la materia ver Hamilton (1994).

<sup>15</sup> Una variable  $y$  causa a otra  $x$  en el sentido de Granger (1967) si la información contenida en  $y$  mejora las proyecciones de  $x$ . La prueba se realiza sobre un regresión de forma:

$$x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j y_{t-j} + \phi_t$$

y se realiza un prueba sobre los coeficientes  $\beta$  en su conjunto. La hipótesis nula de la prueba es que  $y$  no causa a  $x$  en el sentido de Granger. Una descripción más amplia de la prueba se encuentra en Judge (1988), Hamilton (1994) o Charemza(1992).

La tabla 2 muestra que en los cuatro casos posibles se rechaza la hipótesis de no existencia de causalidad entre las variables, considerando como crítico el nivel de significancia del 5%. Esto confirma la hipótesis enunciada en la primera parte. Existe en efecto una relación de causalidad entre desequilibrios en la tasa de cambio real y la inflación. La relación de causalidad en dirección inversa implica que el desequilibrio cambiario es corregido por vías nominales. En el momento en que se genera inflación cae la tasa de cambio real y con ello se cierra la brecha generada. El mecanismo de corrección del desequilibrio tiene fundamentos nominales.

**Cuadro 2**  
**Pruebas de Causalidad**

Relación de Causalidad	Estadístico F (4,69)	Significancia	Causalidad
$\pi \rightarrow \pi$	970.31	0.0000	Si
$(e - \bar{e}) \rightarrow \pi$	2.86	0.0298	Si
$\pi \rightarrow (e - \bar{e})$	2.20	0.0781	Si
$(e - \bar{e}) \rightarrow (e - \bar{e})$	31.25	0.0000	Si

Con el fin de estudiar la dinámica de la inflación y de los desequilibrios de la tasa de cambio real frente a choques al desequilibrio de la tasa de cambio real acudimos a las funciones de impulso respuesta descritas en el capítulo anterior. Las funciones de impulso respuesta, o la dinámica de las variables del modelo tras un choque positivo al desequilibrio cambiario, se encuentran en los gráficos 4 y 5. Las funciones se calculan utilizando un horizonte de pronóstico de 48 meses (4 años)<sup>16</sup>.

El incremento contemporáneo de la inflación, frente a la generación de un desequilibrio cambiario de 1.32 unidades (por ejemplo devaluar nominalmente para llevar a la tasa de cambio real a 101.32 partiendo de un valor inicial de equilibrio de 100), es

---

<sup>16</sup> Las funciones de impulso respuesta, considerando un choque a la inflación se reportan en el apéndice 3.

0.03%. Es decir, en el momento (mes) en que se le da el choque a la economía de la magnitud descrita, la inflación aumenta en un 0.03%. Al cabo de un año, en medio del proceso de ajuste cambiario, la inflación habrá alcanzado casi 2 puntos porcentuales adicionales (Gráfico 6), los cuales son persistentes en el tiempo.

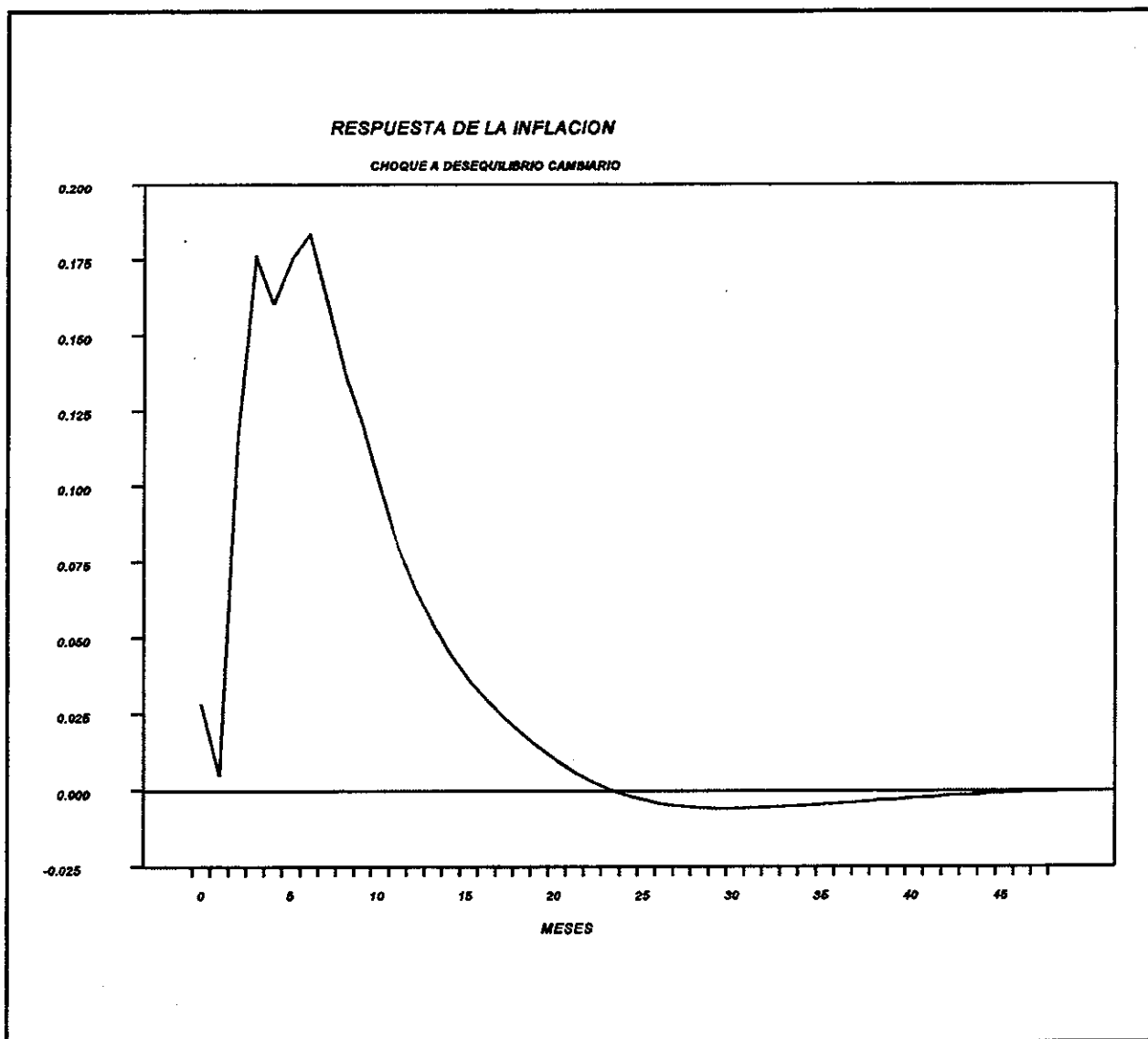
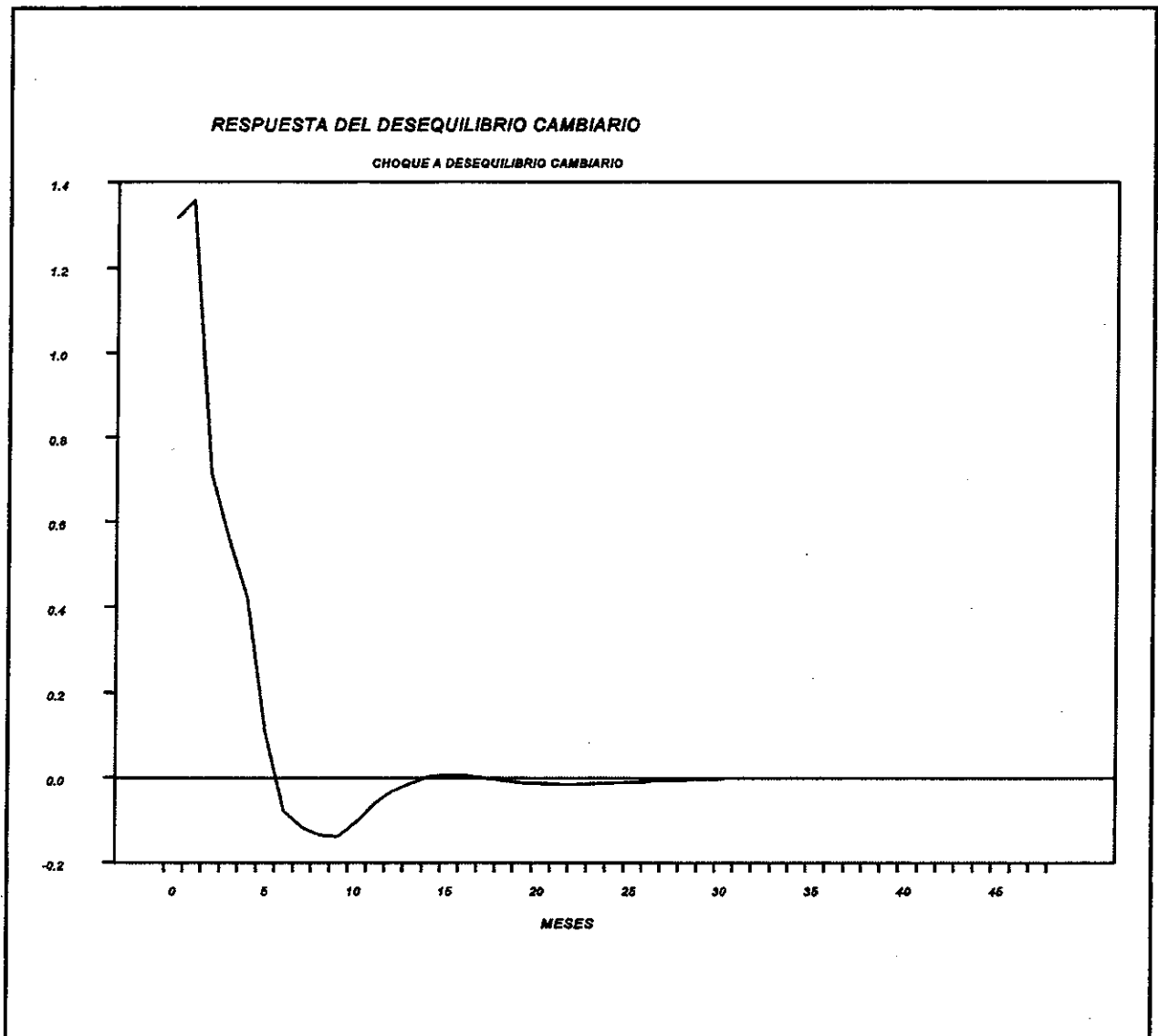


Gráfico 4



**Gráfico 5**

El choque que se le dio al sistema se puede interpretar como un choque puramente nominal, una devaluación por ejemplo, ya que de haber sido acompañado por uno real – choque a los fundamentos reales de la tasa de cambio– no se hubiera producido el desequilibrio. Lo que queda claro de las funciones impulso respuesta es que elevar el tipo de cambio real mediante mecanismos que generen desequilibrios cambiarios (una devaluación nominal, por ejemplo) genera inflación. En otras palabras, la generación de un desequilibrio cambiario real se financia con impuesto inflacionario.



En particular, generar un desequilibrio cambiario de 1.32 unidades implica, al cabo de cuatro años, un recaudo de impuesto inflacionario aproximadamente igual a la integral de la curva del gráfico 4. Suponiendo que la base monetaria es el 10% del PIB, suponiendo también que es constante y partiendo de una inflación inicial del 20% se deduce que el impuesto inflacionario recaudado al cabo de cuatro años equivaldrá a aproximadamente 2.2% del PIB, es decir 0.2% más a lo que se recaudaba en el momento inicial.

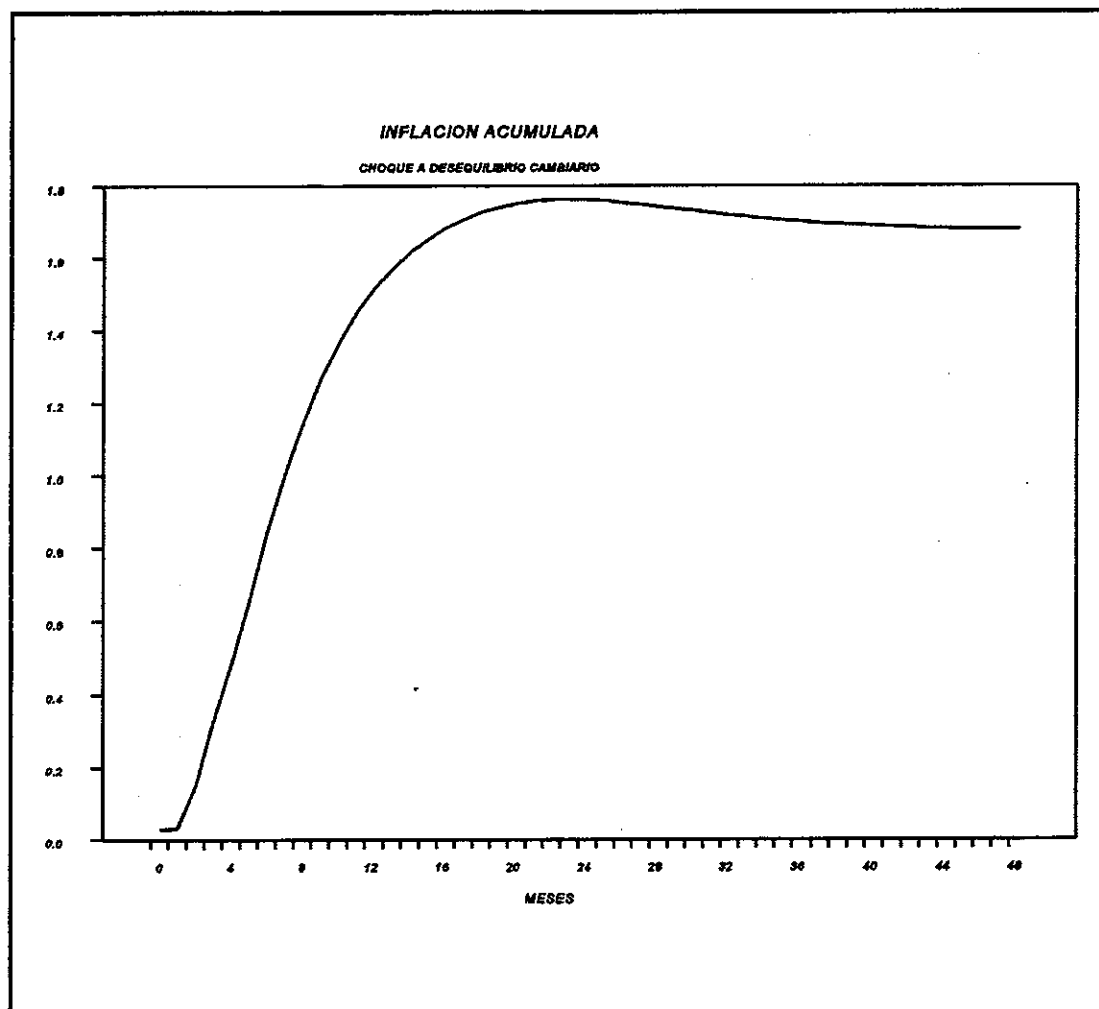


Gráfico 6

El modelo señala que incrementar el tipo de cambio real mediante políticas que no afecten el tipo de cambio de equilibrio genera inflación. Estos resultados se obtuvieron dándole al modelo un choque al desequilibrio cambiario. Este choque puede ser equivalente a una política de devaluación nominal que no se encuentre acompañada de un ajuste de algún "factor fundamental" del tipo de cambio real (p.ej. una política de ajuste fiscal). Falta explicar que puede motivar una política de esta naturaleza.

## **V. Una Posible Explicación en Torno a los Choques Exógenos al Tipo de Cambio Real**

La evidencia empírica presentada en la sección anterior no ofrece explicaciones en torno a la naturaleza de los choques a los desequilibrios de la tasa de cambio real. Estos choques, como se mencionó, pueden entenderse como incrementos inusitados de la devaluación nominal, no acompañados por ajustes en otras variables reales. En esta sección se presenta una posible explicación al porqué de la aceleración de la devaluación (choques a la tasa de cambio real), bajo condiciones similares a las de la economía colombiana de finales de la década de los años ochenta y principios de los noventa.

La situación descrita se analiza a partir de un modelo de economía política, similar al de Carrasquilla (1993), en el cual se contempla la dinámica inflacionaria y cambiaria en el marco de la política económica, a la luz de la existencia de autoridades con múltiples objetivos.

La variable de política de la cual dispone la autoridad es la devaluación. Se supone que un nivel determinado de tasa de cambio real es un objetivo del banco central conjunto al control de la inflación.

El modelo trabaja con tres concepciones fundamentales de la tasa de cambio real. El nivel observado  $e_t$ , la deseada por las autoridades  $e_t^*$  y la de equilibrio  $\bar{e}$ . Se supone que los agentes forman de acuerdo a (1), y que la inflación evoluciona de acuerdo a (4).

La tasa de cambio real observada puede verse alterada por fluctuaciones en la tasa nominal y por el nivel de la inflación. Formalmente,

$$e_t = e_{t-1} + \epsilon_t - \pi_t \quad (14)$$

donde  $\epsilon_t$  es la devaluación nominal.

Reemplazando (14) en (4) se pueden relacionar las trayectorias de la inflación con la estrategia de devaluación, llegando a

$$\pi_t = \left[ \frac{\alpha_1 \omega}{1 + \alpha_1 \omega} \right] (\epsilon_{t-1} + \epsilon_t - \bar{\epsilon}) + \left[ \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_1 \omega} \right] \pi_{t-1} \quad (15)$$

La autoridad económica tiene una función de pérdidas que depende de la inflación y de la desviación de la tasa de cambio real de su nivel deseado ( $e^*$ ):

$$L = \lambda_1 \pi_t^2 + \lambda_2 [e_t - e_t^*]^2 \quad (16)$$

La autoridad busca minimizar sus pérdidas sujeto a las ecuaciones de comportamiento de la inflación y de la tasa de cambio. A partir de esa minimización la autoridad escoge una determinada devaluación consistente con sus objetivos. Para obtener el nivel óptimo de la variable de control (devaluación) se deriva (8) con respecto a  $\epsilon$ :

$$\frac{dL}{d\epsilon_t} = \lambda_1 \pi_t \frac{\delta \pi_t}{\delta \epsilon_t} + \lambda_2 (e_t - e_t^*) \frac{\delta e_t}{\delta \epsilon_t} = 0 \quad (17)$$

Derivando (15) con respecto a  $\epsilon$  y reemplazando en (17) se puede llegar a la condición de optimización:

$$\lambda_1 \left[ \frac{\alpha_1 \omega}{1 + \alpha_1 \omega} \right] \pi_t = -\lambda_2 (e_t - e_t^*) \left[ \frac{1}{1 + \alpha_1 \omega} \right] \quad (18)$$

A partir de la condición (18) se obtiene la inflación resultante:

$$\pi_t = \frac{\lambda_2}{\lambda_1 \omega} \left[ \frac{1}{\alpha_1} \right] (e_t^* - e_t) \quad (19)$$

Claramente se aprecia que mientras se mantenga una meta de tasa de cambio real que no coincida con la observada, la tasa de inflación de equilibrio será diferente de cero. La inflación de equilibrio será mayor a medida que se le asigne un peso relativo mayor a la meta de tasa de cambio real. Querer elevar la tasa de cambio deseada, al desequilibrar el sistema, va a tener una contrapartida en emisión monetaria que generará una dinámica inflacionaria.

El resultado es atractivo porque muestra que si la tasa de cambio deseada se iguala a la observada, la inflación sería cero. Dado que la tasa de cambio real deseada es exógena, el modelo ofrece explicaciones alternativas sobre la existencia de la inflación en una economía como la descrita.

La ecuación (19) muestra que los dos objetivos son incompatibles para el planificador de la política económica si dispone de un único instrumento como la devaluación nominal. Suponiendo un  $e^*$  predefinido, y utilizando (14),(15) y (18) se puede llegar a la tasa de devaluación que minimiza la función de pérdida de la autoridad:

$$e_t = \frac{1}{(\lambda_1 \alpha_1^2 \omega^2 + \lambda_2)} [\lambda_2 (1 + \alpha_1 \omega) e^* + (\lambda_1 \alpha_1^2 \omega^2 - \lambda_2 \alpha_1 \omega) \bar{e} - (\lambda_1 \alpha_1 \omega \alpha_2 - \lambda_2 \alpha_2) \pi_{t-1}] - e_{t-1} \quad (20)$$

En (20), la devaluación óptima depende de los parámetros de preferencias, del nivel deseado de la tasa de cambio real, de la tasa de largo plazo y de otro conjunto de variables observadas en el pasado. De esta manera, si las autoridades desean incrementar el tipo de cambio real, buscarán incrementar el ritmo de devaluación. La devaluación en el modelo depende fundamentalmente de dos variables decididas por la autoridad, como pueden serlo el nivel deseado de la tasa de cambio real y las preferencias de las autoridades. La devaluación nominal depende positivamente del nivel deseado de la tasa de cambio real, y positivamente también del peso asignado a la meta de tasa de cambio en la función de pérdidas de la autoridad  $\lambda_2$  :

$$\frac{\partial e_t}{\partial e^*} = \frac{\lambda_2 (1 + \alpha_1 \omega)}{\lambda_1 (\alpha_1^2 \omega^2 + \lambda_2)} > 0$$

$$\frac{\partial e_t}{\partial \lambda_2} = \frac{\alpha_1^2 \omega^2 (\lambda_1 \alpha_2 + \lambda_2) + \alpha_1^3 \omega^3 \lambda_2 + \alpha_2 \alpha_1 \lambda_1 \omega}{(\lambda_1 \alpha_1^2 \omega^2 + \lambda_2)^2} > 0$$
(21)

El modelo ofrece dos posibles motivaciones para que la devaluación sea alta: primero que se eleve drásticamente la tasa de cambio real deseada por las autoridades, y segundo que se recompongan los parámetros de preferencias en favor del cumplimiento de la meta de tasa de cambio.

Una combinación de un incremento exógeno de la tasa de cambio real deseada y de una redefinición de las preferencias de las autoridades en favor de la meta de tasa de cambio, parece ser la explicación adecuada para entender el choque al desequilibrio cambiario real que se evidenció a finales de la década pasada.

Desde finales de los ochenta en Colombia se comenzó a llevar a cabo el proceso de apertura económica. Una posible explicación del deseo de incrementar de la tasa de cambio real en este tipo de situación, puede estar ligada al efecto que puede tener esta variable sobre las exportaciones y las importaciones. Si incrementar el tipo de cambio real estimula las exportaciones y desestimula las importaciones, puede ser desable para una autoridad económica, que desee mantener su reputación, devaluar el tipo de cambio real. Al hacerlo se estaría protegiendo la economía en una coyuntura en la que una medida de este tipo podría ser políticamente favorable, si se considera la fuerte reducción de aranceles experimentada.

Por la misma razón se podría pensar que durante dicho período para las autoridades económicas fue mucho más relevante la meta de tipo de cambio que la meta de inflación. Es decir, en términos del modelo, durante dichos años,  $\lambda_2$  fue mucho mayor que  $\lambda_1$ . El choque dado al sistema descrito en la sección anterior puede ser consecuencia, entre otros aspectos, de un incremento exógeno en  $e^*$  o de cambios en los parámetros de preferencias.

## **VI. Conclusiones**

Generar un desequilibrio cambiario puede traer consecuencias adversas en el campo del control de la inflación. Un desequilibrio de tan solo un punto puede incrementar la tasa de inflación en casi dos puntos porcentuales al cabo de un año en una economía con cierto grado de indexación como la colombiana. La inflación se convierte entonces en un mecanismo "natural" de corrección de desviaciones de la tasa de cambio real con respecto a su nivel de largo plazo.

La generación de un desequilibrio puede estar asociada a altos niveles de devaluación no acompañados de políticas de generación de ahorro, ya sea público o privado. Las devaluaciones pueden a su vez estar ligadas a deseos de alcanzar algún nivel de tasa de cambio real mayor al observado, o a las preferencias de las autoridades en diferentes momentos del tiempo. Si las autoridades le asignan un mayor peso al control de la inflación que al cumplimiento de la meta de tasa cambio real, la devaluación será menor. Las altas devaluaciones de finales de la década del ochenta y principios de la de los noventa, pueden estar ligadas al modelo descrito. En ese momento, comenzando el proceso de apertura económica, existían incentivos para mantener un tipo de cambio real elevado. Lo anterior, acompañado de la ausencia de un ajuste fiscal provocó un desequilibrio cambiario que a la postre se tradujo en flujos de capitales y en mayores niveles de inflación.

Aparentemente las preferencias de las autoridades se han visto modificadas debido a cambios institucionales de gran importancia para el país. Las disposiciones de la Constitución política de Colombia de 1991 y de la ley del Banco de la República parecen ser un indicio de la reorientación de la política económica hacia el control de la inflación. Lo mismo puede decirse del desmonte del régimen cambiario anterior y de los del sistema de bandas cambiarias instaurado mediante la resolución 2 de 1994. Esto puede interpretarse como una muestra del cambio en las ponderaciones de las preferencias de la autoridad. Con el sistema de bandas cambiarias se gana la posibilidad de hacer exógena, en alguna medida, la cantidad de dinero. En otras palabras, con la resolución 2 se otorgó la posibilidad de controlar la oferta monetaria a costa de fluctuaciones –dentro de ciertos límites– del tipo de cambio. Esto puede ser un indicio de cambio en las preferencias, más concretamente, de disminución del peso relativo otorgado tradicionalmente a mantener el tipo de cambio. La evidencia parece indicar que

los cambios institucionales que se han registrado en el diseño de las políticas monetarias y cambiarias, favorecen la opción de otorgarle un mayor peso relativo al control de la inflación que al sostenimiento (o incremento) de la tasa de cambio. Algunos datos corroboran esta hipótesis ; la devaluación anual es mucho menor a la de años anteriores, la inflación ha disminuido con respecto a los niveles de comienzos de la década del 90, el Banco de la República ha reducido sustancialmente el ritmo de acumulación de reservas internacionales y la tasa de cambio real se encuentra 20 puntos por debajo de lo que estaba en 1990.

## Apendice 1

El número de rezagos utilizado para estimar el VAR se determinó de acuerdo a los criterios de información de Akaike y Schwarz<sup>17</sup> que se presentan en el cuadro A1.

**Cuadro A1**  
**Criterios de Información**

Rezago	Akaike	Schwarz
1	-0.90	-0.78
2	-1.20	-0.96 *
3	-1.26	-0.89
4	-1.30 *	-0.82
5	-1.22	-0.62
6	-1.24	-0.51
7	-1.18	-0.33
8	-1.10	-0.13
9	-1.0	0.01
10	-1.03	0.18
11	-1.02	0.32
12	-0.95	0.50

El número óptimo de rezagos de acuerdo a cada criterio se encuentra señalado con un asterísco. Para efectos de este trabajo se utilizó el criterio de Akaike dado que permite incluir más información. La estimación del modelo se encuentra a continuación:

---

<sup>17</sup>Los criterios se construyen de la siguiente manera:

$$Akaike (n) = \ln |\Sigma| + \frac{2M^2n}{T}$$

$$Schwarz (n) = \ln |\Sigma| + \frac{M^2n \ln T}{T}$$

donde n es el número de rezagos, M el número de variables y T el número de observaciones.



Dependent Variable  $\pi$  - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 88:01 To 94:06

Usable Observations 78 Degrees of Freedom 69  
 Centered R\*\*2 0.985356 R Bar \*\*2 0.983659  
 Uncentered R\*\*2 0.999836 T x R\*\*2 77.987  
 Mean of Dependent Variable 25.596976680  
 Std Error of Dependent Variable 2.744503059  
 Standard Error of Estimate 0.350840404  
 Sum of Squared Residuals 8.4931402442  
 Durbin-Watson Statistic 1.943566

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\pi\{1\}$	1.317164070	0.118899139	11.07800	0.00000000
2. $\pi\{2\}$	-0.228820486	0.191825708	-1.19286	0.23701147
3. $\pi\{3\}$	0.042299586	0.178197289	0.23738	0.81306926
4. $\pi\{4\}$	-0.168425235	0.107123688	-1.57225	0.12046713
5. $(e-\bar{e})\{1\}$	-0.024265022	0.029260935	-0.82926	0.40981502
6. $(e-\bar{e})\{2\}$	0.113066911	0.041388503	2.73184	0.00799060
7. $(e-\bar{e})\{3\}$	-0.085722508	0.043308151	-1.97936	0.05176656
8. $(e-\bar{e})\{4\}$	0.006313455	0.030247359	0.20873	0.83527594
9. Constant	0.980292341	0.405458529	2.41774	0.01826275

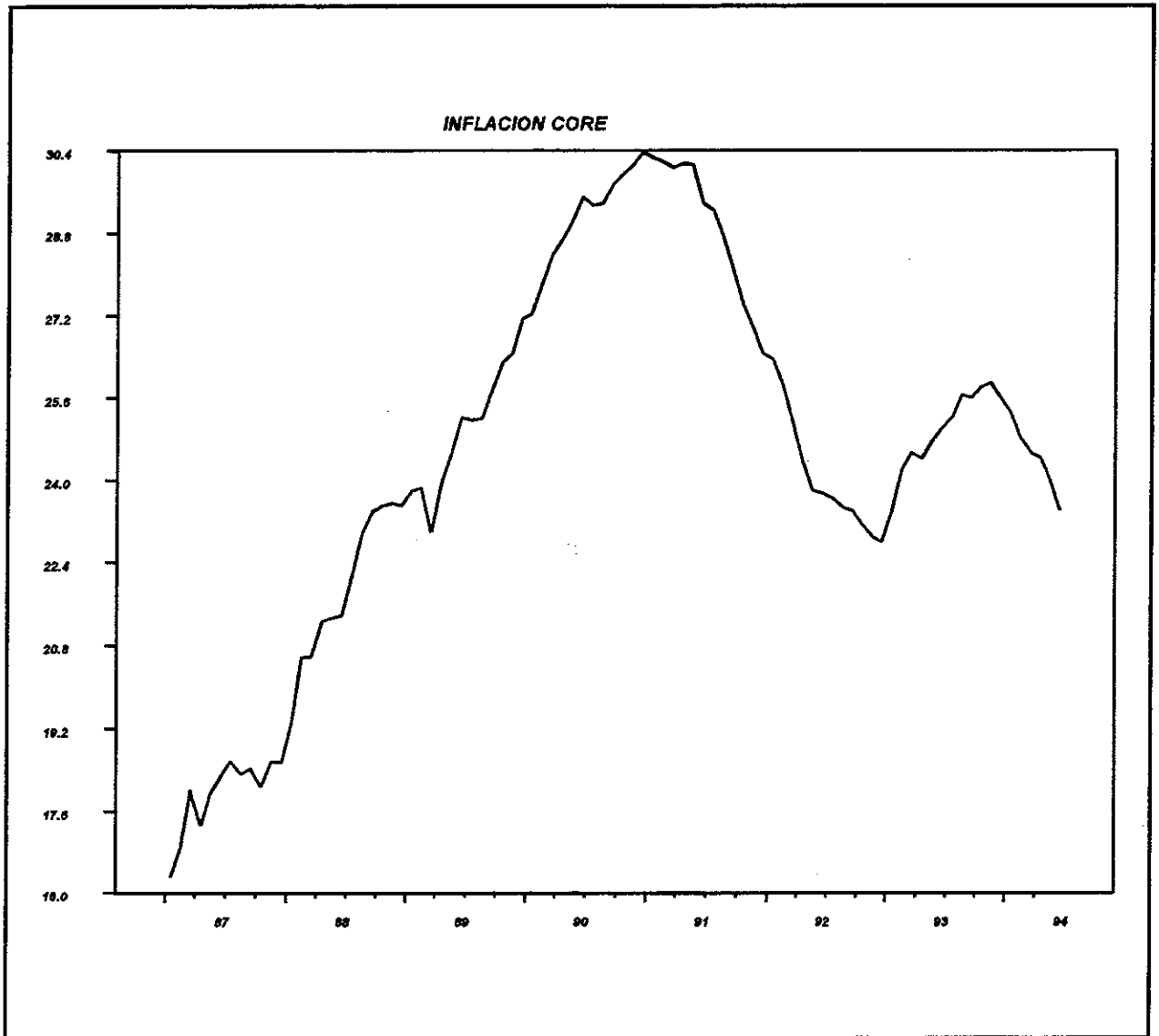
Dependent Variable  $(e-\bar{e})$  - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 88:01 To 94:06

Usable Observations 78 Degrees of Freedom 69  
 Centered R\*\*2 0.727346 R Bar \*\*2 0.695734  
 Uncentered R\*\*2 0.728088 T x R\*\*2 56.791  
 Mean of Dependent Variable -0.129076752  
 Std Error of Dependent Variable 2.488580220  
 Standard Error of Estimate 1.372707484  
 Sum of Squared Residuals 130.01848277  
 Durbin-Watson Statistic 1.907851

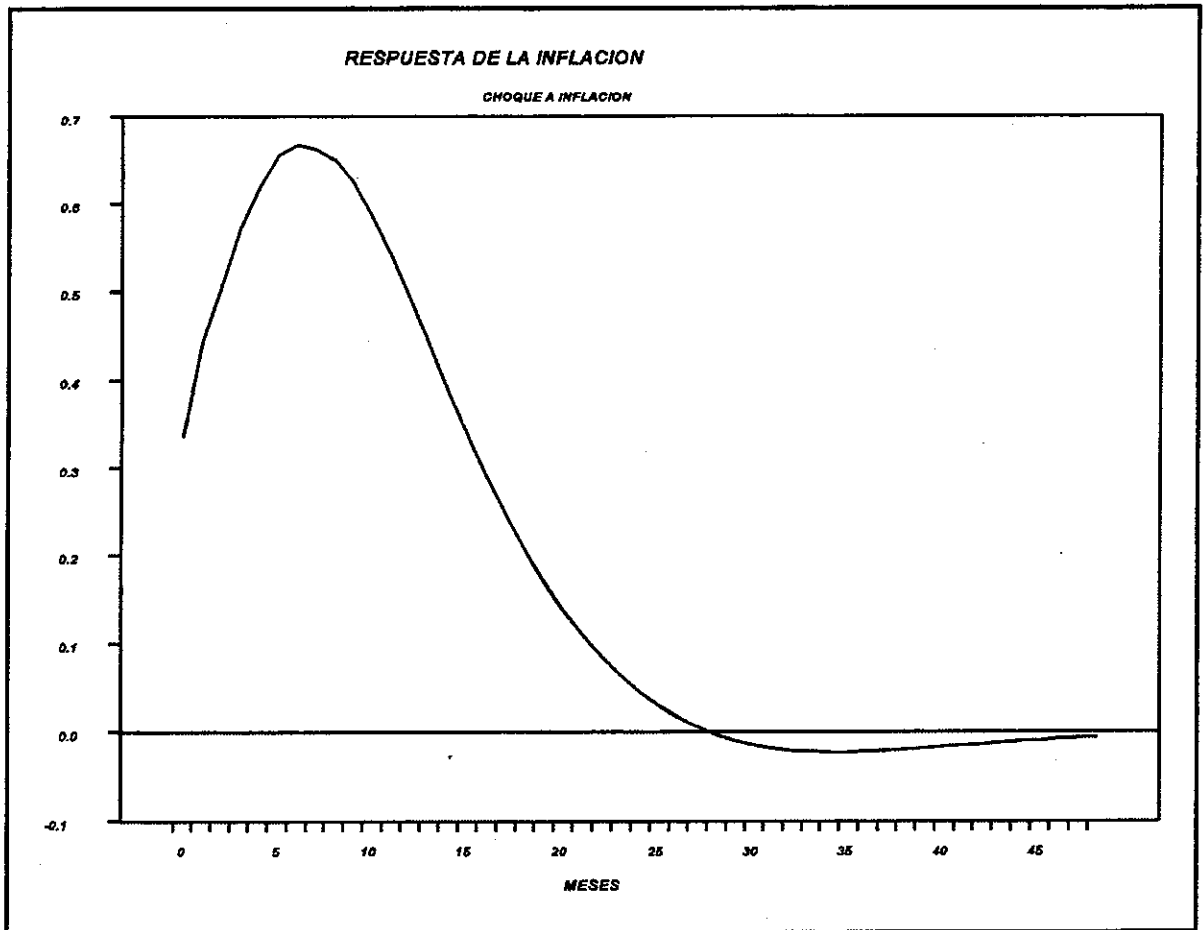
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\pi\{1\}$	0.005750936	0.465207929	0.01236	0.99017241
2. $\pi\{2\}$	0.831405661	0.750542360	1.10774	0.27182079
3. $\pi\{3\}$	-0.271725850	0.697219448	-0.38973	0.69793816
4. $\pi\{4\}$	-0.440632615	0.419134987	-1.05129	0.29679317
5. $(e-\bar{e})\{1\}$	1.032484333	0.114487112	9.01835	0.00000000
6. $(e-\bar{e})\{2\}$	-0.540848061	0.161937755	-3.33985	0.00135505
7. $(e-\bar{e})\{3\}$	0.424815622	0.169448623	2.50705	0.01453330
8. $(e-\bar{e})\{4\}$	-0.326023408	0.118346620	-2.75482	0.00750296
9. Constant	-3.330319104	1.586407812	-2.09928	0.03945220

## Apéndice 2



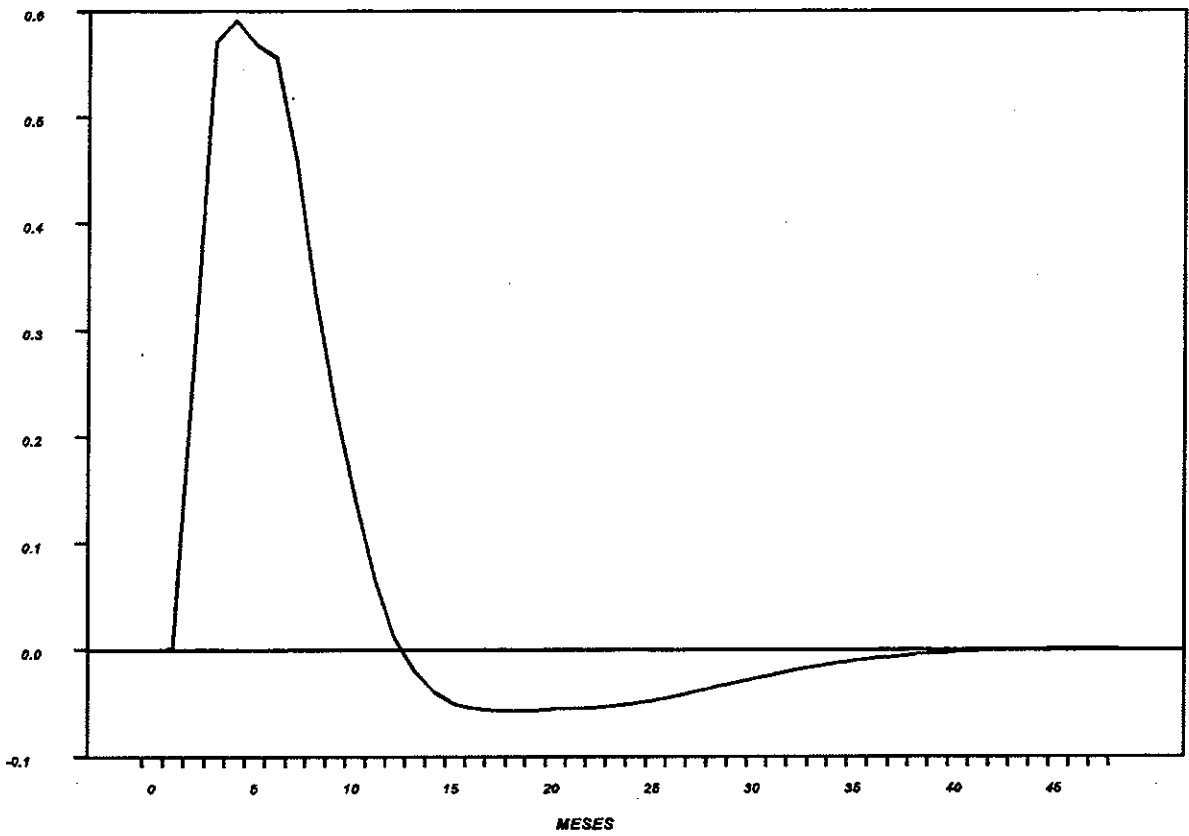
### Apéndice 3

Funciones de impulso respuesta. Choque a Inflación Core.



**RESPUESTA DEL DESEQUILIBRIO CAMBIARIO**

**CHOQUE A INFLACION**



## Bibliografía

- Bruno, M. (1991) **High Inflation and the Nominal Anchors of an Open Economy**, Princeton Essays on International Finance.
- Calvo, G. , Reinhart, C. y C. Vegh. **Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence**. IMF. Mimeo.
- Carrasquilla, A.(1993). **What Sustains Moderate Inflation**. Banco de la República. Mimeo.
- Carrasquilla, A. y A.Galindo (1994). **El Comportamiento Monetario en Colombia: 1980–1993. Una Hipótesis Cambiaria**. Coyuntura Económica Colombiana. Fedesarrollo. Vol. XXIV. No.1. Marzo.
- Charemza,W. y D. Deadman (1992) **New Directions in Econometric Practice** Edward Elgar Publiswhing Limited. England.
- Cuthbertson,K. Hall, S. y M. Taylor.(1992) **Applied Econometric Techniques** Harvester.New York.
- Dornbusch.R. (1976). **Expectations and Exchange Rate Dynamics**. Journal of Political Economy. Vol 87. No.6. Diciembre.
- Echavarría J. y A. Gaviria (1992). **Los Determinantes de la Tasa de Cambio en Colombia y la Coyuntura Actual**. Papeles de Economía y Café. Federación Nacional de Cafeteros de Colombia.Papel No.8. Octubre.
- Edwards, S.(1991). **Exchange Rates in Developing Countries: Reflections on Nominal Anchors**. UCLA. Mimeo.
- Greene, W. (1993). **Econometric Analysis**, Macmillan. N.Y.
- Hamilton,J. (1994), **Time Series Analysis** Princeton University Press.
- Herrera,S. (1991) **Que Tan Grande es el Desequilibrio Cambiario en Colombia?**. ESPE. No.20. Diciembre.
- Hodrick, R. y E. Prescott (1980) **Post–War U.S. Bussiness Cycles: An Empirical Investigation**. Carnegie–Mellon. Discussion Paper No.451.
- Judge,G. Hill,R. Griffiths,W. Lüktepohl.H y T.Lee. (1988) **Introduction to the Theory and Practice of Econometrics**. Wiley. N.Y.

Judge,G. Hill,R. Griffiths,W. Lüktephl.H y T.Lee. (1985) **The Theory and Practice of Econometrics**. Wiley. N.Y.

MacFarlane,H. y P. Mortimer-Lee (1994) **Inflation Over 300 Years**. Bank of England. Quarterly Bulletin. Volumen 34. No.2.Mayo.