Universidad de los Andes
Facultad de Economía

REFORMAS ESTRUCTURALES, IMPACTO MACROECONÓMICO Y POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA

Andrés Fernández Martín
Tesis de Maestría en Economía, PEG.
Universidad de los Andes.

Asesor:
Andrés Escobar
Facultad de Economía, Universidad de los Andes.

Bogotá, Agosto de 2003

REFORMAS ESTRUCTURALES, IMPACTO MACROECONÓMICO

Y

POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA

Andrés Fernández Martin[†]
Tesis, Maestría en Economía, PEG.
Universidad de los Andes,
Agosto, 2003.

Resumen:

Las reformas estructurales de principios de los noventas tuvieron un "impacto" macroeconómico relevante: el producto colombiano es más volátil que antes y parece exhibir un ciclo económico más corto y pronunciado. En el trabajo se documenta este hecho estilizado a partir de una muestra de datos trimestrales que abarca un período antes y otro después de las reformas estructurales.
Se emplearon dos metodologías alternativas. En primer lugar, se emplea la metodología de VAR en forma reducida y VAR estructural propuesta por Christiano, Eichenbaum y Evans (1998) para descomponer los choques estructurales y sus mecanismos de propagación en la economía colombiana. En segundo lugar, se recurre a un enfoque seminarrativo siguiendo a Romer y Romer (1989) y Echeverry (1996) para documentar la conducción de la política por parte del Emisor durante este período y su relevancia en la explicación de los hechos estilizados.
La evidencia muestra que la mayor volatilidad real no se explica porque el Emisor haya dejado de realizar política contracíclica. Un ejemplo de esto son las recesiones de 1996 y 1999, donde se documenta la política expansionista realizada por del Banco de la República dentro de los límites impuestos por el nuevo mandato constitucional antiinflacionario.
Más bien, la explicación está en que, a pesar de este comportamiento, el Banco Emisor no está en capacidad de amortiguar como antes, primero, el ciclo de un producto que se muestra más vulnerable por mayores choques estructurales de oferta y demanda; y, segundo, una economía cuyos mecanismos de transmisión parecen haberse vuelto más sensible a estos choques.

Palabras Claves: Ciclo económico; SVAR; Choques estructurales; Mecanismos de propagación; Política Monetaria.
Clasificación JEL: E32, C32, E65

[†] El autor agradece la oportuna y muy acertada asesoría de Andrés Escobar durante el desarrollo del presente documento. Las críticas y aportes de los dos jurados, Drs. Juan Carlos Echeverry y Hernando Vargas, enriquecieron, sin lugar a dudas, el enfoque empleado y los resultados obtenidos. Por último doy gracias a los breves pero valiosos comentarios de Roberto Steiner, Juan Mauricio Ramírez, Fabio Sánchez y Martha Misas.
Las opiniones, errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad y en ningún caso comprometen a mi asesor, ni a los jurados o las instituciones a las cuales ellos representan.

Índice:

I. INTRODUCCIÓN

II. ALGUNAS CONSIDERACIONES PRELIMINARES

II.1 Un Ejemplo

III. UNA PRIMERA METODOLOGÍA

III.1 Motivación

III.2 ¿VAR o SVAR?

III.3 Evidencia de un VAR: Resultados

- Pruebas de raíz unitaria, cointegración y determinación del orden del rezago
- Pruebas sobre la estabilidad del modelo
- Experimentos Contrafactuales

III.4 Evidencia de un SVAR: Estructura y Resultados

- Estimación de B_0 y perturbaciones estructurales ε_t.
- Respuestas dinámicas y descomposición de varianza.

III.5 Síntesis

IV. UNA METODOLOGÍA ALTERNATIVA

IV.1 Motivación

IV.2 Identificación de episodios y función de reacción de la autoridad

IV.3 Resultados

IV.4 Síntesis

V. CONCLUSIONES

BIBLIOGRAFÍA

APÉNDICE ESTADÍSTICO

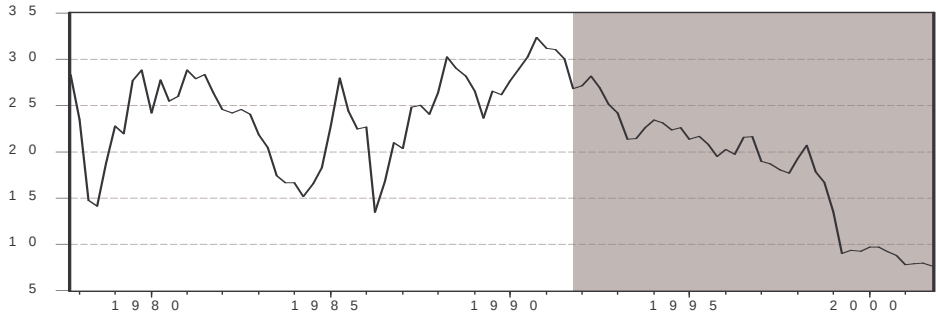
I. INTRODUCCIÓN:

A principios de la década pasada, durante la administración Gaviria (1990-1994) se aceleró el proceso de apertura de la economía colombiana que había comenzado desde el gobierno anterior. Entre las principales reformas hechas el país estrenó una nueva Constitución, un paquete de leyes que reducía el nivel de aranceles y las restricciones a la libre movilidad de capitales, así como un nuevo régimen laboral y de seguridad social. Estas medidas buscaban modernizar el aparato productivo en un entorno de liberalización comercial y financiera que buscaban encarrilar al país dentro de una senda de crecimiento mayor a la históricamente vivida.

Otra de las reformas llevadas a cabo fue la de la banca central colombiana. La nueva Constitución de 1991 le otorgó mayor independencia a su nueva junta directiva y le dio como responsabilidad la protección del poder adquisitivo de la moneda. Una de las razones del nuevo enfoque institucional que tomó la banca central en Colombia fue la de terminar la aceptación histórica de niveles de inflación moderada por parte del banco central así como dotarlo con los instrumentos necesarios para lograrlo[1].

Más de una década después de la implementación de estas reformas estructurales a la economía colombiana, se pueden observar algunos hechos estilizados. En primer lugar, de los gráficos 1.1 y 1.2 puede apreciarse una marcada desinflación acompañada de efectos reales importantes en términos de empleo.

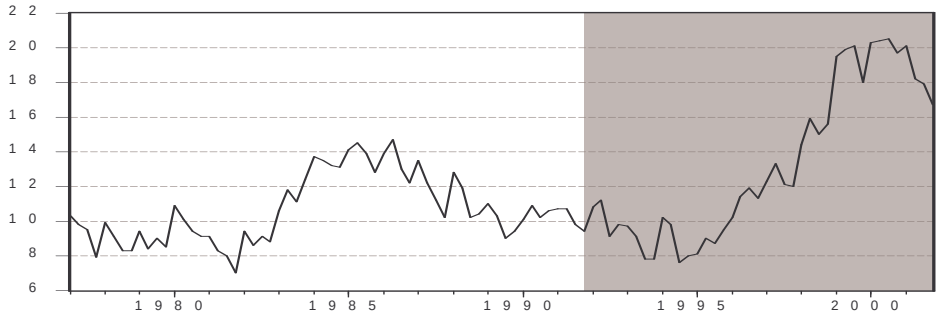
Grafico 1.1 Inflación (IPC) Porcentual Anual.



Fuente: Banco de la República.

[1] Un trabajo que documenta bien la aceptación por parte de la autoridad monetaria de niveles de inflación moderada (20-30%) es el de Echeverry (1996). Entre las principales causas para que esto sucediera, está el fácil otorgamiento de crédito al gobierno central y al sector privado por parte del Banco de la República. Esta última figura quedó abolida por la ley mientras que la otra, la financiación del déficit fiscal vía emisión monetaria necesita de la aprobación de todos los miembros de la junta directiva del Banco de la Republica, lo cual hace bastante difícil su implementación.

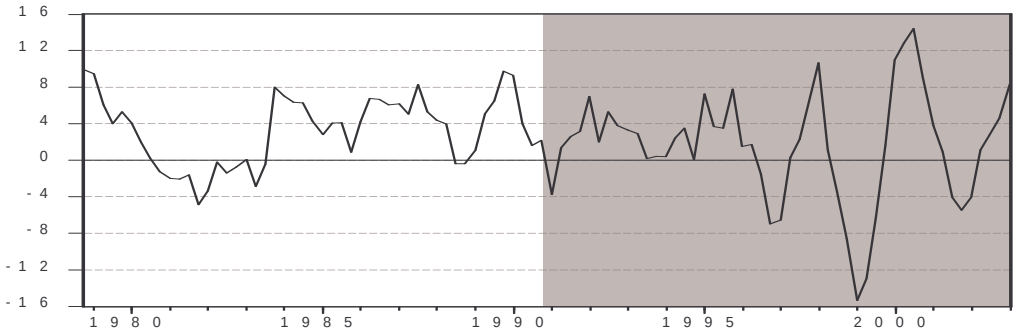
Grafico 1.2: Desempleo Porcentuel Trimestral, (4,7 y 13 ciudades)



Fuente: DANE, DNP y Banco de la República.

En segundo lugar, el gráfico 1.3 muestra que el producto ha sufrido unas variaciones reales más pronunciadas con relación a su historia reciente. Una mirada más formal a este aumento de la volatilidad del producto colombiano se realiza descomponiendo el PIB, entre su tendencia de largo plazo y ciclo empleando el filtro de Hodrick-Prescott. En el gráfico 1.4 se realiza esta tarea y se aprecia que la mayor volatilidad de esta medida de actividad económica se caracteriza por un ciclo más corto y pronunciado[2]. En efecto, este hecho, documentado ya por Echeverry, Escobar y Santamaría (2002), muestra que el ciclo económico redujo su duración promedio de 8 años entre 1977 y 1990, a 6 y 4 años entre 1991-1996 y 1997-2000 respectivamente[3].

Grafico 1.3: Crecimiento Porcentual Real del PIB Industrial trimestral

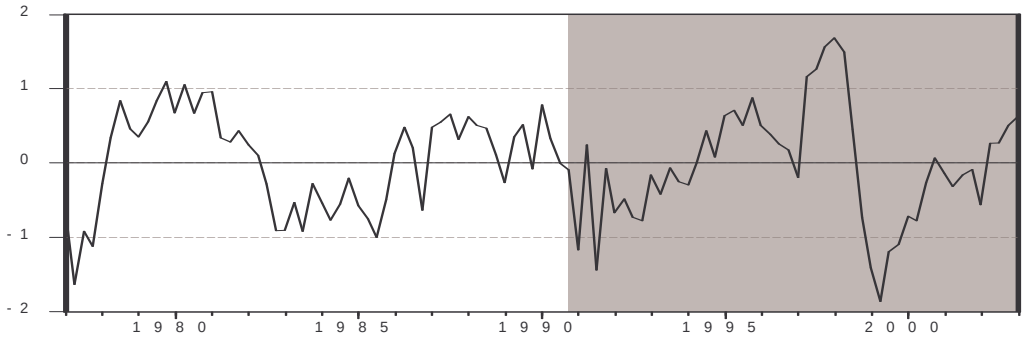


Fuente: DANE, DNP y cálculos del autor.

[2] El ciclo económico se define como el período de expansión (producto por encima de su tendencia) y desaceleración (producto por debajo de su tendencia).

[3] En Echeverry, Escobar y Santamaría (2002) se encuentra que este hecho estilizado es robusto a medidas de producción sectorial en la industria y el comercio. Los autores identifican lo que para ellos es un nuevo ciclo de la economía colombiana, más fuerte y de menor duración.

Grafico 1.4: PIB Trimetral, Desviación Porcentual de la tendencia (Filtro HP: 1600)



Fuente: DANE, DNP, Banco de la República y cálculos del autor.

Esta tendencia de la economía colombiana a ser más volátil constituye lo que en este trabajo se llamará el "impacto" macroeconómico de mayor relevancia que tuvieron las reformas estructurales sobre la economía nacional y plantea interrogantes sobre sus causas.

La explicación de cualquier libro de texto básico sería que, siendo Colombia una economía pequeña y parcialmente cerrada antes de las reformas aperturistas, éstas últimas pueden haber dejado a la economía nacional en una posición más vulnerable ante choques externos vía, por ejemplo, términos de intercambio, flujos de capital y variaciones de la demanda mundial de exportaciones, entre otros.

Otra posibilidad es que las reformas institucionales de principios de la década pasada han podido hacer que, estructuralmente, la economía sea más sensible que antes a choques reales sin ser estos necesariamente mayores que antes. En esta vía, Cárdenas y Olivera (1995) documentan cómo las reformas estructurales hicieron que las decisiones de inversión de los agentes se volvieran más sensibles a algunas variables macroeconómicas como el costo de uso del capital.

Por último, otra probable causa es que las reformas institucionales, que también cobijaron a la autoridad monetaria, hayan cambiado la conducción de la política del Emisor produciendo una mayor volatilidad de la economía. Sobre este punto existe literatura tanto nacional como internacional que identifica a la autoridad monetaria y su política como una posible causa de dicha volatilidad macroeconómica. Dentro de la literatura nacional se ha afirmado que la mayor volatilidad económica es una

consecuencia inevitable de las modificaciones introducidas a la operación del Banco de la Republica como autoridad monetaria a partir de 1991[4].

Por el lado de la literatura internacional, el debate puede enmarcarse dentro de la polémica por el esquema monetario de *Inflation Targeting* (Inflación Objetivo, IO), por el que un número considerable de bancos centrales en el mundo ha decidido optar, entre los cuales se cuenta el Banco de la República. En Cecchetti y Ehrmann (1999) se sustrae evidencia de una muestra de países en desarrollo y desarrollados que adoptaron el esquema de IO, encontrando que el aumento de la volatilidad en el producto es el resultado de la adopción de este esquema monetario[5].

Este trabajo, dividido en 5 capítulos incluyendo esta introducción, se propone abordar el análisis de este "impacto" macroeconómico de las reformas estructurales. El segundo capítulo busca precisar algunos puntos teóricos del análisis de choques y mecanismos de propagación en una economía y sus implicaciones en el estudio de los efectos que sobre la mayor volatilidad de la actividad real tenga la conducción de la política monetaria. En los capítulos tercero y cuarto se aborda el análisis de las posibles causas de la mayor volatilidad valiéndose de dos metodologías alternativas: el tercer capítulo emplea una metodología de vectores autorregresivos con diferentes grados de estructura económica para aislar los cambios en mecanismos de propagación y choques estructurales; y el cuarto busca emplear un enfoque seminarrativo para complementar el análisis del comportamiento de la autoridad monetaria y su responsabilidad en la mayor volatilidad real de la economía. El último concluye.

---

[4] En Echeverry *et.al* (2002), se afirma que las modificaciones institucionales a la banca central en Colombia, tendientes a eliminar el sesgo inflacionario comentado antes, tuvieron como contraparte una autoridad con una discrecionalidad más restringida al cumplimiento desinflacionario y por esa vía con menos herramientas capaces de amortiguar el ciclo. Como es lógico, los detractores de estas posiciones pueden afirmar que la política monetaria no guarda relación con los choques externos e internos que ha sufrido la economía colombiana, por ejemplo la masiva entrada de capitales de principios de década, la crisis asiática, el creciente problema del déficit fiscal, la crisis del sector financiero e incluso el recrudecimiento del conflicto armado, siendo éstos demasiado grandes como para ser contrarrestados con política contracíclica (Urrutia, 2002). Es dentro de este contexto que se ha llevado a cabo debates como el protagonizado entre organismos estatales como el Departamento Nacional de Planeación en cabeza de su (ex)director, Juan Carlos Echeverry, y el Banco de la República sobre el manejo monetario y cambiario bajo el esquema de inflación objetivo y sus efectos reales sobre la economía colombiana.

[5] Sin embargo, es preciso aclarar que no existe un consenso definido al respecto y la polémica permanece abierta. Por un lado, *Bernanke, Laubach, Mishkin y Posen (1999)* encuentran que la IO no hizo que los episodios de desinflación se hicieran menos costosos; y por otro lado *Corbo y Schmidt-Hebbel (2000)* encuentran que tanto las tasas de sacrificio como la volatilidad del producto sí han disminuido para aquellos países emergentes que han adoptado la IO. De forma más relevante para el caso colombiano, *Mishkin y Schmidt-Hebbel (2001)* documentan el relativo éxito del esquema de IO en los países que la han adoptado y subraya, sin embargo, que los países que han tratado de controlar los precios de los activos como por ejemplo la tasa de cambio han tenido efectos adversos sobre el producto.

II. ALGUNAS CONSIDERACIONES PRELIMINARES:

Al analizar el impacto de los choques y sus mecanismos de propagación sobre la economía colombiana, es conveniente revisar lo que en la literatura se ha dicho acerca de éstos[6]. El análisis del efecto de choques sobre variables reales debe tener en cuenta que un cambio en la volatilidad de estas variables puede deberse a un cambio en el *tamaño* del choque o a un cambio en el *mecanismo de propagación* del choque.

Las reformas estructurales pueden haber hecho que la economía colombiana sea más abierta y a la vez más vulnerable a choques reales externos o internos (por ejemplo de inversión extranjera, de cuenta corriente, de productividad, déficit fiscales, etc.) lo que resulta en la mayor volatilidad macroeconómica documentada anteriormente. Por el contrario, siendo los mecanismos de transmisión de los choques la manera en que un choque se propaga por la economía, puede ser que las reformas introdujeron cambios estructurales, por ejemplo en el comportamiento de los agentes económicos (consumidores y firmas) que hagan que se alteren los mecanismos de propagación de los *mismos* choques, resultando en mayor volatilidad macroeconómica. En este caso los agentes reaccionarían de forma más sensible a los mismos choques que recibía la economía antes, haciendo que éstos puedan tener ahora un mayor impacto sin que necesariamente haya habido choques de mayor magnitud. Este problema, plantea la necesidad de diferenciar si la mayor volatilidad registrada en el producto de la economía colombiana es consecuencia de mayores choques, de una mayor sensibilidad a los choques cualitativamente similares a los observados en décadas anteriores o de ambos fenómenos.

Ahora, si concentramos el estudio de la política monetaria dentro del marco de análisis de choques y mecanismos de transmisión, debemos también aclarar algunos puntos. La conducción de la política monetaria puede darse por medio de más o menos choques de política o de una respuesta sistemática mayor o menor por parte de la autoridad. Esta diferenciación no es trivial para el trabajo pues, si recordamos, una fuente de la mayor volatilidad se le atribuye a la conducción de la política monetaria (Echeverry *et.al*, 2002). Esto plantea la necesidad de que, en caso de encontrarse que la mayor volatilidad es atribuible a la conducción de la política del Emisor, se diferencie si es la

[6] Ver Kuttner, K. y Mosser, P., (2002). Es necesario subrayar que por "choques" estamos contemplando, por ejemplo, choques de tipo real como cambios en los niveles de oferta agregada por cambios en productividad, términos de intercambio; o de tipo nominal como choques de política monetaria sobre el nivel de saldos nominales de dinero.

consecuencia de mayores choques de política o de una mayor respuesta sistemática de la autoridad al entorno macroeconómico.

II.1 Un Ejemplo

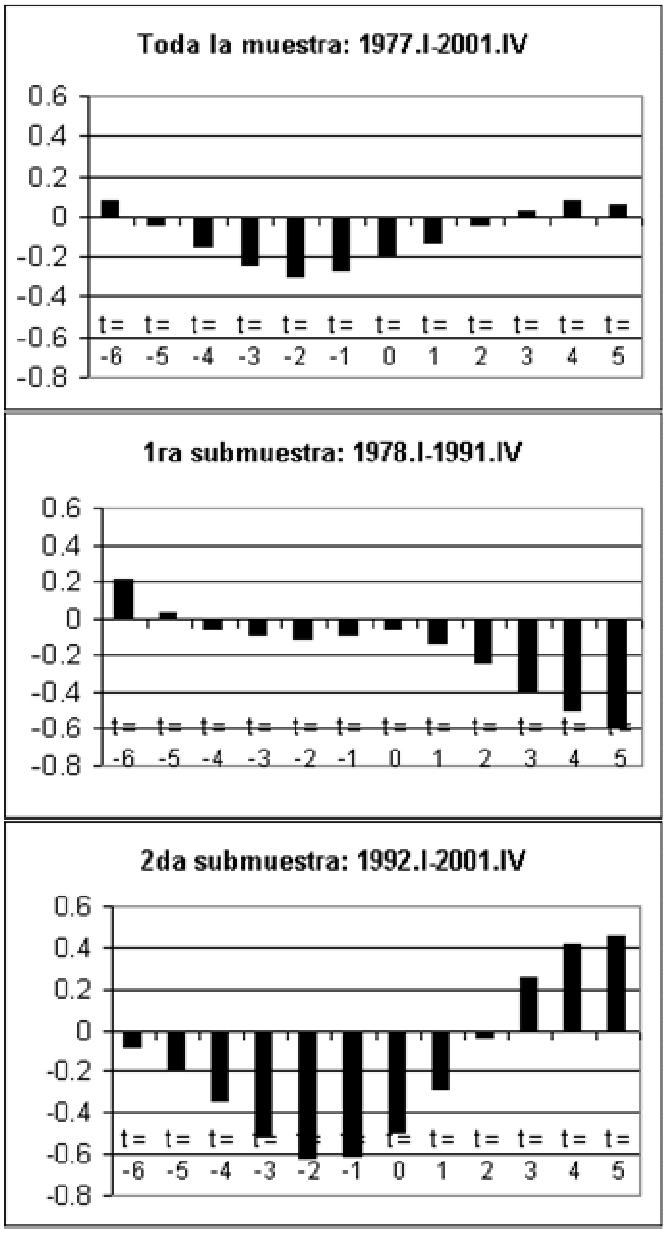
En un simple modelo bivariado de política monetaria, interés y producto $\{i;Y\}$, se tendería a tomar la variable de política monetaria (i) como la variable exógena y al producto (Y) como la variable endógena. Sin embargo, es imposible no tener en cuenta que las decisiones de política monetaria, cambios en i, también están en función de la evolución del producto haciendo que la respuesta sistemática de la política monetaria a las condiciones macroeconómicas afecte también la propagación de choques de política y de los demás choques a la economía. ¿Qué es endógeno y qué exógeno en ese modelo?, ¿cómo es posible aislar los efectos de las tasas de interés sobre las condiciones macroeconómicas, cuando las tasas de interés son a su vez función de las mismas condiciones?

Como un primer acercamiento empírico a este problema de simultaneidad se presentan en el gráfico 2.1, las correlaciones trimestrales de la tasa de crecimiento del PIB real ($t=0$) con los rezagos (o *lags*: $t=-1;-2;...;-6$) y futuros (o *leads*: $t=1;2;...;5$) de la tasa de interés real expost de captación como indicador de política monetaria, IPM. En el panel superior se muestran los resultados para la totalidad de la muestra 1978.I–2001.IV; y en los dos paneles inferiores se muestran los resultados para las dos submuestras: 1978.I–1991.IV y 1992.I–2001.IV.

Incluso en esta forma simple de mirar los datos, se evidencia que las relaciones entre la política monetaria y la economía han cambiado en el tiempo. Comparando las correlaciones de la primera submuestra (panel intermedio), con las de la segunda submuestra (panel inferior) se ven dos diferencias importantes. En primer lugar, las correlaciones entre la tasa de interés y cambios subsecuentes en el crecimiento real (parte izquierda del gráfico) son sensiblemente *mayores*, en el ultimo periodo (segunda submuestra) con relación a los de la primera submuestra evidenciando quizás un *aumento* en la efectividad de la política luego de las reformas. En segundo lugar, las correlaciones entre el crecimiento real y movimientos subsecuentes en la tasa de interés real (parte derecha del gráfico) son sensiblemente *mayores* en el último período, de

hecho pasa de signo negativo a positivo, evidenciando quizás un *aumento* en el grado de respuesta sistemática de la autoridad ante cambios en la actividad económica.

Gráfico 2.1: Correlaciones Trimestrales $\{$ **Crecimiento PIB Real** $t = 0$ **; Interés Real** $t = -6,\ldots,5$ $\}$



Si bien la economía también ha sufrido fuertes choques reales que pueden estar contaminando este simple análisis de correlaciones[7], éste sí motiva la discusión más rigurosa sobre posibles cambios tanto en la conducción de la política monetaria frente al entorno macroeconómico como en los efectos de ésta sobre la actividad económica.

[7] Por ejemplo, la aparente mayor respuesta del producto a cambios en el IPM puede deberse a otra serie de factores ajenos a la política, por ejemplo a la presencia de mayores choques sufridos por la economía colombiana.

III. UNA PRIMERA METODOLOGÍA.

III.1 Motivación:

Una propuesta más formal para solucionar el problema de simultaneidad antes mencionado es la metodología de vectores autorregresivos, VAR, con la cual se logra purgar los cambios en las variables de actividad real y política monetaria de su componente endógeno para aislar los choques exógenos y de política que afectan al resto de variables macroeconómicas antes y después de las reformas.

Como se sabe, esta metodología regresa un vector de variables (Y) contra rezagos del mismo. Formalmente, un modelo VAR es un sistema de ecuaciones que puede ser escrito de forma matricial como:

(1) $$Y_t = a + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_k Y_{t-k} + u_t$$

donde a es un vector de constantes; u_t es el vector de innovaciones no explicadas por el modelo con E[$u_t u_t$'] = $\sum_u$ y (u_t) no está correlacionado con las variables en Y_{t-1}, $Y_{t-2}, ..., Y_{t-k}$. Por último, $\{A_1, A_2, ..., A_k\}$ son matrices de coeficientes que pueden ser estimados usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Suponiendo que estimásemos $\{A_1, A_2, ..., A_k\}$, el vector (u) y $\sum_u$, aun no sería posible computar la respuesta dinámica de Y_t ante los choque fundamentales de la economía. La razón básica es que al tener un modelo en forma reducida como (1) podemos estar obviando relaciones contemporáneas entre las variables del vector Y que hacen que los errores estén correlacionados; es decir, que $\sum_u$ no sea una matriz cuyos elementos afuera de la diagonal principal sean iguales a cero. No hay razón entonces para asumir que cada elemento de u_t corresponde a un choque estructural de origen económico en particular, digamos, por ejemplo, a uno en las variables de actividad económica real o de política monetaria. De forma más general, cada elemento de u_t refleja los efectos de *todos* los choques fundamentales a la economía.

Se procede entonces suponiendo que la relación entre las perturbaciones u_t y los choques fundamentales o estructurales, ε_t, esta dada por $B_0 u_t = \varepsilon_t$, donde B_0 es una matriz cuadrada e invertible y $\sum_\varepsilon = E\varepsilon_t \varepsilon_t' = I$, es decir los choques estructurales a cada variable del sistema no están correlacionados.

Premultiplicando (1) por B_0 obtenemos:

(2) $$B_o Y_t = b + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + ... + B_k Y_{t-k} + \varepsilon_t ;$$

De esta forma, las matrices del modelo en forma reducida (1) satisfacen:

$$a = B_0^{-1} b ;\ A_j = B_0^{-1} B_j \text{ ; para } j = 1,....,k$$

y el vector de perturbaciones satisface $u_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$, de forma que

$$\sum_u = B_0^{-1} \sum_\varepsilon (B_0^{-1})' = B_0^{-1} I (B_0^{-1})' ;$$

(3) $$\sum_u = B_0^{-1} (B_0^{-1})' ;$$

Dentro de un enfoque como el que se ha propuesto en este trabajo, sería más conveniente tener una representación como (2) para contar con las perturbaciones fundamentales de cada variable de la economía y así poder hacer un juicio sobre el papel que han jugado éstas dentro del incremento en la volatilidad.

Para ilustrar esto, supongamos que dividimos el vector Y_t en dos grupos: $Y_t = [Z_t', R_t]'$, donde Z_t es un vector que contiene las variables de actividad económica real y R_t es un escalar que representa al instrumento de política monetaria, IPM.

De acuerdo con esto, descomponemos las matrices B_i así:

$$B_i = \begin{bmatrix} B_i^{ZZ} & B_i^{ZR} \\ B_i^{RZ} & B_i^{RR} \end{bmatrix} \text{ ; para todo } i = 0,...,k$$

Si suponemos que B_0^{RR} = 1, nuestro modelo estructural (2) puede ser escrito como un sistema de dos ecuaciones:

(4.1) $$Z_t = (B_0^{zz})^{-1} \left[b^Z + \sum_{i=1}^{k} B_i^{ZZ} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} B_i^{ZR} R_{t-i} - B_0^{ZR} R_t + \varepsilon_t^Z \right];$$

(4.2) $$R_t = b^R - B_0^{RZ} Z_t + \left[\sum_{i=1}^{k} B_i^{RZ} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} B_i^{RR} R_{t-i} + \varepsilon_t^R \right];$$

donde ε_t^Z y ε_t^R son perturbaciones ortogonales.

La estructura económica acá añadida hace que el sistema de ecuaciones (4.1) describa la evolución de las variables reales como respuesta a cambios contemporáneos y anteriores de ellas mismas así como a choques estructurales reales no esperados. Y la segunda ecuación (4.2) caracteriza el comportamiento del IPM como respuesta de la evolución contemporánea y pasada en las variables endógenas, rezagos del instrumento monetario y choques no esperados de política monetaria. En pocas palabras (4.2) no es otra cosa que la forma estructural a estimar de la función de reacción de la autoridad monetaria.

Tenemos pues en (4.1) y (4.2) un sistema que nos permite cuantificar tanto el componente sistemático como las perturbaciones estructurales de las variables reales (Z_t) y de herramienta de la autoridad monetaria (R_t).

Dentro de un contexto de mayor volatilidad macroeconómica como el que se ha documentado para la economía colombiana, esta descomposición permite identificar las causas entre tres posibles candidatos: La economía colombiana es mas volátil por que

- estructuralmente, sus variables reales, Z, presentan un componente aleatorio ε_t^Z con mayor varianza;
- sus variables reales no presentan un componente aleatorio, ε_t^Z, más volátil pero la autoridad monetaria sí ha dado más choques de política, ε_t^R, haciendo que las variables reales, Z, sean mas volátiles.
- a pesar de no encontrar mayor volatilidad por los componentes no explicados en el modelo, ε_t^Z y ε_t^R, se dio un cambio en los parámetros estructurales o componente sistemático, $B's$, haciendo que la economía sea más sensible a los mismos choques de antes.

Cabe señalar dos puntos: primero, las tres posibilidades contempladas no son mutuamente excluyentes pudiendo tener una combinación de ellas; y, segundo, en la última posibilidad contemplada, es posible que el cambio en los parámetros se haya dado en el componente sistemático de las variables reales y/o en la función de reacción de la autoridad monetaria.

III.2 ¿VAR o SVAR ?:

Preferir un análisis estructural (como en la ecuación 2) a uno en forma reducida (ecuación 1) tiene implícito un dilema (*trade off*) al tener que ser especificada la matriz B_0 para que el sistema tenga una solución por lo cual uno puede caer en errores graves al suponer una estructura de la economía que tal vez no sea la adecuada. En efecto, para poder estimar el sistema estructural es necesario tener tanto a B_0 como a las matrices $\{A_1, A_2, ..., A_k\}$. Si bien, como ya se dijo, estas matrices pueden ser estimadas por MCO, obtener B_0 no es trivial. La única información que en principio se tiene sobre B_0

es que resuelve el sistema de ecuaciones (3). Sin ningún tipo de restricciones o estructura sobre B_0 un sistema como (3) puede tener infinitas soluciones. Esto obedece a que si suponemos que B_0 es de dimensión k x k (Y contiene k variables), la matriz $\sum_u$ sólo provee de $k(k+1)/2$ elementos. El problema de identificación reside en resolver (k x k) incógnitas con sólo $k(k+1)/2$ valores haciendo que por lo general haya una infinidad de soluciones. Para resolver esto se debe suponer y *defender* una estructura de B_0 que cuente con (k x k) - $k(k+1)/2 = k(k-1)/2$ número de restricciones tal como la que hicimos en el ejemplo anterior al sumir que $B_{RR} = 1$[8].

Existe un método de identificación que involucra estructurar el mismo numero de restricciones en un enfoque de largo plazo[9]. Sin embargo, la metodología que se seguirá acá será con un enfoque de restricciones de corto plazo siguiendo a Christiano, Eichenbaum y Evans, CEE, (1998). ¿Cuál es esta metodología? Lo que CEE (1998) hacen es considerar al vector Y_t de dimensión (k x 1) como la unión de tres componentes: $X_{1t}; S_t; X_{2t}$ de dimensiones (k_1 x 1), (1 x 1) y (k_2 x 1) respectivamente donde $k = k_1+k_2+1$ y S_t representa al instrumento de política monetaria:

$$Y_t = \begin{bmatrix} X_{1t} \\ S_t \\ X_{2t} \end{bmatrix};$$

Donde X_{1t} recoge las variables reales de la economía (por ejemplo el nivel de producto), S_t es el instrumento de política de la autoridad y X_{2t} recoge otras variables nominales de la economía.

Los autores asumen la siguiente estructura de la matriz B_0:

$$B_0 = \begin{bmatrix} \underset{(k1xk1)}{b_{11}} & \underset{(k1x1)}{0} & \underset{(k1xk2)}{0} \\ \underset{(1xk1)}{b_{21}} & \underset{(1x1)}{b_{22}} & \underset{(1xk2)}{0} \\ \underset{(k2xk1)}{b_{31}} & \underset{(k2xk1)}{b_{32}} & \underset{(k2xk2)}{b_{33}} \end{bmatrix};$$

[8] Como lo demuestran Christiano, Eichenbaum y Evans, CEE (1998), esta especificación no siempre es suficiente para identificar todos los elementos de la matriz B_0. Para una explicación más a fondo de este punto, el lector puede remitirse a este articulo, pag. 14.

[9] Más adelante se comentará sobre esta metodología que se ha empleado en algunos estudios del caso colombiano. Para una explicación detallada se remite al lector al articulo de Blanchard y Quah (1989).

El bloque de ceros de la fila intermedia supone que la autoridad no tiene en cuenta a X_{2t} cuando fija su instrumento S_t. Los dos bloques de ceros de la primera fila reflejan el supuesto que el choque de política monetaria es ortogonal a los elementos en X_{1t}, lo que se conoce en la literatura como el supuesto recursivo. Se supone que el comportamiento de la autoridad o función de reacción esta modelado con la ecuación:

$$S_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t^S \ ;$$

donde el comportamiento del instrumento de política monetaria depende del componente sistemático de la autoridad, $f(\Omega_t)$, que comprende información contemporánea y anterior de la economía, $\Omega_t = \lfloor X_{1t}, X_{1t-1}, X_{1t-2}, ..., X_{1t-q}; S_{t-1}, S_{t-2}, ..., S_{t-q}; X_{2t-1}; ...; X_{2t-q} \rfloor$.

Con el supuesto recursivo, las variables se determinan en bloques: primero, se determinan las variables de la actividad económica real, X_{1t}; en segundo lugar y de forma contemporánea, la autoridad fija su instrumento, S_t; y por último, el resto de variables de la economía se determinan, X_{2t}. Este supuesto es fundamental pues permite que los errores estructurales de la economía tanto ε_t^S como $\varepsilon_t^{X_1}$ sean ortogonales al componente sistemático de S_t y X_{1t}, permitiendo encontrarlos como los residuos de una estimación por MCO.

Dado que no se conoce a priori cuál es la estructura de la economía colombiana, después de esta descripción, queda evidenciado el riesgo del enfoque estructural. Además, las conclusiones que se deriven de las respuestas dinámicas del sistema ante choques a las variables van a ser altamente sensibles a la especificación que se tenga sobre B_0. Como lo demuestran CEE si bien las funciones de impulso-respuesta, FIR, de las variables en Z_t ante choques a S_t son independientes al orden de las variables en X_{1t} y X_{2t}, estos resultados sí se afectan ante choques no monetarios dependiendo del orden de las variables. En pocas palabras, los resultados son sensibles no sólo a la estructura que por medio del supuesto recursivo se le asigne a B_0, sino que también lo son al orden que se escoja darle a las variables dentro de una misma estructura.

Si bien CEE (1998) muestran un cierto consenso en la literatura sobre las variables y estructura que se debe emplear[10], su trabajo abarca generalmente a economías grandes e

[10] Por ejemplo los autores emplean dentro de X_1 al PIB real, el Deflactor Implícito del PIB y un índice de precios de uno o varios *commodities*; a *S* como la tasa de interés a la cual el FED irriga liquidez; y dentro

industrializadas donde los mecanismos de propagación son diferentes a los que se pueda pensar para una economía pequeña como la colombiana, que además estuvo parcialmente cerrada durante buena parte del periodo de análisis. Tampoco parece conveniente la metodología alternativa de identificación de la estructura que proponen CEE (1998) quienes, basándose en Lucas (1980), afirman que se debe escoger una estructura que genere respuestas dinámicas o funciones de impulso respuesta de las variables a choques estructurales de política monetaria acordes con uno o varios modelos teóricos previamente aceptados. De esta forma, si una estructura especifica no cumple con dar unas funciones de impulso respuesta, FIR, acordes con la teoría, se desecha la estructura y se busca otra.

El problema es que (al menos para el autor) no existe un modelo que sirva como *benchmark* (referencia) sobre el cual pueda desecharse un tipo de estructura. De hecho, la literatura revisada también se plantea este problema sobre la existencia de un modelo especifico para el caso de Colombia[11]. Una revisión de la literatura relacionada con este tema para el caso colombiano muestra que ha habido una inclinación por emplear la metodología comentada antes y propuesta por Blanchard y Quah (1989) donde las restricciones se imponen teniendo un criterio de largo plazo en una economía pequeña y abierta, es decir, donde sólo los choques de oferta son los únicos que tienen efectos permanentes sobre el producto[12].

Entre los trabajos que cabe mencionar acá tanto por su similitud en el uso de variables a analizar como por la periodicidad y el rango de los datos están Gaviria y Uribe (1993), Restrepo (1997), Misas y López (1998) y Zuccardi (2002), entre otros. Estos trabajos coinciden en recoger dos tipos de variables cuyos choques puedan ser de oferta o demanda. De forma general, en todos encuentran que los choques de oferta son los principales factores en la explicación de la fluctuación del producto de largo plazo.

El presente capítulo también busca determinar la importancia de los choques (de oferta y demanda) en las fluctuaciones del producto, entre el primer trimestre de 1978 y el cuarto trimestre del 2001. Pero a diferencia de los trabajos ya realizados, en este análisis se plantean restricciones de corto plazo siguiendo el enfoque de CEE (1998) sobre la

---

de X_2 a variables del *money market* como un agregado monetario o el nivel total de reservas del sistema bancario.

[11] En Echevery e*t.al* (2002) se afirma que el modelo para Colombia no ha sido el que se había pensado a priori antes de la apertura.

[12] Se entiende acá por choques de oferta aquellos que afectan directamente al sistema productivo de un país entre los que se pueden mencionar: cambios en la productividad de los factores, en el stock de capital o en precios relativos como la tasa de cambio real.

matriz B_0, para así evitar una posible subestimación de los efectos de corto plazo que puedan tener los choques de demanda sobre la producción real. Al no seguir la metodología de Blanchard y Quah (1989), no se pretende desvirtuar la abundante evidencia para Colombia en el sentido que los choques de oferta tienen efectos de largo plazo sobre el producto a diferencia de los choques de demanda.

Por otro lado, es preciso subrayar que el modelo planteado sí difiere de los trabajos mencionados en la medida que busca, además de aislar los choques estructurales que han afectado a la economía, estimar una función de reacción de la autoridad con lo que el supuesto recursivo funciona bien al suponer que los choques de política son ortogonales a la información disponible. Para este último propósito, CEE (1998) muestran cómo este método es superior a otras metodologías alternativas.

Además de éstas observaciones, lo mencionado antes sobre la estructura a escoger y los riesgos de no escoger la estructura apropiada, hace que el análisis se haga, en primer lugar, a través de un VAR en forma reducida que si bien tiene las limitaciones ya mencionadas, nos permitirá identificar las relaciones puramente estadísticas (sin ninguna estructura económica que *a priori* se le quiera dar a la economía colombiana) existentes entre variables macroeconómicas reales y nominales, así como a tener una medida inicial del componente aleatorio general que ha afectado a la economía en su conjunto. En segundo lugar, propondremos un tipo de estructura para la economía colombiana siguiendo la metodología de CEE (1998), que nos permitirá contar con una medida de los choques estructurales y sus mecanismos de propagación que ha recibido la economía colombiana durante todo el período analizado.

III.3 Evidencia de un VAR[13]:

El modelo estimado fue el (1):

$$Y_t = a + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_k Y_{t-k} + u_t$$

donde el vector Y_t esta compuesto de las siguientes variables: el saldo fiscal como porcentaje del PIB (Saldo), como medida de demanda agregada; el logaritmo natural de

[13] Esta herramienta en forma reducida ha sido ampliamente utilizada tanto en la literatura internacional como para el caso de Colombia en el análisis de la política monetaria y su conexión con la actividad económica real. Ver Boivin y Giannoni (2002), Bernanke y Blinder (1992) o Bernanke y Mihov (1998) para el caso internacional entre otros; y Reinhart y Reinhart (1991), Echeverry (1993) y Posada (1995) para el caso colombiano entre otros.

la producción real de la industria manufacturera (Lindmf)[14]; la tasa de inflación (Inf); el índice de tasa de cambio real (Tcr), para contar con una medida de oferta agregada; y la variable que sirve como indicador de política monetaria, IPM, será una medida del interés real de captación expost.[15]. En el Anexo I del Apéndice Estadístico se explica la construcción y las fuentes de estas las variables.

Cabe subrayar, sin embargo, que para una economía abierta y pequeña como la colombiana, tomar como medidas de demanda y oferta agregadas al saldo fiscal y a la tasa de cambio real, respectivamente, es obviamente un primer ejercicio cuyos resultados deben ser tomados teniendo en cuenta algunos supuestos. En primer lugar, el saldo fiscal (ingresos menos gastos) como medida de la demanda agregada supone que el componente endógeno que le impone los ingresos fiscales atados al nivel de actividad económico no es significativo. Por otro lado, se supone sobre la variable de tasa de cambio real que los choques externos (por ejemplo, cambios en el producto externo; los términos de intercambio y el interés real externo) e internos (por ejemplo, de gasto público) que en la práctica captura ésta variable, afectan únicamente la oferta agregada nacional. Sin embargo, teniendo en cuenta estas aclaraciones y supuestos, se considera que esta división de variables de oferta y demanda es un primer ejercicio válido.

Con respecto al estudio de los cambios en el componente sistemático o los mecanismos de propagación se aplicará una serie de pruebas estadísticas sobre el modelo para *todo* el período muestral, con el objetivo de verificar la estabilidad de los parámetros o mecanismos de transmisión para cada una de las ecuaciones del sistema (1). Estas pruebas cuentan con un test de estabilidad de los parámetros (Cusum de cuadrados) y de dos tests más específicos en donde se plantea en la hipótesis alterna un cambio estructural en los parámetros en una fecha especifica (test de quiebre estructural y de predicción de *Chow*).

De forma complementaria, se realizaron experimentos contrafactuales para aislar los componentes aleatorio y sistemático del modelo para medir la contribución independiente de cada uno de estos en la mayor volatilidad del producto real colombiano.

---

[14] Existe literatura nacional (Echeverry, 1993; Echeverry y Eslava, 1997) e internacional (Rudebusch, 1998) que sigue la propuesta metodológica de realizar este tipo de ejercicios reemplazando el PIB por la producción industrial dado que esta variable puede ser la que tengan a la mano las autoridades monetarias a la hora de la toma de decisiones y no el PIB

[15] A pesar de ser ésta la variable que por lo general se emplea como indicador de política monetaria de corto plazo, su uso no deja de estar exento de críticas al ser otras variables las que mejor sirvan como IPM. Esto se contempla en el análisis del capitulo siguiente donde se permite tener el crecimiento de la base monetaria como IPM alternativo.

Resultados:

- Pruebas de raíz unitaria, cointegración y determinación del orden del rezago:

Dado que para la estimación tanto del modelo VAR en forma reducida como en forma estructural se necesita que las series a relacionar sean estacionarias, se realizaron la pruebas de Dickey-Fuller aumentada y de Phillips-Perron sobre existencia de raíz unitaria para las variables en niveles y en primeras diferencias. Los resultados se reportan en el cuadro AII.1 del anexo II, Apéndice Estadístico.

Se encontró que todas las series en niveles excepto la de tasa de interés real presentan raíz unitaria. Sin embargo, al evaluar las series en primeras diferencias, no existe evidencia para aceptar la existencia de raíz unitaria, por lo que se concluye que las series en niveles son integradas de orden uno, excepto la medida de tasa de interés real expost que presenta características de ser integrada de orden cero (estacionaria). Se procedió luego a practicar un análisis de cointegración para determinar si las series que presentan propiedades no estacionarias tienen alguna relación de largo plazo que sea estacionaria.

Para el análisis de cointegración se consideraron sólo tres tipos de modelos diferentes -el modelo 2 o cimean, el modelo 3 o drift, y el modelo 4 o cidrift-, y se siguió el criterio de Pantula para determinar el numero de vectores de cointegración. En el cuadro AII.2 del anexo II del Apéndice Estadístico se presentan los resultados.

Se encontró que las variables Saldo, Lindmf, Inf y Tcr no presentan una relación de largo plazo. Lo que implica la ausencia de cointegración en niveles haciendo que se puedan estudiar las variables mencionadas en primeras diferencias.

Por último se difirió del enfoque de CEE (1998) quienes suponían a priori un orden de rezago de 4 trimestres. El modelo se estimó con tres rezagos de acuerdo con los criterios de información (Akaike, Schwarz y Hanna-Quinn) y las pruebas multivariadas de autocorrelación.

- Pruebas sobre la estabilidad del modelo:

Se realizó el test de *Cusum Cuadrados* para evaluar la estabilidad de los parámetros del modelo, ver anexo III del Apéndice Estadístico; y, de forma complementaria, el Cuadro 3.1 presenta dos tests de cambio estructural (*test de cambio estructural de Chow* y *test*

de predicción de Chow[16]) en los parámetros de cada ecuación para la "vecindad" del año en que se implementaron las reformas[17].

Cuadro 3.1. Test de cambio estructural de Chow y Test de predicción de Chow:

Ecuación	confiabilidad en el rechazo de la Ho sobre la no existencia de un quiebre estructural	
	Chow Test	Chow forecast Test
Saldo	No	al 1%
Industria	al 5%	al 5%
Inflación	al 5%	No
Tasa de Cambio Real	al 1%	al 1%
Tasa de Interés Real	al 5%	No

Nota: Pruebas realizadas para 1990:1 a 1993:4

Un "no" requiere un rechazo en todas y cada una de las fechas.

Como se puede observar, para las ecuaciones de la industria y la tasa de cambio real, tanto el test de *Cusum Cuadrados* como ambos test de cambio estructural coinciden en aceptar la evidencia sobre un posible cambio estructural en los parámetros que los interrelacionan con las demás variables macroeconómicas analizadas. Para las ecuaciones del saldo fiscal y la inflación, si bien ambos test dan resultados opuestos, el análisis de Cusum Cuadrados se inclina por la inestabilidad de sus parámetros. Por ultimo, para la ecuación del objetivo de la autoridad monetaria a pesar de que ambos test también dan resultados contradictorios, el test de Cusum Cuadrados no muestra inestabilidad en sus parámetros.

- Experimentos Contrafactuales:

En este ejercicio se seleccionaron dos submuestras (antes y después de las reformas[18]) y se buscó descomponer el cambio, entre submuestras, de la varianza de cada una de las variables en su origen sistemático (es decir los mecanismos de propagación de la economía) y el origen no explicado por el modelo (o choques exógenos) a cada variable por medio de una metodología de experimentos contrafactuales.

[16] Con una construcción ligeramente diferente, ambos tests buscan encontrar evidencia para rechazar la hipótesis nula de que los parámetros de cada ecuación son estadísticamente iguales para cada submuestra.

[17] Se habla de "vecindad" pues los test se realizaron para los primeros trimestres de los años 1990, 1991, 1992, 1993 y 1994. La razón para esto es que en primer lugar algunas de las reformas comenzaron con anterioridad a la expedición de la Nueva Constitución del 91 y, en segundo lugar, se puede suponer que en algunas variables el quiebre se haya dado con un cierto rezago.

[18] Si bien puede haber discusión sobre la fecha en que las reformas comenzaron a tener efecto sobre la economía, se tomará el primer trimestre de 1992 como la primera observación de la segunda submuestra. Esta fecha se escogió pues la principal de las reformas para este trabajo, aquella a la banca central, no se dio sino hasta el segundo semestre de 1991 con la conformación de la Junta Directiva del Banco de la Republica.

La evolución del vector Y_t, que contiene las variables macroeconómicas cuyo comportamiento y evolución buscamos explicar, depende tanto de perturbaciones no explicadas, u_t, como de un componente sistemático ($a, A_1, A_2, ...A_k$) que determina cómo estos choques se propagan por la economía[19].

La utilidad del sistema (1) radica en que es una herramienta para diferenciar el origen de la (creciente) volatilidad de la variable de actividad económica. Recordemos que la evidencia presentada antes en el trabajo apuntaba hacia una mayor volatilidad del producto durante el período posterior a 1991 con relación al período anterior.

Como se propuso antes, una mayor volatilidad puede deberse a dos causas diferentes: una mayor sensibilidad de las variables macroeconómicas a movimientos de las demás variables, fenómeno que está relacionado con cambios en los mecanismos de propagación (o componente sistemático) del cual las pruebas sobre estabilidad presentan evidencia y que llamaremos de *Economía más Sensible*; o a una mayor volatilidad del componente aleatorio de la variable de actividad real, atribuible a choques exógenos o que no están contemplados dentro del modelo, fenómeno que llamaremos de *Economía más Vulnerable* y que está relacionado con cambios en la matriz de varianzas y covarianzas de los choques exógenos, $\sum_v$.

Por medio de experimentos contrafactuales se busca aislar la contribución de cada uno de los dos componentes en el cambio de varianza para cada variable del sistema entre la primera y la segunda submuestra. En el cuadro 3.2 se presentan los resultados de los experimentos realizados para el modelo VAR planteado.

En la segunda y tercera columna se muestra la varianza de cada una de las variables del modelo para el primer y segundo período respectivamente. En las últimas tres columnas se da respectivamente el cambio en la varianza de una muestra a otra así como la descomposición de este cambio en su origen sistemático (mecanismos de propagación) y no explicado (innovaciones). Si bien en el Apéndice Estadístico, Anexo IV, se explica en detalle esta metodología, la descomposición es el resultado de dos "experimentos" en los que se deja constante uno de los dos componentes entre una muestra y la otra, y se observa cuál hubiese sido el cambio de varianza en cada caso. Es así como la quinta columna del cuadro 3.2 se obtiene asumiendo que los mecanismos de transmisión o

[19] La partición entre un componente explicado y otro no explicado puede ser controversial. En efecto, si se tuviera un pleno conocimiento de las variables que determinan la actividad económica y el nivel de precios, todo el cambio en estas variables seria atribuido a cambios en el componente sistemático. El conocimiento, sin embargo, no es tan completo por lo que se recoge en el vector de perturbaciones los cambios no explicados.

componente sistemático estimado han podido cambiar de la primera muestra a la otra mientras que las innovaciones o componente no explicado, $\sum_u$, permanecen constantes.

Cuadro 3.2 Experimentos Contrafactuales

Varianza de	1ra submuestra 77.I - 91.IV	2da submuestra 92.I - 01.IV	Variación	Cambio como resultado de	
				Propagación	Residuos
Dsaldo	0.1693	0.7674	0.5981	0.0222	0.5759
				3.72%	*96.28%*
Dlindmf	0.0019	0.0048	0.0029	0.0050	-0.0021
				171.19%	*-71.19%*
Dinf	0.0057	0.0011	-0.0046	-0.0015	-0.0031
				32.83%	*67.17%*
Dtcr	62.4419	71.3751	8.9331	12.8343	-3.9012
				143.67%	*-43.67%*
Dtir	0.0033	0.0037	0.0003	0.0019	-0.0016
				566.76%	*-466.76%*

Fuente: Cálculos del autor.

Esto provee una medida del aporte de los mecanismos de transmisión en la evolución de la volatilidad de las variables macroeconómicas estudiadas ante perturbaciones constantes. La sexta columna se obtiene haciendo lo contrario, es decir, manteniendo el componente sistemático constante y permitiendo que solo varíe el componente no explicado de una muestra a otra.

El cuadro 3.2 muestra que *la actividad productiva es más sensible al entorno macroeconómico* reforzando la evidencia obtenida a partir de las pruebas de estabilidad de los mecanismos de propagación. El mismo resultado cualitativo se observa para la tasa de cambio real y el interés real como objetivo final de la autoridad monetaria. Las dos variables que muestran un componente aleatorio de mayor influencia en la diferencia de varianzas de una muestra a la otra son el saldo fiscal y la inflación.

Estos últimos resultados, sin embargo, deben ser tomados con relativa cautela, pues como se ha explicado antes, provienen de una estructura en forma reducida, cuyos residuales u_t tienen una matriz de varianza-covarianza $\sum_u = B_0^{-1} \sum_\varepsilon (B_0^{-1})'$. De esta forma, un análisis como éste sobre los residuales de la forma reducida puede estar contaminado por cambios de carácter sistemático en la matriz de relaciones contemporáneas B_0. En todo caso, cabe subrayar que la inestabilidad encontrada en los mecanismos de propagación de los choques sobre la actividad real del modelo en forma reducida por medio de pruebas de estabilidad de los coeficientes de las matrices $\{A_1, A_2, A_3\}$ sigue siendo del todo válida. Recordando que las matrices de (1),

$A_j = B_0^{-1} B_j$, para $j = 1,2,3$; podemos afirmar que los mecanismos que propagan los choques estructurales (bien sea contemporáneamente o en forma rezagada) *deben haber cambiado*.

Para aislar propiamente los choques fundamentales a la economía se necesita añadirle más estructura al modelo, que es precisamente el objeto de la sección siguiente.

III.4 Evidencia de un SVAR :

Siguiendo a CEE (1998) consideramos ahora un análisis VAR estructural con la siguiente forma: se utilizaron como variables trimestrales del vector X_{1t}, en su orden, al saldo fiscal como proporción del PIB; a la producción de la Industria Manufacturera; la tasa de inflación; la tasa de cambio real y una medida del interés real de captación expost como la variable que sirve de indicador de política monetaria, IPM. De cada una de éstas cinco variables serán recogidos los errores estructurales que podrán ser tomados, respectivamente, como medidas de choques de demanda agregada (ε^{Saldo}); de actividad real $(\varepsilon^{Industria})$; de los precios $(\varepsilon^{Inflación})$; de oferta (ε^{Tcr}) y de política monetaria (ε^{Tir}). El modelo a estimar será:

$$B_o Y_t = b + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + B_3 Y_{t-3} + \varepsilon_t$$

donde el vector Y_t esta dividido en dos componentes así[20]:

$$\underset{(5x1)}{Y_t} = \begin{bmatrix} \underset{(4x1)}{X_{1t}} \\ \underset{(1x1)}{S_t} \end{bmatrix};$$

La estructura que se asumirá sobre la matriz B_0 será la siguiente:

$$B_0 = \begin{bmatrix} \underset{(4x4)}{b_{11}} & \underset{(4x1)}{0} \\ \underset{(1x4)}{b_{21}} & \underset{(1x1)}{b_{22}} \end{bmatrix};$$

Y la autoridad monetaria se comporta de acuerdo con la función de reacción $S_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t^S$; con $\Omega_t = [X_{1t}, X_{1t-1}, X_{1t-2} X_{1t-3}; S_{t-1}, S_{t-2}, S_{t-3}]$. Con esta estructura se esta asumiendo que las variables de la actividad económica real, X_{1t}, se determinan

[20] Por simplicidad, no se contempló la existencia del componente X_{2t}.

primero; y en segundo lugar, la autoridad fija su objetivo, S_t con la información contemporánea que observa en X_{1t}.

Esta estructura implica que la economía colombiana se comporta en el corto plazo de acuerdo con un modelo como el Mundell-Fleming o IS-LM en una economía pequeña y abierta, donde la determinación del producto de corto plazo se hace al equilibrar el mercado de bienes (IS) y el monetario (LM). En este equilibrio, los choques exógenos de demanda (un choque de gasto publico) y oferta (un choque a la TCR) tienen efectos contemporáneos sobre el producto y son una fuente de volatilidad de corto plazo. Los valores de equilibrio que se alcanzan en las variables en términos de producto y precios afectan contemporáneamente las decisiones de la autoridad monetaria sobre la (LM) pero sus determinaciones de política no afectan el equilibrio sino hasta el siguiente período[21].

Resultados:

- Estimación de B_0 y perturbaciones estructurales ε_t:

Luego de estimar la matriz B_0, se procedió a calcular los residuales estructurales o perturbaciones fundamentales ε_t (ver el anexo V del Apéndice Estadístico) y sobre estos realizar una prueba de cambio de varianza entre cada submuestra (Cuadro 3.3). Como se puede observar, se presenta un componente aleatorio significativamente más pronunciado en la segunda submuestra (sombreada) en las dos variables que recogen los choques de demanda (Saldo) y oferta (Tcr). También es significativo un componente aleatorio más volátil y asimétrico hacia valores negativos en la producción industrial. Por último, está el IPM donde no existe evidencia para rechazar la hipótesis de varianzas iguales en ambas submuestras. Para el caso de la inflación se puede ver evidencia de un componente menos volátil con relación al primer periodo de análisis.

[21] En Restrepo (1997) se da evidencia que la economía colombiana se comporta como el modelo IS-LM para una economía pequeña y abierta donde en el largo plazo, sólo afectan el producto los choques de oferta y no de demanda.

Cuadro 3.3 **Test sobre la varianza de los residuales estructurales:**

Varianzas de los errores estructurales estimados:

Var(Et estimado) 1ra sub muestra	Ecuación	Var(Et estimado) 2da sub muestra	Rechazo de Ho: Varianzas iguales*
0.368	Dsaldo	1.461	si al 1%
0.552	Dlindmf	1.191	si al 1%
1.361	Dinf	0.322	si al 1% **
0.516	Dtcr	1.277	si al 1%
0.911	Dtir	0.846	No

Nota: Se toma el primer trimestre de 1991 como el primer valor de la 2da muestra.

* Ha: Var(2da submuestra)>Var(1ra submuestra); Valores contrastados con un Estadistico F con 40/60 grados de libertad

** Ha: Var(2da submuestra)<Var(1ra submuestra); Valores contrastados con un Estadistico F con 60/40 grados de libertad

- Respuestas dinámicas y descomposición de varianza:

Una vez obtenida la representación estructural del modelo, se procedió a estimar las matrices (B_0) para cada submuestra y con esto calcular las respuestas dinámicas, FIR, y la descomposición de varianza hasta 12 trimestres para las variables Industria Manufacturera; Inflación y el IPM, TIR, ante choques de un desviación estándar a todas las demás variables del sistema estructural. Este ejercicio se realizó para cada una de las dos submuestras (ver el anexo VI del Apéndice Estadístico).

Para el caso de la industria, podemos ver como pasa a ser, en el segundo subperíodo, significativamente más sensible en el corto plazo a choques de demanda (Saldo fiscal) y de oferta (ITCR) con relación al primer período. También reacciona de forma más oscilante ante cambios en el nivel de precios. Por lo que respecta a choques al IPM, si bien la reacción de la producción industrial en el segundo período toma el signo (negativo) esperado ante una política contraccionista, la reacción no es significativa en comparación con los otros choques. Al descomponer su varianza se observa que la importancia relativa de los choques estructurales de oferta y demanda en la varianza del producto es mayor en la segunda submuestra con relación a la primera.

En la misma dirección, están los resultados para la inflación. Si bien las FIR no muestran una respuesta significativamente más pronunciada de los precios ante choques de demanda y oferta en el segundo período con relación al primero, la descomposición de su varianza sí muestra una mayor importancia relativa de los choques estructurales

de oferta y demanda en la variabilidad de la inflación. Pero, de forma interesante, esto no ocurre ante choques al IPM, ante los cuales los precios parecen reaccionar significativamente menor en el segundo período y su importancia dentro de la variabilidad de la inflación parece menor.

Por último, los resultados para el IPM ante choques no son muy diferentes de los resultados para las otras dos variables analizadas. La TIR, como IPM, parece reaccionar de forma más sensible en el segundo período con relación al primero. Sin embargo, las implicaciones tienen un carácter más relevante, pues si se toma esta ecuación como la función de reacción de la autoridad monetaria ante choques al sistema, se estaría afirmando que la respuesta sistemática de la autoridad es más importante ahora que en el pasado. Para el caso de los choques de oferta y demanda, la respuesta sistemática del IPM es más fuerte en el segundo período y mayor es la importancia de estos dos choques en la variabilidad del IPM. Ante choques a la producción industrial, si bien las dos repuestas del IPM en ambos períodos son cuantitativamente iguales y contracíclicas, la respuesta en el segundo periodo toma un cierto rezago en darse mientras que en el primer período se da simultáneamente. Por último, ante choques de los precios, si bien se observa una reacción contraccionista más rápida y significativa del IPM ante choques de inflación, la importancia relativa de los precios dentro de la variabilidad del IPM es sensiblemente menor en el segundo período[22].

III.5 Síntesis:

A manera de síntesis, el cuadro 3.4 resume la principal evidencia encontrada hasta ahora. Con la metodología VAR, se encontró evidencia de cambios en los mecanismos de propagación de choques implicando que la mayor volatilidad del producto pueda ser explicada por una mayor sensibilidad a los choques. De forma complementaria, el empleo de la metodología SVAR, encontró evidencia de que la mayor volatilidad también es atribuible a mayores choques estructurales de oferta y demanda. Sin embargo, no se encontró evidencia de que la mayor volatilidad sea producto de mayores choques de política del Emisor.

[22] El posible problema de significancia para las FIR encontradas en la segunda submuestra por el reducido número de grados de libertad hizo que se realizara el mismo ejercicio con otra medida de producto real diferente a la Industria Manufacturera. Se reemplazó esta medida por el PIB agregado y los resultados fueron robustos en términos cualitativos.

Cuadro 3.4. Fuentes de volatilidad del Producto Real Industrial

	MECANISMOS DE PROPAGACIÓN	CHOQUES ESTRUCTURALES			
		TCR	Fiscal	Producto	Política (Tir)
Evidencia de un VAR	Más sensibles				
Evidencia de un SVAR		Mayores	Mayores	Mayores	sin evidencia

En efecto, con respecto a la estimación de la función de reacción de la autoridad monetaria, la evidencia es menos clara. Si bien se encuentra que el IPM es más sensible a actuar con mayor fuerza de forma contraccionista ante choques en precios, también se halla evidencia de que es más sensible a choques de oferta y demanda. Además no se encuentra evidencia que la actividad real responda con más fuerza a choques de política.

Lo anterior plantea interrogantes sobre la forma en que cambió la conducción de la política monetaria a partir de las reformas y, en especial, los objetivos que ésta persigue desde entonces. El interrogante no es menos relevante pues si recordamos lo que se comentó en el capítulo introductorio, una parte de la bibliografía citada (en especial, Echeverry, *et.al.*, 2002) atribuía la mayor volatilidad del ciclo económico a la falta de política contracíclica del Banco de la República tras el mandato constitucional de proteger el poder adquisitivo de la moneda.

Los resultados parciales evidencian hasta acá que el Emisor se muestra *más* intervensionista ahora que antes de las reformas contradiciendo esta última hipótesis. Sin embargo, es necesario preguntarse si la mayor reacción de la autoridad documentada antes es la consecuencia de tratar de controlar primordialmente una inflación que responde menos a choques de política y que, a su vez, es más sensible a choques de oferta y demanda. Lo cual iría en la misma dirección de la idea planteada por el artículo antes mencionado. O, por el contrario, ¿es ésta la consecuencia de querer estabilizar un producto que también se muestra más volátil que antes a choques de oferta y demanda, y que responde menos a choques de política?. En resumen: ¿cuál fue el objetivo principal del Emisor, estabilizar el ciclo productivo o controlar la inflación?

Para responder a este interrogante la metodología empleada hasta ahora no es una buena herramienta por lo que se plantea una metodología alternativa que busca respaldarse más en evidencia de “episodios” de política que *en realidad* sucedieron en la economía colombiana vez de “fabricarlos” econométricamente.

IV. UNA METODOLOGÍA ALTERNATIVA

IV.1 Motivación:

Una metodología alternativa que se ha propuesto para analizar la conducción de la política monetaria y sus efectos reales de corto plazo es el llamado *narrative approach* (enfoque narrativo) propuesto desde el influyente trabajo de Friedman y Schwartz (1963) y más tarde empleado por Romer y Romer (1989). Para los primeros, la política monetaria "*es la conjunción de los eventos económicos, las instituciones monetarias, y las doctrinas y creencias del momento y de los individuos particulares que toman las decisiones de política*" [23]. Por ésta razón, el marco de análisis de la política monetaria que proponen comprende procedimientos no estadísticos, diferentes de los empleados en el capítulo anterior, en la identificación de episodios de política monetaria que involucren el uso de fuentes históricas, como las minutas de la autoridad central, y a partir de los cuales se pueda construir una función de reacción de la autoridad diferente para cada uno de los episodios[24].

Para el caso colombiano, Echeverry (1996) emplea esta metodología identificando los episodios en los cuales se dieron choques inflacionarios entre 1970 y 1991, a partir de los cuales se construye una función de reacción de la autoridad ante cada uno de estos episodios y para las diferentes herramientas a su disposición. La evaluación de la función de reacción de la autoridad se complementa con la revisión de las minutas de la Junta Monetaria para caracterizar mejor los episodios de política monetaria identificados previamente de forma estadística. Con esto se tiene un instrumento con el cual medir la *fuerza* de la respuesta del Emisor ante el choque inflacionario y una evidencia narrativa que respalda los resultados.

---

[23] Friedman y Schwartz (1963). Traducción del autor.

[24] Además de esto cabe subrayar que el análisis de la conducción de la política monetaria y sus efectos reales de corto plazo mediante el método VAR en forma reducida o estructural no ha estado libre de críticas. En Rudebusch (1998) se afirma que tomar las mediciones de los residuos como choques de política monetaria puede no ser la mejor herramienta para la identificación de periodos de política monetaria laxa o fuerte. El autor muestra que, para el caso de EE.UU, los choques de política monetaria obtenidos de modelos VAR difieren sustancialmente de las interpretaciones estándar sobre políticas pasadas del FED. Igualmente, encuentra una baja correlación entre los choques obtenidos de modelos VAR y aquellos medidos por las fluctuaciones atípicas de los *federal funds futures* (futuros sobre tasas del FED). Mas importante aún, C. Sims, quien fuera el precursor del uso de la metodología VAR para análisis macroeconómico, afirma que si bien esta herramienta puede proveer unos resultados precisos en términos de la respuesta de una economía a choques exógenos, la interpretación de los residuos como la representación histórica de acciones de política monetaria puede ser "problemática". Cabe señalar, sin embargo, que no parece haber un consenso al respecto en la literatura internacional. Para una posición contraria ver Evans and Kuttner (1998) o Boivin y Giannoni (2002).

A continuación se propone extender esta metodología al período 1991.II-2001.IV. De esta forma se cuenta con una misma herramienta de análisis para comparar el comportamiento de la autoridad en los dos subperíodos y responder así al interrogante que se dejó planteado al final del capítulo anterior: ante un ciclo más pronunciado y una economía más sensible a choques de oferta y demanda después de las reformas, ¿cuáles fue el objetivo principal del Emisor durante el segundo período, estabilizar el ciclo productivo o controlar la inflación?

IV.2 Identificación de episodios y función de reacción de la autoridad:

Los episodios sobre los cuales vamos a construir la función de reacción de la autoridad son de dos tipos: inflacionarios y de producto. Para esto identificamos los períodos "picos" y "valles" del ciclo de ambas variables de acuerdo con un criterio estadístico en cada uno de los dos subperíodos[25].

En la construcción de la función de reacción de cada episodio se buscó complementar el análisis permitiendo que exista otro IPM diferente del interés real expost: el crecimiento de la base monetaria, CBM[26]. Se estimó un proceso autorregresivo para cada uno de los dos IPM con base en el rango de datos de la primera muestra: 1977.I-1991.II, para así tener una estimación de los parámetros que regían la evolución del IPM de la autoridad en el primer período. Con la estimación se calcula la predicción dinámica, $\hat{IPM}$, para cada indicador en los 5 trimestres siguientes comenzando con el trimestre previo al inicio de cada episodio. Por último, se calcula el error de predicción entendido como la diferencia entre el comportamiento real y la predicción (*forecast*) del indicador para cada uno de los cinco trimestres:

[25] Se definió un promedio móvil centrado en dos trimestres para capturar las tendencias de las variables inflación y producto industrial, y se identificaron los "picos" y "valles" de ambas series. Cabe aclarar que para la serie de inflación, si bien no se observan unos "picos" o "valles" claros de esta variable durante el segundo periodo, dada la tendencia decreciente registrada a lo largo de éste, sí se evidencian tres "escalones" en los que al parecer se trató de revertir esta tendencia. Se analizará el comportamiento de la autoridad ante estos tres episodios para determinar así su responsabilidad en que la tendencia decreciente de la inflación no se revirtiera. Ver el Apéndice Estadístico, Anexo VII, para la identificación gráfica de los episodios encontrados para las dos series.

[26] Carrasquilla (1997), apoyándose en trabajos internacionales como Cecchetti (1995), afirma que en este tipo de ejercicios, el crecimiento de la base monetaria es la variable que mejor recoge los cambios en la conducción de la política monetaria. Un motivo de discusión puede ser que la tasa de interés interbancaria, TIB, debe ser la variable que se emplee como el mejor IPM. El problema con esta variable es que su serie empieza sólo a partir de 1989 por lo que de antemano la elimina del análisis. Sin embargo, a pesar de existir suficiente evidencia que la tasa de interés interbancaria, TIB, es cada vez mas la variable objetivo de la autoridad monetaria colombiana a partir de la reforma institucional de Banco Central (ver Urrutia, 2002) también existe evidencia que relaciona a la TIB con la evolución del interés nominal y el interés real de manera directa y causal.

$$\text{Error de Predicción en } i = \left(IPM_{real;i} - \hat{IPM}_i \right); \text{ para } i = 1, 2, ..., 5.$$

De acuerdo con Romer y Romer (1989), se tiene así un estimativo de la fuerza con la que la autoridad respondió a la evolución de la producción y los precios *aparte de lo que de otra forma se hubiera podido esperar* si estas dos variables no hubieran tenido los picos o valles que en efecto tuvieron[27]. De esta forma, los errores de predicción indican la función de reacción de la autoridad ante cada uno de los episodios. Además, al calcular la predicción con un proceso autorregresivo estimado para el primer período únicamente, se tiene una medida de cual sería el comportamiento de la autoridad de acuerdo con sus parámetros del primer período[28].

La extensión de dicha metodología para el rango de datos del segundo período tiene, sin embargo, un problema metodológico al no contar con el acceso a las minutas de la Junta Directiva del Banco de la Republica siendo estas las que evidencian las verdaderas intenciones de la autoridad[29]. Se intentará sobrepasar esta dificultad teniendo como fuente alternativa la evidencia bibliográfica recopilada en los Informes de la Junta Directiva del Banco de la República (JDBR), las Notas Editoriales del gerente del Emisor y algunos artículos escritos por los codirectores de la JDBR en la *Revista del Banco de la República*, así como los escritos por otros actores que estuvieron cerca al proceso de toma de decisiones de política.

A continuación, se presentan los resultados del análisis para los episodios inflacionarios y de actividad real del segundo período con base en los errores de predicción de los dos IPM presentados en el Anexo VII, del Apéndice Estadístico. Como se puede apreciar, en el Anexo también se reportan los errores para el primer período, para así poder contrastar la fuerza con la que el Emisor empleó sus instrumentos antes y después de las reformas. Los resultados son complementados por la evidencia narrativa recopilada para cada episodio analizado[30].

---

[27] En el Apéndice Estadístico, Anexo VII se presenta la estimación econométrica de los procesos autorregresivos para los dos IPM.

[28] Cabe subrayar que, cualitativamente, los resultados presentados no difieren al estimar los parámetros del modelo AR con la totalidad de la muestra.

[29] Sobre las actas de la Junta Directiva del Banco de la República existe una reserva que prohíbe su consulta.

[30] Para una completa recopilación se elaboró la sección "Apartes de los Informes del Banco de la República al Congreso Nacional, artículos de los codirectores y Notas Editoriales del Gerente del Emisor" en el Anexo VII del Apéndice Estadístico.

IV.3 Resultados:

El primer pico de la actividad industrial, 1992.I-1992.III, se dio en medio de una masiva entrada de capitales al país que, dado el nuevo arreglo cambiario de flotación entre bandas que tenía el país, trajo consigo una importante acumulación de reservas por parte de la autoridad. Como lo evidencian las dos funciones de reacción construidas para este episodio, (gráficos A.4 y A.6 del Anexo VII, Apéndice Estadístico) la autoridad no reaccionó de manera alguna en forma contracíclica. Incluso, los errores de predicción para este episodio muestran que el comportamiento expansionista para los dos IPM es sensiblemente mayor a cualquier comportamiento registrado durante el primer período. En Carrasquilla (1997) se identifica una voluntad expansionista por parte del Emisor entre 1990 y 1992[31]. Sin embargo, en este episodio, la tendencia decreciente de la inflación no se vio seriamente comprometida.

El siguiente episodio valle al que se enfrentaría la autoridad, 1993.III-1994.II, se contrapone al primer episodio "escalón" de la inflación durante el segundo período, 1993.IV-1994.III. Las funciones de reacción muestran como la autoridad escogió, sin ambigüedad alguna, la estabilización de precios para volver a la tendencia decreciente que estaba exhibiendo la inflación. En un comportamiento fuertemente procíclico, el Emisor empleó como instrumento de choque el CBM y con cierto rezago la TIR (gráficos A.3; A.5 y A.8). La fuerza con la que la autoridad empleó la TIR como IPM para revertir la creciente inflación solo puede ser comparada en el primer período, con la acción fuertemente contraccionista ocurrida después del episodio inflacionario de acumulación de las RIN de 1976 (Echeverry, 1996). Más aún, tomando al CBM como IPM, este episodio fue en donde más contraccionista se ha mostrado el Emisor durante todo el período de estudio. En Carrasquilla (1997), este comportamiento explícitamente contraccionista es mencionado y se identifica al año 1993 como el comienzo de un extenso periodo en donde el crecimiento del dinero exhibe una clara tendencia negativa.

La actitud contraccionista de la autoridad continuó manifestándose con fuerza en el siguiente episodio pico de la producción industrial, 1995.II-1995.III. Como se puede apreciar los dos IPM muestran un comportamiento contraccionista de cierta consideración con respecto al primer período, en especial con el CBM como IPM y en menor medida con la TIR (gráficos A.4 y A.6). Lo que se puede inferir de este episodio

[31] Esta voluntad expansionista de la autoridad al inicio de la década de los años 90, también es identificada en Gómez y Julio (2000).

es que la autoridad intervino de forma, esta vez, contracíclica para asegurar que el ciclo expansionista de la actividad real no hiciera peligrar la tendencia decreciente de la inflación.

El siguiente episodio "escalón" en el que la inflación dio muestras de revertir su tendencia decreciente, 1996.I-1996.IV, enfrentaría nuevamente a las autoridades a la disyuntiva de estabilizar el nivel de precios o adoptar una política contracíclica ante la primera recesión en más de 15 años, 1996.III-1997.II[32]. Los resultados muestran cómo, esta vez, la respuesta de la autoridad fue mixta. Los dos IPM mostraron una respuesta contraccionista importante y rápida por parte de la autoridad para contrarrestar la tendencia creciente de la inflación (gráficos A.8 y A.10). Sin embargo, se aprecia de igual la forma cómo estas medidas se revirtieron también de forma importante tras la situación recesiva en el sector productivo (gráficos A.3 y A.5). En esta ocasión el IPM que primero capturó el fuerte comportamiento contracíclico del Emisor fue la TIR cuyo error de predicción muestra que el comportamiento expansionista, entre 1996.III y 1996.IV, fue igual de fuerte a la política contracíclica llevada a cabo por las autoridades en el episodio de 1984.II-1985.II que buscaba la estabilización de la economía y alejar el fantasma de una crisis de balanza de pagos a pesar de sacrificar los logros desinflacionarios logrados hasta entonces (Echeverry, 1996). El CBM también revirtió su tendencia de forma importante aunque con un rezago de dos trimestres, a partir de 1997.I . Este episodio de política contracíclica es documentado por Echeverry (2002) en donde la política contracíclica del Emisor se caracterizó por medidas como la revisión al alza de los corredores monetarios con consecuencias sobre la actividad real lo que es catalogado como una clara "política keynesiana" del Banco de la República.

Una revisión de los Informes de la JDBR al Congreso en los meses de junio/1996 y marzo/1997, da cuenta que, si bien el comportamiento expansionista de la base monetaria durante 1997 parece controversial, sí parece haberse dado una intención claramente expansionista contracíclico del Emisor durante el segundo semestre de 1996 a pesar de los pobres resultados en el cumplimiento de la meta inflacionaria. Medidas como la reducción sustancial de los encajes sobre los depósitos en cuenta corriente públicos y privados, los cuales disminuyeron de 70% y 41%, respectivamente, a un nivel unificado de 21% y la eliminación del encaje marginal, además de la revisión a la baja en el corredor de intervención de la tasa de interés interbancaria (TIB) en noviembre de 1996 y febrero del siguiente año, y el crecimiento de los saldos netos de

[32] Definiendo recesión como un período de crecimiento real negativo por más de tres trimestres seguidos.

OMA´s entre el segundo semestre del 96 y el primero del 97[33] parecen mostrar que el Emisor sí sacrificó los resultados en materia de precios para darle más liquidez a la economía dados los pobres resultados económicos, siendo la tasa de interés real el mejor IPM por ser la variable que primero capturó la voluntad de la autoridad. De hecho en 1996 el IPC creció por encima de 21% siendo la meta de inflación de 17%.

Efectivamente, el impacto sobre la actividad real fue importante y esto dio paso al siguiente episodio "escalón" en la inflación, 1997.IV-1998.II. y al episodio recesivo más importante de todo el rango de datos, 1998.III-1999.III que estuvo enmarcado por la defensa de la banda cambiaria por parte del Emisor y los elevados niveles reales de tasas de interés que acompañaron esta política.

Los errores de predicción de ambos IPM muestran cómo, al inicio del episodio inflacionario, las autoridades no reaccionaron de forma contraccionista (gráficos A.8 y A.10). Tan sólo la TIR muestra una reacción importante en el segundo trimestre de 1998 cuando comenzó el período de defensa de la banda cambiaria durante el primer semestre de 1998. Sin embargo, el CBM no dio señal alguna de un comportamiento recesivo por parte del Emisor y mostró, por el contrario, una clara señal de la política expansiva durante el final de 1997.

¿Qué puede explicar esta demora del Banco de la República para frenar la nueva tendencia alcista de la inflación? De acuerdo con Echeverry (2002), dos fenómenos explican este hecho. En primer lugar, el Banco de la República interpretó el salto en la tasa de cambio que acompañó el fenómeno inflacionario como un hecho favorable para las exportaciones y la cuenta corriente y desechó el argumento de que se presentaba un exceso de liquidez. En segundo lugar, se menciona la presencia de un "ciclo político" con las elecciones del segundo trimestre de 1998 que favorecía la promoción de la demanda privada o al menos hacía más difícil tomar una firme decisión contraccionista.

Más importante aún, la evidencia econométrica muestra que ante el fuerte episodio recesivo, la autoridad dio señales de adoptar una firme política contracíclica (gráficos A.3 y A.5). En efecto, para los dos IPM se aprecia que desde comienzos de 1999 (para la TIR el efecto se ve incluso desde 1999.I y para el CBM a partir de 1999.III) el Emisor adoptó una política expansionista cuya fuerza es igual o superior a los episodios expansionistas de mayor fuerza del primer subperíodo.

[33] Para una completa recopilación, ver la sección "Apartes de los Informes del Banco de la República al Congreso Nacional, artículos de los codirectores y Notas Editoriales del Gerente del Emisor" en el Anexo VII, del Apéndice Estadístico.

Una revisión de los Informes de la JDBR al Congreso en los meses de marzo/1999 y marzo/2000, da cuenta que, el comportamiento expansionista contracíclico adoptado por Emisor fue incluso antes de lo que el resultado econométrico lo indica, es decir a partir del último trimestre de 1998. Se subraya cómo, una vez calmada la turbulencia cambiaria ocurrida durante la elecciones presidenciales en junio/98 y la moratoria de los bonos de deuda pública rusa en septiembre/98, "*aprovechando las condiciones favorables que ofrecía la recuperación de la confianza en el manejo macroeconómico, desde octubre de 1998 la JDBR comenzó a modificar el perfil de la política monetaria con el propósito de incrementar la liquidez de la economía y promover la reducción de las tasas de interés*".

En efecto, se pueden contar por lo menos 11 resoluciones expansionistas durante la segunda mitad de 1998 por medio de las cuales se disminuyeron los encajes, se modificaron los procedimientos para acceder a los apoyos ordinarios y especiales de liquidez, se remuneraron los encajes de los CDT´s y cuentas de ahorro (octubre/98), y se efectuó la primera de una serie de reducciones de la franja de intervención de la TIB bajando el techo de 30 a 26 y el piso de 23 a 22 (noviembre/98). Igualmente se estableció una tasa máxima de intervención (Lombarda) en 30% a la cual se ofrecía toda la liquidez demandada a un plazo de siete días. Por último, en la programación macroeconómica adelantada desde septiembre/98 para 1999, la JDBR definió los corredores de la base monetaria y el M3+Bonos permitiendo en su punto medio unos crecimientos de 23.6% y 26.2% al final de 1999 con respecto a sus valores finales de 1998 y superiores en 8.3 y 10.9 puntos porcentuales respectivamente al incremento previsto en el PIB nominal de 15.3%. El mayor crecimiento permitido era consistente con la intención de la autoridad monetaria de aumentar el suministro de liquidez a la economía y reducir la volatilidad de las tasas de interés de 1998[34].

En síntesis, la revisión bibliográfica consolida los resultados en el sentido que el Emisor sí mostró una respuesta expansionista incluso desde la segunda mitad de 1998, antes de lo que nuestros indicadores de política lo indican, y de fuerza considerable dada la actividad económica. Una vez más, parece ser que el mejor IPM es la TIR por ser la variable que primero captura la voluntad expansionista del Emisor ante los resultados en materia de crecimiento económico.

[34] Para una completa recopilación, ver la sección "Apartes y Gráficos de los Informes del Banco de la República al Congreso Nacional, artículos de los codirectores y Notas Editoriales del Gerente del Emisor" en el Anexo VIII, Apéndice Estadístico.

Esta política fuertemente expansiva se prolongó durante el resto de 1999 y el primer semestre del 2000 a pesar de que la inflación mostró su último "escalón" entre 1999.IV-2000.III (gráficos A.8 y A.10). Sin embargo, la inflación ya se había situado por debajo de 10% y el Emisor consideró que había espacio para continuar con la política expansionista (Urrutia, 2002). La actividad volvió a mostrar signos de reactivación y con esto se observó el último pico de la actividad real de la muestra, entre 2000.I-2000.IV donde la industria retomó crecimientos reales superiores al 10%. Ante esto, el Emisor no dio señales de contraer la actividad pues los dos IPM muestran que la firme intención expansiva se mantuvo hasta 2000.II (gráficos A.4 y A.6). Pese a lo anterior, la actividad real comenzó de nuevo una fase recesiva a partir del primer trimestre del 2001 dentro de lo que, como se documentó al inicio del trabajo, constituye el ciclo más corto y acentuado de la actividad económica en Colombia.

IV.4 Síntesis:

El análisis muestra al menos tres diferencias importantes en la conducción de la política monetaria entre los dos períodos analizados. En primer lugar, se aprecia un cambio en el comportamiento antiinflacionario de la autoridad. En Echeverry (1996) se identifica un comportamiento de validación ante inflaciones moderadas por parte de la autoridad para el período 1970-1991. Tan sólo se evidencia un comportamiento fuerte ante el crecimiento de los precios en los años 1978 y la segunda mitad de 1985 (gráfico A.9) donde el Emisor consideró como inadmisibles niveles de inflación por encima del 30%. La inflación pasó a ser un objetivo secundario después de otras prioridades como el desempleo, la actividad económica y el miedo a una crisis de balanza de pagos. El temor por las consecuencias reales de una desinflación hizo que se frenaran, con política expansionista, las caídas en el nivel de precios. Un ejemplo de esto es la expansión de 1987 (gráfico A.6). Este comportamiento, claramente cambió en la primera mitad de los noventas donde se evidenció un comportamiento fuertemente antiinflacionario del Emisor quien empleó una firme política contraccionista para consolidar la tendencia decreciente de la inflación.

En segundo lugar, se puede apreciar que este comportamiento se moderó en parte durante el segundo lustro de los noventas ante los episodios fuertemente recesivos de la actividad real a partir de 1996 y en especial en la contracción real de 1999, en los cuales el Emisor empleó sus instrumentos de forma contracíclica. En tercer lugar, la evidencia

también muestra que tanto para los fines contraccionistas de principio de década como para los expansionistas de fin de década, la fuerza con la que la autoridad empleó sus instrumentos sí fue consistentemente mayor en el segundo período con relación al segundo. Implicando una mayor intervención del Banco de la República con diferentes fines según el episodio, como consecuencia de los mayores choques a los que se vio enfrentada la economía colombiana en los noventas y la mayor sensibilidad de los agentes a reaccionar antes estos.

Con este análisis se buscó darle la perspectiva histórica que carecen los ejercicios VAR y VAR estructural realizados en la primera parte. En especial, se buscó documentar mejor el cambio en la conducción de la política monetaria a partir de las reformas y los fines que esta perseguía en términos de producción y precios. Se encontró que la mayor reacción de la autoridad, fue en principio la consecuencia de tratar de controlar primordialmente una inflación que, como se documentó en el capítulo anterior, responde menos a choques de PM y que, a su vez, es más sensible a choques de oferta y demanda. Sin embargo, ante los acontecimientos recesivos de la segunda mitad de los noventas, se evidenció una fuerte reacción expansionista por parte del Emisor aprovechando la tendencia decreciente de la inflación.

V. CONCLUSIONES

Este trabajo buscó analizar el que parece ser un "impacto" macroeconómico relevante de las reformas estructurales de principio de los noventas en la economía colombiana: una mayor volatilidad real del producto dentro de lo que se ha llamado el nuevo ciclo real, más corto y pronunciado.

El análisis de la mayor volatilidad real de la economía y sus principales causas se apoyó en dos metodologías alternativas. En primer lugar, por medio de VAR con cierto tipo de estructura económica se logró descomponer las fuentes de la creciente volatilidad entre los choques estructurales de oferta y demanda, y los mecanismos de propagación de éstos. La segunda metodología consistió en un enfoque seminarrativo que buscó identificar los episodios de política monetaria y con éstos construir una función del Emisor con la que se pudiera medir la relevancia del Banco de la República en la explicación del ciclo económico. Lo que se complementó con la evidencia narrativa oficial disponible.

Las principales conclusiones de este análisis son tres. En primer lugar, se encontró evidencia de cambios en los mecanismos de propagación de choques implicando que la mayor volatilidad del producto puede ser explicada por una *mayor sensibilidad* a los choques. En segundo lugar y de forma complementaria, se encontró evidencia que la mayor volatilidad también es atribuible a *mayores choques estructurales* de oferta y demanda. En tercer lugar, no se encuentra evidencia de que las modificaciones institucionales a la banca central en Colombia tuvieron como contraparte una autoridad que, dentro de su nuevo mandato constitucional, no deja de reaccionar con la misma fuerza para amortiguar el ciclo, en especial para el segundo lustro de los noventas donde se exhibieron las caídas más importantes del crecimiento real.

En síntesis, estamos en presencia de un ciclo real más corto y pronunciado cuyas causas no están en que el Emisor haya dejado de realizar política contracíclica y un ejemplo de esto son las recesiones de 1996 y 1999; más bien, la explicación está en que, a pesar de este comportamiento, el Banco de la República no está en capacidad de contrarrestar un ciclo que se muestra más sensible a mayores choques estructurales de oferta y demanda sin dejar de cumplir su mandato constitucional de guardar el poder adquisitivo de la moneda.

Un posible paso a seguir a partir de estos hallazgos es tratar de documentar más a fondo las causas estructurales del aumento en la sensibilidad de los mecanismos de

propagación de la economía colombiana. Así mismo, merece más estudio descomponer de una forma menos general los choques sufridos por la economía colombiana: la naturaleza de los choques puede ser bastante heterogénea y este análisis solo clasifica de una forma general a los choques según son de oferta o demanda.

BIBLIOGRAFÍA:

BALL, Laurence. (1993), "What Determines the Sacrifice Ratio"; *NBER*, WP # 4606

BALL, Laurence. (1998), "Los Costos de la Desinflacion", en *Ensayos Sobre Política Colombiana*,.

BERNANKE, Ben. S., and BLINDER, Alan S., (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *AER # 82.*

BERNANKE, Ben. S., LAUBACH, T., MISHKIN, F. S. y A. S. Posen (1999), " Inflation Targeting: Lessons from the International Experience", *Princeton University Press.*

BERNANKE, Ben. S., and MIHOV, Ilian, (1998), "Measuring Monetary Policy", *QJE # 113*

BLANCHARD y QUAH (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*. Vol 79 No 4.

BOIVIN, Jean and GIANNONI, Marc, (2002), "Assessing Changes in the Monetary Transmission Mechanism: A VAR Approach", en Financial Innovation and Monetary Transmission, Mayo del 2002; *Federal Reserve Bank of New York.*

CARDENAS, Mauricio y OLIVERA, Mauricio. (1995). "La Critica de Lucas y la Inversión en Colombia: Nueva Evidencia"; en *Archivos de Macroeconomía*, No 35.

CARRASQUILLA, Alberto. (1997), "Monetary Policy Transmission: The Colombian Case". *BIS*

CECCHETTI, Stephen G. (1995), "Distinguishing Theories of Monetary Transmission Mechanism". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 77.*

CECCHETTI, Stephen G. y EHRMANN, Michael. (1999) "Does Inflation Targeting Increase Output Volatiliy? An International Comparison of Policymaker's Preferences and Outcomes", *NBER*, WP 7426.

CHRISTIANO, Lawrence; EICHENBAUM, Martín; and EVANS, Charles, (1998). "Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End?"; *NBER*, WP 6400.

CLAVIJO, Sergio. (1999). "Reflexiones Sobre Política Monetaria e 'Inflacion Objetivo' en Colombia". en *Borradores Semanales de Economia*.

CLAVIJO, Sergio. (2002), "Política Monetaria y Cambiaria en Colombia: Progresos y Desafios (1991-2002). En *Borradores Semanales de Economía.*

CORBO, V. y K. SCHMIDT-HEBBEL (2000) "Inflation Targeting in Latin America"; trabajo presentado en la conferencia sobre política financiera y fiscal en Latinoamérica, *Stanford University*.

ECHEVERRY Garzón, Juan Carlos; (1993) "Indicadores de Política y Canales de Transmisión Monetaria. Colombia:1975-1991." en *Ensayos Sobre Política Colombiana* no 24.

ECHEVERRY Garzón, Juan Carlos; (1996) "The Rise and Perpetuation of a Moderate Inflation, Colombia 1970-1991"; en *Borradores Semanales de Economía*, # 50.

ECHEVERRY, Juan Carlos y ESLAVA Marcela, (1997), "Notas sobre la Tasa de Interés y la Inflación en Colombia", en *Borradores Semanales de Economía*, # 78.

ECHEVERRY, Juan Carlos; ESCOBAR Andrés y SANTA MARIA Mauricio; (2002) "Tendencia, Ciclos y Distribución del Ingreso en Colombia: una Critica al Concepto de "Modelo de Desarrollo"; en *Archivos de Economía*, DNP, #186.

ECHEVERRY, Juan Carlos; (2002). Las Claves del Futuro. Economía y Conflicto en Colombia. Editorial Oveja Negra.

FRIEDMAN, Milton and SCHWARTZ, Anna Jacobson. (1963). A Monetary History of the United States, 1867-1960. Princeton: *Princeton University Press.*

GAVIRIA y URIBE (1993), "Origen de las Fluctuaciones Economicas en Colombia". *Ensayos Sobre Economia Cafetera;* No. 9.

GOMEZ, Javier and JULIO, Juan Manuel; (2000),"Transmission Mechanisms and Inflation Targeting: The Case of Colombia's Disinflation"; en *Borradores Semanales de Economía*, # 168.

KUTTNER, Kenneth N., and MOSSER Patricia C., (2002) "The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions"; en Financial Innovation and Monetary Transmission, Mayo del 2002; *Federal Reserve Bank of New York.*

LUCAS, Robert E., Jr. (1980). "Methods and Problems in Business Cycle Theory". En *Journal of Money, Credit and Banking.* Vol. 12, No. 4.

MISAS y LOPEZ (1998), "El Producto Potencial en Colombia: una Estimación bajo SVAR". *Borradores de Economia,* No. 94. Banco de la Republica.

MISHKIN, Frederic S. and SCHMIDT-HEBBEL, Klaus; (2001) "One decade of Inflation Targeting in the world: what do we know and what do we need to know?", *NBER*, WP 8397.

PARTOW, Zeinab (1995), " Una Investigacion Empirica sobre el Impacto de la Inflacion en el Crecimiento Economico de Colombia", en *Borradores Semanales de Economia, # 17.*

POSADA, Carlos E., (1995), "Dinero, Interés, Inflación y Fluctuaciones Económicas en Colombia Desde 1958", en *Borradores Semanales de Economía, # 44.*

POSADA, Carlos E., (1999), "Dinero, Inflación y Actividad Económica", en *Borradores Semanales de Economía, # 106.*

REINHART, Carmen y REINHART, C., (1991), "Output Fluctuations and Monetary Shocks" en *Staff Papers IMF* Vol. 38 no 4.

RESTREPO (1997), "Modelo IS-LM para Colombia", *Archivos de Macroeconomía*. No. 65.DNP.

ROMER, Christina and ROMER, David; (1989), "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz"; NBER, WP # 2966

RUDEBUSCH, Glenn D. (1998). “Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?” en *International Economic Review 39, no.4.*

SARMIENTO, Eduardo; PONTON, Adriana y CARDONA, Carlos Humberto; (1998), “Evidencia sobre las Desinflaciones: Experiencia Internacional”; en *Borradores Semanales de Economía, # 102.*

SIMS, Christopher A. (1996). “Comment on ‘Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense’”. Unpublished Paper, Princeton University

URIBE, Jose Dario. (1995), “Inflación y Crecimiento Económico en Colombia”, en *Crecimiento Económico*, Banco Mundial-Banco de la Republica.

URIBE, José Darío y YURAVLIVKER. (1998), “Por que es Importante Reducir la Inflación y como Lograrlo”; en *Ensayos Sobre Política Colombiana.*

URRUTIA, Miguel. (2002), “Una Visión Alternativa: La Política Monetaria y Cambiaria en la Ultima Década”, en *Borradores Semanales de Economía, # 207.*

ZUCCARDI (2002), “Crecimiento y Ciclos Economicos: Efectos de los Choques de Oferta y Demanda en el Crecimiento Colombiano”; *Archivos de Macroeconomía.* No. 187.DNP.

APÉNDICE ESTADÍSTICO

Anexo I: BASE DE DATOS;

Las variables empleadas fueron el saldo fiscal como porcentaje del PIB (saldo); el logaritmo natural de la producción real de la industria manufacturera (lindmf); la tasa de inflación (inf); el índice de tasa de cambio real (tcr) y la tasa de interés real de captación expost (tir). Cada una tiene una periodicidad trimestral entre 1977.I y 2001.IV.

Para la construcción del saldo fiscal se tomó como fuente los valores trimestrales de las International Financial Statistics del FMI. Para el valor en pesos corrientes del PIB se emplearon las Estadísticas Históricas de Colombia, DNP. Dada la clara estacionalidad de esta variable, se trabajó con una serie desestacionalizada con el método X11 aditivo.

La serie de la producción de la industria manufacturera fue tomada de la serie del PIB real trimestral de las cuentas nacionales calculadas por el DANE. Debido al cambio en el año base de medición del PIB trimestral en 1994, se encontraron dos series históricas de esta variable: una serie con base año 1975, cuya característica principal es la ausencia de ajustes estacionales; por otra parte, una serie con base año 1994, que a parte de abarcar mas sectores productivos y capturar los cambios de la economía colombiana, se presentan los datos de forma desestacionalizada. Para crear una serie homogénea de la producción real de la industria manufacturera entre el primer trimestre de 1977 y el cuarto trimestre del 2001, siguiendo una metodología empleada por Zuccardi (2002), la serie con base 1975 se ajustó estacionalmente con el método X11 aditivo; a la nueva serie se le calcularon las tasas de crecimiento y con dichas tasas se estimó el nivel de la industria manufacturera con base 1994, desde 1977 hasta 1994. Finalmente, esta serie se encadenó con la serie de base 1994 calculada por el DANE y se obtuvo la serie final trimestral desestacionalizada para todo el período.

La serie de inflación se construyó como la tasa de crecimiento anual del IPC a fin de cada trimestre, reportada por el DANE. La tasa de cambio real fue el promedio simple de los datos mensuales del ITCR de la Revista del Banco de la Republica.

La serie de tasa de interés real de captación expost se construyó partiendo de una serie de interés nominal que se consiguió empalmando la serie de tasas mensuales de los certificados de ahorro tributario empleado en Restrepo (1997) para el periodo 1977.I-1980.II y la serie del promedio mensual de los CDT's a 90 días reportadas por el Banco de la Republica para el resto del periodo. Debido a que la serie es mensual, se trimestralizó haciendo un promedio simple de las tasas que se registran en cada trimestre. Posteriormente se eliminó el efecto de la inflación de la siguiente manera:

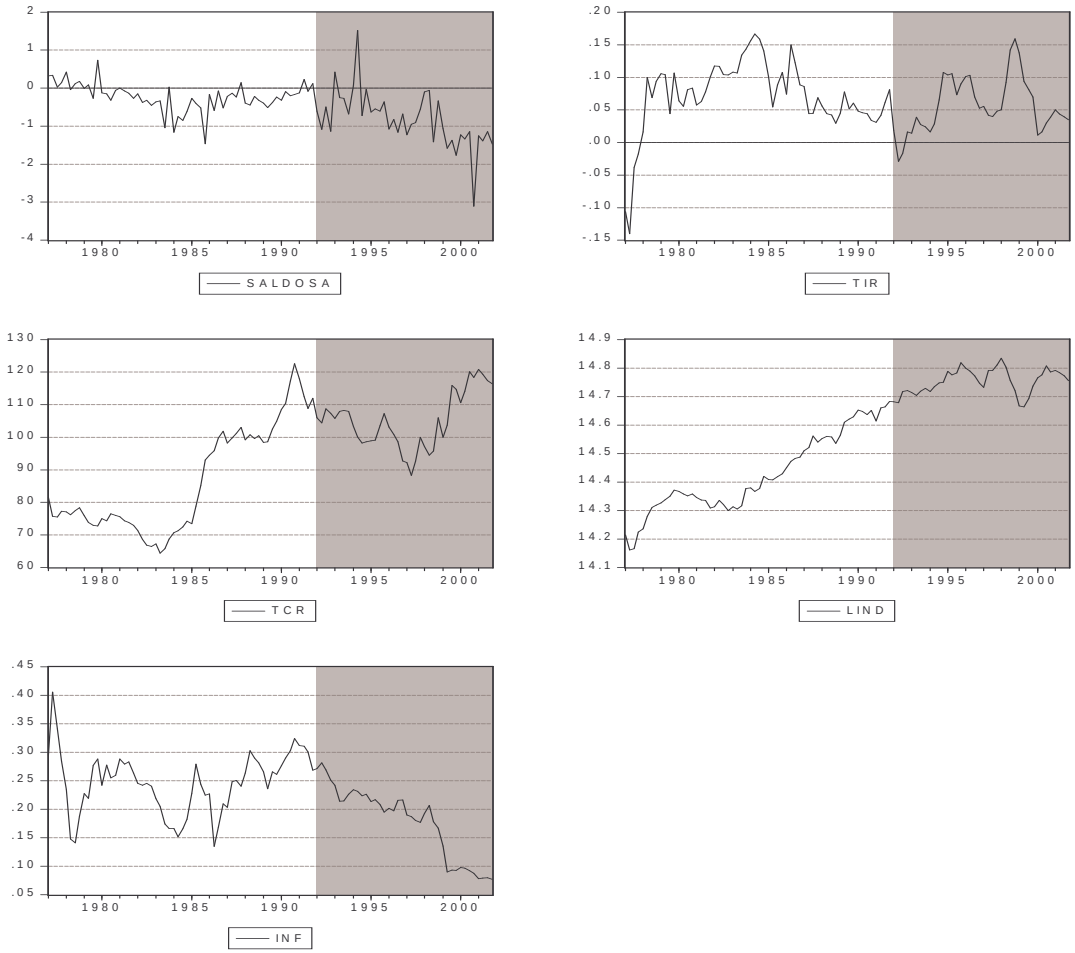
$$r_t = \left(\frac{1+i_t}{1+\pi_t} \right) - 1$$

Donde: r_t es la tasa de interés real de captación expost del trimestre.

i_t es la tasa de interés nominal de captación empalmada.

π_t es la tasa de inflación registrada en el trimestre.

Se presentan a continuación los gráficos de las variables a analizar (la segunda submuestra esta sombrada):



Anexo II. PROPIEDADES ESTADÍSTICAS: PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA, COINTEGRACIÓN Y ORDEN DE REZAGO.

Cuadro AII.1:

Variable	PRUEBA Dickey Fuller Aumentado			PRUEBA Phillips y Perron			CONCLUSION
	Estadistico	V.C (5%)	Resultado	Estadistico	V.C (5%)	Resultado	
saldo	-2,451	-2,89	No Estacionaria	-5,906	-2,89	Estacionaria	No estacionaria*
lindmf	-0,954	-3,45	No Estacionaria	-1,726	-3,45	No Estacionaria	No estacionaria
inf	-0,957	-1,94	No Estacionaria	-1,242	-1,94	No Estacionaria	No estacionaria
tcr	-1,054	-2,89	No Estacionaria	-0,906	-2,89	No Estacionaria	No estacionaria
tir	-4,222	-2,89	Estacionaria	-4,134	-2,89	Estacionaria	Estacionaria
Dsaldo	-5,661	-1,94	Estacionaria	-9,074	-1,94	Estacionaria	Estacionaria
Dlindmf	-3,645	-2,82	Estacionaria	-4,111	-2,89	Estacionaria	Estacionaria
Dinf	-3,677	-1,94	Estacionaria	-4,445	-1,94	Estacionaria	Estacionaria
Dtcr	-2,946	-1,94	Estacionaria	-3,491	-1,94	Estacionaria	Estacionaria
Dtir	-4,386	-2,89	Estacionaria	-4,527	-2,89	Estacionaria	Estacionaria *

Nota: El procedimiento que se siguió fue encontrar cual era el mejor PGD y sobre este aplicar el test. Para el caso de Lindmf se encontró que el mejor PGD era una sin componentes deterministicos pero los resultados se dan con ambos pues de lo contrario la serie presenta una tendencia explosiva.
(*) Más adelante en el trabajo se subdivide la muestra en dos a partir de 1992.I. En cada submuestra por separado se encontró evidencia para
aceptar la hipótesis de Raíz Unitaria en las variables Saldo y Tir para la segunda submuestra. Por esta razón se presentan los análisis en diferencias para cada variable.

Para el análisis de cointegración se consideraron tres tipos de modelos diferentes: i) el modelo 2 o cimean, en cual se incluye una constante en el vector de cointegración, pero no existe tendencia lineal en las variables en niveles ni dentro del vector de cointegración, ii) el modelo 3 o drift, en el cual se incluye una constante por fuera de la relación de largo plazo haciendo que las variables tengan tendencias lineales pero no en el modelo restringido, y iii) el modelo 4 o cidrift, en el cual se especifica la existencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, mientras que no se considera la existencia de dicha tendencia en las variables en diferencias.

En la elección del tipo de modelo a considerar y del numero de vectores de cointegración existentes se hace utilizando el criterio de Pantula. Este criterio considera que el investigador debe comenzar la prueba secuencial desde el modelo mas restringido y con el menor numero de vectores de cointegración (en este caso el modelo 2 y r=0), ir comparando el resultado de la traza con su valor critico, trasladándose por los modelos y manteniendo el mismo numero de vectores de cointegración, hasta llegar al modelo menos restringido y con el mayor numero de vectores de cointegración (en este caso el modelo cuatro con r=4). El investigador se detendrá en el momento en que no exista evidencia para rechazar la hipótesis nula de r vectores de cointegración. Esto se realizara para cada uno de los cuatro rezagos contemplados.

Cuadro AII.2

RESULTADOS DE ANALISIS DE COINTEGRACION vector {saldosa; lindmf; inf; tcr}

		MODELO # 2 Cimean				**MODELO # 3 Drift**				**MODELO # 4 Cidrift**			
Ho	Ha	Traza	Traza adj	V.C. (5%)	V.C. (1%)	Traza	Traza adj	V.C. (5%)	V.C. (1%)	Traza	Traza adj	V.C. (5%)	V.C. (1%)
						REZAGO 1							
r=0	r>=1	58,04	**55,67102**	53,12	**60,16**	49,86	47,8249	47,21	54,46	81,21	77,8953	62,99	70,05
r=1	r>=2	24,56	**23,557551**	**34,91**	41,07	17,15	16,45	29,68	35,65	44,12	42,3192	42,44	48,45
r=2	r>=3	9,43	9,045102041	19,96	24,6	7,01	6,72388	15,41	20,04	11,44	10,9731	25,32	30,45
r=3	r>=4	4,12	3,951836735	9,24	12,97	1,86	1,78408	3,76	6065	2,8	2,68571	12,25	16,26
						REZAGO 2							
r=0	r>=1	52,55	**48,215979**	**53,12**	60,16	46,19	42,3805	47,21	54,46	75,23	65,9232	62,99	70,05
r=1	r>=2	23,83	21,86463918	34,91	41,07	17,51	16,0659	29,68	35,65	42,43	37,1809	42,44	48,45
r=2	r>=3	10,64	9,762474227	19,96	24,6	7,3	6,69794	15,41	20,04	14,35	12,5747	25,32	30,45
r=3	r>=4	3,5	3,211340206	9,24	12,97	0,83	0,76155	3,76	6065	4,22	3,69794	12,25	16,26
						REZAGO 3							
r=0	r>=1	46,01	**40,25875**	**53,12**	60,16	40,07	35,0613	47,21	54,46	68,75	60,1563	62,99	70,05
r=1	r>=2	21,7	18,9875	34,91	41,07	15,81	13,8338	29,68	35,65	33,02	28,8925	42,44	48,45
r=2	r>=3	9,37	8,19875	19,96	24,6	5,39	4,71625	15,41	20,04	12,95	11,3313	25,32	30,45
r=3	r>=4	3,43	3,00125	9,24	12,97	1,01	0,88375	3,76	6065	3,54	3,0975	12,25	16,26
						REZAGO 4							
r=0	r>=1	39,35	**32,722632**	**53,12**	60,16	31,42	26,1282	47,21	54,46	59,33	49,3376	62,99	70,05
r=1	r>=2	18,45	15,34263158	34,91	41,07	12,58	10,4613	29,68	35,65	30,2	25,1137	42,44	48,45
r=2	r>=3	8,89	7,392736842	19,96	24,6	3,02	2,51137	15,41	20,04	12,25	10,1868	25,32	30,45
r=3	r>=4	2,81	2,336736842	9,24	12,97	0,02	0,01663	3,76	6065	2,99	2,48642	12,25	16,26

Para la longitud del rezago inicialmente se usaron los criterios de información Akaike, Schwarz y Hanna-Quinn teniendo los siguientes resultados:

Longitud del Rezago	**Akaike (aic)**	**Schwarz (sc)**	**Hanna-Quinn (hq)**
0	-1,26462	-1,12386	-1,20791
1	-4,67485	-3.830305*	-4.334605*
2	-4,66196	-3,11362	-4,03817
3	-4,45187	-2,19975	-3,54455
4	-4,91181	-1,95590	-3,72095
5	-5,43163	-1,77192	-3,95722
6	-5.32579*	-0,96230	-3,56785

* Rezago optimo según cada criterio.

De acuerdo con el criterio de Akaike, el rezago optimo del modelo es 6 mientras que para Schwarz y Hanna-Quinn es uno. De esta forma se evaluó autocorrelación en los errores por medio de dos pruebas multivariadas de correlación serial en los residuos:

Longitud del Rezago	Autocorrelacion Pormanteau Ajustado* (h = 20)	LM* (h = 20)	Normalidad * Kurtosis	Simetria	Conjunta
1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0875	0.0000
2	0.0031	0.1464	0.0003	0.7740	0.0038
3	0.0305	0.4178	0.0033	0.6901	0.0225
4	0.0000	0.0000	0.0022	0.9556	0.0314
5	0.0000	0.2968	0.0000	0.7628	0.0003
6	0.0000	0.1650	0.0000	0.9060	0.0000

El valor entre parentesis es la significancia estadistica de la prueba
La Hipotesis nula de las pruebas de autocorrelacion es la no existencia de autocorrelacion multivariada.
Para las pruebas sobre normalidad, la Ho de la prueba de la prueba de kurtosis es la existencia de apuntalamiento normal, mientras que la Ho de la prueba de simetria es la existencia de simetria normal.
La prueba conjunta evalua estas dos hipotesis al mismo tiempo.

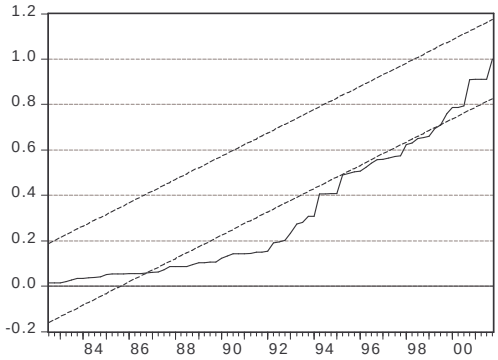
Los resultados sobre autocorrelación multivariada permiten concluir que el mejor rezago es tres. Sin embargo, con este (y con ningún) rezago se alcanza normalidad multivariada por lo que los intervalos de confianza para las FIR no van a poder ser estimados mediante un proceso de MonteCarlo.

El mismo ejercicio para determinar el orden de rezago apropiado se realizó en cada uno de los dos subperíodos y se encontró que el orden de rezago apropiado para la primera muestra era de 3 y para la segunda era de 2, los resultados no se muestran.

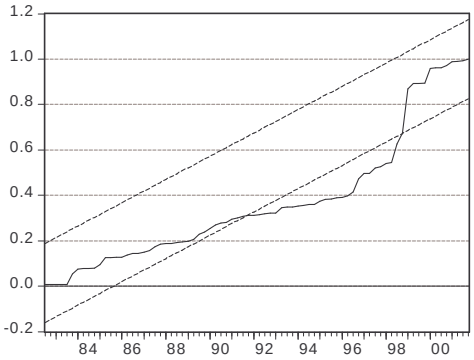
Anexo III. PRUEBAS DE ESTABILIDAD,

Los siguientes son los resultados sobre la estabilidad de los parámetros del test de Cusum Cuadrados para cada una de las cinco ecuaciones del sistema en toda la muestra 1977.I-2001.IV:

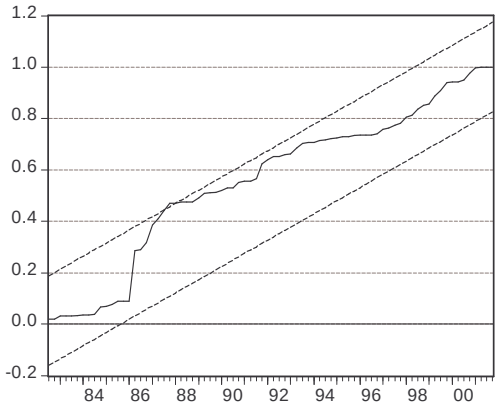
Saldo Fiscal



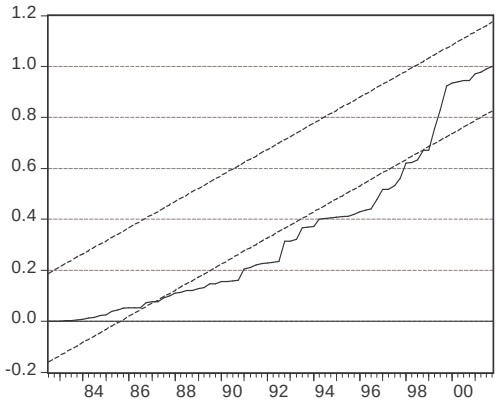
Industria MF



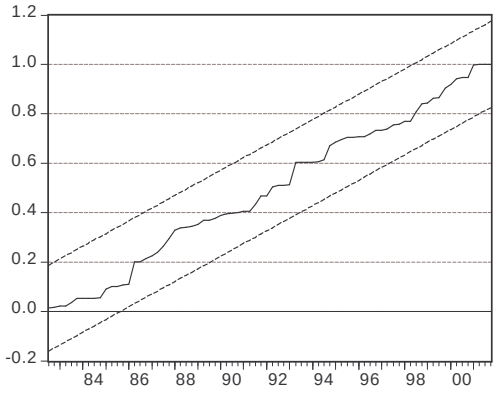
Inflación



Tasa de Cambio Real



Tasa de Interés Real



Test de cambio estructural de Chow y *Test de predicción de Chow*:

Ecuación	confiabilidad en el rechazo de la Ho sobre la no existencia de un quiebre estructural	
	Chow Test	Chow forecast Test
Saldo	No	al 1%
Industria	al 5%	al 5%
Inflación	al 5%	no
Tasa de Cambio Real	al 1%	al 1%
Tasa de Interés Real	al 5%	no

Nota: Pruebas realizadas para 1990:1 a 1993:4
Un "no" requiere un rechazo en todas y cada una de las fechas.

Anexo IV. METODOLOGÍA EMPLEADA EN EXPERIMENTOS CONTRAFACTUALES PARA LOS MODELOS VAR:

Rescribiendo la ecuación (1) como :

$$\tilde{\tilde{Y}} = \tilde{\tilde{\mu}} + \tilde{\tilde{A}}\tilde{\tilde{Y}}_{-} + \tilde{\tilde{u}} \; ;$$

Donde $\tilde{\tilde{A}} = [A_1 \sim A_2 \sim ... \sim A_k]$; $\tilde{\tilde{Y}}_{-} = [Y_{-1} \sim Y_{-2} \sim ... \sim Y_{-k}]$ donde k es el orden del rezago empleado y las variables que componen a Y están determinadas por el modelo VAR que se empleo; $\left(\tilde{\tilde{\mu}}; \tilde{\tilde{u}}\right)$ son respectivamente los vectores de constantes y perturbaciones estimados. Se puede demostrar que la matriz de varianza-covarianza del vector $\tilde{\tilde{Y}}_t$ puede ser expresada de forma vectorial como $v_Y = \bar{A} v_u$; donde $v_Y \equiv vecE\left(\tilde{\tilde{Y}}\tilde{\tilde{Y}}'\right)$, $v_u \equiv vec\left(\tilde{\tilde{u}}\tilde{\tilde{u}}'\right)$, y $\bar{A} \equiv (I - \tilde{\tilde{A}} \otimes \tilde{\tilde{A}})^{-1}$.

Valiéndonos de esta propiedad calculamos la varianza $v_{Y,S}$ para cada submuestra $S = 1,2$. De esta forma el cambio en las varianzas de cada una de las variables del vector (Y) entre la primera y segunda submuestras esta expresado en forma vectorial como:

Cambio en varianzas = $v_{Y,2} - v_{Y,1}$;

Cambio en varianzas = $\bar{A}_2 \, v_{u,2} - \bar{A}_1 \, v_{u,1}$;

Esta ultima expresión puede ser expresada, luego de un poco de álgebra, como:

$$\text{Cambio en varianzas} = \left(\bar{A}_2 - \bar{A}_1\right)\left(\frac{v_{u,1} + v_{u,2}}{2}\right) + \left(\frac{\bar{A}_1 + \bar{A}_2}{2}\right)\left(v_{u,2} - v_{u,1}\right) \; ;$$

Esta descomposición nos permite explicar el cambio en varianzas de acuerdo con dos componentes: el primer producto muestra el cambio en varianza como resultado del cambio en el componente sistemático empleando un componente exógeno constante que es el promedio de los dos periodos; el segundo producto muestra el cambio en varianza como resultado del cambio en el componente no explicado empleando un componente sistemático fijo que es el promedio de los dos periodos. El primer y segundo producto corresponden a la cuarta y quinta columna del cuadro 3.1 respectivamente. Los resultados del cuadro 3.1 se obtuvieron con modelos que emplearon solo un rezago, k =1.

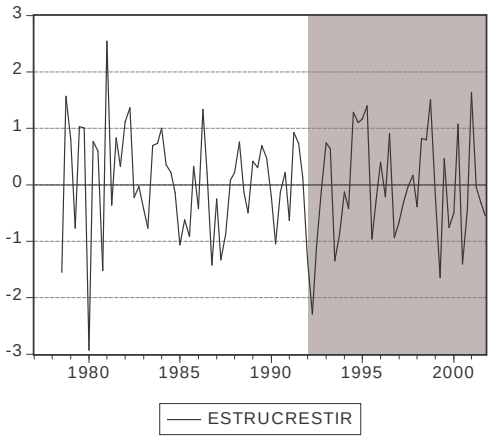
Anexo V. MATRIZ (Bo) Y PERTURBACIONES ESTRUCTURALES

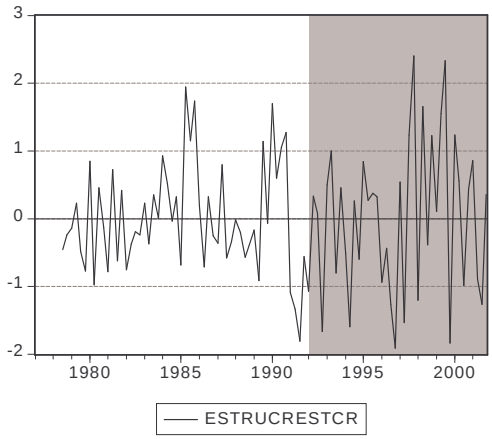
A continuación se presenta la estimación de la matriz B_0 para la totalidad de la muestra. Los valores entre paréntesis representan los errores estándar para cada parámetro. (***) denota una significancia al 1%; (**) al 5%:

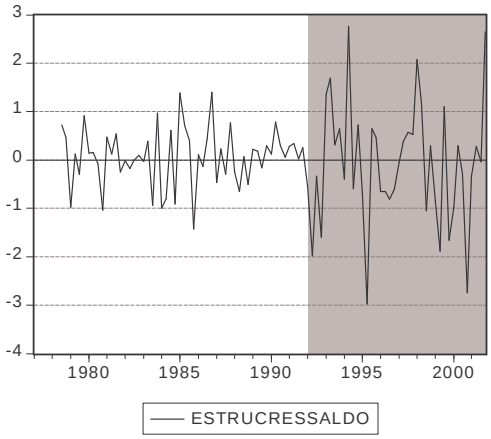
$$B_0 = \begin{bmatrix} \underset{(0.117)}{1.615^{***}} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \underset{(0.168)}{-0.333^{**}} & \underset{(2.519)}{34.545^{***}} & 0 & 0 & 0 \\ \underset{(0.171)}{-0.280} & \underset{(3.564)}{1.141} & \underset{(2.195)}{30.102^{***}} & 0 & 0 \\ \underset{(0.172)}{-0.082} & \underset{(3.586)}{-5.324} & \underset{(3.115)}{3.454} & \underset{(0.018)}{0.255^{***}} & 0 \\ \underset{(0.174)}{-0.361^{**}} & \underset{(3.631)}{5.784} & \underset{(3.686)}{26.797^{***}} & \underset{(0.026)}{0.020} & \underset{(2.714)}{37.2^{***}} \end{bmatrix};$$

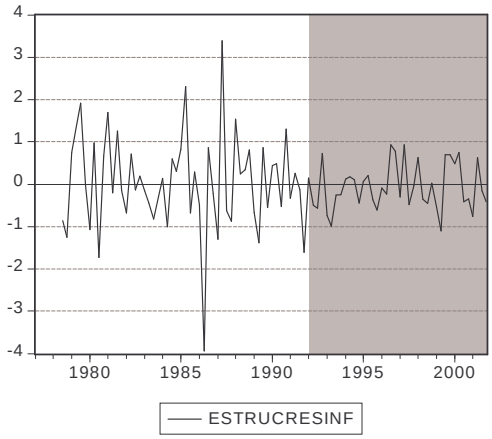
A continuación se presentan los errores estimados y el resultado de un test sobre el posible cambio en las varianzas de los componentes aleatorios para cada submuestra.

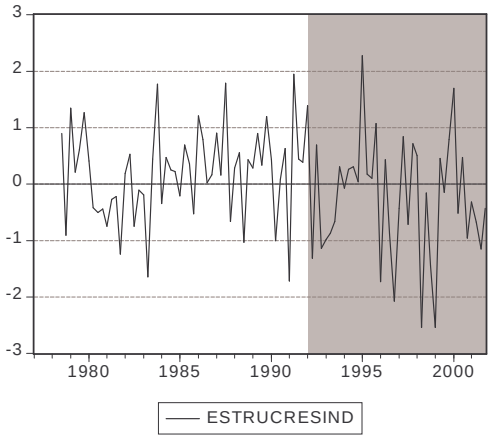
Residuales estructurales:


3
2
1
0
-1
-2
-3
1980
1985
1990
1995
2000
ESTRUCRESTIR


3
2
1
0
-1
-2
1980
1985
1990
1995
2000
ESTRUCRESTCR


3
2
1
0
-1
-2
-3
-4
1980
1985
1990
1995
2000
ESTRUCRESSALDO

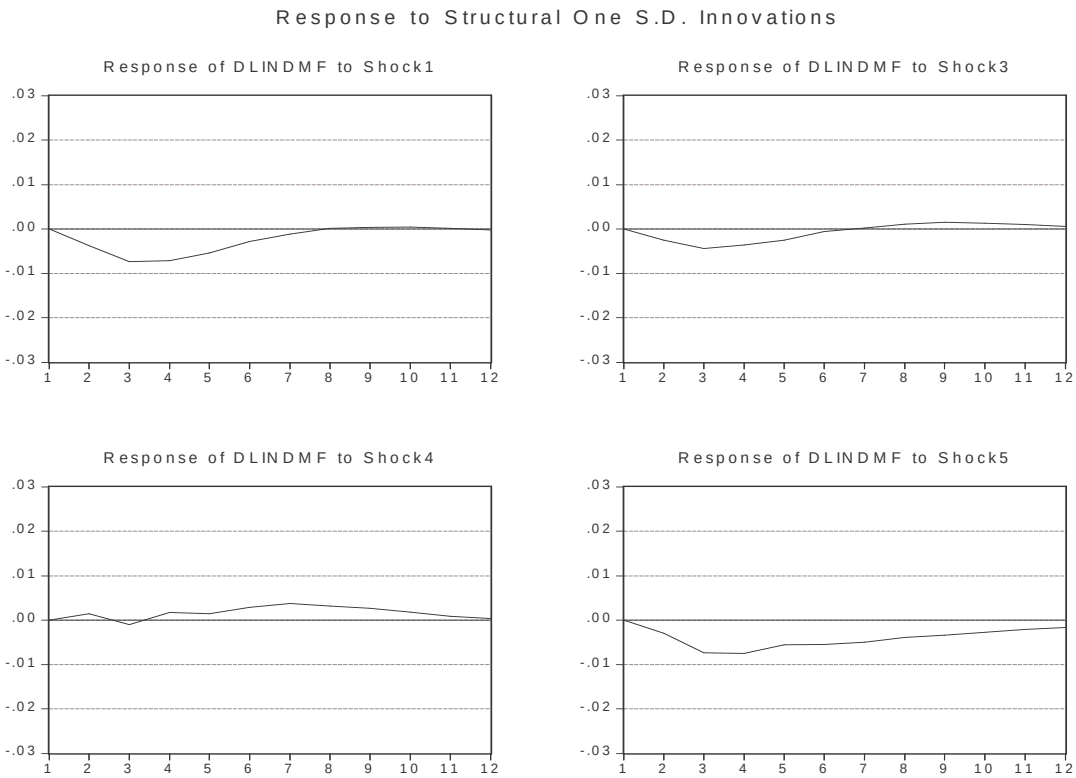

4
3
2
1
0
-1
-2
-3
-4
1980
1985
1990
1995
2000
ESTRUCRESINF


3
2
1
0
-1
-2
-3
1980
1985
1990
1995
2000
ESTRUCRESIND

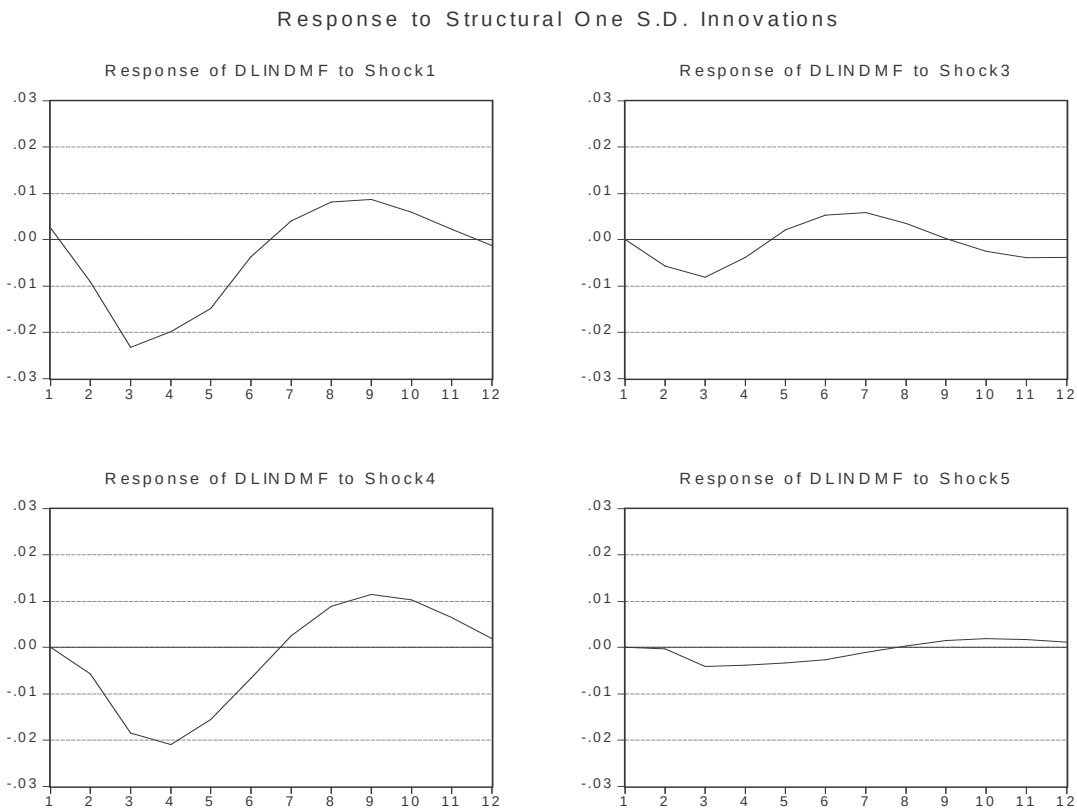
Anexo VI. FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA Y PRUEBAS DE DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA PARA EL MODELO ESTRUCTURAL.

A continuación se presentan las 12 FIR de las variables Industria Manufacturera; Inflación y TIR en un horizonte de tiempo de 12 trimestres (las matrices B_0 para cada uno de los dos subperiodos no se muestran). Los choques uno, dos tres, cuatro y cinco representan incrementos únicos de una desviación estándar sobre las variables de saldo fiscal, industria, inflación, tasa de cambio real y tir respectivamente.

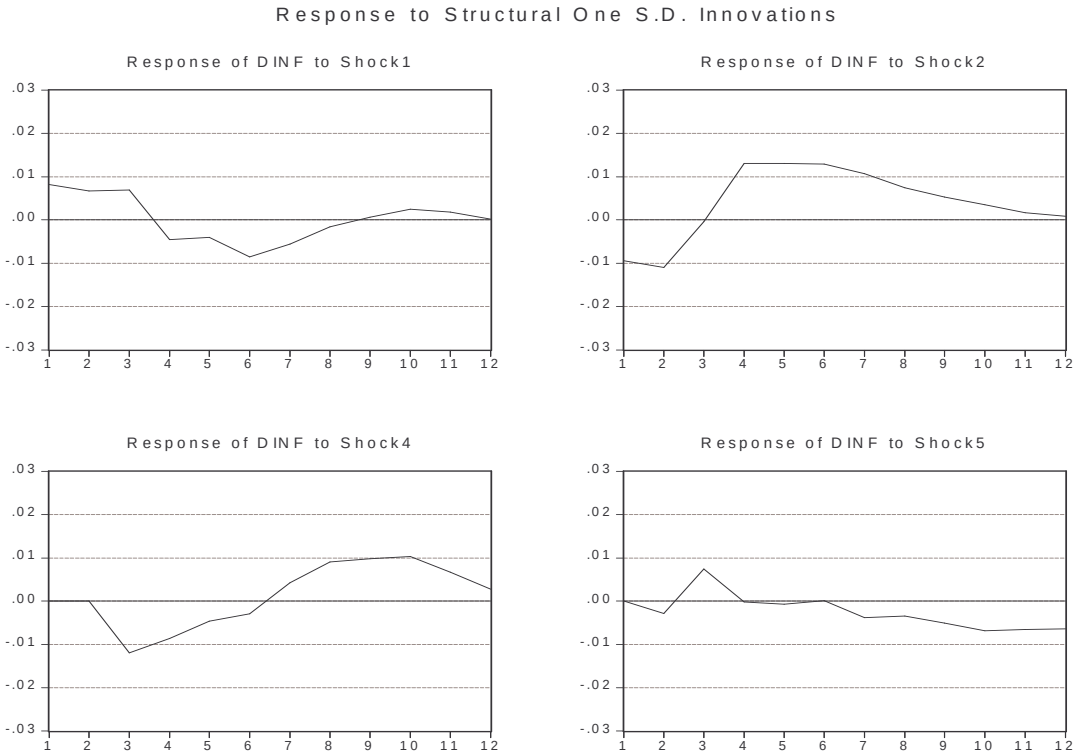
Primera Submuestra: Industria



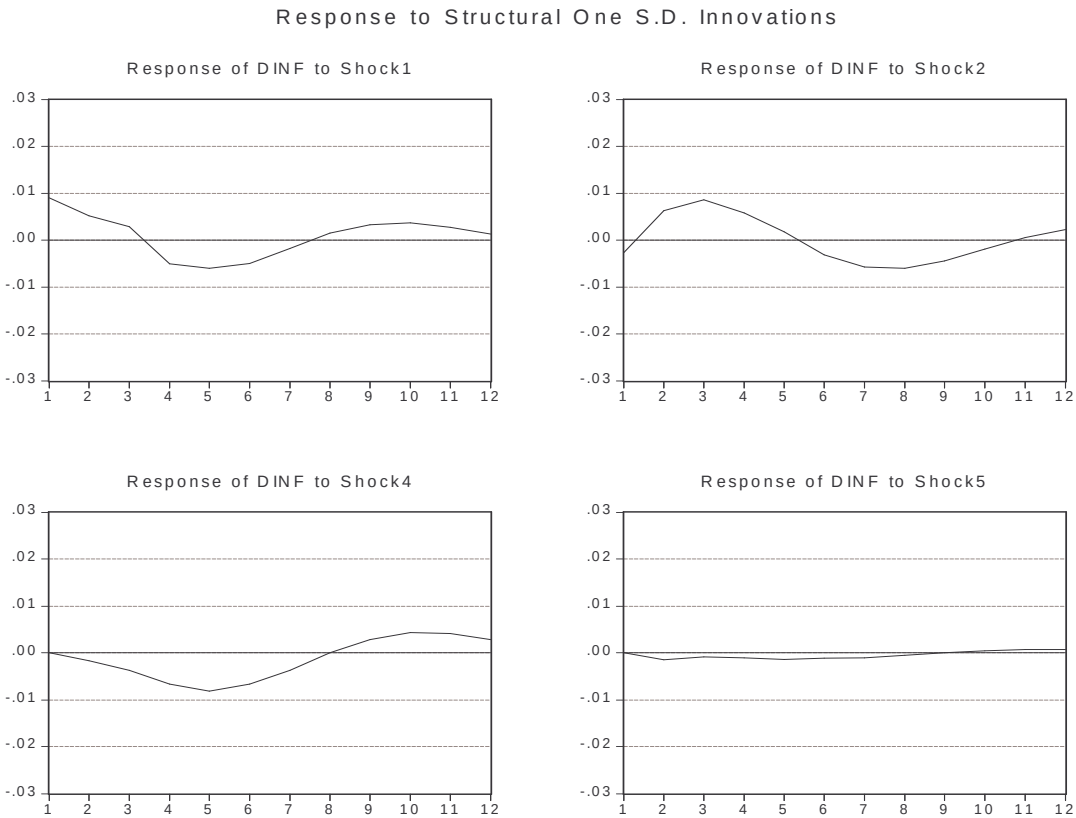
Segunda Submuestra: Industria



Primera Submuestra: Inflación

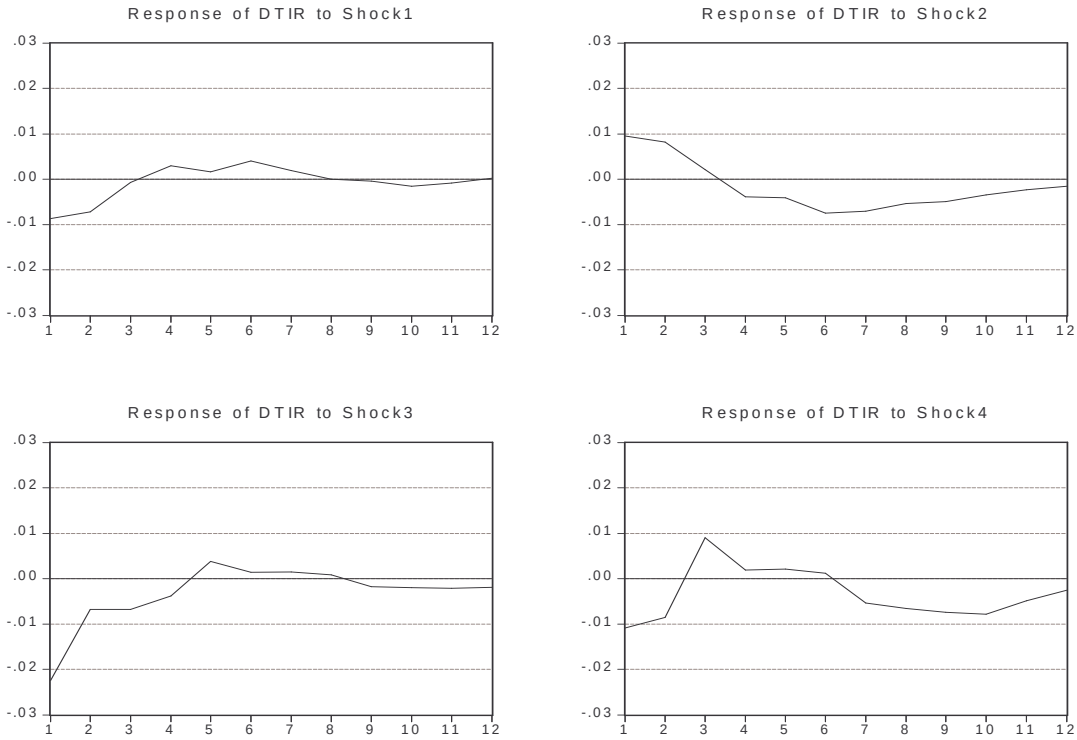


Segunda Submuestra: Inflación



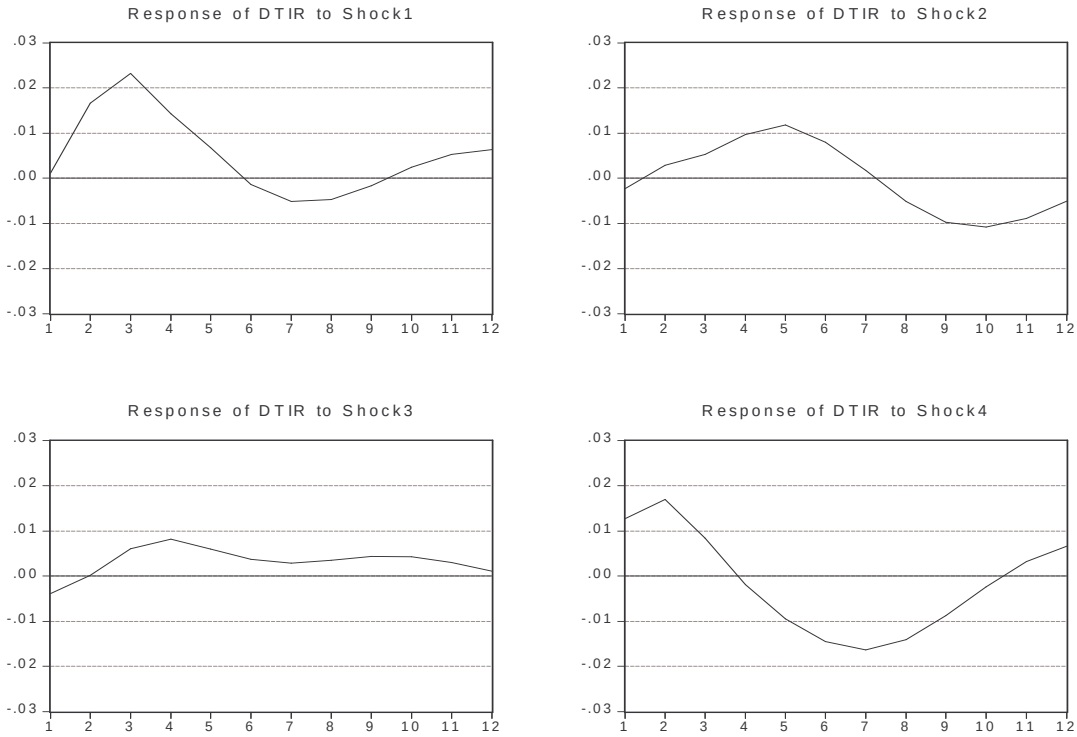
Primera Submuestra: TIR

Response to Structural One S.D. Innovations



Segunda Submuestra:TIR

Response to Structural One S.D. Innovations



Pruebas de descomposición de varianza sobre:

Primera Submuestra: Industria

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.384888	0.964807	99.03519	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.400849	0.722664	96.28269	2.454454	0.053871	0.486326
3	0.403815	0.602147	92.38128	5.791814	0.106840	1.117919
4	0.406033	0.635138	88.75124	8.800556	0.146051	1.667014
5	0.407610	0.734699	86.04520	10.99771	0.167650	2.054738
6	0.408791	0.836202	84.33132	12.36782	0.176419	2.288242
7	0.409633	0.913568	83.39953	13.10058	0.178286	2.408040
8	0.410219	0.962197	82.97104	13.43011	0.177824	2.458836
9	0.410616	0.988199	82.81207	13.54720	0.177486	2.475045
10	0.410881	0.999983	82.77079	13.57360	0.178039	2.477590
11	0.411057	1.004346	82.76776	13.57193	0.179342	2.476624
12	0.411174	1.005510	82.77055	13.56715	0.180969	2.475815

Segunda Submuestra: Industria

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.874697	0.636989	99.36301	0.00000	0.000000	0.000000
2	0.894061	5.048240	91.19767	1.895236	1.854542	0.004313
3	0.923520	21.21392	62.30192	3.336344	12.58538	0.562442
4	0.929722	26.69507	48.37149	2.968137	21.15032	0.814978
5	0.936965	28.27394	44.20604	2.685824	23.86534	0.968855
6	0.941647	26.74376	45.80554	3.116252	23.27486	1.059587
7	0.945957	25.64032	47.55125	3.626200	22.15531	1.026921
8	0.950142	25.71676	46.98909	3.687068	22.62713	0.979954
9	0.954063	26.06605	45.27058	3.541157	24.14366	0.978557
10	0.957000	25.95205	44.14762	3.555655	25.33026	1.014422
11	0.959069	25.55064	44.05517	3.759052	25.58808	1.047065
12	0.960500	25.25015	44.41507	3.958627	25.32039	1.055763

Primera Submuestra: Inflación

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.027136	3.819048	19.04335	77.13760	0.00000	0.00000
2	0.034793	3.742708	13.32719	81.82164	0.020221	1.088241
3	0.038772	4.586742	11.84003	81.80598	0.017312	1.749937
4	0.040902	4.990330	12.68941	80.32965	0.028555	1.962058
5	0.042004	5.153967	14.25308	78.56435	0.064446	1.964166
6	0.042544	5.176014	15.62133	77.15733	0.117329	1.927999
7	0.042794	5.149011	16.49828	76.26279	0.174740	1.915175
8	0.042904	5.117295	16.93777	75.79038	0.226755	1.927802
9	0.042954	5.095363	17.10225	75.58269	0.268547	1.951145
10	0.042977	5.083519	17.13566	75.50825	0.299346	1.973228
11	0.042990	5.078057	17.12629	75.48608	0.320635	1.988946
12	0.042997	5.075644	17.11423	75.47737	0.334677	1.998075

Segunda Submuestra: Inflación

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.031617	23.49556	2.017053	74.48739	0.000000	0.000000
2	0.041855	18.93014	8.195937	71.96756	0.536686	0.369676
3	0.054502	16.89746	17.57046	62.71084	2.405569	0.415665
4	0.061933	17.94215	19.50387	54.26674	7.785228	0.502004
5	0.066406	19.84114	17.46360	47.77888	14.26712	0.649257
6	0.068658	20.73128	17.06322	43.79061	17.67209	0.742796
7	0.070580	19.97906	19.31959	41.82852	18.05718	0.815657
8	0.072303	19.37165	21.91964	40.58792	17.31096	0.809829
9	0.073788	19.61523	22.85975	39.33748	17.40783	0.779719
10	0.074847	20.19803	22.44662	38.12922	18.45322	0.772902
11	0.075559	20.40351	21.97080	37.32088	19.50765	0.797161
12	0.076052	20.24566	22.06028	36.94570	19.92324	0.825123

Primera Submuestra: TIR

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.052745	5.795655	13.66480	46.17253	3.354023	31.01299
2	0.064687	6.414532	11.13982	49.83641	3.345093	29.26415
3	0.069917	6.606916	9.982519	51.65837	3.359063	28.39313
4	0.072345	6.710124	9.992284	52.08770	3.355215	27.85468
5	0.073592	6.728708	10.61237	51.84138	3.340002	27.47754
6	0.074305	6.705379	11.35158	51.41786	3.320831	27.20435
7	0.074743	6.670541	11.94855	51.06268	3.303362	27.01486
8	0.075014	6.640990	12.33632	50.83995	3.290014	26.89273
9	0.075176	6.621773	12.54897	50.72819	3.280991	26.82008
10	0.075267	6.611703	12.64811	50.68457	3.275477	26.78013
11	0.075317	6.607630	12.68635	50.67388	3.272435	26.75971
12	0.075344	6.606687	12.69741	50.67504	3.270969	26.74989

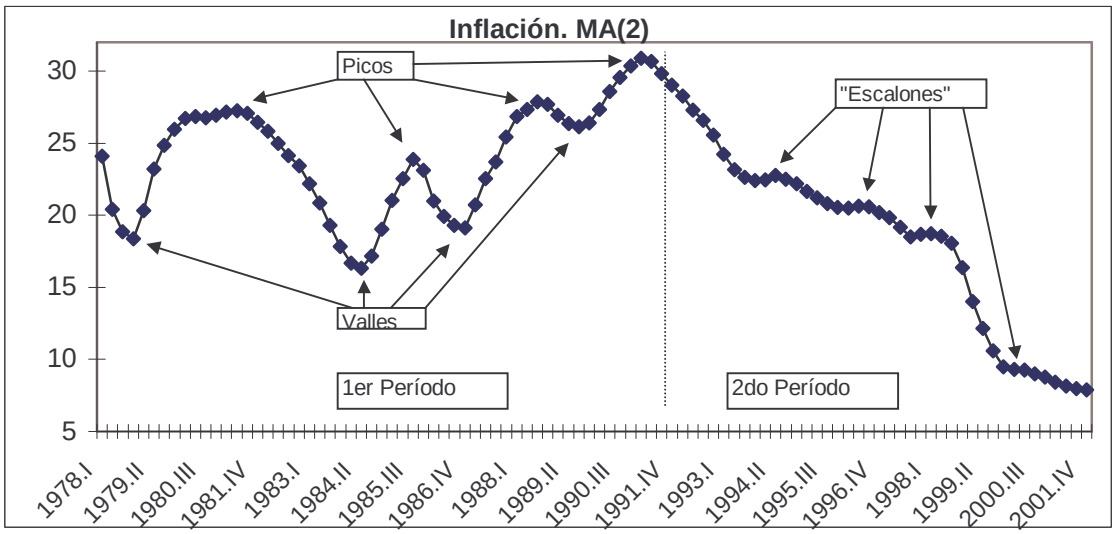
Segunda Submuestra: TIR

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.018538	0.277806	1.007782	2.956953	31.15272	64.60474
2	0.023792	22.57172	1.059251	1.231571	36.14076	38.99670
3	0.026114	42.00735	2..131291	2.626914	26.60455	26.62990
4	0.028073	44.11998	5.762228	5.057618	22.48061	22.57956
5	0.029981	40.62892	10.36010	5.807338	23.29523	19.90841
6	0.031319	36.64564	11.50142	5.692863	28.17610	17.98397
7	0.032157	33.94484	10.47574	5.389164	33.75162	16.43864
8	0.032843	31.98888	10.44410	5.330846	36.84590	15.39028
9	0.033471	30.34416	12.42595	5.550410	36.96817	14.71131
10	0.034006	29.32286	14.99706	5.795435	35.68674	14.19790
11	0.034392	29.09647	16.52611	5.832590	34.79678	13.74805
12	0.034648	29.29123	16.71426	5.701079	34.91010	13.38333

Anexo VII. <u>UNA METODOLOGÍA ALTERNATIVA:</u>

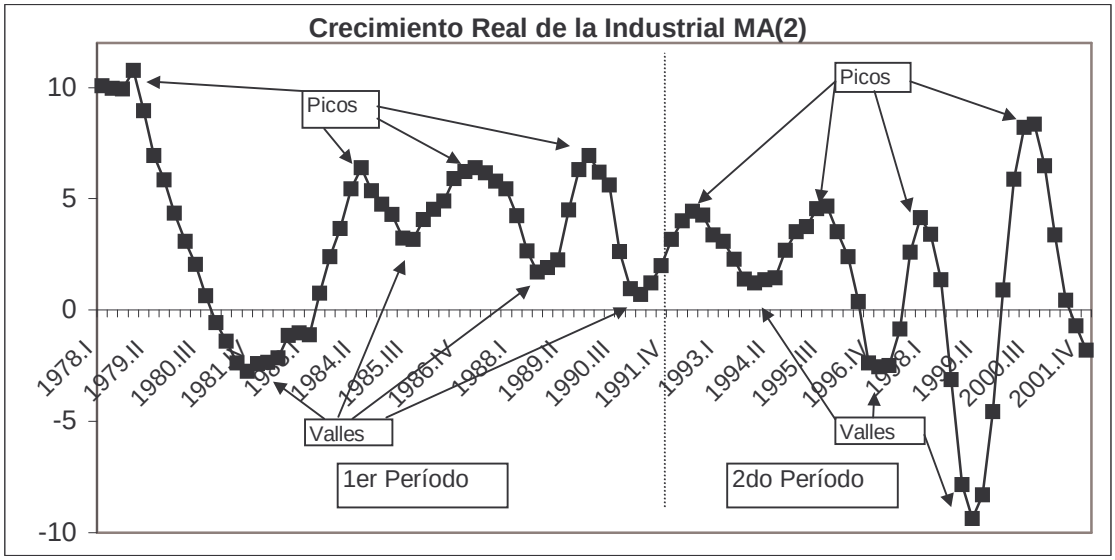
En los gráficos A.1 y A.2 se presentan las graficas trimestrales del crecimiento real de la Industria Manufacturera y la tasa de Inflación (promedio móvil centrado en dos periodos, MA2). Cada grafica está acompañada de un cuadro donde se registran los picos y valles de la serie que serán tomados para evaluar el comportamiento de la autoridad ante dichos episodios.

Grafico A.1



Inflación	PRIMER PERÍODO								SEGUNDO PERÍODO			
Valles	78.II-79.I		83.IV-84.IV		86.II-86.IV		89.II-89.IV		93.IV-94.III	96.I-96.IV	97.IV-98.II	99.IV-00.III
Picos		81.I-81.IV		85.II-85.IV		88.II-88.IV		90.IV-91.III				

Grafico A.2



Industria	PRIMER PERÍODO							
Valles		80.IV-81.IV		85.II-85.III		88.III-89.I		90.IV-91.II
Picos	78.I-78.IV		84.I.84.III		86.IV-87.III		89.III-90.I	
	SEGUNDO PERÍODO							
Valles		93.III-94.II		96.III-97.II		98.III-99.III		
Picos	92.I.92.III		95.II-95.III		97.IV-98.I		00.I-00.IV	

En la estimación del proceso autorregresivo de cada uno de los dos IPM se pretendió capturar la dinámica normal de la serie basándose en su propia historia (rezagos). Para el CBM, la serie debió ser desestacionalizada y diferenciada para que cumpliera con los requisitos de estacionaridad. La variable TIR fue la misma empleada en el capítulo anterior por lo que ya tenía las propiedades necesarias. La ecuación estimada fue :

$$IPM_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i (IPM_{t-i}) + \varepsilon_t \quad ;$$

Donde IPM = Crecimiento de base monetaria; Interés Real expost. Para t = 1977.I-1991.II.

El orden del rezago para cada una de las tres ecuaciones estimadas se determinó de acuerdo con el estadístico Durbin-Watson, de forma que el rezago escogido no permitiera autocorrelación entre los errores. El resultado de la estimación fue el siguiente:

Para el Crecimiento de la Base Monetaria, CBM:
LS // Dependent Variable is DCBM
Date: 05/25/03 Time: 09:35
Sample(adjusted): 1979:1 1991:2
Included observations: 50 after adjusting endpoints
DCBM=C(1)+C(2)*DCBM(-1)+C(3)*DCBM(-2)+C(4)*DCBM(-3)
+C(5)*DCBM(-4)+C(6)*DCBM(-5)+C(7)*DCBM(-6)+C(8)*DCBM(-7)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.003691	0.007922	-0.465917	0.6437
C(2)	0.135750	0.152247	0.891641	0.3777
C(3)	-0.115594	0.154092	-0.750160	0.4573
C(4)	0.012310	0.150599	0.081740	0.9352
C(5)	-0.586342	0.128433	-4.565354	0.0000
C(6)	0.257446	0.148502	1.733615	0.0903
C(7)	0.115895	0.150500	0.770065	0.4456
C(8)	0.043469	0.152006	0.285971	0.7763

R-squared	0.398931	Mean dependent var	-0.003479
Adjusted R-squared	0.298752	S.D. dependent var	0.064879
S.E. of regression	0.054330	Akaike info criterion	-5.679721
Sum squared resid	0.123972	Schwarz criterion	-5.373797
Log likelihood	79.04610	F-statistic	3.982209
Durbin-Watson stat	2.020343	Prob(F-statistic)	0.002019

Para el interés real expost:
LS // Dependent Variable is DTIR
Date: 05/25/03 Time: 11:13
Sample(adjusted): 1978:2 1991:2
Included observations: 53 after adjusting endpoints
DTIR=C(1)+C(2)*DTIR(-1)+C(3)*DTIR(-2)+C(4)*DTIR(-3)+C(5)*DTIR(-4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.000141	0.003691	0.038221	0.9697
C(2)	-0.171273	0.138423	-1.237319	0.2220
C(3)	0.003130	0.131776	0.023753	0.9811
C(4)	0.271852	0.119065	2.283212	0.0269
C(5)	-0.157241	0.122649	-1.282038	0.2060

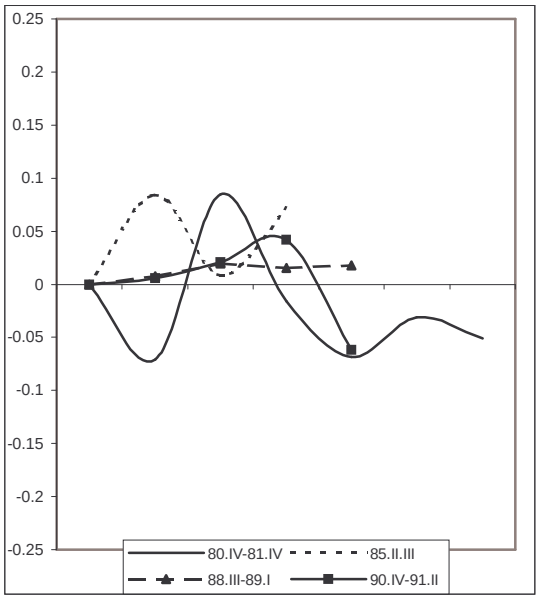
R-squared	0.188243	Mean dependent var	0.000485
Adjusted R-squared	0.120597	S.D. dependent var	0.028255
S.E. of regression	0.026496	Akaike info criterion	-7.171905
Sum squared resid	0.033699	Schwarz criterion	-6.986029
Log likelihood	119.8517	F-statistic	2.782753
Durbin-Watson stat	2.170347	Prob(F-statistic)	0.036982

<u>Errores de predicción para los episodios de la Industria Manufacturera:</u>

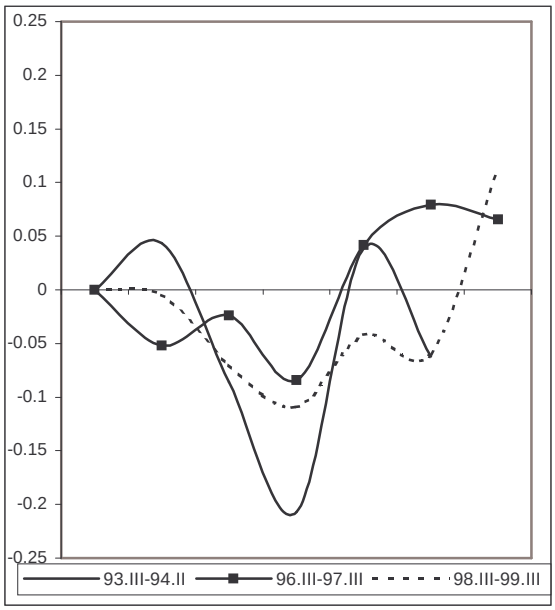
A.3

IPM: CBM; Valles

1er Periodo



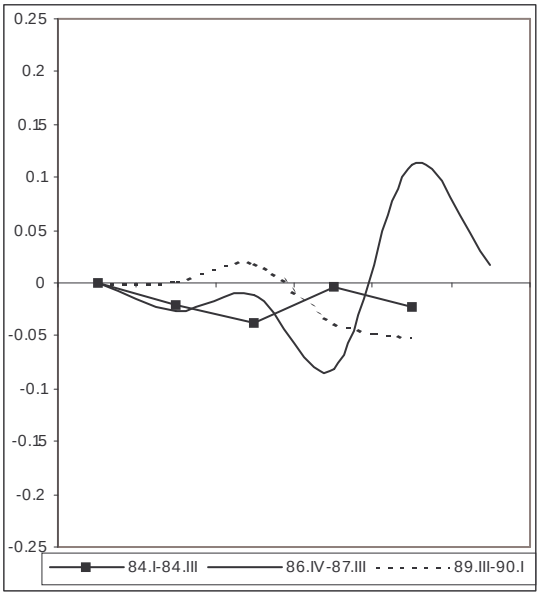
2do Periodo



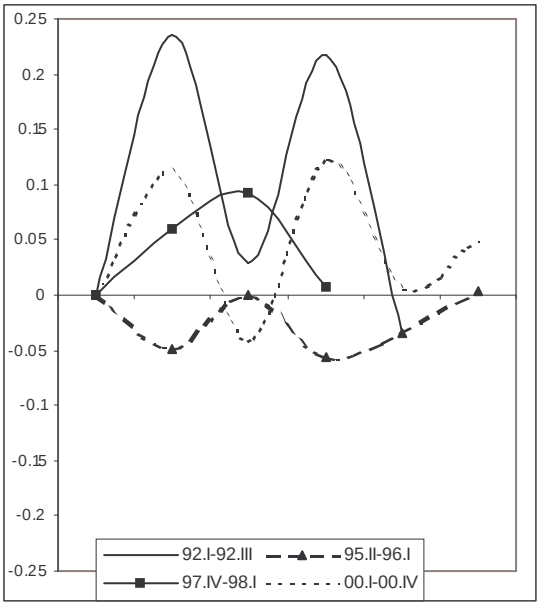
A.4

IPM: CBM. Picos

1er Periodo



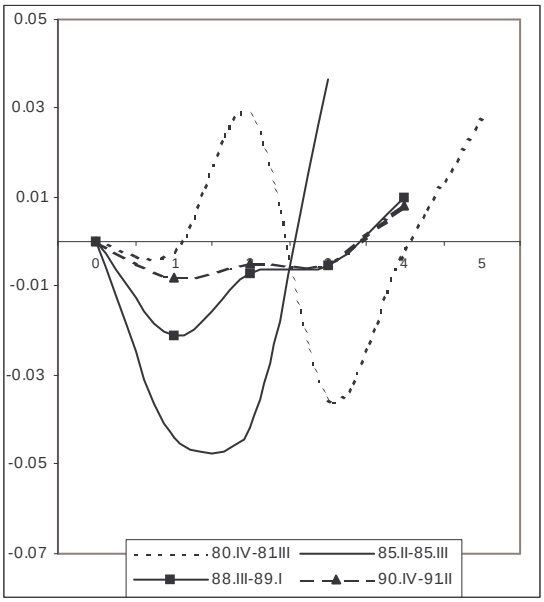
2do Periodo



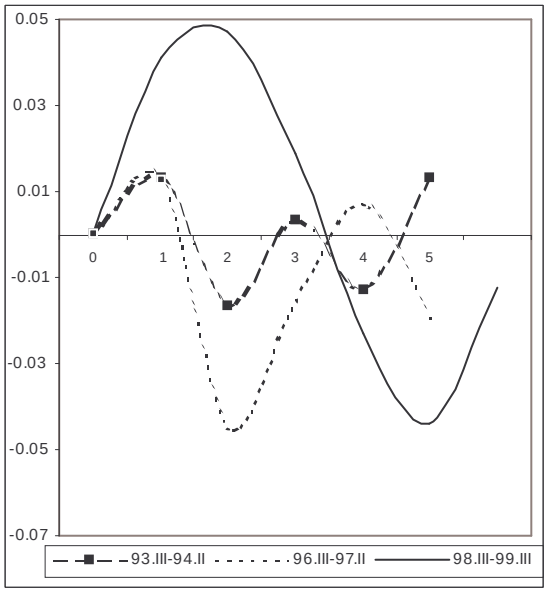
A.5

IPM: TIR. Valles

1er Periodo



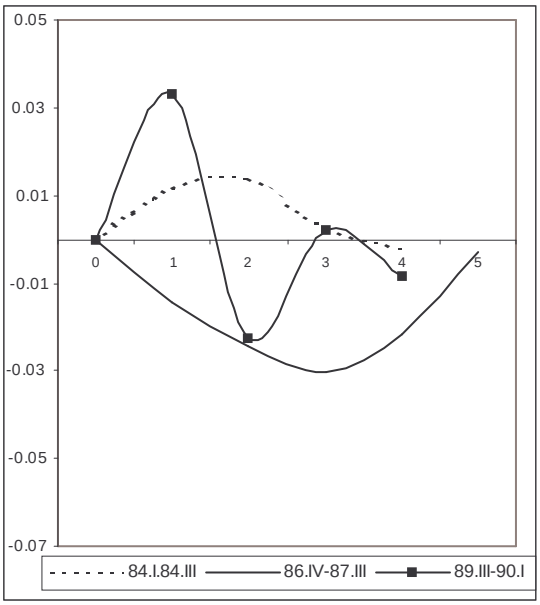
2do Periodo



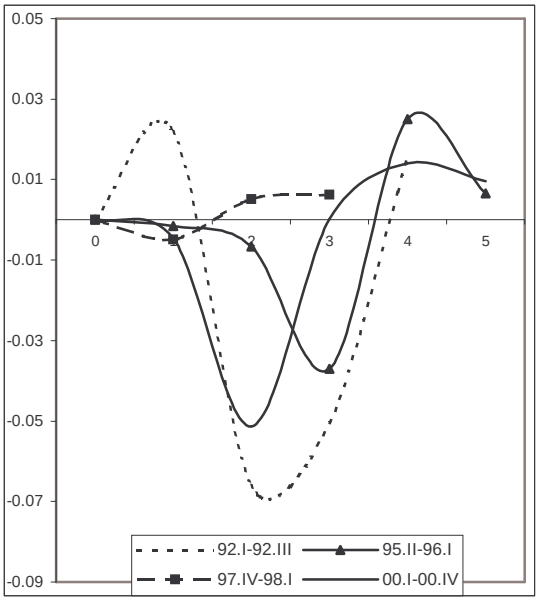
A.6

IPM: TIR. Picos

1er Periodo



2do Periodo

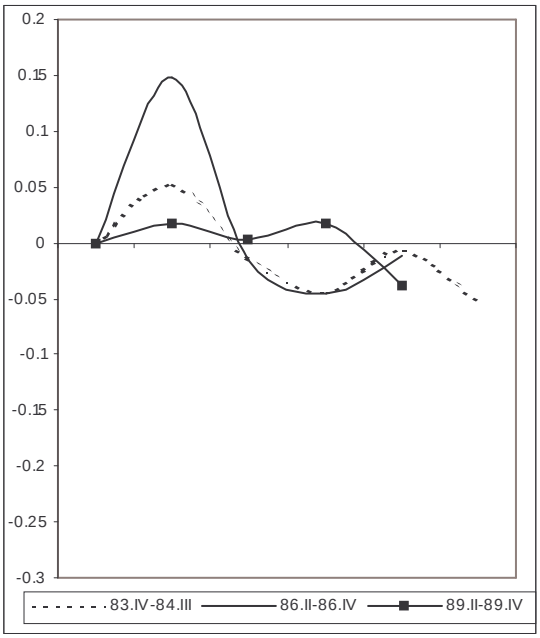


<u>Errores de predicción para los episodios de la Inflación:</u>

A.7

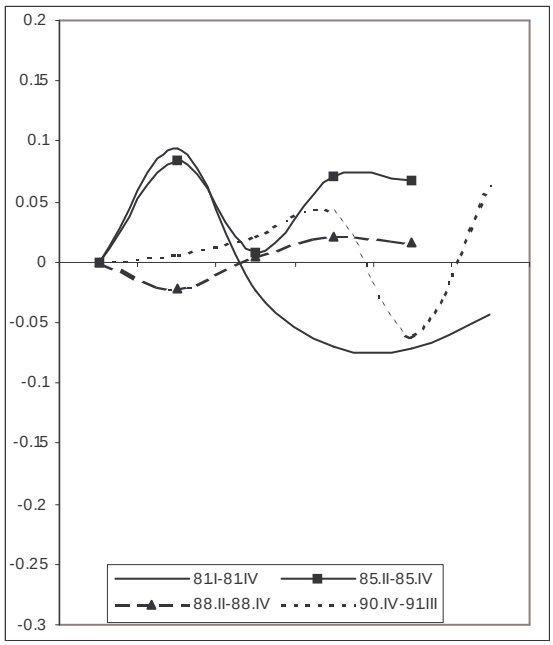
IPM: CBM. Valles

1er Periodo



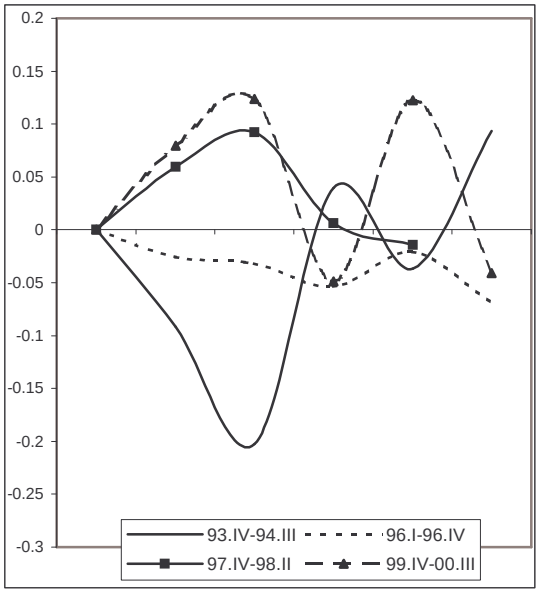
IPM: CBM. Picos

1er Periodo



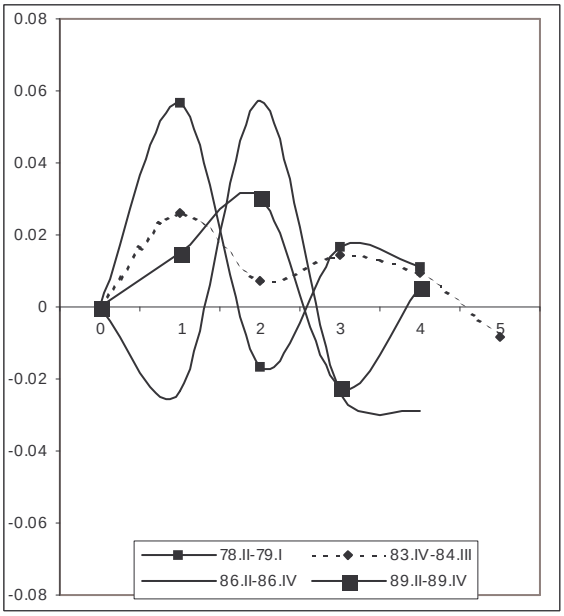
A.8

IPM: CBM. “Escalones”
2do Periodo

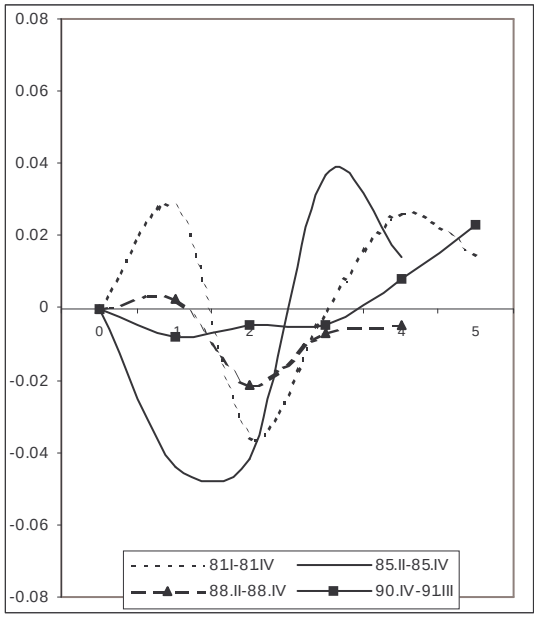


A.9

IPM: TIR. Valles
1er Periodo



IPM: TIR. Picos
1er Periodo



A.10

IPM: TIR. “escalones”
2do Periodo

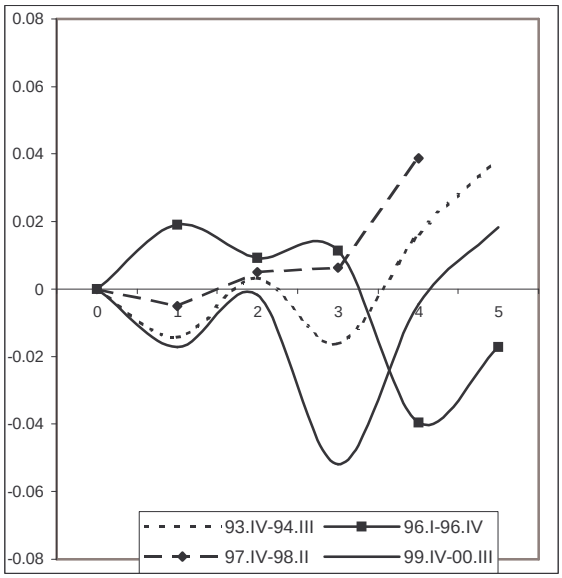
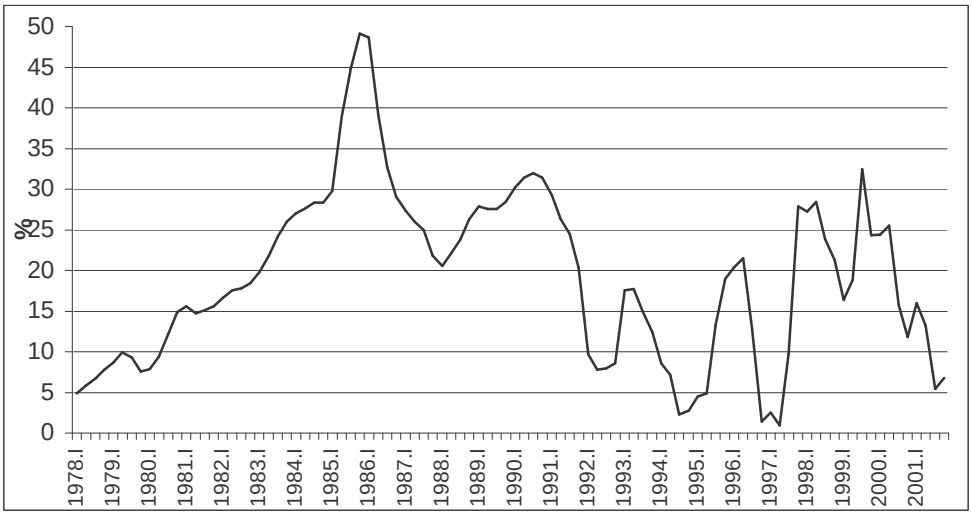


Gráfico A11. Devaluación Nominal Anual



Apartes de los Informes del Banco de la República al Congreso Nacional, artículos de los codirectores y Notas Editoriales del Gerente del Emisor:

En el informe de la JDBR presentado en Marzo de 1997 se hace un resumen de la política monetaria implementada a lo largo del año anterior y en especial del viraje expansionista que tomó la política en el segundo semestre a pesar que muy temprano parecía no cumplirse con la meta de inflación. Se afirmó que a mitad de 1996 se había dado una "*revisión de la situación monetaria de mitad de año*" donde la Junta decidió una "*irrigación de liquidez, ya que la oferta de dinero se encontraba por debajo de los nuevos corredores*" y "*teniendo en cuenta el menor nivel de actividad económica*". En términos de encajes, se redujo el encaje a los depósitos a la vista del 40% al 21%. En el informe se atribuía el que los niveles de M1 y M3 se situaban por debajo de lo que se había contemplado en la revisión de mitad de 1996 porque la demanda interna se había desacelerado (ver Gráficos 2 y 3 presentados en el Informe).

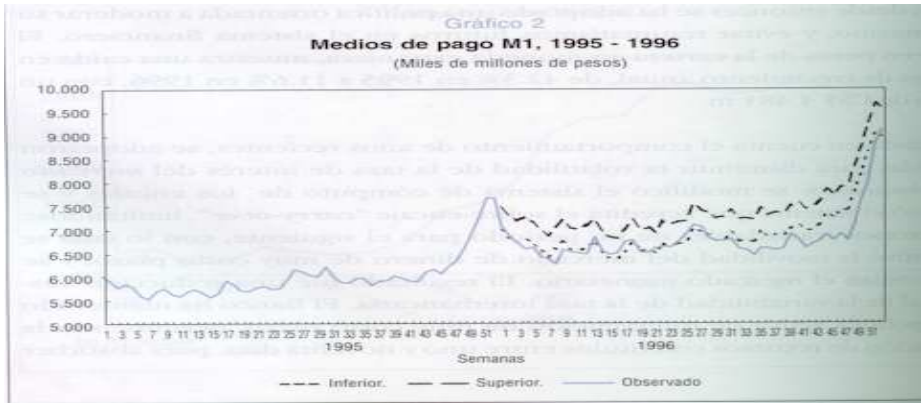
Sobre esta política de encajes, Leonardo Villar[35], codirector del Emisor afirmó que "*el principal mecanismo de expansión monetaria que se utilizó por parte del Banco de la República para proveer la liquidez de la economía en 1996 fue la reducción en los coeficientes requeridos de encaje sobre los depósitos en cuenta corriente públicos y privados, los cuales se redujeron de niveles de 70% y 41%, respectivamente, a un nivel unificado de 21% y se eliminó el encaje marginal. En la medida en que menores coeficientes de encaje reducen la reserva bancaria y en que esta última hace parte de la Base Monetaria, la expansión a través de este mecanismo se traduce en reducción de la BM. Fue precisamente por esto que las tasas de crecimiento de la BM en 1996 fueron cercanas a cero e inclusive negativas en algunos períodos.*"

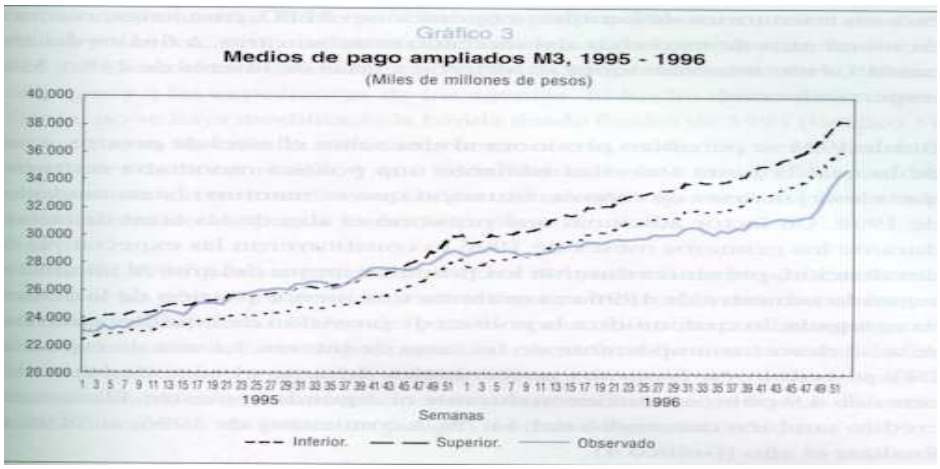
Con relación a las presiones inflacionarias en el Informe se afirmaba que "*desde 1994 se percibían presiones al alza sobre el nivel de precios, a raíz de lo cual la JDBR adelantó una política monetaria restrictiva que elevó las tasas de interés, situación que se mantuvo hasta mediados de 1996.* (...) *Al iniciarse el 2do semestre de 1996 era evidente una menor presión de la demanda agregada, lo cual, unido a la política de irrigación de liquidez, contribuyó a un descenso importante de las tasas de interés.*"

Sin embargo, las cifras de inflación no daban espacio para una política más laxa. En efecto, el Informe de junio de 1996 consignaba los pobres resultados en materia de precios pues la meta de ese año (17%) claramente no se iba a cumplir siendo que la medida de inflación sin alimentos estaba por encima de la inflación normal y no tenía signos de revertir su tendencia (ver Gráfico 1 del Informe/1996). De lo anterior se puede concluir que el Emisor sí sacrificó los resultados en materia de precios por darle más liquidez a la economía dados los pobres resultados, siendo la tasa de interés real la variable que mejor capturó este comportamiento al reaccionar a las medidas de reducción de encaje.

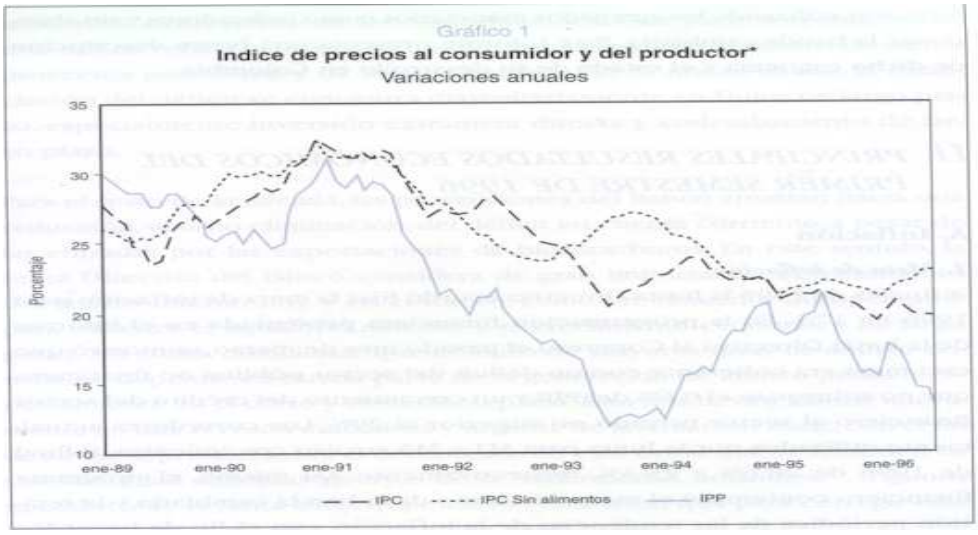
[35] Villar Gómez, Leonardo ; codirector de la JDBR; "La Política Macroeconómica en 1997 y Perspectivas para 1998", en la *Revista del Banco de la República*, Marzo de 1998.

Parece menos claro y más controversial la medida expansionista de la BM a partir del 1er trimestre de 1997 pues, de acuerdo con Hernández[36] y varios informes del Emisor, el movimiento de los corredores obedeció a una demanda mayor de lo presupuestada por efectivo pero que no resultó en perturbaciones en la liquidez lo que es reflejado por la estabilidad del agregado M3.





[36] Hernández Gamarra, Antonio; codirector de la JDBR; "La Política Monetaria en 1997", en la *Revista del Banco de la República*, Mayo de 1998.



En el informe de la JDBR presentado en Marzo del 2000 se hace un análisis de la política macroeconómica desde los ataques especulativos de 1998. Se afirma que "*Aprovechando las condiciones favorables que ofrecía la recuperación de la confianza en el manejo macroeconómico, desde octubre de 1998 la JDBR comenzó a modificar el perfil de la política monetaria con el propósito de incrementar la liquidez de la economía y promover la reducción de las tasas de interés. A partir de noviembre de 1998 la base monetaria retornó al interior del corredor, después de seis meses de estar por debajo del límite inferior, en tanto que la TIB al igual que la de captación y colocación comenzaron a mostrar una reducción gradual y sostenida. (...) La JDBR definió el corredor de la base monetaria, ajustándose a los criterios de programación macroeconómica, el cual permitía en su punto medio un crecimiento de 23.6 al final del 99 con respecto a su valor final de 1998. Este incremento resultaba superior en 8.3 puntos porcentuales al incremento previsto en el PIB nominal de 15.3%. El mayor crecimiento permitido en la base era consistente con la intención de la autoridad monetaria de aumentar el suministro de liquidez a la economía y reducir la volatilidad de las tasas de interés de 1998. Con el mismo propósito se estableció un corredor indicativo para M3B con un crecimiento de 26.2% que también superaba significativamente el crecimiento de PIB nominal.*"

Incluso, dado que el PIB real decreció aproximadamente 5%, con una inflación observada en 1999 de 10%, el PIB nominal creció solo 5 puntos, haciendo que *expost* la política monetaria terminara siendo más expansiva de lo que se pensó.

Además de los corredores para el 1999, la autoridad dio señales explícitas de querer seguir su política expansionista. En su Nota Editorial de abril de 1999 sobre la fijación de los corredores monetarios, el gerente afirmaba que "(...) *los actuales corredores monetarios son coherentes con las reducciones observadas en las tasas de interés y podrían soportar reducciones adicionales, lo que facilitaría la reactivación de la economía sin comprometer el logro de la meta de inflación de este año*". Más explícito aún, era el informe de marzo/1999 en cuyas Metas

y Proyecciones se afirmaba que, dados los corredores, "*en las actuales circunstancias la política monetaria puede contribuir a la reactivación de la actividad económica, toda vez que el logro de la meta de inflación aparece muy factible y se han estabilizado los mercados monetario y cambiario. (...) En consecuencia el Banco viene tomando las medidas necesarias encaminadas a facilitar la reducción permanente de las tasa de interés*".

Nuevamente la TIR sería el mejor de los dos IPM contemplados por capturar de forma más temprana la fuerte reacción expansionista de la autoridad que según los errores de predicción se da a partir del primer trimestre de 1999. La revisión bibliográfica da cuenta de un cambio en la dirección de la política desde el segundo trimestre del 98 con la llegada del nuevo gobierno. En efecto, se pueden contar por lo menos 11 resoluciones expansionistas durante la segunda mitad del 98. De acuerdo con el informe de Marzo del 99, con el nuevo gobierno se adelantó la programación económica del 99 que contemplaba la reducción del déficit fiscal y como parte de esta se desplazó la banda nueve punto manteniendo su amplitud de nueve puntos: "*Durante el resto del año a medida que fue ganando credibilidad el programa macroeconómico, los mercados monetario y cambiario se estabilizaron paulatinamente. A esto contribuyó la declaratoria de Emergencia Económica en noviembre mediante la cual se adoptaron medidas para fortalecer el sistema financiero. La mayor credibilidad de la política macroeconómica le permitió a la JDBR adoptar medidas para incrementar la liquidez de la economía y reducir la volatilidad y el nivel de la TIB. Desde Octubre se disminuyeron los encajes y se modificaron los procedimientos para acceder a los apoyos ordinarios y especiales de liquidez y para remunerar los encajes de los CDT´s y cuentas de ahorro. En noviembre la JDBR efectuó la primera de una serie de reducciones de la franja de intervención de la TIB bajando el techo de 30 a 26 y el piso de 23 a 22. Igualmente se estableció una tasa máxima de intervención en 30 a la cual se ofrecía toda la liquidez demandada a un plazo de siete días*". Y más adelante se afirma que "*la estabilización lograda con las medidas adoptadas por la JDBR en septiembre ha permitido una reducción gradual y sostenida de las tasas de interés. (...) la TIB se redujo sostenidamente en el último trimestre y el Banco apoyó dicha reducción con aumentos en la oferta de liquidez de acuerdo con las necesidades de la economía. Lo anterior ha conducido a que durante lo que va corrido de 1999 se registre una fuerte reducción de las tasas de interés DTF y de colocación.*"

Cabe ver los gráficos de TIB y DTF en términos nominales y reales presentados en este Informe, para observar que se comenzaron a mover de una forma importante a partir del último trimestre de 1998. Y adicionalmente se observa que la base monetaria se sitúa por encima del tope de su corredor en este mismo período.

Gráfico 17
Corredores de intervención y tasa interbancaria
(2 de enero de 1998-26 de julio de 1999)
(Porcentaje)
70,0
60,0
50,0
40,0
30,0
20,0
10,0
ene-98
mar-98
may-98
ago-98
oct-98
dic-98
mar-99
may-99
jul-99
Fuente: Superintendencia Bancaria y Banco de la República.

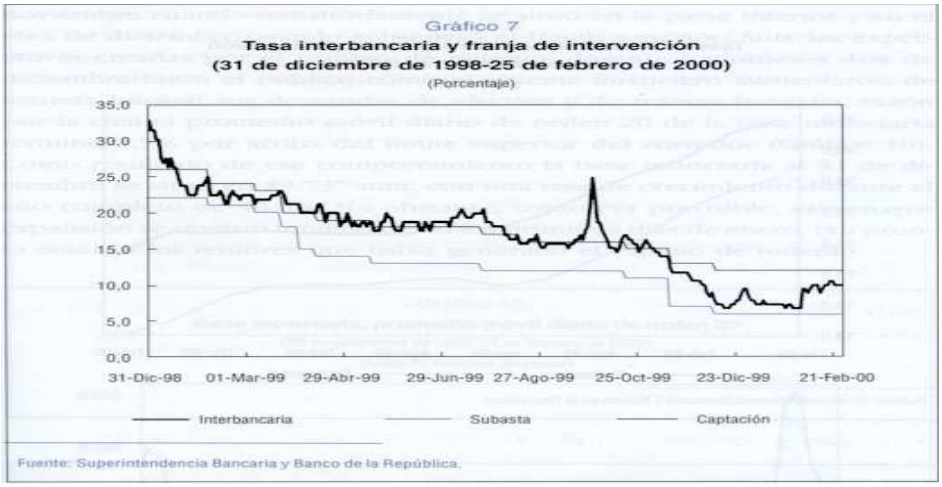


Gráfico 7
Tasa interbancaria y franja de intervención
(31 de diciembre de 1998-25 de febrero de 2000)
(Porcentaje)
35,0
30,0
25,0
20,0
15,0
10,0
5,0
0,0
31-Dic-98
01-Mar-99
29-Abr-99
29-Jun-99
27-Ago-99
25-Oct-99
23-Dic-99
21-Feb-00
Interbancaria
Subasta
Captación
Fuente: Superintendencia Bancaria y Banco de la República.

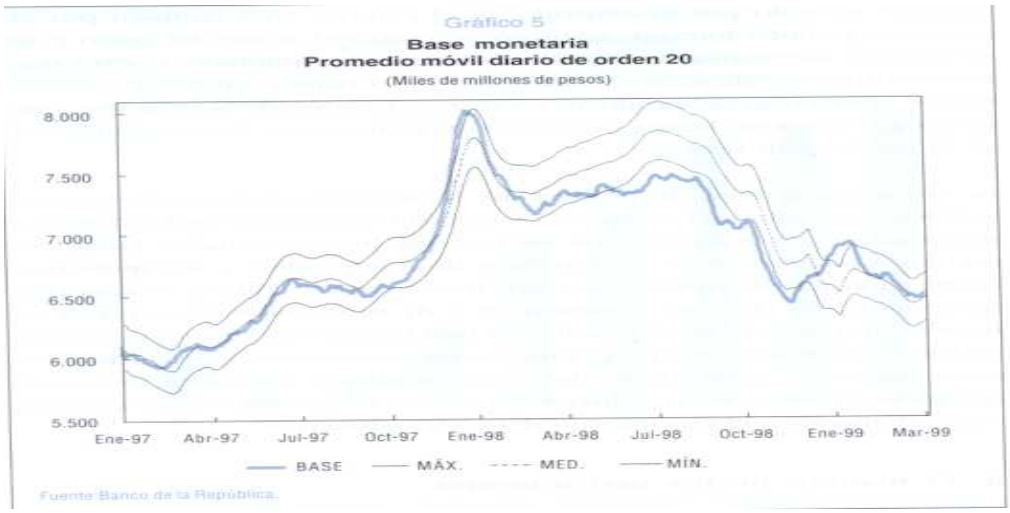
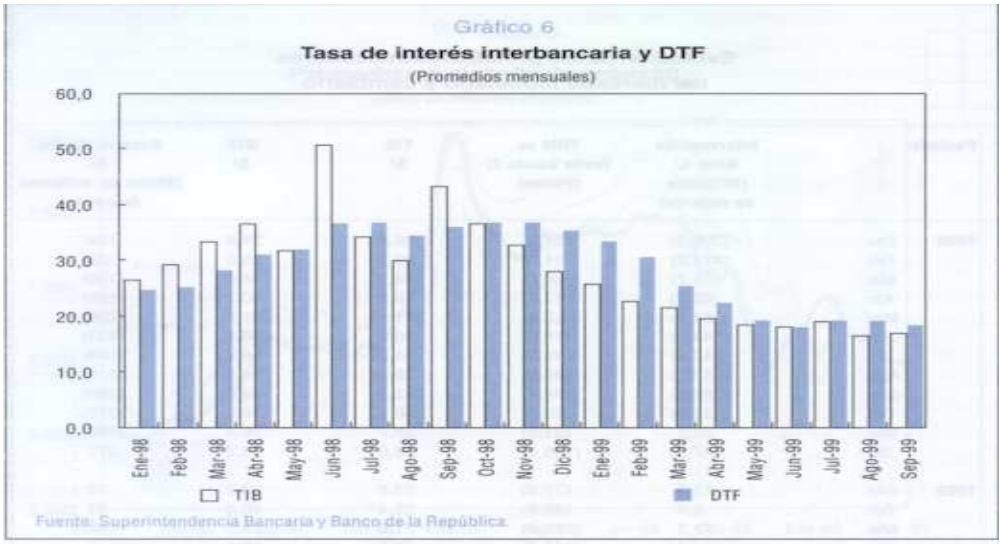
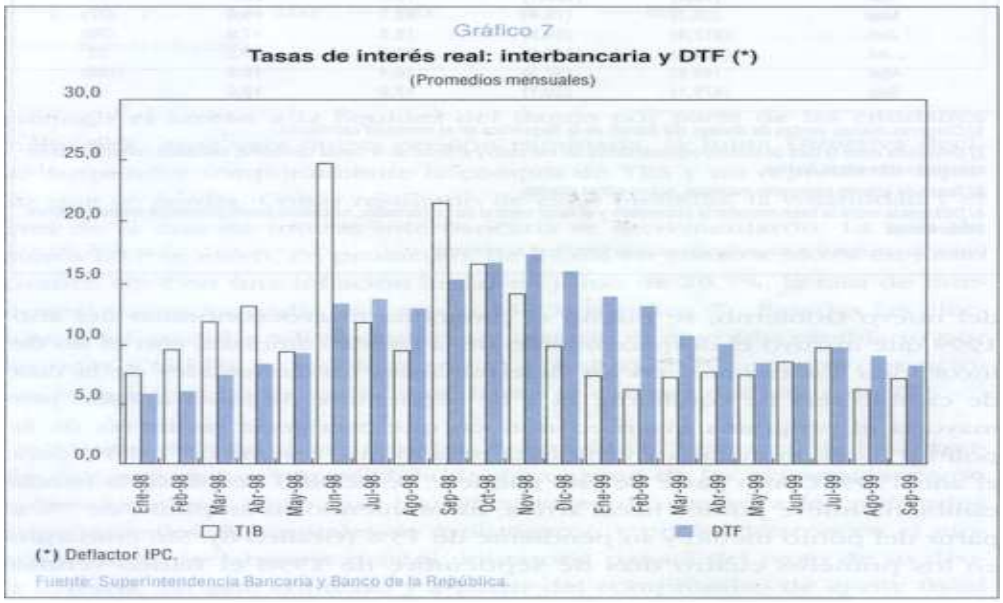


Gráfico 5
Base monetaria
Promedio móvil diario de orden 20
(Miles de millones de pesos)
8.000
7.500
7.000
6.500
6.000
5.500
Ene-97
Abr-97
Jul-97
Oct-97
Ene-98
Abr-98
Jul-98
Oct-98
Ene-99
Mar-99
BASE
MÁX.
MED.
MÍN.
Fuente: Banco de la República.

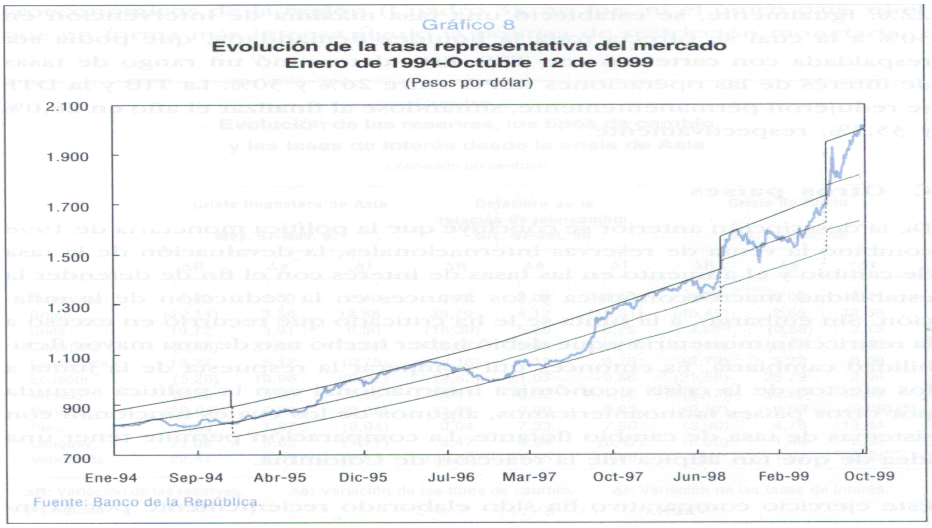




Ahora bien, los resultados de los errores de predicción muestran un fuerte choque contraccionista durante los tres primeros trimestres de 1998 (siendo para la TIR el episodio contraccionista más importante de todo el rango de datos, incluso en el período pre-reformas) haciendo pensar que el Banco pudo haber reaccionado de forma contraccionista dado el repunte de los precios (hipótesis inicial planteada en el trabajo de tesis) e incorporando en su decisión los costos en términos de actividad real. Como bien se sabe en estos tres trimestres se dieron los episodios de defensa de la banda cambiaria sobre lo cual, la revisión bibliográfica también da luces importantes.

Revisando la cronología de este episodio, el mismo informe de marzo del 99 recapitula los hechos así: "*Desde principios del año, el Banco tuvo que intervenir activamente en el mercado de divisas vendiendo en febrero US$411 m. Esta primera intervención fuerte del Banco estuvo acompañada por un incremento de la banda de intervención de la TIB, que situó la tasa mínima en 23% y la máxima en 30%. Después de dos meses de tranquilidad cambiaria, durante los*

cuales el Banco suministró liquidez mediante la compra definitiva de TES en el mercado secundario y flexibilizó el acceso a los cupos de REPOS, en mayo y junio el Banco tuvo que recurrir de nuevo a la venta de divisas, esta vez por US$432 m en los dos meses, y restringir el acceso de liquidez por parte de las entidades financieras. Ante esta nueva presión cambiaria, la JDBR decidió suspender temporalmente la compra de TES y no reponer la liquidez que se perdía en el mercado monetario. Como resultado de estas medidas, la volatilidad y el nivel de la TIB se incrementaron. Pasada la contienda electoral, las medidas adoptadas tranquilizaron el mercado cambiario por otro mes y medio, lo que le permitió al Banco restablecer las operaciones de suministro de liquidez mediante la compra definitiva de TES y eliminar el encaje marginal que existía desde 1995", ver gráfico de Banda Cambiaria.



Las presiones inflacionarias de comienzos de 1998 eran, a toda luz, transitorias dados los indicadores de inflación básica. Sin embargo, también puede argumentarse que la fuerte reacción de defensa de la banda fue en realidad una medida antiinflacionaria dadas las consecuencias inflacionarias que hubiesen podido ocurrir con el "*over shooting*" de la tasa de cambio al no defender la banda y adoptar un régimen de flotación. Sobre esta idea existe evidencia bibliográfica de preocupación de las autoridades. Sin embargo, existe más evidencia de una defensa por razones del impacto negativo de la flotación sobre la actividad real. De hecho, revisando con más detalle la cronología se observa cómo se trató de esterilizar la perdida por reservas de comienzo de año lo que, según el mismo Banco, alimentó el segundo ataque especulativo de mitad de año que no se esterilizó como el anterior.

Sobre este punto el Informe de Marzo de 1999 afirmaba que "*la experiencia enseña que los casos de venta de reservas y el suministro compensatorio de liquidez tienden a ser autoderrotados cuando la economía sufre serios y crecientes desequilibrios externos y fiscales.* (...) *Lo anterior explica por qué el Banco de la República no compensó en su totalidad los efectos monetarios de las ventas de reservas internacionales realizadas en los meses de febrero,*

mayo y junio. Una política monetaria que tratara de expandir la cantidad de dinero ocasionaría una pérdida de reservas y muy probablemente modificaciones sucesivas a la banda. (Y por otro lado) *La devaluación que sigue a la flotación de la tasa de cambio nominal bien podría haber ocasionado altos costos para la economía colombiana, dados sus fuertes desequilibrios y la incertidumbre prevaleciente en un período electoral. El desplazamiento de la banda en la primera semana de septiembre se fundamentó en cálculos realizados en el mes de agosto que mostraban que la tasa de cambio real de equilibrio de mediano y largo plazo se había alejado del punto medio de la banda (dada la caída de los precios de los productos exportables y la crisis venezolana)*".

De una forma más pragmática, el gerente resume lo ocurrido así: "*La JDBR consideró que una política diferente* (a la defensa de la banda) *hubiera sido mucho más recesiva, pues se hubiera presentado una devaluación abrupta con altas tasas de interés. La devaluación habría puesto en peligro todas las empresas endeudadas en divisas, y se habría ahondado el deterioro del sector financiero. Las empresas endeudadas en dólares también eran los principales clientes del SF*"[37]. En otro ejemplo, Kalmanovitz, afirma que "*vale la pena preguntarse si, en una situación de pánico internacional que juzgamos como temporal, hubiera sido conveniente darse al traste con la estabilidad macroeconómica del país, permitiendo una sobre reacción del mercado cambiario que hubiera deteriorado aún más los balances de las empresas y del gobierno endeudados con el exterior y que, no sobra decirlo, hubiera desatado además nuevas y mayúsculas presiones inflacionarias*"[38].

En síntesis, parece ser que el mejor IPM para el segundo episodio es, al igual que para el primero, la TIR por ser la variable que captura la voluntad expansionista del Emisor ante los resultados en materia de crecimiento económico. La revisión bibliográfica consolida los resultados en el sentido que el Emisor sí mostró una respuesta expansionista y de fuerza considerable dada la actividad económica. Además levanta dudas sobre si los motivos de la contracción de la primera mitad de 1998 fueron eminentemente inflacionarios o existió cabida para las consideraciones recesivas de dejar flotar el peso. En todo caso, la evidencia econométrica y bibliográfica sí muestra un comportamiento fuertemente contracíclico que sustenta la conclusión sobre la intervención del Banco de la República en las dos recesiones de fin de siglo, en el sentido que a pesar de exhibir un comportamiento contracíclico durante ellas, el Banco de la República no estuvo en capacidad de contrarrestar un ciclo que se muestra más sensible a mayores choques estructurales de oferta y demanda.

---

[37] Urrutia, Miguel; Gerente Banco de la República, "Antecedentes de Recesión y Estrategia de Reactivación", *Revista del Banco de la República*, Nota Editorial, mayo de 1999.

[38] Kalmanovitz, Salomón; codirector del Banco de la República; "Los Equilibrios Macroeconómicos y el Banco Central: El Caso Colombiano" en *Revista del Banco de la República*, Nota Editorial, febrero de 1999.