

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

**NOTAS SOBRE LA TASA DE INTERES  
Y LA INFLACION EN COLOMBIA**

**Por:**

**Juan Carlos Echeverry Garzón  
Marcela Eslava Mejía**

**1997**

**No. 78**

Para comentarios favor dirigirse al autor:  
Teléfono : 2867125 Fax: 2865936  
[jechevga@banrep.gov.co](mailto:jechevga@banrep.gov.co)

# **NOTAS SOBRE LA TASA DE INTERES Y LA INFLACION EN COLOMBIA**

**Juan Carlos Echeverry Garzón  
Marcela Eslava Mejía<sup>1</sup>**

**Santafé de Bogotá, septiembre de 1997**

## **NOTAS SOBRE LA TASA DE INTERES Y LA INFLACION EN COLOMBIA**

**Juan Carlos Echeverry Garzón  
Marcela Eslava Mejía<sup>2</sup>**

---

<sup>1</sup> Miembros de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Las opiniones expresadas son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen a esta institución.

<sup>2</sup> Miembros de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Las opiniones expresadas son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen a esta institución.

## **INTRODUCCION**

### **I. TASA DE INTERES, INFLACION Y ACTIVIDAD ECONOMICA EN COLOMBIA**

#### **I. 1. HECHOS ESTILIZADOS ENTRE LAS TASAS DE INTERES INTERBANCARIA, DE CAPTACION Y DE COLOCACION**

**ESTACIONALIDADES  
ANALISIS ESPECTRAL  
ANALISIS DE IMPULSO - RESPUESTA**

#### **I. 2. HECHOS ESTILIZADOS ENTRE LAS TASAS DE INTERES, LA ACTIVIDAD ECONOMICA Y LA INFLACION**

**TASA DE INTERES *REAL*, INFLACION Y ACTIVIDAD ECONOMICA  
TASA DE INTERES *NOMINAL*, INFLACION Y ACTIVIDAD ECONOMICA**

#### **I. 3. UN CALCULO DE LA TASA DE INTERES REAL *EX-ANTE***

### **II. DOS ASPECTOS DE LA INFLACION EN COLOMBIA**

#### **II. 1. UN INDICADOR LIDER DE LA INFLACION**

**COLAS DE UNA DESVIACION ESTANDAR, VARIACIONES MENSUALES  
COLAS DE DOS DESVIACIONES ESTANDAR, VARIACIONES MENSUALES  
VARIACIONES ANUALES**

#### **II. 2. UN COSTO DE LA INFLACION: VARIABILIDAD DE PRECIOS RELATIVOS**

*“Although plenty of them [central bankers] have targets of inflation, none is sure precisely how, or how rapidly, changes in monetary policy affect the economy. So they cannot be certain that a sensible-looking interest-rate cut will not revive inflation - or that a cautious-looking rise will not tip the economy into recession.”*

The Economist, 10 de agosto de 1996

## INTRODUCCION

El presente documento reúne una serie de notas que estudian aspectos empíricos del comportamiento de la tasa de interés y la inflación en Colombia. La presentación se divide en dos secciones. La primera analiza la relación entre la tasa de interés y la inflación, con el fin de evaluar el empleo de la tasa de interés como instrumento de la política monetaria<sup>3</sup>. Esta indagación se aborda en tres pasos: primero, se estudia la relación entre las diferentes tasas de interés de mercado, esto es, la tasa interbancaria, la de captaciones del sistema financiero y la de créditos. Se utilizan dos herramientas empíricas, el análisis espectral (del cual se presenta una explicación), y los vectores autorregresivos. Se concluye que es posible afectar las tasas de colocación y captación, en plazos razonables, a través de intervenciones sobre la tasa interbancaria. A partir de este hecho, el segundo paso analiza la relación entre la tasa de interés (nominal y real), la inflación y la actividad económica. Finalmente, dado que la tasa de interés real relevante en este tipo de análisis es aquella *ex-ante*, se elabora un cálculo de dicha tasa, y su relación con la tasa *ex-post*.

La segunda sección del documento se centra en dos aspectos puntuales de la inflación en Colombia: la identificación de un indicador líder de la inflación y la estimación de un tipo de costo de la inflación en Colombia, basado en la variabilidad de precios relativos. El indicador líder está elaborado a partir de las colas de la distribución de cambios en los componentes del IPC. En cuanto a la última sección, un aporte importante de ésta es el uso de un empalme de las tres series existentes de IPC, que permite tener datos unificados desde 1972 hasta el presente. La metodología empleada para elaborar este empalme se presenta en el apéndice.

---

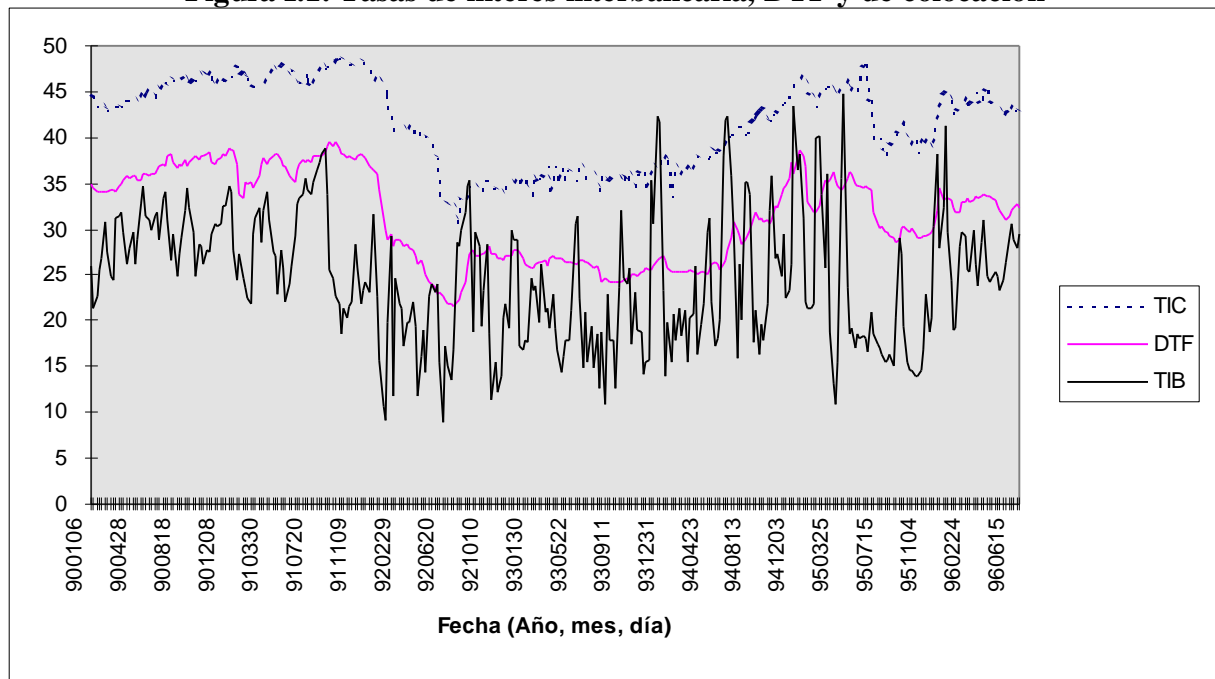
<sup>3</sup> Los aspectos teóricos que respaldan la adopción de la tasa de interés como instrumento de la política monetaria se presentan en Echeverry (1996).

# I. TASA DE INTERES, INFLACION Y ACTIVIDAD ECONOMICA EN COLOMBIA

## I.1. HECHOS ESTILIZADOS ENTRE LAS TASAS DE INTERES INTERBANCARIA, DE CAPTACION Y DE COLOCACION<sup>4</sup>

Esta sección describe las principales características de las series de tasa de interés Interbancaria (TIB), DTF y promedio de colocaciones del sistema financiero (TIC). Se desarrolla, primero, un análisis de tipo univariado, cuyo objetivo es identificar el carácter estacional de cada tasa al interior del año y cíclico en todo el espectro de la variable. A continuación se estudia la relación entre las tres variables, buscando encontrar hasta qué punto ha habido co-movimientos entre sus ciclos. El objetivo es mostrar que la DTF y la TIC pueden ser afectadas a través de movimientos en la TIB. Estos ejercicios se realizan a partir de datos semanales para el período 1990-1996. Se excluyen datos de décadas anteriores porque en ellas el mercado interbancario no tuvo el tamaño ni la preeminencia que ha alcanzado en los últimos tiempos. La evolución semanal de las tres tasas, desde 1990, aparece en la Fig. I.1 (la línea punteada superior es la TIC, la continua es la DTF y la inferior y más volátil es la TIB)<sup>5</sup>.

**Figura I.1. Tasas de interés interbancaria, DTF y de colocación**



<sup>4</sup> Las siguientes secciones del documento se prepararon para el Seminario sobre Tasas de Interés, Club Choquenzá, 26 de agosto de 1996. Agradecemos los comentarios de los participantes en dicho seminario.

<sup>5</sup> El gráfico recoge el período empleado en las estimaciones y cálculos. En los meses posteriores a agosto de 1996 ha variado el comportamiento de estas tasas, y en particular de la TIB, dadas la banda y la política de suavizamiento introducidas para dicha variable. El presente estudio contribuyó al diagnóstico que condujo a esas medidas. Es de esperarse que las relaciones entre las tasas se hayan hecho más marcadas en los últimos meses, lo cual debe ser objeto de análisis en la medida que haya grados de libertad disponibles para las estimaciones.

## ESTACIONALIDADES

Los componentes estacionales de las diferentes tasas al interior del año se muestran en la figura I.2. El comportamiento observado se puede resumir de la siguiente forma:

La TIB muestra dos momentos de estacionalidad marcada: negativa (en promedio) durante los primeros meses del año (véase la Fig. I.2., panel superior) y positiva en el último mes del año. En la estacionalidad de las demás semanas hay que destacar un momento de caída entre octubre y noviembre y uno de elevación entre julio y agosto, en los que la componente estacional es también importante. En cuanto a la magnitud, la TIB es la única en la cual los componentes estacionales alcanzan valores superiores al 10% del valor de la tasa misma, lo cual sucede en diciembre.

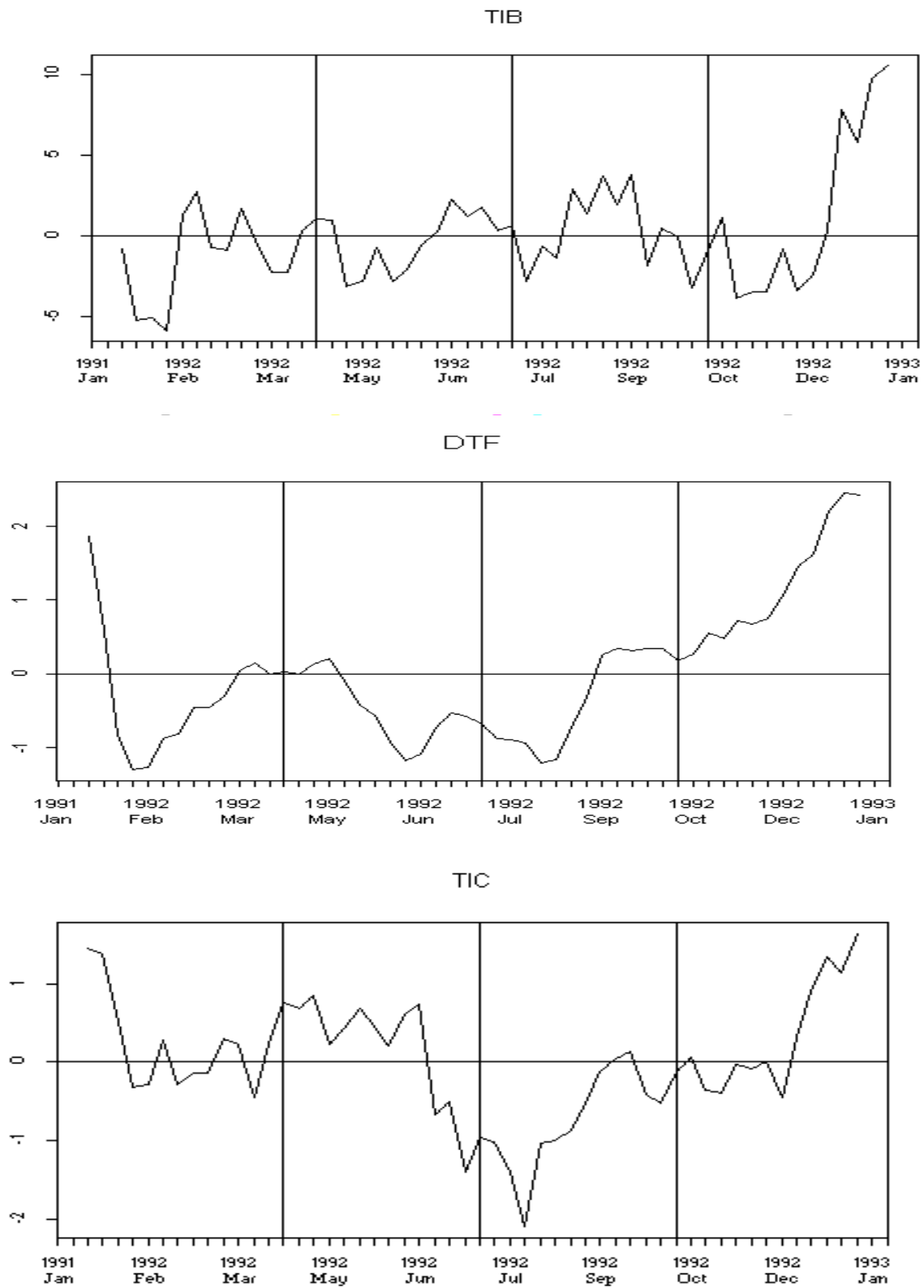
En la DTF es interesante el hecho de que comparte con la TIB una estacionalidad negativa en los primeros meses del año, la cual alcanza -5 puntos para la TIB a fin de enero y principios de febrero, y -1.5 puntos para la DTF en esas mismas semanas. Durante la mitad de año la DTF muestra una larga estacionalidad negativa, desde fines de mayo hasta principios de septiembre, cuando inicia su ascenso estacional del último trimestre, el cual se acentúa en diciembre.

La tasa de colocación, TIC, también asciende en diciembre, pero en lo que resta del año muestra un comportamiento diferente al de las otras dos tasas: entre marzo y mayo exhibe factores estacionales positivos, mientras que entre junio y agosto los mismos son negativos.

En lo que respecta a la magnitud de los componentes estacionales, la escala de los tres paneles de la Fig. I.2. muestra que éstos son más fuertes para la TIB, fluctuando entre -5 y 11 puntos de tasa de interés, mientras que los de la DTF y la TIC lo hacen tan sólo entre -1 y 2 puntos, y entre -2 y 1 punto, respectivamente.

En conclusión, las tres tasas comparten un comportamiento ascendente, de carácter estacional, en el último mes del año, aunque la magnitud de este efecto para la TIB es cinco veces mayor que aquel de la DTF y casi diez veces el de la TIC. Vásquez (1996) encontró que la mayoría de los componentes estacionales son estadísticamente significativos y que se han acentuado durante los últimos años, al punto de que los picos estacionales de fin de año de la tasa pasiva pasaron de ser 1% (de la tasa ajustada estacionalmente) en 1986, a más de 7% en 1995.

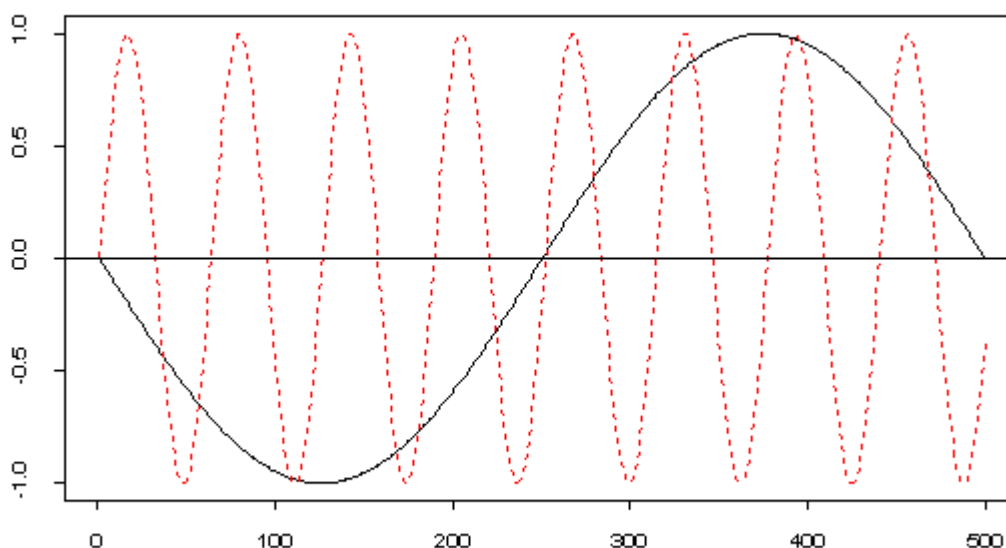
**Figura I.2. Estacionalidad de las tasas de interés**



## ANALISIS ESPECTRAL

La herramienta de análisis espectral es útil para identificar las características de una serie de tiempo, pues hace énfasis en los ciclos de diferentes frecuencias que pueden explicarla. Esta metodología busca aproximar los componentes cíclicos a partir de un conjunto de funciones sinusoidales de diferente período. El período es el tiempo necesario para un ciclo completo, de forma que si el eje horizontal de la Fig. I.3 fuese el "tiempo medido en días", el ciclo corto, o de *alta frecuencia*, que describe la línea punteada, tendría un período de unos 65 días, mientras el ciclo largo de la línea continua (menor frecuencia y mayor período) se repetiría cada 500 días.

**Figura I.3. Sinusoidales de diferente período (frecuencia) e igual amplitud**



Se debe notar que ambos ciclos son de igual altura vertical, o amplitud. La importancia de cada ciclo para explicar una serie determinada vendrá dada por la amplitud, la cual se mide por la distancia entre el punto máximo de cada ciclo y la media; por ejemplo, ambos ciclos en la Fig. I.3 tienen una amplitud de 1, tal como lo indica el eje de las ordenadas. La Fig. I.4 ilustra dos ciclos de igual frecuencia pero diferente amplitud.

El espectro de una variable consiste, entonces, en estimar una ecuación del tipo:

$$X_t = \mathbf{b}_1 \cos(\mathbf{w}_{1t}) + \mathbf{b}_2 \cos(\mathbf{w}_{2t}) + \dots + \mathbf{b}_n \cos(\mathbf{w}_{nt}) + \mathbf{e}_t$$

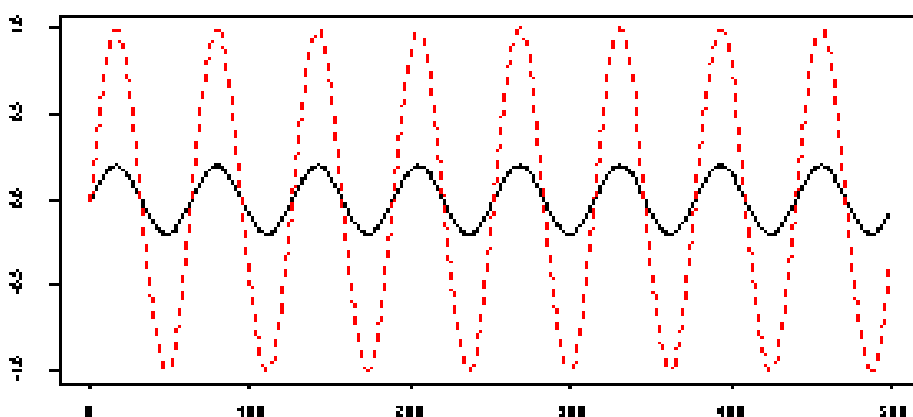
donde  $X_t$  es la variable observada (en nuestro caso las distintas tasas de interés);  $\mathbf{w}_{it}$  es la frecuencia de los distintos ciclos que componen la serie; los  $\mathbf{b}$ s son la amplitud, o la importancia que tiene cada ciclo dentro de la serie; y  $\mathbf{e}_t$  es un error, que tiene una interpretación similar a la que



se le da en el análisis de regresión. Es decir, la técnica se puede entender como un análisis de regresión que utiliza sinusoidales de diferente período o frecuencia como regresores. Para cada ciclo o sinusoidal se obtiene un estimador de su amplitud, lo que indica qué tan importante es dicho ciclo para explicar la variable en cuestión<sup>6</sup>.

El espectro de una variable consiste, pues, en la gráfica de las amplitudes que presentan sus ciclos desde la frecuencia cero (el más largo plazo), hasta la más alta frecuencia. En el caso de datos semanales el ciclo más corto identificable es de dos semanas; todos los ciclos de menor duración (de una semana o menores) serán imputados a los reportados por el espectro<sup>7</sup>.

**Figura I.4. Sinusoidales de igual periodo y diferente amplitud**



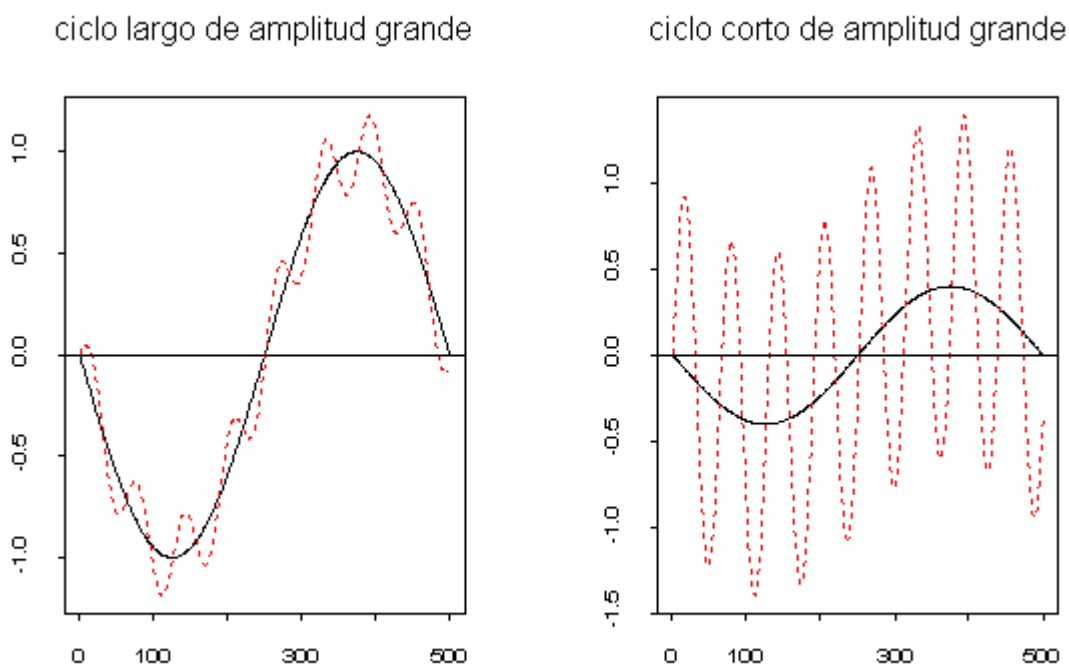
En la Fig. I.5 se aprecia la importancia de la amplitud. En ambos casos la serie efectivamente observada sería la línea punteada. Cuando estimamos las sinusoidales de la serie del panel izquierdo debemos obtener un  $\beta$  grande y significativo para el ciclo de largo plazo, mientras que el coeficiente del ciclo de corto plazo debe ser pequeño. Lo opuesto se debe esperar del espectro de la serie del panel derecho: el estimador de la amplitud del ciclo de corta duración (alta frecuencia) debe ser grande y no así el de larga duración.

**Figura I.5. La amplitud determina qué ciclo es importante**

---

<sup>6</sup> La explicación del análisis espectral de los libros de texto suele ser bastante convulsionada, y los desarrollos algebraicos fácilmente ilegibles. La introducción más sencilla, y por la cual nos hemos regido hasta ahora, se encuentra en Farley y Hinich (1969) y en Kennedy (1992); dos textos indispensables para los aspectos más detallados y una presentación más formal del tema son Granger y Newbold (1986) y Hamilton (1994). Carrizosa y Ramírez (1975) utilizaron esta técnica para análisis económico de series colombianas.

<sup>7</sup> Véase Hamilton, p. 161, para una explicación asequible de estos hechos.



Resumiendo, el análisis espectral permite descomponer la varianza de una variable en una gran cantidad de ciclos, y determinar la importancia relativa de cada uno de ellos. En el espectro, que es el resultado gráfico de dicho análisis, uno hallará cuáles ciclos son cruciales para explicar la variable bajo estudio. Los ciclos importantes serán identificados por la altura del espectro en esa frecuencia; y dicha altura representa la amplitud relativa del ciclo en cuestión. De esta manera, el área bajo determinados segmentos del espectro nos dirá la importancia relativa de los diferentes ciclos para explicar la varianza de la serie<sup>8</sup>.

Tal como lo sugiere la Fig. I.1, las tasas de interés están sujetas a fluctuaciones periódicas de distintas frecuencias, por lo cual consideramos apropiada esta metodología para desentrañar la fuerza de sus componentes cíclicos.

El aspecto en el que vamos a hacer énfasis no es el espectro de cada variable en sí, sino el análisis bivariado; la herramienta para el mismo es el espectro cruzado entre dos variables, cuyo resultado es el estadístico denominado "coherencia". Esta última es equivalente al cuadrado del coeficiente de correlación entre ciclos de igual período; por lo tanto, varía entre cero y uno. Una coherencia cercana a uno para un ciclo de determinado período indica que los componentes de las dos series en esa frecuencia están altamente (y linealmente) relacionados; valores cercanos a cero deben ser interpretados como indicando una baja relación entre las dos series a esas frecuencias (Granger y Newbold, 1986, p. 60).

Una crítica común al análisis espectral es la ausencia de intervalos de confianza para los periodogramas. En el presente documento calculamos los intervalos de confianza para las

<sup>8</sup> El área bajo el espectro poblacional es igual a la varianza poblacional de la variable, y el área bajo el periodograma muestral es igual a la varianza muestral de la variable. Para cualquier frecuencia  $\omega$  el área bajo la curva del periodograma representa la porción de la varianza que puede ser atribuida a ciclos de esa frecuencia

coherencias estimadas, siguiendo la metodología de Bloomfield, citada en Venables y Ripley (1994, p. 375). De hecho esta adición probó ser importante en la medida en que, como veremos, permitió descartar gran parte de las frecuencias posibles, y enfatizar aquellas en las que realmente existe una relación entre las tasas de interés.

La Fig. I.6 presenta la coherencia entre la TIB y la DTF, rodeada por un intervalo de confianza de dos desviaciones estándar (las dos líneas punteadas). La lecturas de los periodogramas que presentaremos se debe hacer de la siguiente manera: el eje de las abscisas está dividido en 256 observaciones ("25" realmente corresponde a "250"); este es el número total de ciclos usados en la estimación. Son 256 porque la muestra está compuesta de 512 semanas y, como se mencionó, para el cómputo del ciclo más corto se requieren al menos 2 observaciones. Es decir, que la observación correspondiente a "256" en el eje horizontal (la última hacia la derecha) arroja la amplitud del ciclo de período más corto, esto es, el de dos semanas de duración. Dicho de otra manera, el ciclo de mayor frecuencia es de  $512/256=2$  semanas; un ciclo de un mes sería de 4.5 semanas  $=512/114$  aproximadamente, es decir, que habría que buscarlo en el número 11.4 en el eje de las abscisas. El ciclo de un año se encuentran en 0.98 en las abscisas ( $52$  semanas  $=512/9.8$ ).

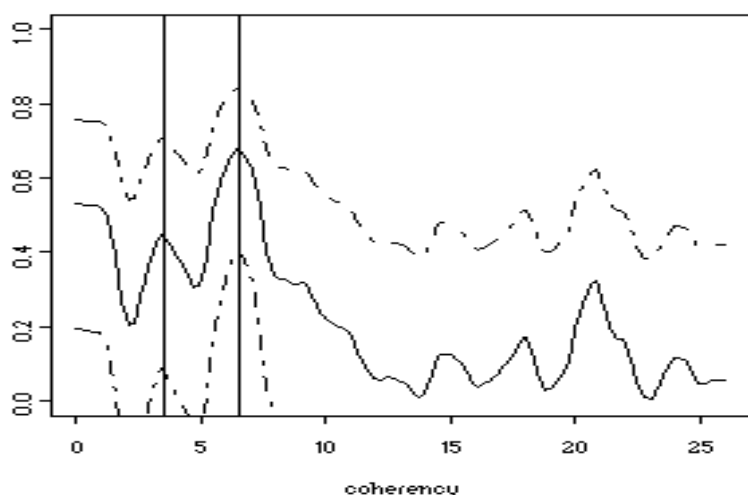
El resultado de la Fig.I.6. es interesante, pues señala que hay *relaciones significativas entre los ciclos de 2 meses* (línea vertical en la proximidad de 6 en el eje de las abscisas, correspondiente a:  $8.5$  semanas  $=512/60$ ), *de 4 meses* (línea vertical cerca a 2.8 en las abscisas), y *de muy baja frecuencia* (cero). El hecho de que la relación entre estas dos variables no sea significativa a altas frecuencias (ciclos con período menor que dos meses) pone de relieve el tipo de comportamiento que es necesario afectar en la TIB si se quiere que sea seguido de un comportamiento similar de la DTF. De otro lado, es alentador el que también estén correlacionadas en ciclos de 4 meses y en el largo plazo, pues esto puede ser evidencia del papel de señal que puede jugar la TIB para los movimientos seculares de la DTF.

En lo que tiene que ver con las tasas DTF y de Colocación<sup>9</sup> (véase la Fig. I.7.), el hecho de relieve es que los períodos en los cuales estas dos variables exhiben relaciones significativas no están muy alejados de aquellos ya señalados para la TIB y la DTF; la TIC parece seguir a la DTF en los ciclos de un mes y medio y tres meses (líneas verticales de la Fig. I.7.), así como en el más largo plazo. Esta cercanía indicaría que afectando el comportamiento de entre siete semanas y tres meses de la TIB se puede esperar que tanto la DTF como la TIC respondan con movimientos en la misma dirección.

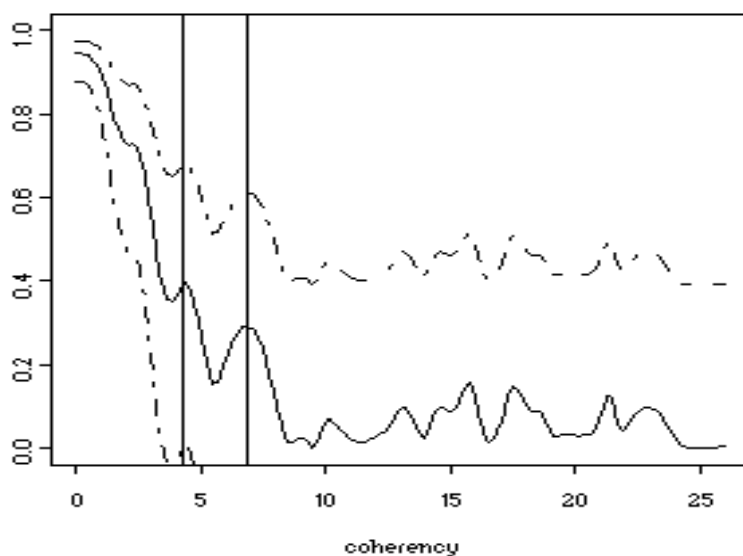
### **Figura I.6. Coherencia entre TIB y DTF**

---

<sup>9</sup> Obviamos presentar la relación entre la TIB y la TIC primero porque consideramos que en realidad la misma está mediada por la DTF, y segundo porque sus resultados no aportan a las dos coherencias analizadas.



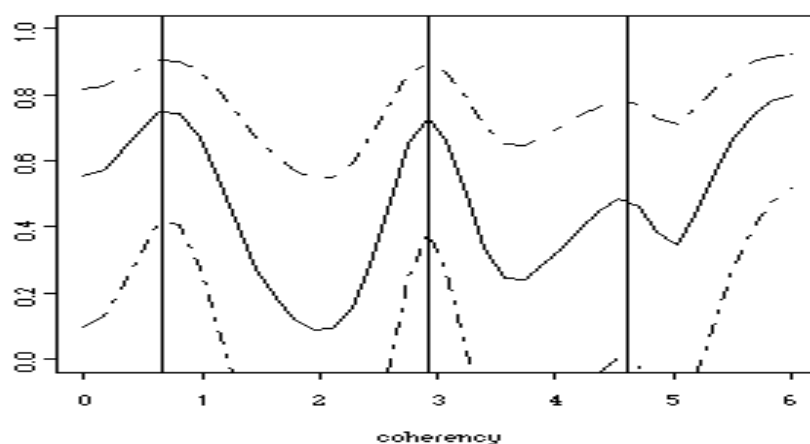
**Figura I.7. Coherencia entre DTF y TIC**



Recapitulando, los ciclos en los que se da una relación significativa entre las tasas de interés bajo estudio son de entre 7 semanas y dos meses, y entre 3 y 4 meses.

En cuanto a las tasas de interés reales, el resultado más interesante que se desprende del análisis de coherencia es que existe una relación del muy corto plazo entre la DTF real y la TIB real (véase la figura I.8. a la altura del número 6 en el eje horizontal). Por limitaciones de la tasa de inflación, la cual tiene periodicidad mensual, el ciclo mínimo que podemos recoger entre estas dos tasas es de duración bimensual. Lo interesante es que dicho ciclo no es compartido cuando se usa la muestra 1986-95. Ello indica que, ciertamente, se ha hecho más importante la relación entre estas dos tasas en plazos más cortos (ciclos de menor duración).

**Figura I.8. Coherencia entre TIB real y DTF real**



#### ANÁLISIS DE IMPULSO - RESPUESTA

El tercer tipo de análisis utiliza vectores autorregresivos bivariados para obtener funciones de impulso respuesta entre las tasas de interés. Para su uso, las tres tasas fueron desestacionalizadas y les fue removido el efecto de los períodos de control administrativo a través de una dummy con valor de 1 durante el periodo de efectividad de los mismos<sup>10</sup>.

Las funciones de impulso-respuesta de los pares (TIB, DTF) y (TIB, TIC) mostraron ser robustos al orden del vector, no así los del par (DTF, TIC). En este último vector es importante el supuesto de que un choque a la DTF tiene efecto contemporáneo sobre la TIC, pero que ésta, a su vez, no afecta en el mismo periodo a la DTF, sino con un rezago.

Los resultados de la TIB y DTF (Fig. I.9.<sup>11</sup>) no se diferencian en mayor medida de los de Steiner y Saavedra (1992). No obstante, en nuestra estimación los intervalos de confianza permiten descartar el efecto de la DTF sobre la TIB. En efecto, aun cuando parece que hay algún período en el que el aumento de la TIB es significativamente diferente de cero, dicho resultado no es robusto al cambio en el número de rezagos incluidos en las regresiones. En cuanto a las respuestas en sentido contrario, el efecto sobre la DTF de un choque de 1% en la TIB se siente con su mayor fuerza entre 4 y 6 semanas luego del impacto; nuestras estimaciones para el período 1990-96 muestran que la elasticidad es muy pequeña (1/8), en comparación con la evidencia narrativa de los meses recientes. Es de esperar que la elasticidad haya subido con respecto a períodos

<sup>10</sup> Los períodos de control fueron: (1) enero 22 de 1986 a junio 25 de 1986; (2) agosto 24 de 1988 a enero 25 de 1989; (3) mayo 25 de 1992 a diciembre 23 de 1992; y (4) junio 23 de 1995 a julio 19 de 1995. Esta información fue tomada de Vásquez (1996).

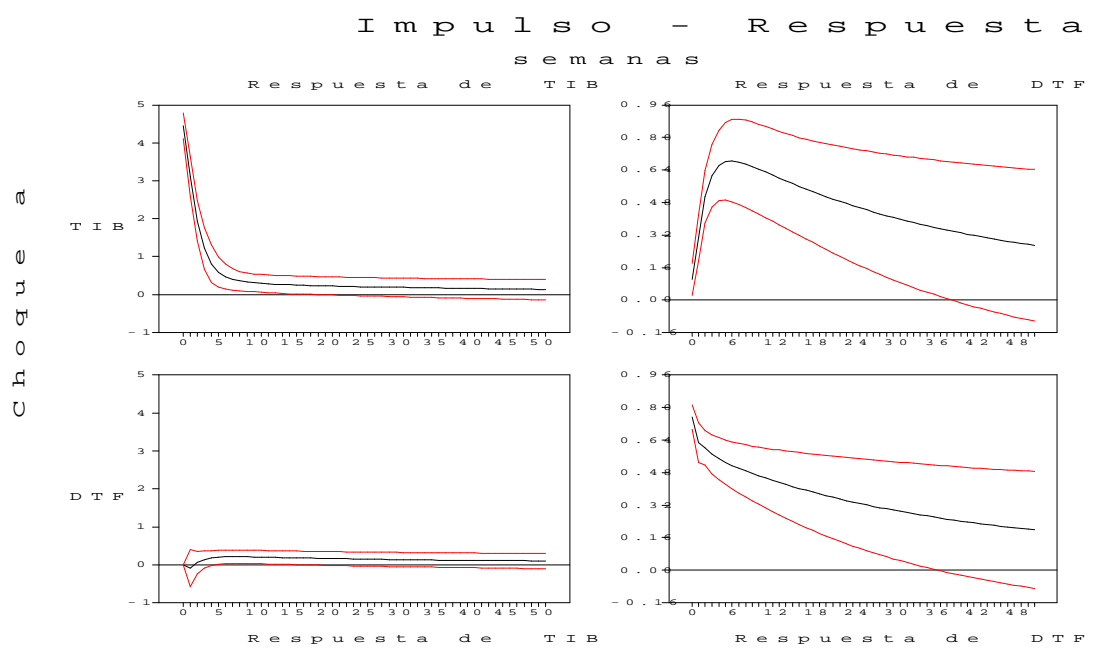
<sup>11</sup> En éste, como en los demás gráficos de Impulso - Respuesta, el cuadrante en que una variable responde a un choque a sí misma muestra simplemente la naturaleza del choque. Por esta razón los únicos cuadrantes que son sujetos de análisis son el superior derecho y el inferior izquierdo. Los intervalos de confianza tienen una dimensión de una desviación estándar en cada dirección.

anteriores, inducida en parte por el nuevo régimen operativo de la política monetaria que ha estabilizado a la TIB, y la usa como su instrumento.

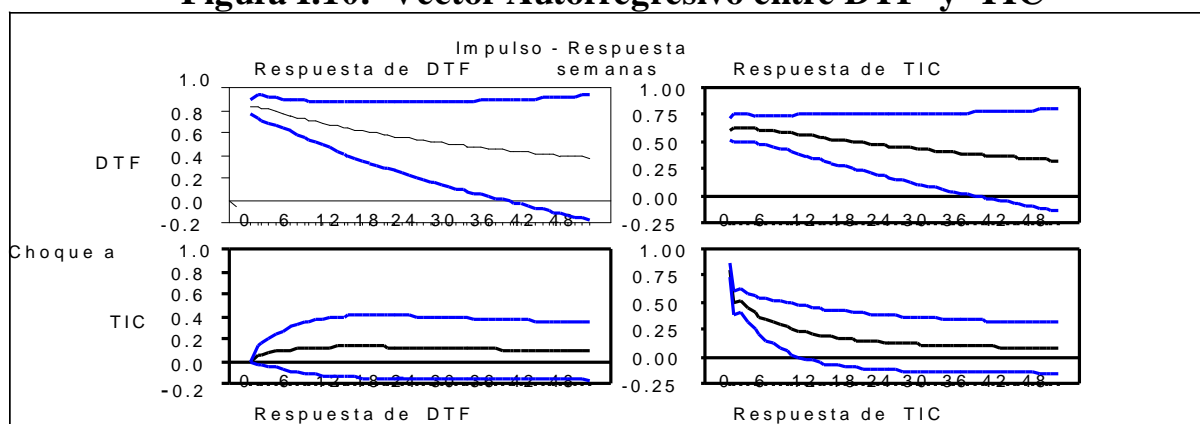
Algo que merece mención es el hecho de que un choque de una desviación estándar de la TIB tiene una magnitud de 4 puntos de la tasa, pero se manifiesta en un salto de un poco menos de un punto en la DTF (a su vez una desviación estándar). Esto indica que se necesitarían movimientos considerables de la TIB para producir cambios de alguna magnitud en las tasas de captación.

Los resultados de la DTF y la TIC se presentan en la figura I.10. Un choque de 1 punto a la DTF produce un salto inmediato de aproximadamente medio punto en la TIC. Dicho efecto alcanza su nivel máximo de forma casi inmediata y luego decae muy lentamente.

**Figura I.9. Vector Autorregresivo entre TIB y DTF**



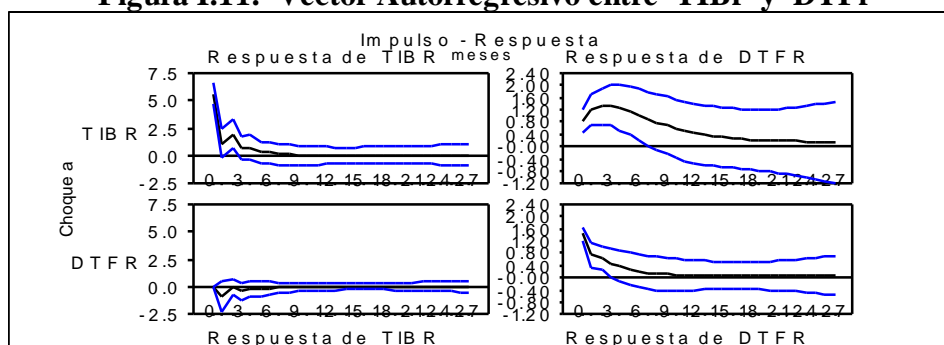
**Figura I.10. Vector Autorregresivo entre DTF y TIC**



En síntesis, el análisis de las tasas de interés nominales parece sugerir que las condiciones para que la TIB sirva como señal a las otras tasas de interés están dadas, aceptando los rezagos obvios que se presentan en la transmisión de los choques. Por supuesto, aquí sólo se está probando la relación estable entre la TIB y el resto de tasas de interés.

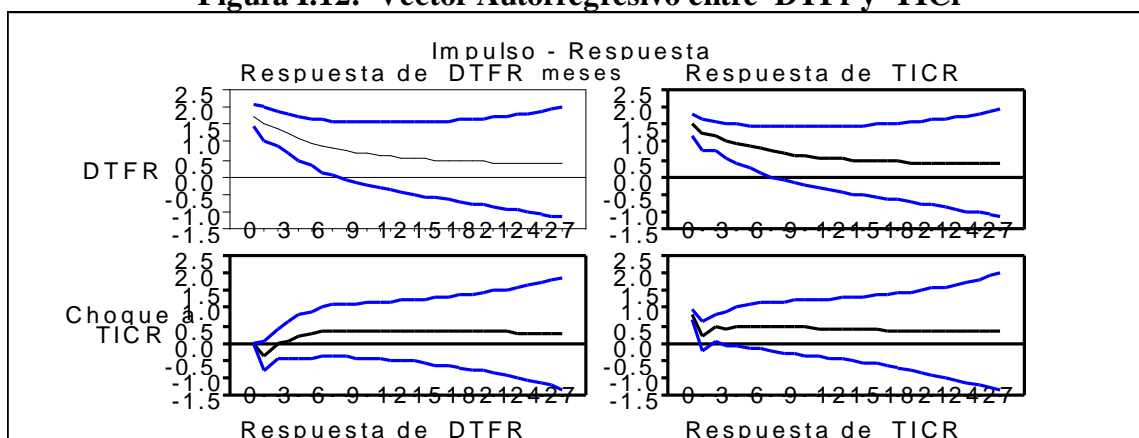
Un análisis similar al presentado anteriormente se realizó para la relación entre las tasas de interés reales. Se observa que entre la DTF y la TIC la sensibilidad es casi igual en términos nominales y reales: entre 1/1.2 y 1/1.4. Estas elasticidades son sensiblemente más altas que las de la DTF a la TIB, y además se sienten inmediatamente (véase las figuras I.10. y I.12.). Tales respuestas en las tasas señalan un movimiento sistemático en el margen de intermediación financiera cuando hay choques en la tasa de interés de captación: cuando la tasa pasiva sube, el rezago y la elasticidad de respuesta de la tasa de colocación inducen una disminución del margen. Lo contrario ocurre cuando las tasas bajan: hay un aumento transitorio en los márgenes de intermediación<sup>12</sup>.

**Figura I.11. Vector Autorregresivo entre TIBr y DTFR**



<sup>12</sup> Este mismo resultado se obtuvo en el trabajo de Orlando Piqueras: "El Margen de Intermediación Financiero: un Mecanismo de Transferencia de las Variaciones en la Tasa Pasiva hacia la Tasa Activa", presentado como tesis de grado en la Universidad Javeriana en febrero de 1996.

**Figura I.12. Vector Autorregresivo entre DTFR y TICr**



## I.2. HECHOS ESTILIZADOS ENTRE LAS TASAS DE INTERES, LA ACTIVIDAD ECONOMICA Y LA INFLACION

Con base en la posibilidad de afectar las tasas de captación y colocación a través de choques a la TIB, es necesario preguntarse si el control de la tasa de interés tiene efectos sobre la inflación y la actividad económica. Esta sección del trabajo busca establecer las relaciones empíricas entre las tasas de interés (nominal y real) y algunas variables de actividad económica.

Como la variable de tasa de interés se utilizará la de los Certificados de Depósito a Término a 90 días. El objetivo es identificar los efectos de choques en la tasa de interés sobre: i. una medida de actividad económica agregada (PIB); ii. indicadores de actividad económica sectorial; y iii. la inflación anual. Los sectores de actividad económica utilizados fueron: del grupo de producción de bienes: Industria Manufacturera, Construcción, Agricultura y Minería; del grupo de producción de servicios: Comercio, Transporte, Comunicaciones, y Electricidad y Agua. Finalmente se consideró también la tasa de desempleo.

La metodología empleada fue una serie de VAR recursivos de 4 variables, con orden del vector como sigue: 1. Tasa de interés (nominal o real), 2. PIB real, 3. tasa de inflación anual, y 4. una variable de actividad económica sectorial. la inclusión del PIB y la tasa de inflación sirve además para controlar el efecto sobre actividad sectorial de variaciones cíclicas y nominales de la economía. En esto seguimos una metodología estándar en este tipo de investigaciones (véase Ganley y Salmon, 1996).

Usamos observaciones trimestrales para el período 1980.1-1995.4 (63 observaciones). Se utilizó un rezago en la estimación, luego de comprobar que el uso de 2 ó 4 rezagos no afectaba los resultados, y sólo introducía un ruido innecesario en las funciones de impulso-respuesta, sin alterar su forma. Se aplicó el sistema de integración de Monte Carlo, incluido en el paquete de RATS, con 500 replicaciones, para generar intervalos de confianza de una desviación estándar, de nuevo siguiendo una práctica usual en este tipo de ejercicios (véase Taylor y Yuecel, 1996).



## TASA DE INTERES REAL, INFLACION Y ACTIVIDAD ECONOMICA

Las figuras del Anexo II contienen algunas de las funciones de impulso respuesta resultantes de los modelos VAR de 4 variables explicados con anterioridad. Cada fila corresponde a un VAR diferente. El choque en la tasa de interés real (CDTR) está siempre en la primera figura de la fila. La segunda figura recoge la respuesta del PIB, la tercera muestra la evolución de la inflación (INF) luego del choque, y la cuarta y última muestra el impacto en el sector respectivo.

Las principales conclusiones son como sigue:

- i) Un choque de una desviación estándar a la CDTR<sup>13</sup> (incremento súbito de 3.4 puntos de tasa) deprime el PIB en 0.5 % durante el trimestre en que ocurre el choque (elasticidad de 1/6.8, esto es, se necesita incrementar en 6.8 puntos porcentuales la CDT-Real para mover al PIB en uno por ciento); este efecto negativo dura sólo un trimestre.
- ii) El mismo tipo de choque deprime la producción industrial (caída de .5 %) y agrícola (caída de 0.8 %) durante el primer trimestre luego del impacto, y que se torna insignificante luego del segundo trimestre.
- iii) El choque no afecta a los sectores minero, transporte, y de agua y electricidad. Curiosamente, parece tener un leve efecto reactivador sobre la construcción y el comercio, aunque de corta duración.
- iv) Este tipo de choque tiene un efecto depresivo inmediato sobre la tasa de inflación. En términos de magnitud, una novedad positiva de tasa de interés real de 1 punto porcentual reduce en 50 puntos básicos la inflación durante el primer trimestre. Esta disminución se desvanece a lo largo del primer año después del choque<sup>14</sup>.
- v) Finalmente, dicho choque incrementa la tasa de desempleo en 20 puntos básicos desde un trimestre después del choque hasta dos años después. Este efecto parece ser permanente.

Es interesante el hecho de que cambios en la tasa de interés tengan un efecto diferente sobre los sectores de servicios. Este hecho ha sido estudiado para economías industrializadas.<sup>15</sup> Los estudios indican que la demanda de servicios es menos sensible a cambios en el ingreso que la de manufacturas. Varias razones sustentan esa apreciación: a) Los servicios, al contrario que los bienes, no se pueden almacenar. Es difícil tener inventarios de estos, de tal forma que ante un cambio repentino en demanda agregada no se opera una disminución mayor en la demanda de servicios; esto sí ocurre con la demanda de bienes, con el fin de llevar los inventarios de éstos de nuevo a su nivel óptimo. b) La adquisición de servicios no se puede posponer tan fácilmente como la de los bienes (por ejemplo, montar en autobús para ir al trabajo, o cortarse el pelo). c) Los servicios son mucho menos intensivos en capital. Dado que la inversión es uno de los rubros más sensibles a las recesiones, la menor vulnerabilidad del sector servicios en este sentido lo hace

---

<sup>13</sup> La Tasa de Interés Real se mide como la tasa CDT a 90 días menos la inflación observada. Es decir, lo que se denomina la tasa real ex-post (véase Mishkin, 1990). Un tratamiento riguroso debe hacerse con la tasa ex-ante, que usa un cálculo de la inflación esperada. Este tema se analiza en la siguiente sección.

<sup>14</sup> Este resultado es robusto a la introducción de la tasa real *ex-ante*, como veremos en la siguiente sección (gráfico I.16)

<sup>15</sup> Lo que sigue se desprende de un artículo de The Economist, julio 6 de 1996, pág. 68, en el que se citan los siguientes dos artículos: Jaewoo Lee (1996) "Do services Temper Business Cycles?" University of California, Irvine, mayo. Andrew Wycoff (1996) "The Growing strength of Services" *OECD Observer*, No. 200, junio.

relativamente más inmune al ciclo. Naturalmente, los servicios tienen otros lados flacos; pero es posible que algunos de estos factores influyan en que respondan menos a choques monetarios.

### **TASA DE INTERES NOMINAL, INFLACION Y ACTIVIDAD ECONOMICA**

Los mismos ejercicios expuestos en la sección anterior se llevaron a cabo con la tasa de interés nominal, con el objeto de identificar la sensibilidad de las mismas variables de actividad económica agregada y sectorial, así como de la tasa de inflación a esta variable nominal. Se deja para la siguiente sección la discusión de la relación entre la tasa real y la tasa nominal, y la medición de hasta qué punto la tasa nominal es un buen indicador de las condiciones del sistema financiero.

Se observa cómo el PIB se deprime a raíz de un choque de una desviación estándar en la tasa *nominal* de interés (incremento súbito de 2.3 puntos de tasa). Un aumento sorpresivo de la CDT de un punto de tasa causa una caída del PIB entre 0.6 y 0.9, la cual dura dos trimestres en promedio (elasticidad entre 1/3.8 y 1/2.7) Este resultado es robusto a la estimación del VAR con distintas variables de producto sectorial. Como se ve, la sensibilidad del PIB real a la tasa nominal es mayor que a la tasa real (1/3.8 versus 1/6.8). Este hecho requiere mayor estudio.

El mismo tipo de choque deprime la producción industrial durante el primer año después del impacto; el efecto dura cerca de un año y exhibe una elasticidad de (1/3.2). La producción agrícola también se deprime durante el primer trimestre en cerca de 1 punto porcentual. La evidencia aquí presentada apunta, pues, en la dirección de que el canal de transmisión de los choques monetarios se da a través de estos dos sectores, ya que los demás parecen más o menos inmunes a choques de tasa de interés<sup>16</sup>. Es interesante además que dos sectores aparentemente tan disímiles en su organización, en el acceso a crédito y en el tamaño promedio de firma sean los más sensibles a choques monetarios.

Aunque las respuestas de la construcción y la minería no son estadísticamente significativas, estos sectores productivos también experimentan una respuesta negativa. La evidencia con respecto a la construcción parece contradictoria, pues la misma desplegaba una leve reactivación ante un choque de la tasa real.

Comercio y comunicaciones aumentan (0.7% aproximadamente) en el trimestre del choque, pero el efecto es de corta duración. En general, los sectores de servicios no parecen verse negativamente afectados, lo cual parece ser un hecho estilizado, ya reseñado en la sección anterior.

Un resultado interesante es que, en contraposición con lo que sucede con la TIR, la cual sí disminuía la inflación, un choque de TIN parece aumentar la inflación, en especial 6 meses luego del choque. Este resultado no siempre es significativo, pero es robusto al sector productivo que se incluya en el VAR, y será también observado en la sección I.3 (gráfico I.16).

En cuanto a la tasa de desempleo, es notable su sensibilidad a la tasa de interés real, y su aparente inelasticidad frente a la tasa nominal. La siguiente sección del trabajo debe ayudar a entender estas diferencias.

---

<sup>16</sup> No es sorprendente este resultado diferencial por sectores, ni la inmunidad aparente en algunos de ellos. Para estudios de los E.U.A e Inglaterra que llegan a resultados similares véase las referencias al final del texto.

En conclusión, los movimientos de la tasa de interés tienen importantes efectos sobre la inflación y sobre algunas variables de actividad económica, lo que parecería sugerir su relevancia como instrumento de política económica.

### I. 3 UN CALCULO DE LA TASA DE INTERES REAL *EX-ANTE*

De las secciones anteriores se desprende la necesidad de establecer de forma más rigurosa la relación entre las tasas de interés nominal y real. Hasta el momento se ha utilizado la tasa real de interés calculada como la diferencia entre la tasa de interés nominal y la inflación *ex-post*. No obstante la conocida ecuación de Fisher define realmente a la tasa de interés real *ex-ante* como:

$$\dot{i}_t \equiv r_{(ea)t} + p^e$$

donde  $\dot{i}_t$  es la tasa de interés nominal,  $r_{(ea)t}$  es la tasa de interés real *ex-ante*, y  $\pi_t^e$  es la tasa de inflación esperada. El inconveniente surge del hecho que se observa la inflación *ex-post* y, aparte de algunas encuestas, no se tiene una observación de  $\pi_t^e$ .

En esta sección realizamos un cálculo de  $r_{(ea)t}$ . Para obtener la inflación esperada adoptamos la metodología propuesta por Mishkin (1984), la cual se basa en el siguiente raciocinio: la tasa de interés real *ex-post*,  $r_{(ep)t}$ , viene dada por la expresión:

$$r_{(ep)t} \equiv \dot{i}_t - p \equiv r_{(ea)t} - (p - p^e)$$

$$r_{(ep)t} \equiv r_{(ea)t} - \epsilon_t$$

donde  $\epsilon_t = \pi_t - \pi_t^e$ , es el error de predicción de la inflación. El supuesto de expectativas racionales implica que  $E(\epsilon_t | I_{t-1}) = 0$ . Es decir, que los individuos explotan toda la información disponible al empezar el período  $t$  al momento de formar sus expectativas. Si la  $r_{(ea)t}$  determinada en  $t-1$  está correlacionada con algún vector de variables,  $X_{t-1}$ , entonces se puede establecer la predicción lineal óptima de  $r_{(ea)t}$  con base en la siguiente ecuación:

$$P(r_{(ea)t} | X_{t-1}) = X_{t-1} \mathbf{b}$$

donde  $P(r_{(ea)t} | X_{t-1})$  es el valor proyectado de  $r_{(ea)t}$  dado el conjunto de información  $X_{t-1}$ .

De esta forma,

$$r_{(ea)t} = X_{t-1} \mathbf{b} + u_t$$

y  $P(u_t | X_{t-1}) = 0$ , con lo cual  $u_t$  es ortogonal a  $X_{t-1}$ . Al reemplazar  $r_{(ea)t}$  en esta última expresión se obtiene:

$$r_{(ep)t} = X_{t-1} \mathbf{b} + u_t - \mathbf{e}_t$$

expresión que puede ser estimada ya que, tanto la tasa de interés real *ex-post*, como las variables  $X_{t-1}$  son observadas. Con los coeficientes estimados en esta regresión,  $\hat{\mathbf{b}}$ , y bajo el supuesto de que  $\mathbf{E}_t$  es pequeño en relación con  $u_t$ , se puede obtener estimaciones de la tasa real *ex-ante* y de la inflación esperada, con base en las siguientes dos ecuaciones:

$$\hat{r}_{(ea)t} = X_{t-1} \hat{\mathbf{b}}_{mco}$$

$$\hat{\mathbf{p}}_t^e = i_t - \hat{r}_{(ea)t}$$

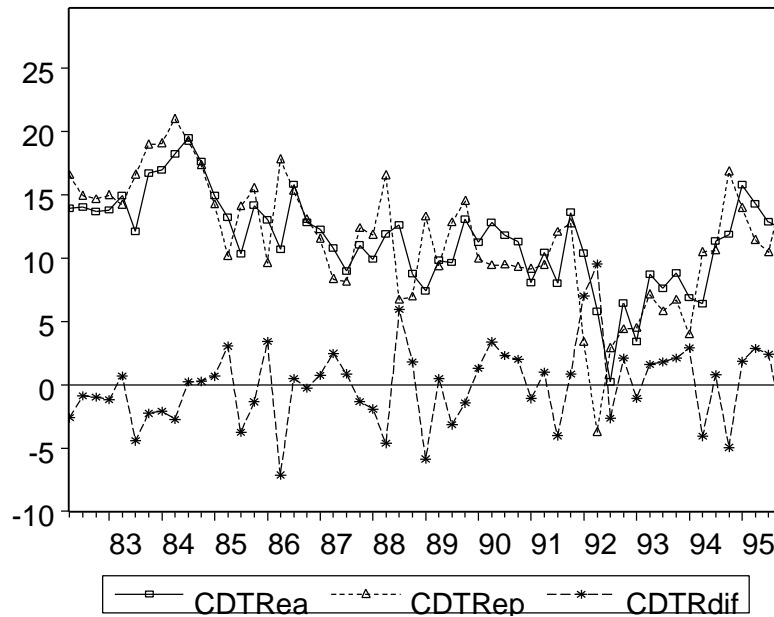
Una discusión econométrica de esta estimación se halla en Mishkin (1984, p.287). Basta aclarar aquí que  $u_t$  y  $\mathbf{E}_t$  son ortogonales a  $X_{t-1}$ . Por tanto,  $\hat{\mathbf{b}}_{mco}$  es un estimador consistente de  $\beta$ , de tal forma que las tasas *ex-post* arrojarán los mismos estimadores de  $\beta$  que se obtendrían de una regresión que usara la tasa *ex-ante*.

Los cálculos fueron hechos con base en crecimientos trimestrales de todas las variables para evitar datos traslapados. Las variables escogidas para el vector  $X_{t-1}$  fueron: cuatro rezagos de la tasa de inflación (trimestral), un rezago del crecimiento trimestral de M1, la tasa nominal rezagada y cuatro rezagos de la variable dependiente. En la escogencia de estas variables también seguimos la metodología de Mishkin<sup>17</sup>. Los resultados (con tasas anualizadas tanto de interés como de inflación) aparecen en la figura I.13.

---

<sup>17</sup> Una extensión natural de este análisis es la exploración de otras variables para ser incluidas en el vector X. En particular variables de actividad económica que Mishkin reporta como no significativas para los Estados Unidos, pero que bien podrían serlo para nuestro país.

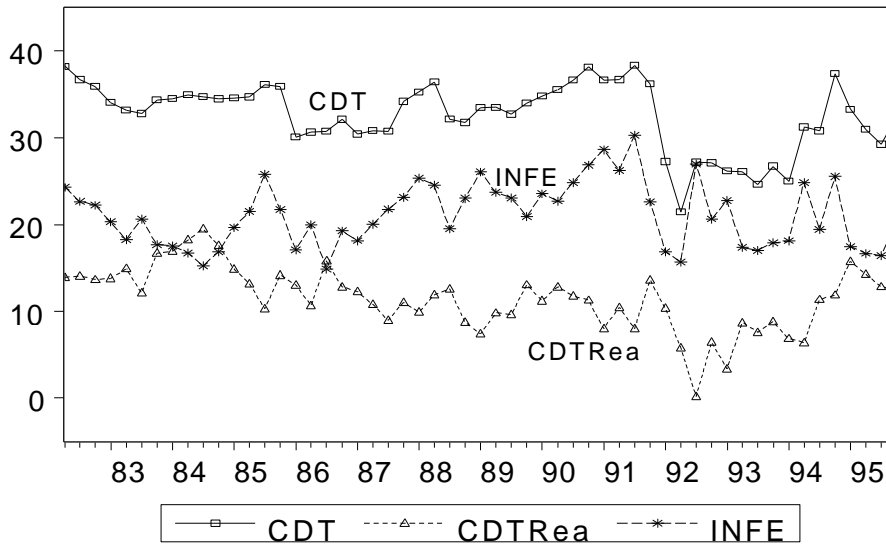
Figura I.13. Tasa de interés real (*ex-ante* y *ex-post*).



La primera conclusión que se desprende de este gráfico es que, salvo cuatro o cinco episodios puntuales, la diferencia entre las dos tasas no es marcada, y su evolución apoya la validez de los VAR estimados con la tasa *ex-post* para medir el impacto de la política monetaria. El ejercicio es útil, además, para analizar ciertos aspectos de la relación entre la tasa nominal y la tasa real *ex-ante*, y de esta última con la inflación esperada. En particular, la figura I.14 muestra que parece existir una correlación negativa entre la tasa *ex-ante* (CDTreal) y la inflación esperada (INFE). Tal relación es importante porque indica que la tasa de interés nominal de corto plazo no ha proveído una protección efectiva contra la inflación. Éste es un resultado documentado para los Estados Unidos y para países europeos, y la evidencia muestra que es bastante robusto.

La siguiente pregunta es sobre la asociación que existe entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación esperada. En este caso, lo que se busca es identificar la fuerza del denominado *Efecto de Fisher*, el cual prescribe que la mayor parte de los movimientos en la tasa de interés nominal debe reflejar movimientos en la inflación esperada. La figura I.14 parece indicar la validez de este efecto para nuestro país, aun cuando, como veremos inmediatamente, la evidencia estadística sugiere cautela en la interpretación de este resultado. El efecto no caracteriza a países como Alemania, Suiza y Holanda, aunque sí se presenta en los E.U.A., Inglaterra y Canadá. Para evaluar su validez en Colombia se puede ver la Tabla I.1, que recoge las correlaciones entre las tres variables de interés.

**Figura I.14. Tasas de interés e inflación esperada**



**Tabla I.1. CORRELACIÓN ENTRE TI NOMINAL, REAL *EX-ANTE*, E INFLACIÓN ESPERADA**

	Colombia	Colombia	Colombia	Colombia	E.U.A.	U.K.	Alemania	Holanda
rezagos	0	1	2	3				
TIn-INFe	.53	.4	.17	-.16	.75	.58	.11	0
TIr-INFe	-.45	-.06	-.14	-.11	-.48	-.82	-.76	-.66
TIn-TIr	.51	.37	.36	.40	.21	-.02	.56	.75

Como se puede apreciar, los resultados de la primera fila indican que el Efecto de Fisher se obtiene hasta con dos rezagos, pero no en el tercero. Probablemente esto se debe a efectos estacionales. Por tanto, aceptamos la presencia del efecto en nuestro país, es decir, aceptamos que la tasa de interés nominal está gobernada por la inflación esperada.

La tercera relación importante entre estas variables es la que se da entre la tasa de interés nominal y la real *ex-ante*. Para la política monetaria es importante saber en qué medida movimientos en las tasa de interés nominal están altamente correlacionados con movimientos en la tasa real. De la Tabla I.1. se desprende que la correlación contemporánea de Colombia se sitúa en el promedio de observaciones internacionales. De hecho, los E. U. A. muestran una relación débil e Inglaterra la tiene incluso negativa, mientras que Alemania presenta una similar a la de nuestro país y Holanda exhibe una correlación de 0.75.

En casos como los de Colombia, Alemania y Holanda las tasas de interés nominales son informativas acerca de qué tan *apretado* está el mercado financiero. La interpretación de este resultado en términos de la bondad de una política de uso de la tasa de interés nominal como práctica operativa de la política monetaria, debe ser cautelosa. En particular, para Mishkin “estos resultados sugieren que un cambio hacia un régimen de política monetaria en el cual se apunte a las tasas de interés nominales puede cambiar significativamente su contenido informativo.” No

obstante, este resultado puede ser entendido como un prerrequisito para usar este tipo de operatividad de la política monetaria.

Una última evidencia que se desprende de este ejercicio es la relación entre inflación *ex-post* (INF) e inflación esperada (INFE). La figura I.15. recoge estas dos variables y la diferencia entre ellas (INFdif). Más que aventurar una conclusión sobre la relación entre estas dos variables, decidimos llevar a cabo una prueba de Causalidad de Granger, la cual arrojó que la inflación observada ayuda a predecir la inflación esperada, pero no viceversa.

En síntesis, el análisis nos indica que:

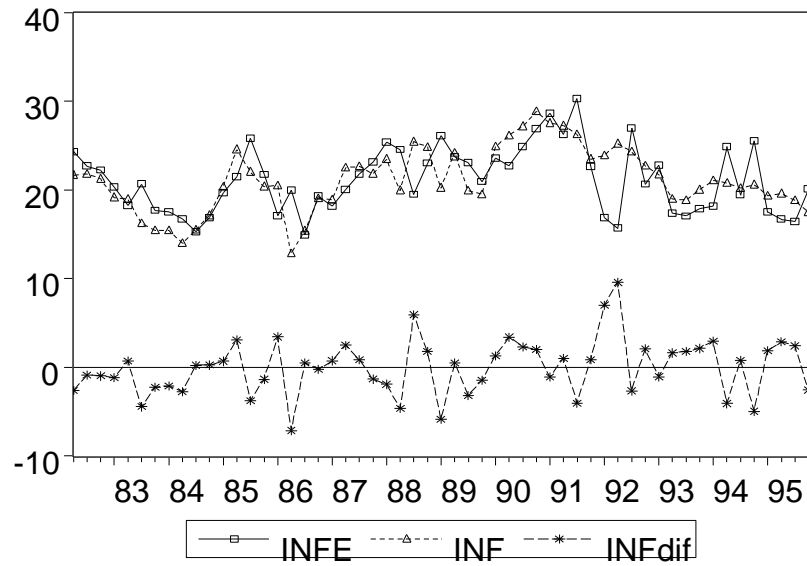
1. La diferencia entre las tasas de interés real *ex-post* y *ex-ante* no es marcada, y su evolución apoya la validez de los VAR estimados con la tasa *ex-post* para medir el impacto de la política monetaria.
2. La tasa de interés nominal de corto plazo no ha proveído una protección efectiva contra la inflación, ya que la tasa de interés real *ex-ante* guarda una relación negativa con la inflación esperada.
3. Se acepta la validez del *Efecto de Fisher* para Colombia, el cual prescribe que la mayor parte de los movimientos en la tasa de interés nominal reflejan movimientos en la inflación esperada.
4. Movimientos en las tasa de interés nominal están correlacionados con movimientos en la tasa real. Por lo tanto, en Colombia las tasas de interés nominales son informativas acerca de qué tan *apretado* está el mercado financiero. Este resultado puede ser entendido como un prerrequisito para una política de *apuntamiento* de la tasa de interés nominal, como práctica operativa de la política monetaria, sin olvidar la posible naturaleza endógena de las mencionadas correlaciones.
5. La inflación observada ayuda a predecir la inflación esperada, pero no viceversa.

Por último, se llevó a cabo un ejercicio de impulso-respuesta entre la tasa de interés nominal, la tasa de interés real *ex-ante*, y la tasa de inflación<sup>18</sup>. El resultado del mismo se recoge en la figura I.16, y muestra: **i.** la tasa de interés real *ex-ante* responde positivamente a un choque de la tasa nominal con una sensibilidad de 1/1.3. **ii.** Un choque a la tasa de inflación deprime la tasa de interés real *ex-ante*. **iii.** La tasa nominal tienen un efecto inicial levemente negativo sobre la inflación (posiblemente no significativo), que se torna inmediatamente en positivo. **iv.** Un choque a la tasa real deprime la inflación inmediatamente, pero el efecto se desvanece a lo largo del primer año.

---

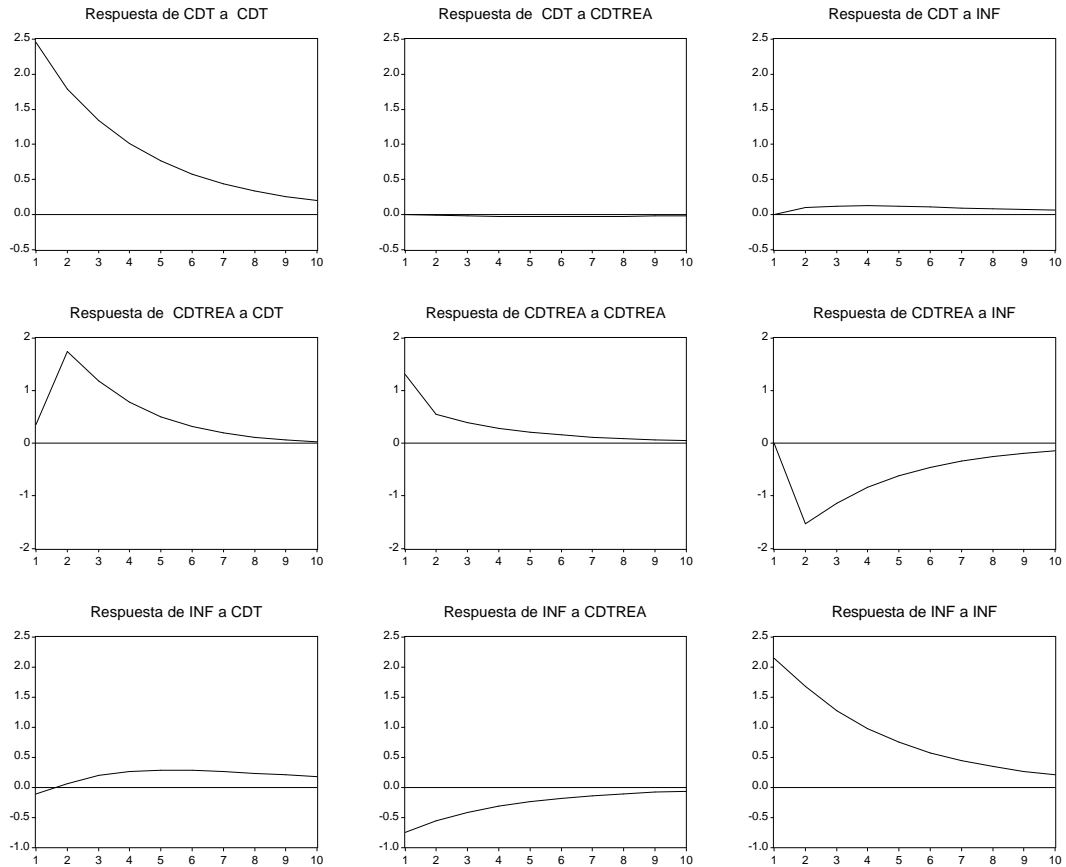
<sup>18</sup> Se utilizó la tasa CDT a 90 días en lugar de la DTF.

**Figura I.15. Relación entre inflación esperada y observada**



**Figura I.16. Vector Autorregresivo entre CDT y CDT real *ex-ante***

Respuesta a una desviación estándar





## II. DOS ASPECTOS DE LA INFLACION EN COLOMBIA

### II. 1. UN INDICADOR LIDER DE LA INFLACION

La motivación para la construcción de este indicador líder de inflación surgió de un hecho estilizado descubierto por Jaramillo (1996), según el cual “la magnitud relativa de la cola negativa es un excelente predictor de las variaciones anuales en la inflación”. Aquí la *cola negativa* se refiere a la proporción de productos cuyos incrementos de precios son menores a dos desviaciones estándar (DE) a partir de la media, en la distribución de crecimientos (mensuales o anuales) de 195 componentes de la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC). Los movimientos de la cola preceden a los de la inflación porque en ella se ubica una serie de productos que responde con mayor rapidez e intensidad que los demás a los choques que afectan a la economía.

Con el fin de comprobar la validez de este indicador llevamos a cabo una batería de pruebas de causalidad de Granger entre el mismo y la tasa de inflación. Consideramos que esta prueba es adecuada para tal propósito puesto que la misma identifica la *precedencia* que los movimientos de una variable tienen con respecto a los de otra. Esto es, si, en promedio, la historia de la variable que *Granger - causa* ayuda a mejorar las predicciones de la variable *Granger - causada*.

Las pruebas se realizaron con la distribución de las variaciones mensuales de los componentes del IPC, ajustadas estacionalmente, y también con aquellas anuales. Tomamos los productos cuyos incrementos se hallan *a la izquierda* (esto es, que son menores) de dos DE a partir de la media en dicha distribución. Se denomina *Cola Inferior a dos DE* a la división de ese número de productos sobre 195 (el número de bienes incluidos en el IPC). Consideramos dos tipos de cola de la distribución: variaciones menores que una y que dos DE<sup>19</sup>. Finalmente, puesto que dichas colas muestran una volatilidad marcada, tomamos los promedios móviles de 3 y 7 meses de dicha variable, para usarla en las pruebas de causalidad.

El uso de estas variables fue guiado por el criterio de su utilidad práctica para obtener un predictor de la tasa de inflación. Por tanto, no elaboramos aquí ninguna teoría que sustente estos ejercicios. En último término, un predictor debe ser juzgado por su bondad en realizar dicho trabajo: moverse con antelación a la variable relevante, indicando la dirección de ésta. Con este fin estimamos el test de Granger con todos los rezagos de 1 a 12, y todas las combinaciones de causalidad entre las variables abajo mencionadas.

A continuación se presentan los resultados obtenidos. Reportamos los resultados exitosos en términos de causalidad de Granger. Las siglas utilizadas en las gráficas son como sigue :

CI1M : Cola Inferior de 1 Desviación Estándar (DE) , con cambios Mensuales en precios

P3CI1M : Promedio móvil de orden 3 de CI1M

P7CI1M : Promedio móvil de orden 7 de CI1M

CI2M : Cola Inferior de 2 DE , con cambios Mensuales en precios

P3CI2M : Promedio móvil de orden 3 de CI2M

P7CI2M : Promedio móvil de orden 7 de CI2M

---

<sup>19</sup> Por ejemplo, en julio de 1997 la variación mensual promedio de los componentes del IPC fue 0.65. Para ese mismo mes, la DE de esa distribución de variaciones fue 3.43. Con estos datos, la cola inferior a una DE se compone de aquellos productos cuyo cambio mensual de precios fue inferior a  $-2.78 = 0.65 - 3.43$ . Como en ese mes hubo nueve bienes con esa característica, la magnitud de la cola fue  $4.64 = (9 * 100 / 195)$ .

P7CI2A : Promedio móvil de orden 7 de CI2, con cambios Anuales de precios

Utilizamos series mensuales de las variables así definidas, con datos entre enero de 1989 y diciembre de 1996.

El resultado más relevante de esta sección es que la cola inferior es un buen predictor de los movimientos en la tasa de inflación, por lo que puede colaborar para identificar cambios en su dirección.

#### COLAS DE UNA DESVIACION ESTANDAR, VARIACIONES MENSUALES

La tabla II.1. muestra los resultados de la prueba de causalidad de Granger. Los mismos son satisfactorios en el sentido de que la cola inferior, y en especial los promedios móviles de orden 3 y 7 meses de la misma, preceden tanto a la inflación como a sus cambios mensuales. En particular la cola de orden tres lo hace en cualquiera de los rezagos incluidos. Ahora bien, cuando reducimos la muestra al período más reciente 1993 - 1996 (véase la tabla II.2.) los resultados son menos satisfactorios, pero aún obtenemos buenos predictores de la inflación: la cola inferior y su promedio móvil de orden 3, ambos con cuatro rezagos.

**Tabla II.1. CAUSALIDAD DE GRANGER  
COLA INFERIOR, UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR  
Variaciones mensuales  
Muestra: 1991:01 1996:12**

		Cola inferior <sup>1 2</sup>	Promedio móvil de orden 3 <sup>2</sup>	Promedio móvil de orden 7 <sup>2</sup>
Variable dependiente	Rezagos	PROBABILIDAD		
INFLACION <sup>3</sup>	4	0.01 *	0.00 *	0.02 *
INFLACIÓN	6	0.06	0.01 *	0.01 *
INFLACIÓN	12	0.09	0.02 *	0.07
DINF <sup>4</sup>	4	0.05 *	0.00 *	0.00 *
DINF	6	0.02 *	0.00 *	0.00 *
DINF	12	0.10	0.02 *	0.06

(\*) Asterisco indica que el resultado es estadísticamente significativo al 5%.

<sup>1</sup> Participación de la cola inferior en la distribución de las variaciones mensuales de 195 productos del IPC.

<sup>2</sup> Ajustada por estacionalidad.

<sup>3</sup> Variación anual del IPC total.

<sup>4</sup> DINF = inflación<sub>t</sub> - inflación<sub>t-1</sub>

**Tabla II.2. CAUSALIDAD DE GRANGER**  
**COLA INFERIOR, UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR**  
**Variaciones mensuales**  
**Muestra: 1993:01 1996:12**

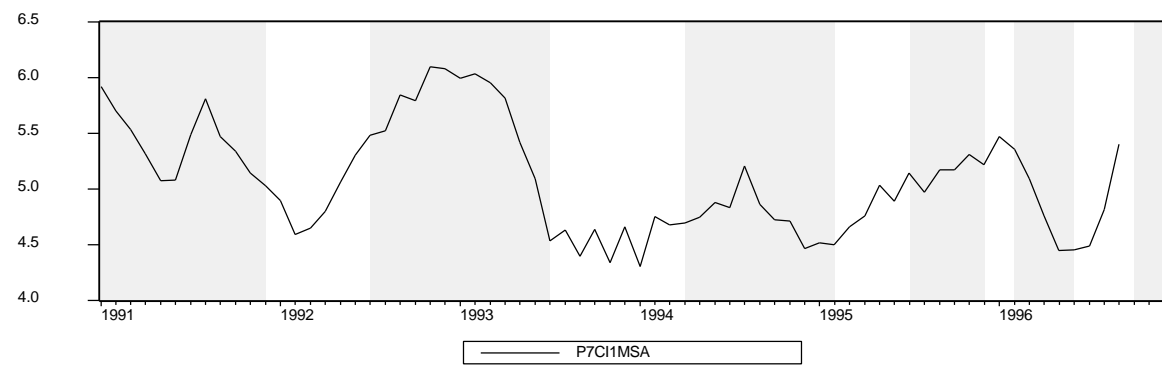
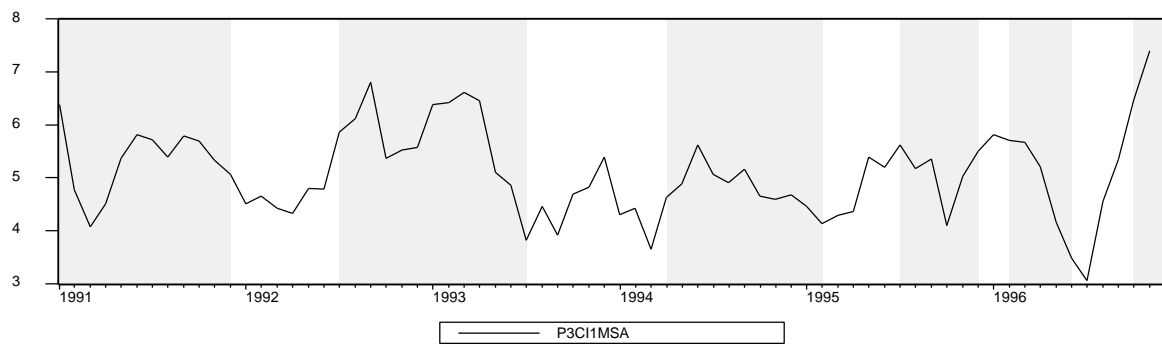
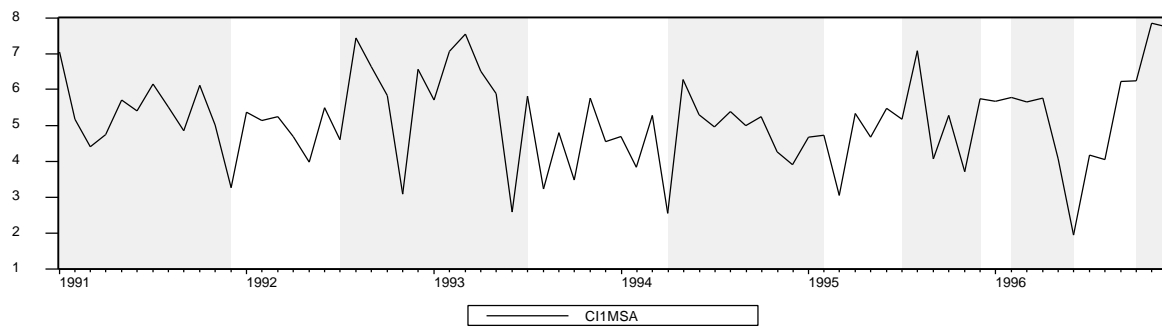
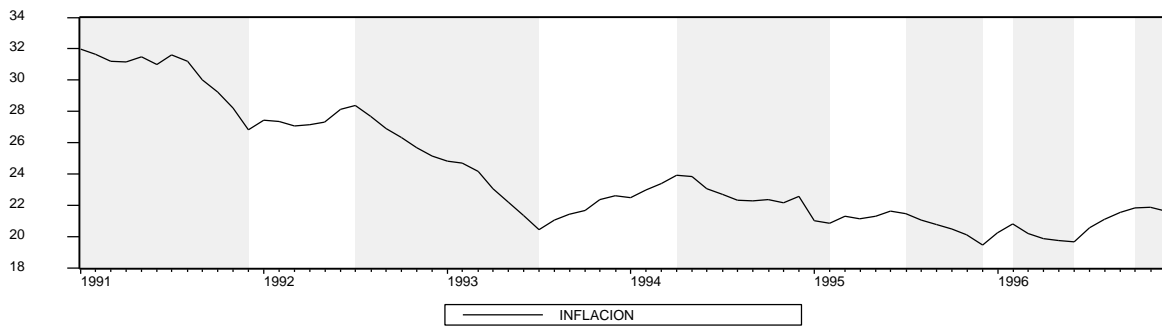
		Cola inferior	Promedio móvil de orden 3	Promedio móvil de orden 7
Variable dependiente	Rezagos	PROBABILIDAD		
INFLACIÓN	4	0.01 *	0.05 *	0.16
INFLACIÓN	6	0.08	0.14	0.07
INFLACIÓN	12	0.08	0.31	0.23
DINF	4	0.02 *	0.01 *	0.02 *
DINF	6	0.09	0.06	0.02 *
DINF	12	0.29	0.34	0.64

Ahora bien, para que este predictor sea de alguna utilidad debemos estar en capacidad de apreciar en qué dirección se está moviendo de forma que sugiera en qué dirección se va a mover la inflación. Para ello comparamos los gráficos de la cola inferior y sus promedios móviles de orden 3 y 7, con los de la tasa de inflación. Los cuatro paneles de la figura II.1 recogen estas variables.

Las áreas sombreadas muestran los períodos en que la tasa de inflación ha descendido. Una inspección visual, en particular de los dos paneles inferiores, muestra que los períodos de descenso coinciden con aumentos en la cola negativa. Esto es especialmente claro entre 1991 y 1995 cuando los períodos de descenso de la tasa de inflación duraron entre 10 y 12 meses. Naturalmente dicha coincidencia puede parecer obvia ya que, si la inflación está descendiendo, es de esperar que la cola negativa se esté llenando. No obstante, dicho comportamiento es normal con movimientos *contemporáneos*. Pero, como ya comprobamos en las tablas II.1. y II.2., la cola, y en particular la de orden 3, no sólo se llena contemporáneamente, sino previamente a que la tasa de inflación descienda.

La bondad del indicador que aquí proponemos se ve respaldada por su comportamiento en los últimos meses. Como lo muestran los 3 paneles de la figura II.1., desde mediados de 1996 la cola inferior exhibió un rápido crecimiento, que se mantuvo hasta comienzos de 1997. Esta observación sugería que la inflación tendería a bajar, como en efecto ha sucedido en los meses transcurridos de este último año. La utilidad adicional de este ejercicio es que este indicador nos puede ayudar en adelante a identificar si hay cambios en la tendencia de la tasa de inflación, y por lo tanto a señalar en qué dirección se debe mover la postura de la política antiinflacionaria.

**Figura II.1. Inflación y Colas de una DE**  
**Área sombreada: períodos de caída en la inflación**



## COLAS DE DOS DESVIACIONES ESTANDAR, VARIACIONES MENSUALES

Realizamos pruebas similares con la cola inferior de dos desviaciones estándar. Los resultados de causalidad de Granger aparecen en las tablas II.3. y II.4. Los mismos corroboran lo dicho hasta el momento, pero ahora la causalidad para el período 1993 - 1996 arroja mejores resultados que los de las tablas II.1. y II.2. En efecto, el promedio de orden tres precede tanto a la tasa de inflación como a sus variaciones con rezagos de 8 a 12 meses. En la cola de una DE lo hacía sólo con un rezago de 4 meses.

**Tabla II.3. CAUSALIDAD DE GRANGER**  
**COLA INFERIOR, DOS DESVIACIONES ESTÁNDAR**  
**variaciones mensuales**  
**Muestra: 1991:01 1996:12**

		Cola inferior <sup>1 2</sup>	Promedio móvil de orden 3 <sup>2</sup>	Promedio móvil de orden 7 <sup>2</sup>
Variable dependiente	Rezagos	PROBABILIDAD		
INFLACION <sup>3</sup>	8	0.05 *	0.02 *	0.00 *
INFLACIÓN	10	0.08	0.05 *	0.00 *
INFLACIÓN	12	0.07	0.05 *	0.00 *
DINF <sup>4</sup>	8	0.07	0.03 *	0.01 *
DINF	10	0.19	0.14	0.01 *
DINF	12	0.10	0.07	0.01 *

(\*) Asterisco indica que el resultado es estadísticamente significativo al 5%.

<sup>1</sup> Participación de la cola inferior en la distribución de las variaciones mensuales de 195 productos del IPC.

<sup>2</sup> Ajustada por estacionalidad.

<sup>3</sup> Variación anual del IPC total.

<sup>4</sup> DINF = inflación<sub>t</sub> - inflación<sub>t-1</sub>

**Tabla II.4. CAUSALIDAD DE GRANGER**  
**COLA INFERIOR, DOS DESVIACIONES ESTÁNDAR**  
**variaciones mensuales**  
**Muestra: 1993:01 1996:12**

		Cola inferior	Promedio móvil orden 3	Promedio móvil orden 7
Variable dependiente	Rezagos	PROBABILIDAD		
INFLACIÓN	8	0.03 *	0.00 *	0.02 *
INFLACIÓN	10	0.09	0.04 *	0.04 *
INFLACIÓN	12	0.09	0.10	0.15
DINF	8	0.01 *	0.00 *	0.00 *
DINF	10	0.16	0.04 *	0.08
DINF	12	0.04 *	0.01 *	0.11

La figura II.2. muestra que la cola de dos DE también se llenó desde mediados de 1996 hasta los primeros meses de 1997, con una interpretación similar a la dada en los párrafos anteriores. En estos gráficos es menos clara la relación contemporánea entre los períodos de descenso de la inflación y la *llenura* de esta cola. No obstante, los resultados de causalidad presentados sustentan la precedencia de las mismas sobre la inflación.

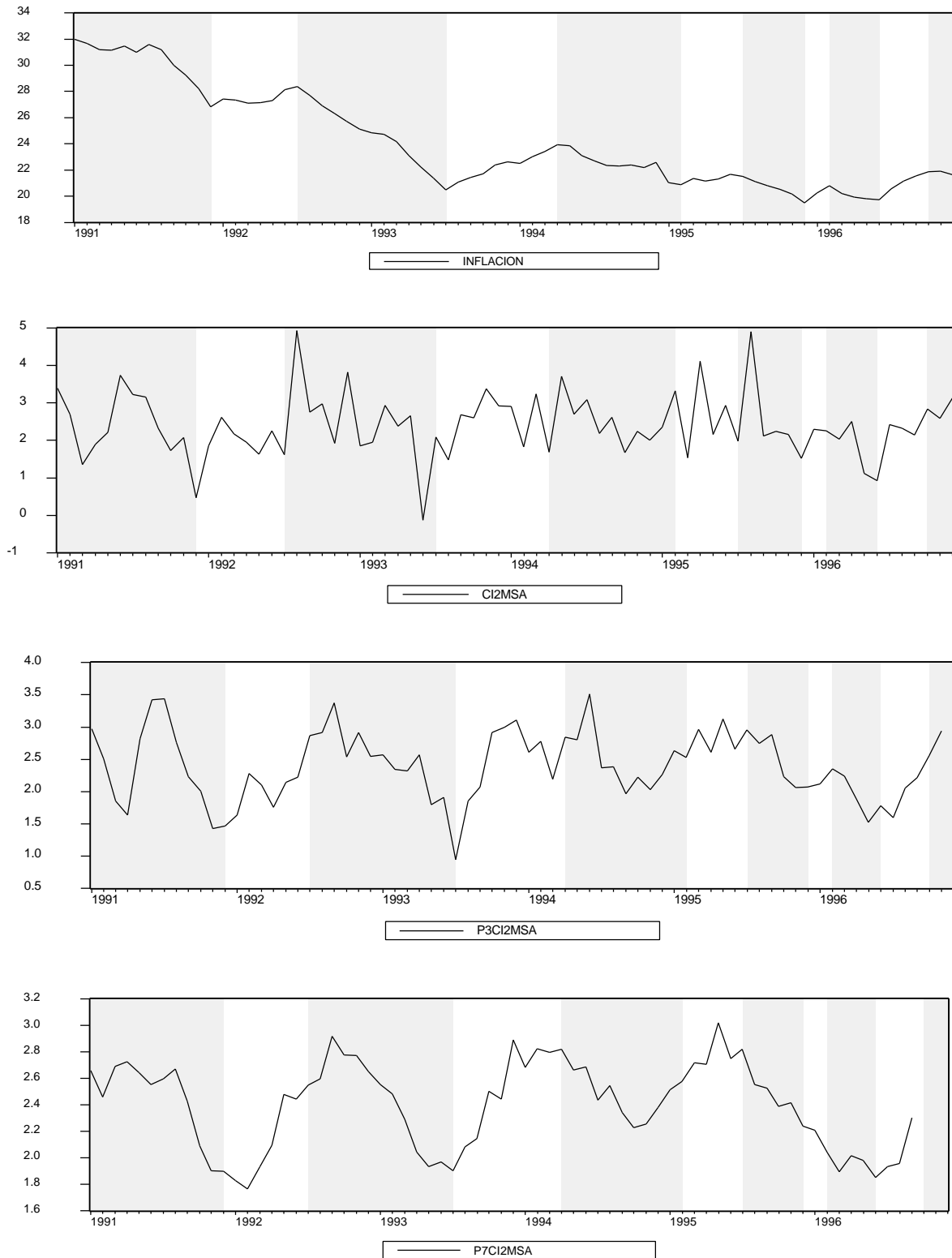
## VARIACIONES ANUALES

Por último llevamos a cabo el mismo procedimiento, pero en lugar de tomar la distribución de los cambios *mensuales* de los 195 productos del IPC, consideramos su tasa de crecimiento *anual*. Tal como se registra en la tabla II.5. y en La figura II.3., los resultados fueron satisfactorios para el promedio de orden 7 de la cola de dos DE y el período 1993 - 1996.

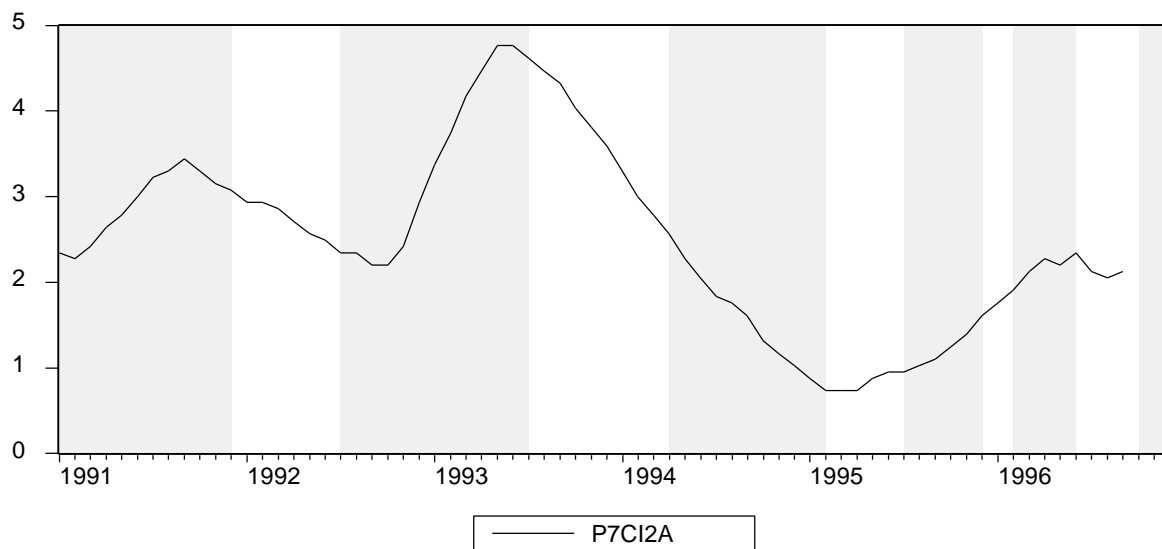
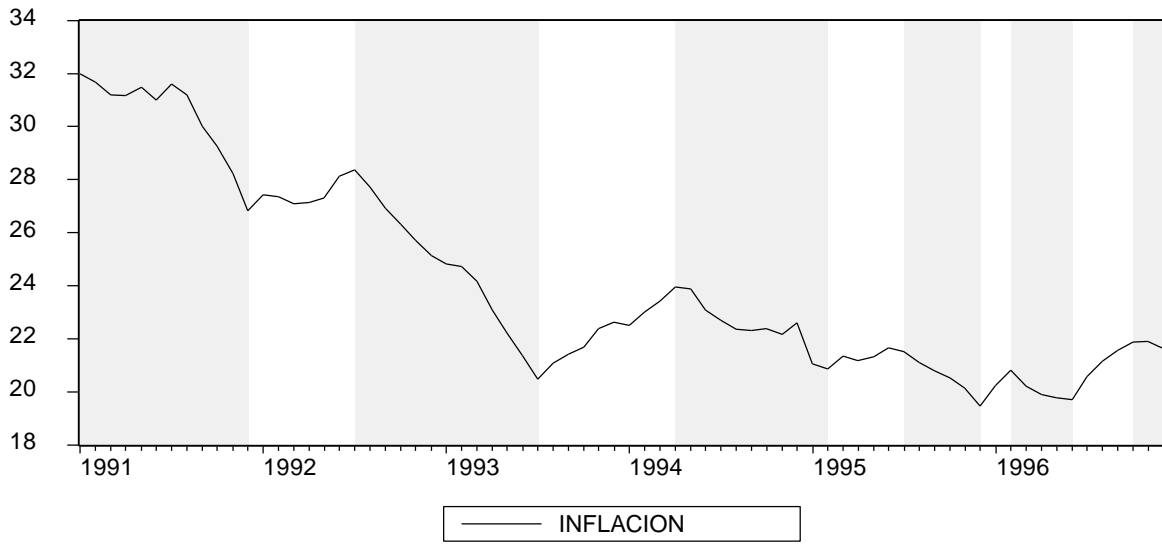
**Tabla II.5. CAUSALIDAD DE GRANGER  
COLA INFERIOR, DOS DESVIACIONES ESTÁNDAR  
VARIACIONES ANUALES  
Promedio móvil de orden 7 de la cola inferior**

		1991:01 1996:12	-	1993:01 1996:12	-
Variable dependiente	Rezagos	PROBABILIDAD			
INFLACIÓN	8	0.21		0.00	*
INFLACIÓN	10	0.10		0.01	*
INFLACIÓN	12	0.07		0.02	*
DINF	10	0.08		0.02	*
DINF	11	0.04	*	0.03	*
DINF	12	0.12		0.01	*

**Figura II.2. Inflación y Colas de dos DE**  
**Área Sombreada Indica Caídas en la Inflación**



**Figura II.3. Inflación y Cola de Distribución de Variaciones Anuales de precios**  
**Dos Desviaciones Estándar**  
**Área Sombreada Indica Caídas en la Inflación**





## II.2. UN COSTO DE LA INFLACION: VARIABILIDAD DE PRECIOS RELATIVOS

Siguiendo la exposición de Fischer (1981), Williamson (1982) y Bénabou, R. and R. Gertner (1993), uno de los mayores costos que se puede asociar a la inflación tiene que ver con la variabilidad en precios relativos (VPR) que va aparejada a un nivel alto y creciente de la primera. Esta mayor variabilidad distorsiona las señales que reciben los consumidores acerca del mercado, conduciendo a asignaciones ineficientes de los recursos de la economía. Echeverry (1995) llevó a cabo una primera estimación de este costo para nuestro país, con base en los 4 grandes grupos de productos del IPC, buscando determinar si la inflación ha generado realmente una mayor inestabilidad de los precios relativos. Aquí presentamos una reestimación de ese trabajo teniendo en cuenta un empalme de las metodologías del IPC denominadas IPC20, IPC40 e IPC60; este empalme nos ha permitido contar con 27 grupos de productos del IPC para el período 1972:6 - 1996:12 (véase el Apéndice I)<sup>20</sup>. El uso de esta clasificación más desagregada permite una mayor riqueza en los datos y constituye un avance frente al trabajo original.

El método empleado consistió en correr una regresión entre la tasa anual de inflación, como variable independiente, y la variabilidad en precios relativos. Esta última variable fue medida como la desviación estándar de los incrementos anuales en 27 subgrupos del IPC. Siguiendo a Fischer (1981) se utilizaron dos formulaciones, a saber:

$$VPR_t = b_0 + b_1 p_t + e_t$$

$$VPR_t = b_0 + b_1 p_t + b_2 VPR_{t-1} + u_t$$

El ejercicio consistió en hacer estimaciones sucesivas de  $\beta_1$  desde 1972 hasta 1996. Cada estimación se hizo para una ventana de 36 meses. Es decir, se obtiene un primer  $\beta_1$  con los datos de los 36 meses que van desde 1973:6 hasta 1976:6, luego se quita el primer mes (1973:6), se incluye uno adicional (1976:7) y se vuelve a estimar  $\beta_1$ ; se continúa así sucesivamente hasta 1996:12. Los resultados de las 258 observaciones de  $\beta_1$  aparecen en la figura II.4. La primera observación de dicho gráfico es 1975:1 puesto que se presentan los resultados centrados en el mes intermedio de cada muestra.

Los resultados difieren ligeramente de los obtenidos en Echeverry (1995). La línea de en medio es la estimación puntual de  $\beta_1$ , y las otras representan los límites de un intervalo de confianza de dos desviaciones estándar. La inflación implica mayor VPR cuando el coeficiente es positivo y significativo, esto es, cuando la línea inferior es mayor que cero. Las áreas sombreadas de la figura II.4 señalan, por tanto, aquellos períodos en los cuales la inflación *no* implicó una mayor variabilidad en precios relativos; es decir, períodos de una inflación *sin fricciones*, al menos desde el punto de vista de la VPR<sup>21</sup>.

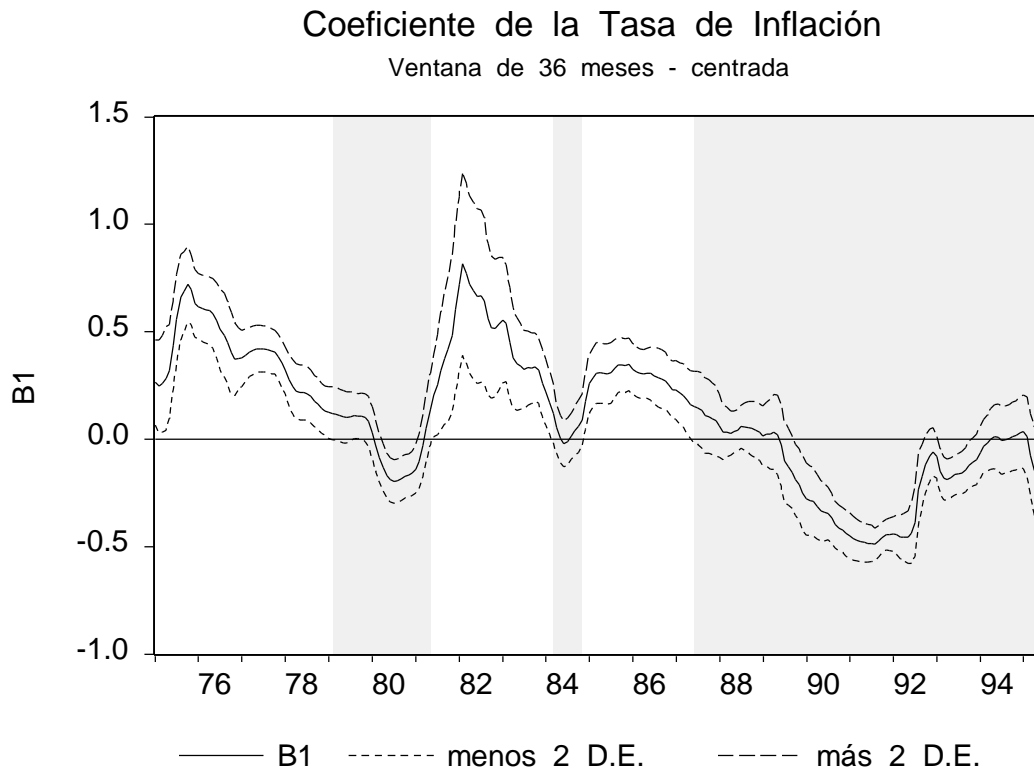
Las conclusiones básicas son: **i.** según esta medición, el costo de inflación fue positivo durante los setenta y la primera mitad de los ochenta; sin embargo, inflación no parece haber sido costosa en el período 1987 - 1996. **ii.** El costo de la inflación no es constante a través del tiempo, sino que, podría aventurarse, depende de la predictibilidad de esta variable para los agentes. Estos hechos

<sup>20</sup> Tal empalme se basa en datos suministrados por Carlos Felipe Jaramillo, con quien se ha adelantado y discutido buena parte de los temas presentados aquí.

<sup>21</sup> Se presenta el resultado de estimar la ecuación (1), pero el mismo es robusto a estimar la ecuación (2).

parcialmente explican la percepción de una inflación no costosa que parece imperar en el país. De hecho, los agentes han podido predecir con fiabilidad la evolución futura de esta variable, ajustando sus precios absolutos acompasadamente, de tal manera que han dejado prácticamente inalterados a los relativos.

**Figura II.4. Una Estimación del Costo de la Inflación con base en la Variabilidad de Precios Relativos**



$$VPR(t) = B_0 + B_1 \text{ INFLACION}(t) + e(t)$$

VPR : Variabilidad en Precios Relativos

## REFERENCIAS

- Alexander, W. E., T. J. T. Baliño y C. Enoch** (1995) "The adoption of Indirect Instruments of Monetary Policy ", *IMF Occasional Paper* No. 126, Junio.
- Bénabou, R. and R. Gertner** (1993) "Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups?", *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No.1.
- Carrasquilla, A., S. Gutiérrez, J. Niño y H. Piñeros** (1990) "El Mercado de Corto Plazo y los Determinantes de la Tasa de Interés Interbancaria ", *Banca y Finanzas*, No. 17.
- Carrizosa, M. y Ramírez M.** (1975) "Análisis Espectral de las Series Temporales Colombianas de Dinero y Precios ", *Documento CEDE* No. 26, Oct.
- Echeverry, J. C.** (1993) "Indicadores de Política y Canales de Transmisión Monetaria. Colombia: 1975-1991", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 24, diciembre.
- Echeverry, J. C.** (1995) "Auge y Perpetuación de una Inflación Moderada. Colombia 1970-1991", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 28, dicimebre.
- Echeverry, J. C.** (1996) "Sobre la Tasa de Interés como Instrumento de la Política Monetaria", *Debates de Coyuntura Económica*, Fedesarrollo, junio.
- Farley, J. U. y M. J. Hinich** (1969) "Spectral Analysis ", *Journal of Advertising Research*, Vol. 9, No. 4.
- Fernandez, J.** (1995) "Metas Monetarias y Tasas de Interés ", Informe Semanal, ANIF, diciembre 4.
- Fischer, S.** (1981) "Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II", *Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy*, 15.
- Ganley, J. y C. Salmon** (1996) "The Industrial Impact of Monetary Policy", *Bank of England Quarterly bulletin*, Vol. 36, No. 3, Agosto. (288-298)
- Granger, C. W. J. y P. Newbold** (1986) *Forecasting Economic Time Series*, 2nd. Edition, Academic Press.
- Hamilton, J. D.** (1994) *Time Series Analysis*, Princeton Univ. Press.
- Jaramillo, C. F.** (1996) "La Estructura de la Inflación en Colombia", mimeo, noviembre.
- Kalmanovitz, S.** (1996) "La Tasa de Interés como Meta de la Política Monetaria ", mimeo, Banco de la República.
- Kennedy, P.** (1992) *A Guide to Econometrics*, 3rd edition, The MIT Press.
- Lucas, R.** (1994) "Comment " sobre el artículo: "World Real Interest Rates " de Barro, R. y X. Sala-i-Martin, *NBER Macroeconomics Annual*.

**Mishkin, F.** (1984) "The Real interest Rate: A Multicountry Empirical Study", *Canadian Journal of Economics*, Vol. XVII, No. 2, mayo.

**Mishkin, F. S.** (1995) *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, 4th edition, Harper Collins.

**Posada, C. E. y M. Misas** (1995) "La Tasa de Interés en Colombia. 1958-1992", *Borradores Semanales de Economía*, Banco de la República, No. 26.

**StatSci** (1993) *S-Plus for Windows User's manual*, version 3.1, Mar..

**Steiner R. y L. A. Saavedra** (1992) "La tasa de Interés Interbancaria y su Relación con la Tasa de Tres Meses ", *Banca y Finanzas*, No. 26, Oct.-Dic.

**Taylor, L. y M. K. Yuecel** (1996) "The Interest Rate sensitivity of Texas Industry", *Economic Review*, Federal Reserve of Dallas, Second quarter.

**Unidad Técnica SMR** (1996) "La Tasa de Interés Interbancaria en Colombia ", 1989-1995, mimeo, Subgerencia Monetaria y de Reservas, Banco de la República.

**Vásquez, D. M.** (1996) "La Tasa de Interés en Colombia ", mimeo, Subgerencia Monetaria y de Reservas, Banco de la República.

**Venables, W. N. y B. D. Ripley** (1994) *Modern Applied Statistics with S-plus*, Springer Verlag.

**Williamson, J.** (1982) "On the Characterization of Good economic policy: Is there a Consensus?", *World Development*, Vol 10, No. 9, pp. 695-700.

## **APÉNDICE I**

### **Construcción de una serie unificada del IPC**

La serie de índice de precios que se empleó en la sección II.2 fue generada a partir del Índice de Precios al Consumidor (IPC) que construye el DANE. Este estadístico busca proporcionar una medida de las fluctuaciones del gasto final de las familias colombianas, atribuidas exclusivamente a variaciones del nivel general de precios (DANE 1989).

Debido a que la estructura de gastos de las personas cambia a través del tiempo, la composición de la canasta de referencia del IPC ha sido revaluada en dos oportunidades, de lo que se deriva la existencia de tres series del IPC: IPC-20, IPC-40 e IPC-60. Cada una de estas series cubre un período diferente y considera canastas de referencia y ponderaciones distintas.

La serie IPC-20 cubre el período 1954-1978 con base julio de 1954 a junio de 1955=100. En esta serie se calcularon índices separados para dos grupos sociales (empleados y obreros), sin que se obtuviera una estadística única que agrupara toda la población. En cuanto a la clasificación por bienes y servicios, se produjeron índices por artículo individual, subgrupos, grupos<sup>22</sup> y uno total de bienes y servicios.

El IPC-40 abarca el período 1979-1988 y se elabora con base diciembre 1978=100. Esta serie contempla un número de artículos mayor al de la canasta anterior, pero su agrupación resulta en los mismos grupos y subgrupos ya existentes (aunque con ponderaciones diferentes a las del IPC-20). A partir de este período se elabora un índice que resume la situación general, uniendo las categorías sociales (empleados y obreros).

El IPC-60 cubre el período transcurrido a partir de enero de 1989 y su base es diciembre de 1988=100. La nueva canasta, elaborada a partir de los resultados de la Encuesta de Ingresos y Gastos de 1984-1985, contempla una mayor cantidad de artículos y determina grupos y subgrupos diferentes de los establecidos en las series anteriores. Esta composición resulta en un nivel de desagregación mucho mayor.

De esta manera, se encuentran tres series de IPC del DANE que presentan diferencias en la composición de sus canastas y en el peso que cada uno de los artículos tiene en el cálculo del índice total. Los rubros que conforman las diferentes canastas, así como sus ponderaciones en ellas se muestran en la tabla AI.1. Las diferencias mencionadas entre las tres series evidencian la necesidad de construir una serie unificada del IPC que permita estudiar la evolución del índice en períodos largos.

La primera dificultad que se encuentra en la asimilación de las series es que el IPC-20 no tiene datos únicos para toda la población, sino series separadas por clase social: empleados y obreros. Por lo anterior se creó, para cada subgrupo del IPC20, una sola serie como un promedio ponderado de los dos índices existentes<sup>23</sup>. La ponderación de cada nuevo subgrupo así generado es también un promedio de las ponderaciones iniciales.

Una vez generada la serie única para el período 1972-1978 (que se presenta en la tabla AI.2) se buscó hacerla comparable con las otras. Tal como se muestra la tabla AI.1, IPC-20 e IPC-40

---

<sup>22</sup> Se crearon cuatro grandes grupos: Alimentos, vivienda, vestuario y misceláneo.

<sup>23</sup> Las ponderaciones usadas fueron 0.727 para obreros y 0.273 para empleados. Fueron sugeridas por Jose Ignacio Vargas, del DNP, y corresponden a las ponderaciones de estos grupos en el IPC-40.

tienen la misma composición, por lo que la mayor dificultad se presenta en su asimilación a la tercera de las series. Para obtener una sola clasificación definitiva se intentó reagrupar los datos en categorías similares a las de las dos primeras series, dado que el nivel de desagregación del IPC-60 es mucho mayor. Sin embargo, fue necesario eliminar la clase cuotas<sup>24</sup>, que el DANE utilizó hasta 1989, por no encontrarse en el IPC-60 un subgrupo que le fuera comparable<sup>25</sup>. Al anular esta categoría se alteraron las ponderaciones de las restantes, asignándosele a cada una un peso igual a su participación en el nuevo total. Por ejemplo, la ponderación del subgrupo cereales pasa a ser  $10.61=(10.55*100)/99.3$ , ya que, luego de extraer cuotas del IPC-20, la nueva suma total de ponderaciones es igual a 99.3.

En cuanto a la transformación de las categorías del IPC-60, se enumera a continuación aquellas que fueron alteradas para asimilarlas a subgrupos de los índices previos y se explica cuáles fueron los procedimientos empleados.

**(1).** Comidas fuera del hogar: no existía anteriormente. Se promedió con alimentos varios del IPC-60 para hacer un solo rubro definitivo igual al de alimentos varios de la clasificación anterior. El procedimiento consiste en hacer, para cada período, un promedio ponderado de los índices de la siguiente forma:

$$I_{av,t} = \frac{(I_{ch60,t} * Q_{ch}) + (I_{av60} * Q_{av60})}{(Q_{ch60} + Q_{av60})}$$

donde

- ch60= consumo fuera del hogar del IPC-60
- av60= alimentos varios del IPC-60
- av = alimentos varios
- I<sub>i,t</sub> = índice del subgrupo i en el tiempo t
- Q<sub>i</sub> = ponderación del subgrupo i

La ponderación del nuevo grupo de alimentos varios es igual a la suma de las ponderaciones de los dos conjuntos que fueron promediados.

Un procedimiento similar al anterior es el que se sigue en las transformaciones **(2)** a la **(6)**.

**(2).** Aparatos domésticos y Utensilios domésticos: se promediaron estos dos subgrupos para formar equipos del hogar.

**(3).** Vestuario de bebé: se promedió con vestuario de niño del IPC-60 para formar vestuario de niño.

**(4).** Calzado: en la clasificación anterior el calzado se incluía en el grupo vestuario según el género y edad de la persona a quien correspondiera el gasto (hombre, mujer, niño). Ante la dificultad de desagregar la nueva categoría se decidió promediar el total del índice de calzado con el índice de vestuario para hombre del IPC-60. De esta forma, se llegó a un nuevo índice de vestuario para hombre, que en realidad incluye los gastos en calzado de todos los miembros del hogar.

**(5.)** Artículos de aseo personal y artículos de joyería: se promediaron para formar artículos y servicios personales.

**(6).** Gastos en hoteles y Distracciones y esparcimiento: se promediaron para obtener el subgrupo distracciones.

<sup>24</sup> Cuotas se toma como los impuestos (directos) que pagan los hogares.

<sup>25</sup> La eliminación de este subgrupo es consistente con el criterio de no incluir en el índice gastos diferentes de los correspondientes a consumo final.

(7). Servicio doméstico: corresponde al salario al servicio del IPC-20. Por lo tanto, se eliminó del grupo vivienda y pasó a formar parte del grupo misceláneo.

(8). Servicios profesionales de la salud: corresponde a servicios profesionales del grupo misceláneo.

Con estos procedimientos se llegó a unos subgrupos iguales para todas las series, que se presentan en la tabla AI.3. En esa tabla se observan también las ponderaciones obtenidas para esos subgrupos. La ponderación de cada grupo es igual a la suma de las ponderaciones de los subgrupos que lo integran. Los índices de los grupos y el total nacional se calcularon, para cada período, como promedios. Finalmente, se unieron las tres series en una sola con base diciembre de 1978=100.

**Tabla AI.3. CANASTAS Y PONDERACIONES DE LAS SERIES DE IPC DEL DANE**

	IPC-20		IPC-40	IPC-60
	Empleado	Obrero		
<b>1. ALIMENTOS</b>	39.73	49.29	48.90	<b>1. ALIMENTOS</b> 34.84
1.1 Cereales	8.11	11.46	8.97	1.1 Cereales 4.92
1.2 Plátanos, papa y otros tuber.	4.34	7.28	6.58	1.2 Plátanos, papa y otros tuberc. 2.60
1.3 Hortalizas, Legumbres	1.88	1.88	3.14	1.3 Hortalizas, Legumbres 2.99
1.4 Frutas Frescas	1.12	0.71	2.27	1.4 Frutas Frescas 1.94
1.5 Carnes	10.15	12.08	11.52	1.5 Carnes 9.66
1.6 Productos Lácteos, Grasas y huevos	9.18	8.68	9.63	1.6 Productos Lácteos, Grasas y huevos 6.54
1.7 Alimentos Varios	4.95	7.2	6.80	1.7 Alimentos Varios 4.83
<b>2. VIVIENDA</b>	26.23	23.55	28.40	<b>1.8 Comidas Fuera Hogar</b> 1.36
2.1 Alquileres	18.06	14.84	19.49	<b>2. VIVIENDA</b> 32.58
2.2 Combustibles y Servicios	3.46	4.63	5.79	2.1 Alquileres 20.07
2.3 Muebles Hogar	1.19	0.91	0.16	2.2 Servicio Doméstico 0.42
2.4 Equipos hogar	1.73	1.21	0.60	2.3 Combustibles y Servicios 4.64
2.5 Ropa Hogar y Otros Acces.	0.63	0.64	0.38	2.4 Muebles Hogar 1.80
2.6 Artículos Limpieza Hogar	1.16	1.32	1.98	2.5 Aparatos Domésticos 1.97
<b>3. VESTUARIO Y CALZADO</b>	11.54	9.93	6.30	2.6 Utensilios Domésticos 0.36
3.1 Vestuario Hombre	3.92	3.77	2.45	2.7 Ropa Hogar y Otros Acces. 0.47
3.2 Vestuario Mujer	3.8	3.16	1.95	2.8 Artic Limpieza Hogar 2.84
3.3 Vestuario Niños	1.81	1.63	1.20	<b>3. VESTUARIO Y CALZADO</b> 9.23
3.6 Servicios	2.01	1.37	0.71	3.1 Vestuario Para Hombre 2.47
<b>4. MISCELÁNEO</b>	22.5	17.23	16.40	3.2 Vestuario Mujer 3.17
4.1 Drogas	1.18	1.06	1.08	3.3 Vestuario Niños 0.64
4.2 Artículos y svcios personales	1.79	1.85	2.13	3.4 Vestuario Bebes 0.39
4.3 Servicios profesionales	1.85	1.21	1.66	3.5 Calzado 2.15
4.4 Instrucción y enseñanza	4.69	4.34	2.12	3.6 Servicios Vestuario 0.41
4.5 Artículos escolares	0.89	0.55	1.45	<b>4. ASIST MEDICA Y PRDCTOS FARMACÉUTICOS.</b> 3.83
4.6 Transporte y comunicaciones	2.67	2.45	2.63	4.1 Drogas 1.65
4.7 Distracciones	1.36	1.28	1.70	4.2 Servicios Profesionales Salud 2.17
4.8 Artículos aficiones	1.7	1.06	0.39	<b>5. EDUCACIÓN, CULTURA Y ESPARCIMIENTO</b> 6.69
4.9 Cuotas	0.95	0.61	1.23	5.1 Instrucción y Enseñanza 2.86
4.10 Bebidas y tabaco	2.63	2.82	1.49	5.2 Artíc. Escolares y Culturales 1.54
4.11 Salario al servicio	2.79	3.09	0.52	5.3 Artículos Aficiones 1.46
				5.4 Distracciones y Esparcimiento 0.80
				5.5. Gastos en Hoteles 0.03
				<b>6. TRANSPORTE Y COMUNICACIONES</b> 6.79
				6.1 Equipo Transp. Personal 3.31
				6.2 Serv. de Transp. y Comunic. 3.49
				<b>7. OTROS GASTOS</b> 6.04
				7.1 Bebidas y Tabaco 2.17
				7.2 Artículos Aseo Personal 3.16
				7.3 Artículos Joyería 0.71



**Tabla AI.2. CANASTA ÚNICA DE IPC-20**

1. ALIMENTOS	46.68
1.1 Cereales	10.55
1.2 Plátanos, papa y otros tubérculos	6.48
1.3 Hortalizas, Legumbres	1.88
1.4 Frutas Frescas	0.82
1.5 Carnes	11.55
1.6 Productos Lácteos, Grasas y huevos	8.82
1.7 Alimentos Varios	6.59
2. VIVIENDA	24.28
2.1 Alquileres	15.14
2.2 Combustibles y Servicios	4.31
2.3 Muebles Hogar	0.99
2.4 Equipos hogar	1.35
2.5 Ropa Hogar y Otros Accesorios	0.64
2.6 Artículos Limpieza Hogar	1.28
3. VESTUARIO Y CALZADO	10.37
3.1 Vestuario Hombre	3.81
3.2 Vestuario Mujer	3.33
3.3 Vestuario Niños	1.68
3.6 Servicios	1.54
4. MISCELÁNEO	18.67
4.1 Drogas	1.09
4.2 Artículos y servicios personales	1.83
4.3 Servicios profesionales	1.38
4.4 Instrucción y enseñanza	4.44
4.5 Artículos escolares	0.64
4.6 Transporte y comunicaciones	2.51
4.7 Distracciones	1.30
4.8 Artículos para aficiones	1.23
4.9 Cuotas	0.70
4.10 Bebidas y tabaco	2.77
4.11 Salario al servicio	3.01

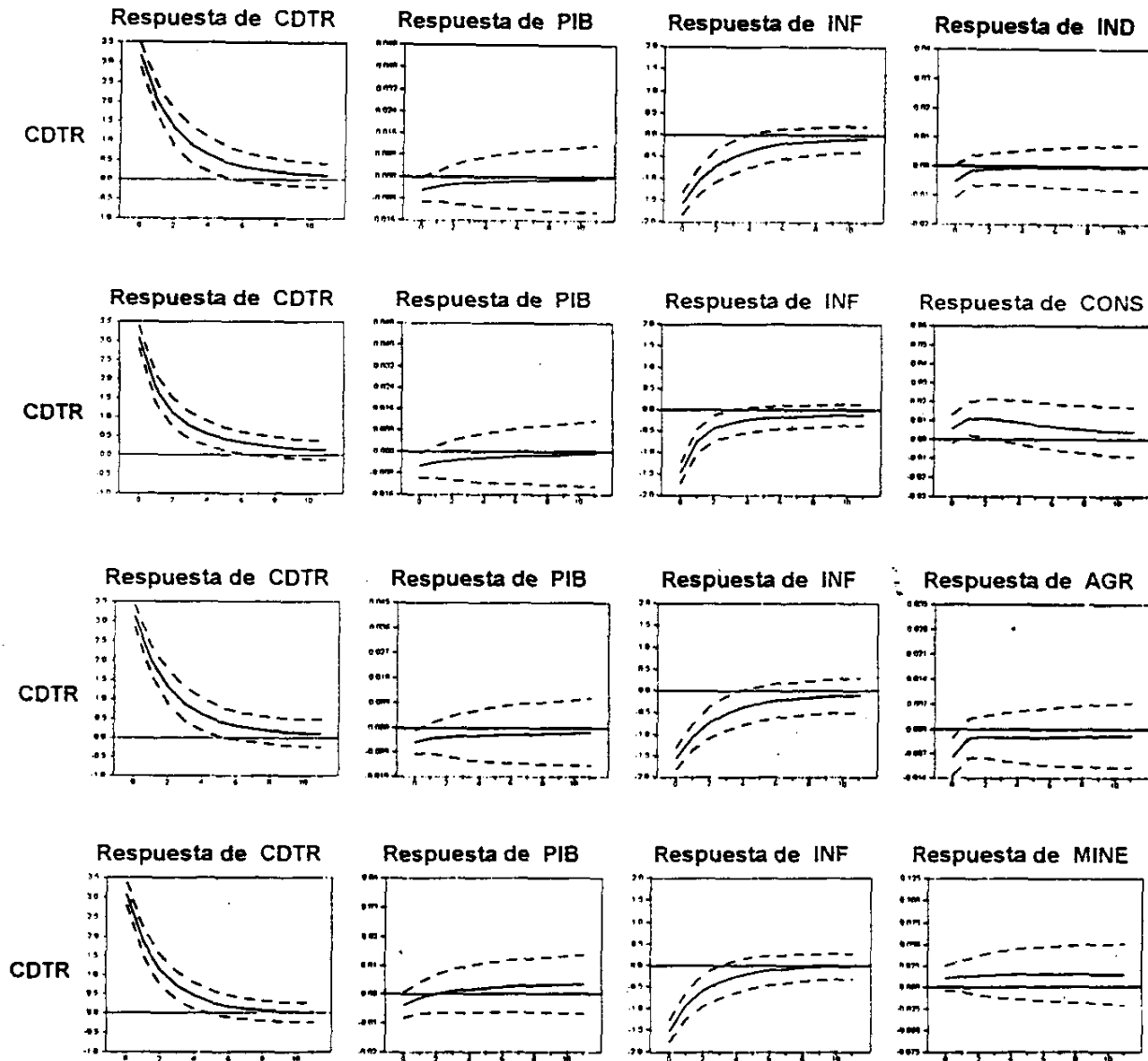
**Tabla A-III. COMPOSICIÓN DE LA CANASTA Y PONDERACIONES DE LA SERIE UNIFICADA DE IPC 1972-1996**

	1972-1978	1979-1988	1989-1996
1. ALIMENTOS	46.99	49.51	34.84
1.1 Cereales	10.61	9.08	4.92
1.2 Plátanos, papa y otros tubérculos	6.52	6.66	2.60
1.3 Hortalizas, Legumbres	1.91	3.18	2.99
1.4 Frutas Frescas	0.83	2.30	1.94
1.5 Carnes	11.62	11.67	9.66
1.6 Productos Lácteos, Grasas y huevos	8.87	9.75	6.54
1.7 Alimentos Varios	6.63	6.88	6.19
2. VIVIENDA	24.43	28.75	32.15
2.1 Alquileres	15.81	19.73	20.07
2.2 Combustibles y Servicios	4.34	5.86	4.64
2.3 Muebles Hogar	0.98	0.16	1.80
2.4 Equipos Hogar	1.37	0.61	2.33
2.5 Ropa Hogar y Otros Accesorios	0.65	0.39	0.47
2.6 Artículos Limpieza Hogar	1.29	2.00	2.84
3. VESTUARIO Y CALZADO	10.48	6.38	9.23
3.1 Vestuario Hombre	3.88	2.48	4.62
3.2 Vestuario Mujer	3.35	1.97	3.17
3.3 Vestuario Niños	1.69	1.21	1.03
3.6 Servicios	1.56	0.72	0.41
4. MISCELÁNEO	18.10	15.36	23.78
4.1 Drogas	1.11	1.09	1.65
4.2 Artículos y servicios personales	1.84	2.16	3.87
4.3 Servicios profesionales	1.39	1.68	2.17
4.4 Instrucción y enseñanza	4.45	2.14	2.86
4.5 Artículos escolares	0.65	1.47	1.54
4.6 Transporte y comunicaciones	2.54	2.66	6.79
4.7 Distracciones	1.33	1.72	0.83
4.8 Artículos aficiones	1.24	0.39	1.46
4.9 Bebidas y tabaco	2.78	1.51	2.17
4.10 Salario al servicio	0.76	0.53	0.42

**APÉNDICE II**  
**Funciones de impulso - respuesta**

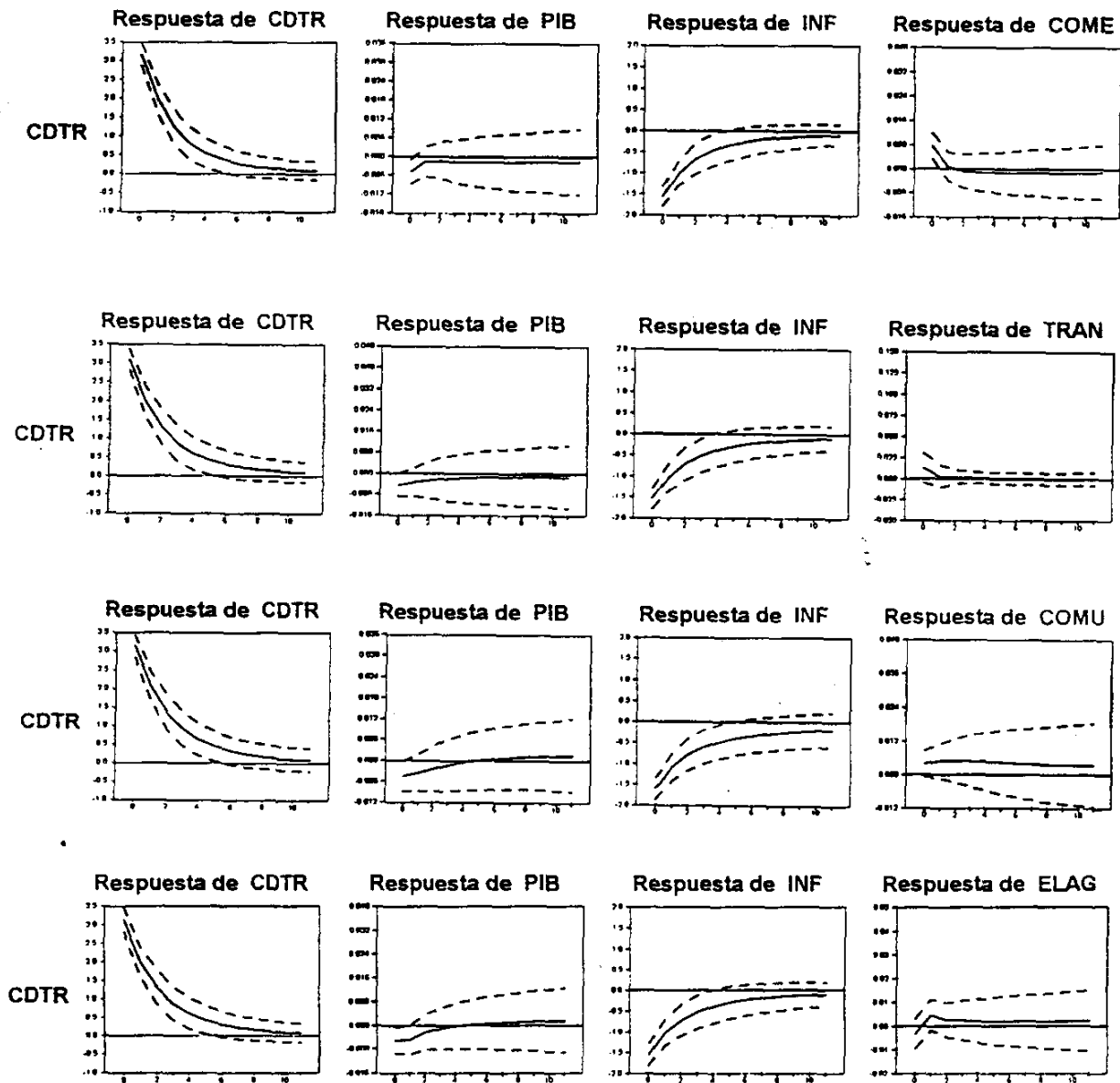
**Figura AII.1**  
**Respuesta de Producción e Inflación ante un choque de TI Real**  
**Sectores productivos: Industria, Construcción, Agricultura y minería**

**Funciones de Impulso-Respuesta**  
**trimestres**



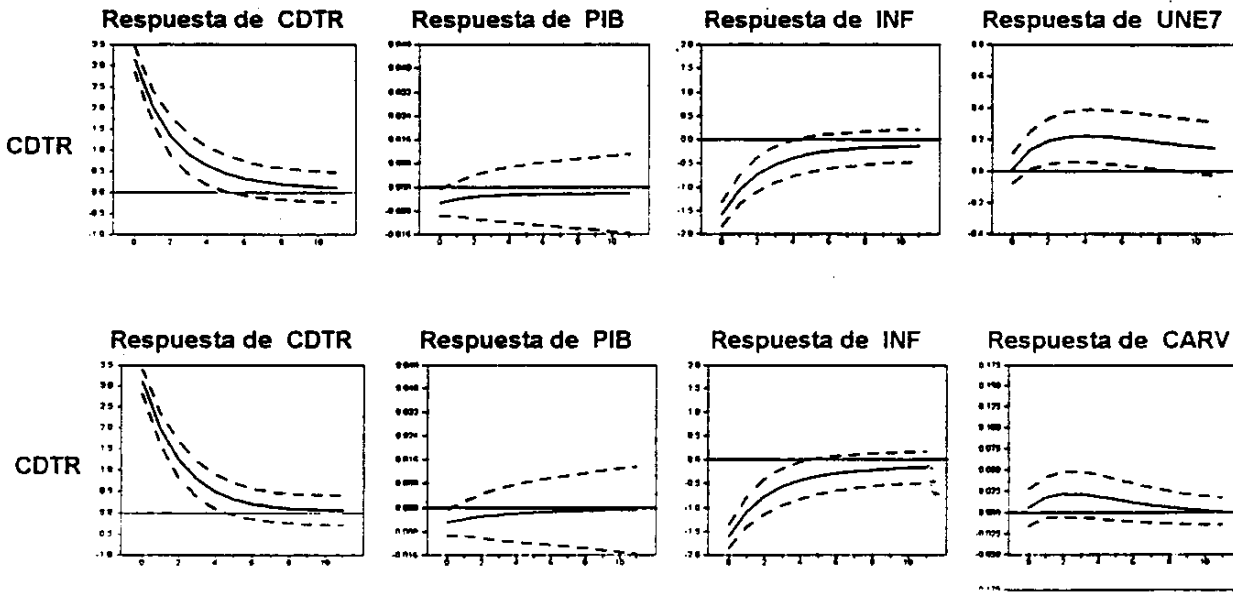
**Figura AII.2**  
**Respuesta de Producción e Inflación ante un choque de TI Real**  
**Sectores productivos: Comercio, Transporte, Comunicaciones, Electricidad y Agua**

**Funciones de Impulso-Respuesta**  
**trimestres**



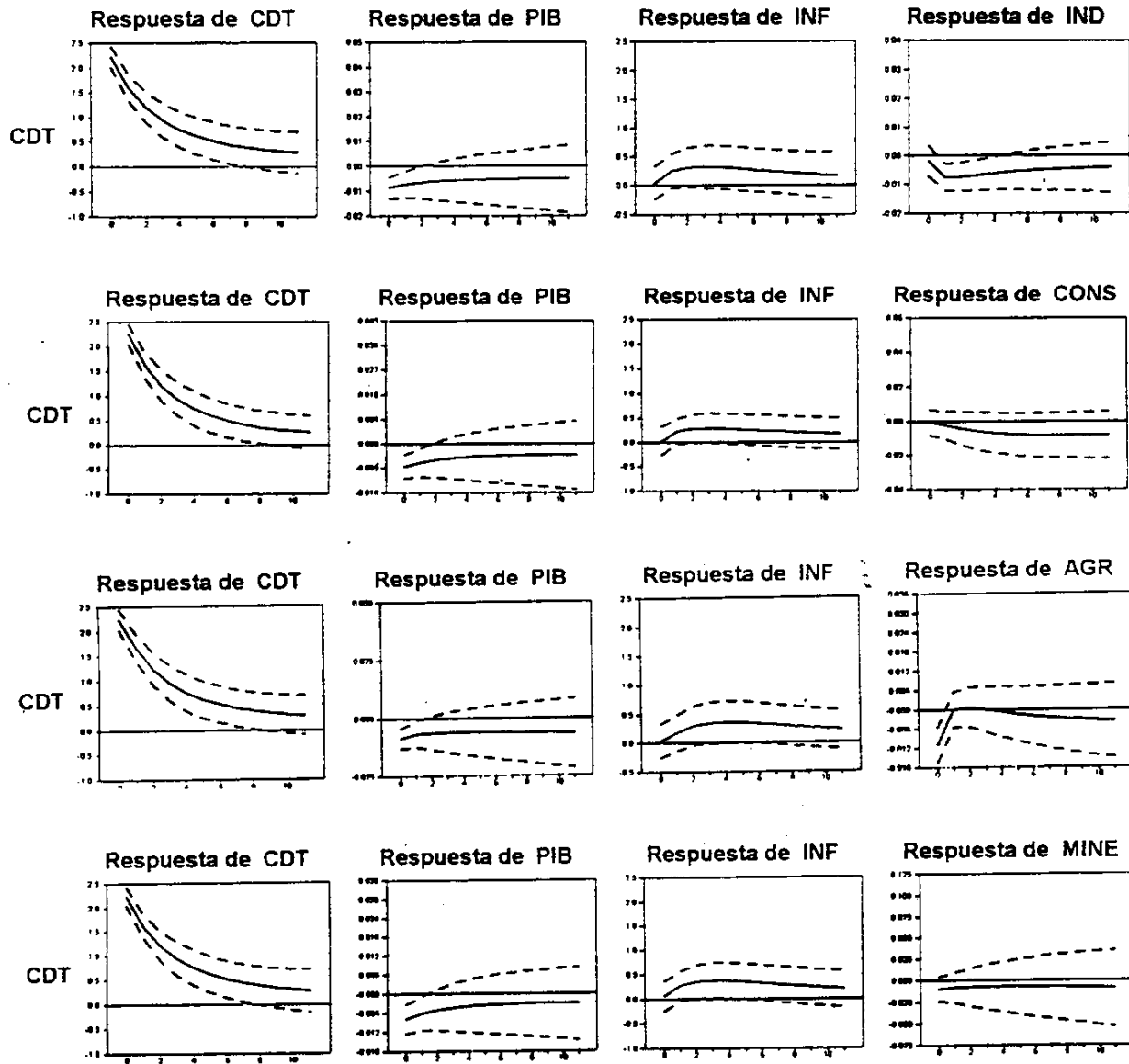
**Figura AII.3**  
**Respuesta de Producción e Inflación ante un choque de TI Real**  
**Tasa de Desempleo y Cartera Vencida**

**Funciones de Impulso-Respuesta**  
**trimestres**



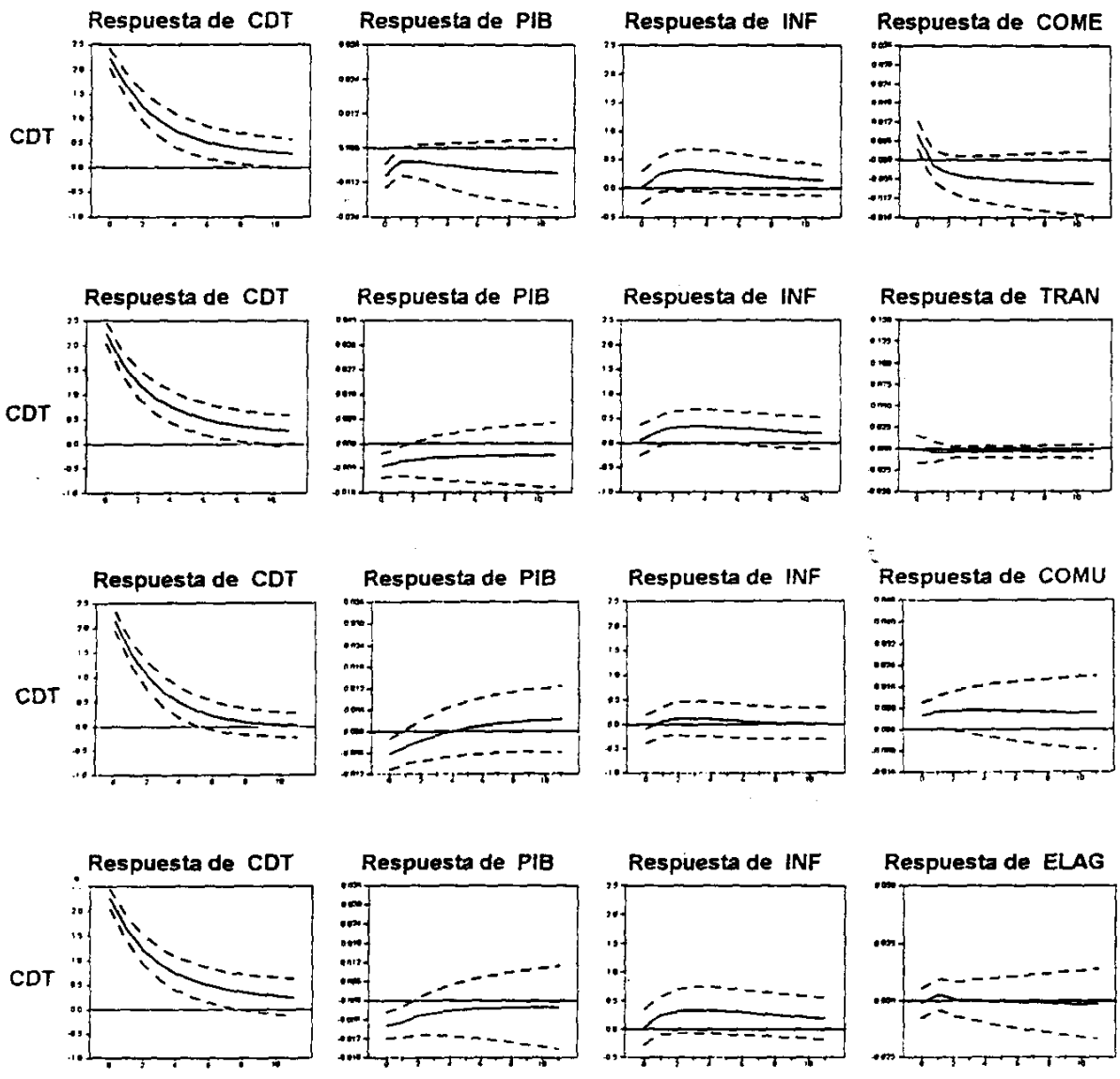
**Figura AII.4**  
**Respuesta de Producción e Inflación ante un choque de TI Nominal**  
**Sectores productivos: Industria, Construcción, Agricultura y minería**

**Funciones de Impulso-Respuesta**  
**trimestres**



**Figura AII.5**  
**Respuesta de Producción e Inflación ante un choque de TI Nominal**  
**Sectores productivos: Comercio, Transporte, Comunicaciones, Electricidad y Agua**

**Funciones de Impulso-Respuesta**  
**trimestres**



**Figura AII.6**  
**Respuesta de Producción e Inflación ante un choque de TI Nominal**  
**VARIABLES DE ACTIVIDAD ECONÓMICA: TASA DE DESEMPLEO Y CARTERA VENCIDA**

**Funciones de Impulso-Respuesta**  
**trimestres**

