

# INFLACIÓN BÁSICA

## Una Estimación Basada en Modelos VAR Estructurales<sup>1</sup>

LUIS F. MELO V.  
BANCO DE LA REPÚBLICA

FRANZ A. HAMANN S.  
BANCO DE LA REPÚBLICA

### RESUMEN

*En este trabajo se presenta y se aplica para Colombia una técnica desarrollada por Quah y Vahey (1995) para medir la inflación básica a partir de la hipótesis de neutralidad del dinero en el largo plazo. Así, la inflación básica se define como aquella parte de la inflación observada que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano y largo plazo. Esta definición es consistente con la idea de la existencia de una curva de Phillips vertical en el largo plazo. Dichas hipótesis se pueden incorporar como restricciones dinámicas impuestas sobre un sistema de vectores autorregresivos (VAR) y de esta forma obtener una medida de inflación básica que elimina la ambigüedad de escoger entre diferentes medidas alternativas.*

Palabras Clave : inflación, inflación básica, neutralidad, VAR estructural.

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen los comentarios sobre una versión previa del trabajo de José Dario Uribe, Martha Misas y Hernando Vargas, al igual que los comentarios de los asistentes al Seminario “Charlas de Economía” del Banco de la República. Este artículo hace parte de un trabajo más extenso realizado por los autores en compañía de José Dario Uribe en 1997, en el cual se calculan y evalúan diferentes medidas alternativas de la inflación básica para Colombia. Como es tradicional, cualquier opinión contenida en el documento es de responsabilidad exclusiva de los autores y no compromete al Banco de la República.

## I. INTRODUCCION

Existe un acuerdo generalizado entre los economistas acerca de que la variación en el IPC es una medida que no refleja el verdadero fenómeno de la inflación en una economía. La inflación debe ser entendida como un incremento sostenido en el nivel general de precios. El cambio porcentual en el IPC representa apenas el promedio de las variaciones en el costo de un conjunto predefinido de bienes y servicios.<sup>2</sup> Además, éste se ve afectado por los movimientos de corto plazo de algunos de los precios de los productos que componen la canasta. En consecuencia, la simple observación del crecimiento del IPC puede no ser el verdadero reflejo de la inflación de demanda en la economía.

Por lo anterior, se ha tratado de encontrar medidas alternativas que indiquen el verdadero comportamiento de la inflación en una economía. La inflación básica es un concepto que busca aproximar el comportamiento de la inflación. La metodología tradicional para el cálculo de la inflación básica consiste en eliminar, de una manera *ad-hoc*, aquella parte de la inflación observada que es considerada “ruido” y que podría representar en buena parte los efectos de choques de oferta en el nivel general de precios.<sup>3</sup> El resultado es una medida “suavizada” de la inflación observada que tiende a asociarse con la “inflación de demanda”. Sin embargo, no existe, desde el punto de vista teórico, ninguna razón para pensar por qué dichos tipos de medidas son una aproximación adecuada de la inflación.

Quah y Vahey (1995) proponen una metodología alternativa para medir la inflación básica. Esta metodología es interesante porque parte de definir cuáles son las propiedades deseables de una medida de inflación básica tomando en consideración ciertas hipótesis formuladas por la teoría económica. Posteriormente, incorpora dichas restricciones dentro de un sistema de ecuaciones dinámicas y estima la medida consistente con las propiedades teóricas que se han definido previamente. De esta forma, se obtiene una única aproximación a la inflación básica,

---

<sup>2</sup> Gordon (1992) y Bryan y Cecchetti (1993b) expone las fuentes de los sesgos de los índices de precios para la medición de las variaciones en el nivel de vida.

<sup>3</sup> Entre las metodologías encontradas para eliminar los movimientos de corto plazo, se encuentran los cálculos de promedios móviles de la serie de inflación observada, el filtro de Hodrick-Prescott, el filtro de Kalman,

eliminando así la ambigüedad de escoger entre algunas medidas alternativas, por ejemplo, entre la media ponderada truncada, la mediana ponderada y el IPC sin alimentos.

El mecanismo sobre el cual se construye la variable proxy de la inflación básica, de acuerdo con Quah y Vahey (1995), se basa en la estimación de un modelo VAR estructural sobre las variables de precios y de producción. De tal forma que, la inflación básica es aquella que se obtiene bajo la restricción de ser la parte de la inflación observada que no tiene efectos sobre la producción en el mediano y largo plazo.

El objetivo de este trabajo es estimar la inflación básica a partir de la metodología propuesta por Quah y Vahey (1995). Adicionalmente, se expone la metodología del VAR estructural y en particular la de los autores mencionados.

El trabajo está organizado de la siguiente forma, en la próxima sección, se realiza una breve exposición sobre las hipótesis económicas que soportan las propiedades de la medida de inflación básica. En la tercera sección se describe la metodología de Quah y Vahey (1995) a partir de la cual se obtiene la estimación de la inflación básica. La sección 4 muestra las estimaciones y resultados del ejercicio aplicado al caso colombiano. Por último, se presentan algunas conclusiones a partir de los resultados encontrados.

## **II. LAS PROPIEDADES DE LA INFLACIÓN BÁSICA**

El proceso inflacionario debe ser entendido como un incremento sostenido en el nivel general de precios de la economía. Tal definición de inflación implica que ésta debe ser entendida como un fenómeno esencialmente monetario, en el largo plazo.<sup>4</sup> Por otro lado, de aceptarse la hipótesis que el producto natural (potencial) está determinado por ciertas características de la oferta agregada como el capital humano, la infraestructura física, etc., una expansión de la demanda agregada mediante incrementos sostenidos de la oferta de dinero, conduce a una

---

<sup>4</sup> Para una demostración más formal ver el capítulo 28 de Mishkin (1994).

curva de Phillips vertical en el largo plazo, o lo que es lo mismo que la inflación es independiente del producto en el largo plazo.<sup>5</sup>

Dentro de este contexto, choques de una sola vez a nivel general de precios o choques a alguno de los precios que componen la canasta de bienes del IPC, no deben considerarse como inflación. Así, en el primer caso, un aumento en el impuesto a las ventas y en el segundo caso un incremento en el precio de la papa como resultado de una escasez del producto, no pueden considerarse como inflación. El primero porque no es incremento sostenido en los precios, y el segundo porque es el crecimiento en el precio de un producto y no del nivel general de precios.

En consecuencia una buena medida de inflación debe reflejar, básicamente, los siguientes aspectos : primero, no debe responder a fluctuaciones transitorias en la oferta de los bienes de la economía y segundo debe reflejar adecuadamente la inflación de demanda de la economía. Ahora, como se mostrará más adelante, desde el punto de vista práctico es probable encontrar una economía con inflación originada en factores de oferta, en particular cuando la autoridad monetaria valida o acomoda los choques a la oferta agregada. De todas formas, y en cualquiera de los dos casos (inflación conducida por factores de demanda u oferta), la existencia de un producto natural implica que la inflación y el producto en el largo plazo son independientes.

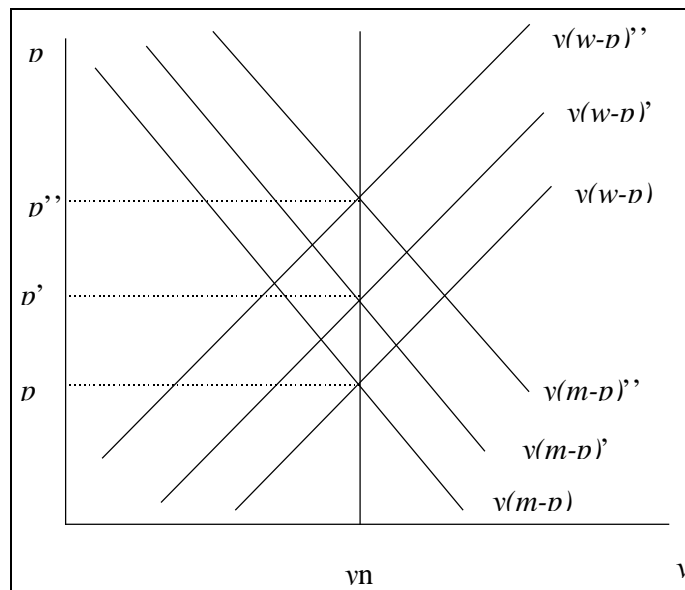
Un esquema de análisis simple y estático de oferta y demanda agregada puede ayudar a comprender el problema básico. En la Figura 1 se muestra como una expansión monetaria sucesiva desemboca en inflación de largo plazo sin tener efectos sobre el producto.

### **Figura 1**

#### **Inflación y Producto en el Largo Plazo**

---

<sup>5</sup> La literatura internacional presenta evidencia contundente de una alta correlación en el largo plazo entre inflación y crecimiento monetario. No ocurre lo mismo para el grado de asociación entre inflación y crecimiento del producto en el largo plazo.



Supóngase que la economía se encuentra en equilibrio, es decir en el punto en que la curva de oferta y demanda agregadas se cruzan, y la autoridad monetaria expande la cantidad de dinero para estimular el producto. Para poder producir por encima de su nivel natural, las empresas acuden al mercado laboral y demandan un mayor número de trabajadores, se reduce el desempleo por debajo de su nivel natural, pero aumentan los salarios. Esto a su vez induce a los empresarios a contratar menos trabajadores y a reducir la oferta agregada hasta el punto en que se eliminan las presiones salariales, es decir, hasta el nivel de producto y empleo de equilibrio de largo plazo. Si la autoridad monetaria insiste en estimular la actividad productiva mediante expansiones monetarias, en el largo plazo el resultado es un proceso inflacionario y un mismo nivel de producto y empleo natural.<sup>6</sup>

Sin embargo, el proceso inflacionario también puede ser conducido por factores de oferta. De nuevo, supóngase que la economía se encuentra en una situación inicial (intersección entre  $y(m-p)$  e  $y(w-p)$ ), y que a la autoridad monetaria le disgustan las recesiones. Al ocurrir un choque negativo de oferta agregada (cuya fuente y duración desconoce el Banco Central) que reduce el producto transitoriamente, la autoridad monetaria va a responder aumentando la cantidad de dinero en la economía, desplazando la demanda agregada, hasta el momento en

<sup>6</sup> Este proceso también puede explicarse mediante el papel que juegan las expectativas de inflación dentro de la determinación del producto y el nivel de precios.

que se alcanza el producto de equilibrio y se elimina la recesión. Si el choque se repite sucesivamente, este proceso genera inflación. En este problema obviamente la inflación también es un fenómeno monetario, pero inducido por factores de oferta acomodados monetariamente.

En ambos casos queda abierta la pregunta acerca de la velocidad del ajuste en el mercado laboral, es decir, cuanto se demora el producto en retornar a su senda de largo plazo. Esta inquietud también puede resolverse mediante la técnica econométrica que se expondrá más adelante.

De todo el esquema anterior, deben puntualizarse dos cosas : primero, que el IPC no es una medida adecuada de la inflación en una economía. Este hecho ha sido ampliamente reconocido por los economistas.<sup>7</sup> Segundo, que las propiedades de la inflación expuestas arriba van a ser las que definan las características deseables de la medida de inflación básica. La siguiente pregunta es cómo medir la inflación básica.

Como se expondrá más adelante la medida de inflación básica es obtenida a partir de un modelo VAR para dos variables : precios y producto. Se supone que las perturbaciones o choques del modelos son distinguidos por su efecto sobre la producción. El primer tipo de perturbación no tiene restricciones, en tanto que el segundo tipo de choques se caracteriza por no tener impacto sobre la producción en el largo plazo. Por lo tanto, bajo la metodología de Quah, y utilizando un modelo VAR sujeto a las restricciones estructurales comentadas anteriormente, la inflación básica es estimada por la parte de la inflación observada que es independiente de la producción en el largo plazo. El detalle de la metodología se expone en la siguiente sección.<sup>8</sup>

### **III. ESTIMACIÓN DE LA INFLACIÓN BÁSICA**

---

<sup>7</sup> Ver Bryan y Cecchetti (1993a y b), Gordon (1992) entre otros.

<sup>8</sup> La estimación de la inflación básica de acuerdo con la metodología de Quah y Vahey (1995) se realizó utilizando datos trimestrales para el período 1980:I hasta 1997:IV.

La estimación de la inflación básica se basa en la metodología propuesta por Quah y Vahey (1995)<sup>9</sup>, en la cual se estima un modelo VAR sobre las variables de precios y de producción bajo restricciones estructurales (modelo SVAR<sup>10</sup>). Estas restricciones son impuestas teniendo en cuenta ciertas características de las perturbaciones del modelo<sup>11</sup>, las cuales son distinguidas por su efecto sobre la producción. El primer tipo de perturbación<sup>12</sup> no tiene restricciones, podría tener efecto de mediano y largo plazo sobre la variable de producción, en tanto que el segundo tipo de perturbación se caracteriza por no tener impacto en la producción después de un horizonte inicial. Así, la inflación básica es definida como la inflación que se deriva únicamente del segundo tipo de perturbación y por lo tanto, este tipo de inflación es identificado como independiente de la producción en el mediano y largo plazo<sup>13</sup> a pesar de que puede ser afectado por éste en horizontes menores.

Notando Y y P, en logaritmos naturales, como la producción y los precios,  $\eta_1$  y  $\eta_2$  como los dos tipos de perturbación mencionadas anteriormente y suponiendo que Y y P tienen tendencias estocásticas y no están cointegradas<sup>14</sup> se estima un modelo VAR sobre las primeras diferencias de las series bajo estudio.

Definiendo  $X_t = \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix}$  y  $\mathbf{h}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{h}_{1,t} \\ \mathbf{h}_{2,t} \end{bmatrix}$ , el modelo VAR(p) estimado es:

$$X_t = \mathbf{f}_1 X_{t-1} + \mathbf{f}_2 X_{t-2} + \dots + \mathbf{f}_p X_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

<sup>9</sup> Adicionalmente, la notación matricial de este ejercicio es incorporado según Lastrapes y Selgin (1994), entre otros.

<sup>10</sup> Una presentación introductoria a los modelos VAR estructurales (SVAR) se presenta en el Anexo 1.

<sup>11</sup> Aunque el modelo original corresponde a un modelo vectorial autorregresivo (VAR), el teorema de representación de Wold (véase Wold, 1938) implica que bajo ciertas condiciones débiles de regularidad, un proceso estacionario puede ser representado como un proceso puro de perturbaciones serialmente no correlacionadas.

<sup>12</sup> Cuando se define un modelo VAR para dos variables existe un término de error o perturbación, por ejemplo el vector  $\mathbf{e}_t$ , en el modelo (1), el cual contiene dos componentes. Ciertos tipos de restricciones estructurales definen otro vector de errores  $\mathbf{h}_t$ , los dos componentes de este nuevo vector son denominados en este documento como primer ( $\mathbf{h}_{1,t}$ ) y segundo tipo de perturbaciones ( $\mathbf{h}_{2,t}$ ).

<sup>13</sup> Restricción de neutralidad a largo plazo.

<sup>14</sup> En la sección correspondiente a la estimación de los modelos, se muestran los resultados de las pruebas correspondientes que sugieren estas caracterizaciones.

donde los  $f_i$  son las matrices (2 x 2) de coeficientes y  $e_t = (e_{1t}, e_{2t})'$  es un vector ruido blanco.

Si el proceso VAR en (1) es estacionario, utilizando el teorema de descomposición de Wold, este modelo puede ser expresado de la siguiente forma:

$$X_t = C_0 e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots \quad (2)$$

donde  $C_0 = I$ , y  $E(e_t e_t') = \Sigma$

cabe anotar que el vector de perturbaciones  $\{e_t\}$ , sin restricciones, es diferente al vector  $\{h_t\}$ , y el objetivo de esta sección es el de deducir este último vector a partir de las estimaciones del modelo VAR en (1).

El vector  $\{X_t\}$  puede ser igualmente expresado en términos de las perturbaciones  $\{h_t\}$ <sup>15</sup>:

$$X_t = D_0 h_t + D_1 h_{t-1} + D_2 h_{t-2} \dots \quad (3)$$

donde  $E(h_t h_t') = I$

considerando las ecuaciones (2) y (3) en términos del operador de rezago L e igualándolas se tiene:

$$C(L)e_t = D(L)h_t \quad (4)$$

asumiendo que la matriz  $D_0$  es no singular, la ecuación (4) puede ser expresarse como:

$$C(L)e_t = D(L)D_0^{-1}D_0 h_t \quad (5)$$

en particular:

$$e_t = D_0 h_t \quad (6)$$

y:

$$C(L) = D(L)D_0^{-1} \quad (7)$$

por lo tanto las perturbaciones  $\{h_t\}$  pueden ser estimadas a partir de las estimaciones de la serie  $\{e_t\}$  y de la matriz  $D_0$ . Por consiguiente el problema se reduce a estimar  $D_0$ .

Como caso particular de (7) se obtiene:

---

<sup>15</sup> Este modelo equivale a la representación VMA del modelo SVAR.

$$D_0 = [C(1)]^{-1} D(1) \quad (8)$$

calculando la matriz de varianzas-covarianzas para ambos lados en (6) se obtiene:

$$\Sigma = D_0 D_0' \quad (9)$$

Debido a que en este ejercicio hay dos variables, (K=2), la expresión (9) implica que se tiene 3 ecuaciones y cuatro parámetros estructurales desconocidos<sup>16</sup>, por lo tanto se requiere de una restricción para identificar el sistema estructural, ésta corresponde a la restricción de neutralidad en el largo plazo. En lo que sigue de esta sección, se especifica la forma como se incorpora esta restricción en el ejercicio.

Inicialmente, se define a F como:

$$F \equiv C(1)\Sigma C(1)' \quad (10)$$

donde C(1) puede ser obtenido del modelo VAR de la ecuación (1) como:

$$C(1) = (I - f_1 - f_2 - \dots - f_p)^{-1} \quad (11)$$

por lo tanto F se puede estimar a partir del modelo VAR en (1).

reemplazando (9) en (10) se tiene:

$$F = C(1)D_0 D_0' C(1)' \quad (12)$$

substituyendo la definición de C(1), deducida de (7), en (12):

---

<sup>16</sup> Aunque en la expresión (9), para K=2, se tiene 4 ecuaciones, debido a la simetría en las matrices sólo se tienen 3 ecuaciones diferentes. Adicionalmente, se tienen únicamente 4 parámetros desconocidos, que corresponden a los elementos de la matriz D<sub>0</sub>, puesto que se la matriz Σ puede ser estimada de la ecuación (1).

$$F = D(1)D(1)' \quad (13)$$

donde  $D(1) = \sum_{j=0}^{\infty} D_j$  y las matrices  $D_j$  están indicadas en el modelo (3), específicamente

$$D_j = \begin{bmatrix} D_{j,11} & D_{j,12} \\ D_{j,21} & D_{j,22} \end{bmatrix}, \text{ por lo tanto:}$$

$$D(1) = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} D_{i,11} & \sum_{i=0}^{\infty} D_{i,12} \\ \sum_{i=0}^{\infty} D_{i,21} & \sum_{i=0}^{\infty} D_{i,22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{1}Y_t}{\mathbb{1}h_{1,t-k}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{1}Y_t}{\mathbb{1}h_{2,t-k}} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{1}P_t}{\mathbb{1}h_{1,t-k}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{1}P_t}{\mathbb{1}h_{2,t-k}} \end{bmatrix} \quad (14)$$

la restricción de neutralidad de largo plazo implica que:  $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{1}Y_t}{\mathbb{1}h_{2,t-k}} = 0$ , por lo tanto  $D(1)$

debe ser una matriz triangular inferior:

$$D(1) = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} D_{i,11} & 0 \\ \sum_{i=0}^{\infty} D_{i,21} & \sum_{i=0}^{\infty} D_{i,22} \end{bmatrix} \quad (15)$$

esto implica que utilizando la ecuación (13) y el resultado de (15), la matriz  $D(1)$  puede ser estimada mediante la descomposición de Choleski de la matriz  $F$ <sup>17</sup>.

Finalmente la matriz  $D_0$  puede ser estimada a partir de la ecuación (8) y las perturbaciones  $\{\mathbf{h}_t\}$  pueden ser estimadas usando (6).

De esta forma la inflación básica es construida a partir de la siguiente ecuación:

$$CORE\_P_t = \sum_i D_{i,22} \hat{\mathbf{h}}_{2,t-i} \quad (16)$$

donde las matrices  $D_i$  son estimadas utilizando (7).

---

<sup>17</sup> La matriz  $F$  puede ser estimada utilizando la ecuación (10), puesto que  $C(1)$  y la matriz  $\Sigma$  pueden ser estimadas a partir del modelo VAR especificado en (1).

#### IV. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

El modelo VAR estimado utiliza las series trimestrales producto interno bruto a precios constantes de 1975 publicado por el Departamento Nacional de Planeación (PIBK) y el índice de precios a consumidor (IPC) para el período 1980:I-1997:IV.<sup>18</sup>

##### 4.1 Pruebas de Cointegración.

Una vez analizado el orden de integración de las series bajo logaritmo<sup>19</sup>, se determinó la posible existencia de relaciones de largo plazo a través de las pruebas de cointegración de Johansen (1990, 1992).

La longitud del modelo VAR utilizado en las pruebas de cointegración, cinco en este caso, es determinado como el mínimo número de rezagos con el cual el vector de errores del modelo VAR corresponde a un proceso de ruido blanco multivariado<sup>20</sup>.

**TABLA 1**

**Pruebas de Cointegración  
Variables: LPIBK y LIPC**

Hipótesis ( $r$ : No. de vectores de cointegración)		Modelo con tendencia determinística lineal en las series		Modelo con tendencia determinística lineal en las series y en la cointegración	
Nula	Alternativa	Estadística*	Valor crítico	Estadística*	Valor crítico

<sup>18</sup> Para los años entre 1993 y 1997 los datos del PIB corresponden a los pronósticos univariados ARIMA de la serie del DNP (para 80.I-92.IV) condicionados al crecimiento anual reportado por el DANE.

<sup>19</sup> Para tal fin se utilizaron las pruebas de Dickey-Fuller y de Kwiatkowski et al, 1992 (KPSS). Los resultados de estas pruebas se encuentran en la tabla A1 del anexo 2.

<sup>20</sup> La verificación del comportamiento ruido blanco se lleva a cabo mediante la estadística multivariada de Portmanteau, véase Lütkepohl 1993. Los valores de la estadística de esta prueba se encuentran en la tabla A2 del anexo 2.

			(a=5%)		(a=5%)
Basado en la traza de la matriz característica					
$r = 0$	$r \geq 1$	8.202	15.340	11.452	25.468
$r = 1$	$r = 2$	0.014	3.841	2.445	12.386
Basado en el máximo valor propio					
$r = 0$	$r = 1$	8.188	11.499	9.007	13.082
$r = 1$	$r = 2$	0.014	3.841	2.445	12.386

\* Estos valores han sido modificados utilizando la corrección para muestras pequeñas sugerida por Reinsel y Ahn (92)

Los resultados de las pruebas de Johansen, presentados en la Tabla 1, indican que los logaritmos de PIBK e IPC no están cointegrados<sup>21</sup>.

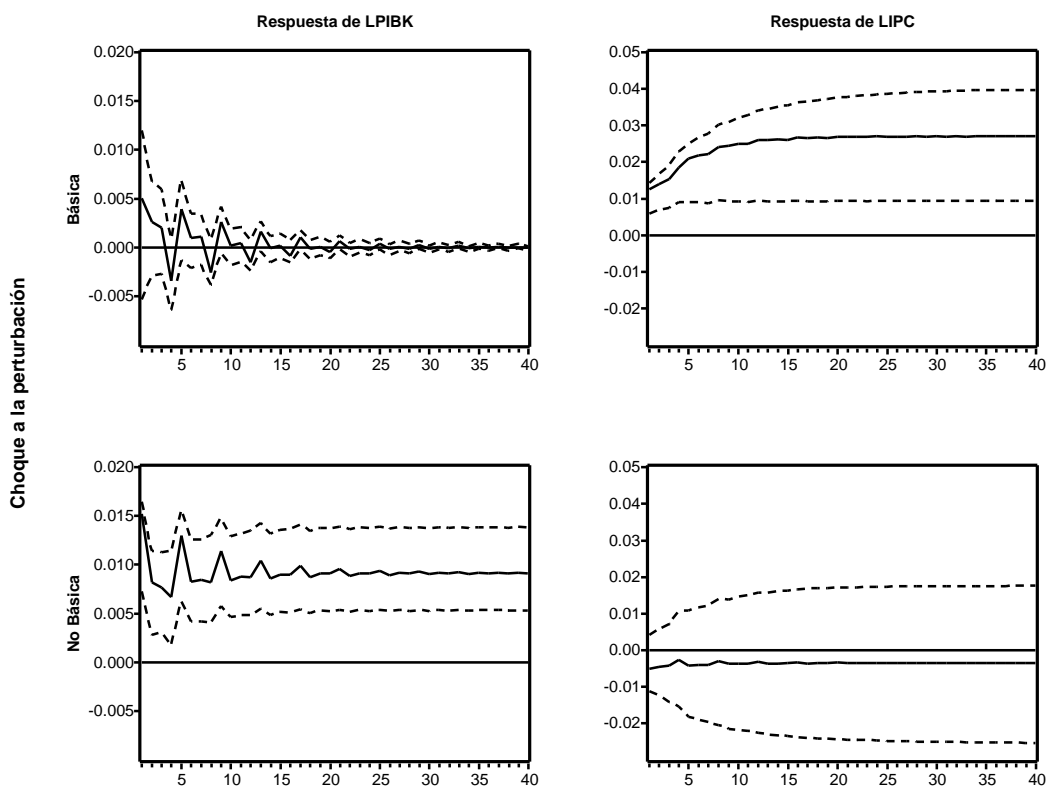
El siguiente paso consiste en estimar un modelo VAR sobre las series en diferencias (ecuación (8)). Este sistema también incluye intercepto y variables dummy centradas que recogen efectos estacionales.

#### 4.2 Funciones de Impulso-Respuesta.

La dinámica de los efectos de los dos tipos de perturbaciones  $\eta_1$ (no-básica) y  $\eta_2$ (básica) sobre los precios y la producción son reportados en la Gráfico 1.

### **Gráfico 1** **Funciones de Impulso Respuesta** **Intervalos de Confianza (BS) del 95%**

<sup>21</sup> Bajo la hipótesis nula  $H_0: r=0$ , las series no están cointegradas, las estadísticas de la traza y del máximo valor propio son menores que sus correspondientes valores críticos, para un nivel de significancia del 5%.



Los intervalos de confianza correspondientes a las funciones de impulso respuesta fueron estimados mediante técnicas de Bootstrap (BS) utilizando 10000 replicaciones. Este tipo de técnicas es descrito en detalle en el Anexo 3.

Los choques sobre los dos tipos de perturbación tienen efectos dinámicos diferentes sobre la serie de precios. Para la perturbación básica ( $\eta_2$ ) el efecto significativo<sup>22</sup> sobre precios es permanente, tomando entre 8 y 12 trimestres para estabilizarse en su nivel de largo plazo.

Los efectos sobre precios de un choque en la perturbación no-básica ( $\eta_1$ ) son no significativos, es decir, se puede considerar estadísticamente que no existen efectos significativamente diferentes de cero. El primer resultado indica que un choque monetario (que afecta la inflación básica), por ejemplo, tiene efectos contemporáneos y permanentes sobre la senda de precios y que éstos se estabilizan entre dos y tres años. Lo anterior contrasta con la idea generalizada en Colombia que plantea que una reducción en el ritmo de crecimiento de los agregados

monetarios se retarda en afectar los precios en un período cercano a los dos años. Nuestro resultado plantea que la política monetaria puede ser efectiva contemporáneamente para reducir la inflación y que su efecto se hace más fuerte en los 3 años siguientes.<sup>23</sup> El segundo resultado, puede interpretarse como el efecto de choques transitorios de oferta sobre los precios. Como es de esperarse, dichos choques no afectan la inflación en el largo plazo.

Los choques de la perturbación básica ( $\eta_2$ ) sobre la producción en principio son altamente variables, pero después de aproximadamente 12 trimestres el impacto del choque inicial es prácticamente nulo. Este resultado es la consecuencia natural de la imposición de la restricción de neutralidad en el largo plazo. Sin embargo, vale la pena resaltar que estadísticamente la perturbación monetaria (básica) no tiene impacto sobre el producto, aún en el corto plazo. Este último resultado contrasta con la noción comúnmente aceptada que atribuye las alteraciones en el producto a la política monetaria, mientras que sugiere que pueden existir otras causas más importantes de las fluctuaciones en el producto.

Adicionalmente, se puede observar que un choque positivo sobre la perturbación no-básica ( $\eta_1$ ) tiene un efecto mucho más fuerte sobre la producción, este efecto se estabiliza entre el tercer y el cuarto año después del choque inicial. En otras palabras, se soporta la idea que choques transitorios al producto tienen efectos significativos y altamente persistentes sobre el mismo, reflejando así conclusiones obtenidas en un trabajo reciente de Restrepo (1997) que muestra cómo “los choques de oferta son el componente más importante en las innovaciones de la producción y por lo tanto explican su evolución general.”

#### 4.3 *Inflación Básica Estimada.*

Siguiendo la metodología ya reseñada de Quah y Vahey (95), el componente básico de la inflación es estimado como la inflación que se obtendría en ausencia las perturbaciones no-

---

<sup>22</sup> Los intervalos de confianza del 95% de la función de impulso-respuesta no contienen a cero.

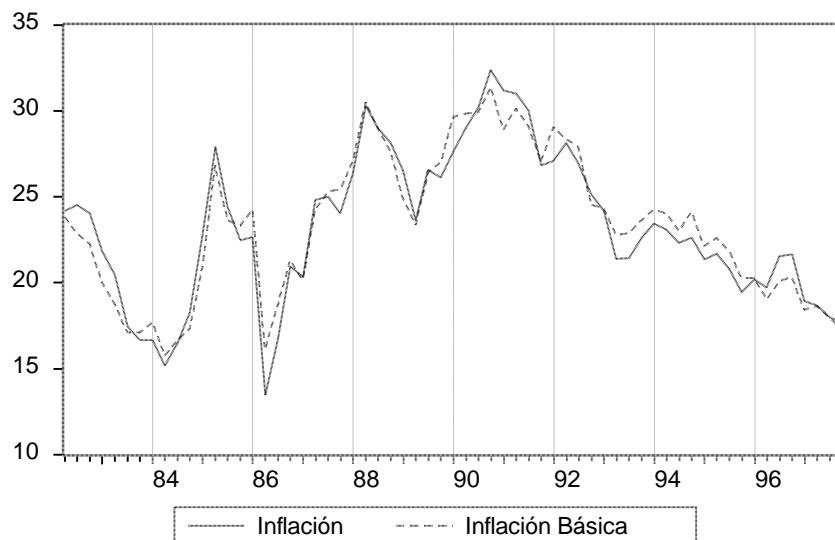
<sup>23</sup> Carrasquilla, al discutir intuitivamente el por qué de la ineficacia de la política monetaria de 1995 en la reducción de la inflación del mismo año, afirma que “la importante reducción en el crecimiento de los agregados monetarios de 1995 .... puede empezar a tener efectos apenas en 1996 o 1997”. El comportamiento de la inflación durante 1997 y los resultados aquí encontrados soportan sus hipótesis.

básicas ( $\eta_1$ ). Los resultados de la estimación de este componente y la serie observada de la inflación anual colombiana son presentados en el Gráfico 2<sup>24</sup>.

Nótese como la inflación básica de Quah y Vahey a partir de finales de 1991 se sitúa por encima de la inflación observada indicando que la inflación durante dicho período pudo haber sido más alta.

Este resultado puede explicarse por el extraordinario crecimiento de la demanda<sup>25</sup> a partir de comienzos de los 90.

**Gráfico 2**  
**Inflación Básica bajo la metodología de Quah**  
**período 82:I 97:IV**



Específicamente, dado que el PIB crece por encima del PIB potencial durante esos años, esto debe reflejarse en una aceleración de la inflación básica. Sin embargo, esto no se refleja

<sup>24</sup> Específicamente, el mecanismo bajo el cual se genera la estimación la inflación básica es el siguiente: Primero, utilizando la ecuación (16) se obtiene una estimación de  $\{\Delta\text{Log}(\text{IPC\_Básico}_t)\}$ , posteriormente se calcula  $\{\text{Log}(\text{IPC\_Básico}_t)\}$  integrando la variable indicada en el paso anterior, para este calculo se toma como valor inicial a  $\text{Log}(\text{IPC})$  del periodo correspondiente. Finalmente, la inflación básica es calculada como la variación anual de la serie  $\{\text{IPC\_Básico}_t\}$ . Cabe anotar que debido a la forma como es construida la estimación final de la inflación básica este cálculo es robusto a cambios en el valores inicial.

<sup>25</sup> López et al. (1996) y Echeverry (1996) ofrecen diferentes explicaciones acerca de las causas de la caída del ahorro en Colombia durante los 90.

necesariamente en la inflación observada debido, principalmente, al comportamiento de los alimentos, entre otros factores. El buen comportamiento por parte de los precios de los alimentos durante el mismo período, induce una reducción en el crecimiento del IPC observado. Este hecho también se evidencia en el comportamiento de los indicadores de inflación sin alimentos.

Finalmente y en concordancia con lo anterior, nótese cómo a partir de 1996, cuando el producto deja de crecer por encima de su nivel potencial y se atenúa un poco el proceso de caída de los precios de los alimentos, ocurre una caída en la inflación básica. Este último resultado también se observa para otras definiciones de la inflación básica<sup>26</sup>. Por otro lado, la inflación observada sufre un choque bastante fuerte en el mismo período, producto en gran parte de los incrementos en los precios de la educación.

## **V. CONCLUSIONES**

En este trabajo se presenta y aplica para Colombia una técnica desarrollada por Quah y Vahey (1995) para medir la inflación básica empleando la hipótesis de neutralidad del dinero en el largo plazo. Dicha hipótesis se incorpora como una restricción dinámica impuesta sobre un sistema de vectores autorregresivos (VAR) y de esta forma se obtiene una medida de inflación que elimina algunos de los problemas que presentan las medidas tradicionales de inflación básica, en particular, la separación conceptual del fenómeno inflacionario y su medición.

Una vez impuesta la restricción de neutralidad del dinero en el largo plazo, los ejercicios econométricos realizados permiten afirmar que : primero, los efectos de choques monetarios (básicos) sobre la inflación se estabilizan después de dos y tres años. Segundo, que choques de oferta transitorios no tienen efectos significativos sobre los precios. En tercer lugar, que choques de oferta (no-básicos) tienen un efecto significativo y persistente sobre el producto de

---

<sup>26</sup> Véase en Melo, Hamann y Uribe (1997).

la economía. Estos resultados son consistentes con las hipótesis de Carrasquilla (1996) y algunos de los resultados encontrados por Restrepo (1997).

Adicionalmente, se mostró como nuestra estimación de la inflación básica es coherente con la evolución pasada y reciente del producto colombiano. Durante los años de crecimiento del producto por encima de su senda potencial (entre 1991 y 1995), la inflación básica se ubicó por encima de la inflación observada. Mientras que, más recientemente (entre 1996 y 1998), la desaceleración en el crecimiento de la economía se tradujo en una reducción de la inflación básica por debajo de la observada. Este resultado contrasta con el comportamiento observado de otras medidas de inflación básica como la inflación sin alimentos.

Finalmente, es claro que las estimaciones y los resultados presentados en este trabajo son susceptibles de ser mejorados mediante el empleo de otras hipótesis de la teoría económica. Existe la posibilidad de incorporar nuevas variables al modelo y, lógicamente, de imponer nuevas o diferentes restricciones a la estructura dinámica del VAR. Sin embargo, se tiene que esta medida de inflación básica describe adecuadamente las predicciones de la teoría económica al mismo tiempo que es consistente con la evolución del ciclo del producto colombiano.

## ANEXO 1

### INTRODUCCIÓN A LOS MODELOS VAR ESTRUCTURALES

En las últimas dos décadas los modelos VAR desarrollados por Sims se han convertido en una herramienta popular en el análisis empírico de series macroeconómicas. En general, este tipo de sistemas de ecuaciones se puede interpretar como un modelo de series de tiempo en forma reducida que puede reemplazar en cierta medida a los anteriores modelos de décadas pasadas que involucraban la estimación de una gran cantidad de ecuaciones simultáneas<sup>27</sup>.

Unas de las principales ventajas por las cuales se trabaja con modelos VAR son su gran utilidad para realizar pronósticos<sup>28</sup> y su habilidad para poder analizar las características dinámicas del modelo mediante las muy conocidas funciones de impulso respuesta, en las cuales se analiza el efecto en el tiempo que sobre el sistema estudiado tiene una innovación o choque sobre una variable particular.

Sin embargo, la estimación de las funciones de impulso respuesta<sup>29</sup>, bajo la metodología inicial sugerida por Sims<sup>30</sup>, requiere la imposición de un conjunto de restricciones particulares de identificación sobre el sistema de tal manera que se especifique un orden de exogenidad contemporáneo para las variables que hacen parte del modelo. Por ejemplo para un modelo con tres variables, X Y y Z, siguiendo un orden de exogenidad X Y y Z, bajo esta metodología se implica que la primera variable, X, responde contemporáneamente sólo a choques exógenos en ella, la segunda variable, Y, responde contemporáneamente a choques exógenos en las variables X y/o Y, y la variable Z responde en forma contemporánea a choques en cualquiera de las tres variables. Por lo tanto para un modelo VAR con K variables se pueden especificar varios ordenes de exogenidad contemporánea, en total  $K!$ , justificar el orden adecuado con el

---

<sup>27</sup> Los modelos de ecuaciones simultáneas más complejos presentan varios inconvenientes, son muy costosos de estimar, pronosticar y para ser identificados se requiere imponer una serie de restricciones las cuales en general no siempre pueden ser justificadas desde un punto de vista económico.

<sup>28</sup> aunque no en horizontes razonablemente largos.

<sup>29</sup> como también las estimaciones de las descomposiciones de varianza de los modelos VAR.

<sup>30</sup> La cual utiliza la descomposición de Choleski de la matriz de covarianzas de los residuales del modelo VAR.

cual se realiza el análisis de las funciones de impulso respuesta en general no es sencillo y además es posible que ninguno de ellos concuerde con la dinámica real de las series.

Esta crítica fue una de las principales razones que condujo al desarrollo de los modelos VAR estructurales (modelos SVAR) como alternativa. Entre los primeros trabajos se encuentran los de Bernake (1986), Blanchard y Watson (1986) y Sims (1986). Esta técnica transforma el modelo VAR en un sistema de ecuaciones estructurales, donde los parámetros son estimados imponiendo restricciones estructurales contemporáneas. La diferencia importante entre los modelos VAR tradicionales y los estructurales radica primordialmente en las funciones de impulso respuesta y en las descomposiciones de varianza, puesto que para el caso del SVAR éstas pueden tener interpretaciones estructurales.

Otra metodología análoga que utiliza modelos SVAR fue desarrollada inicialmente por Shapiro y Watson (1988) y Blanchard y Quah (1989) en la cual se utilizan restricciones de largo plazo para identificar la estructura económica de la forma reducida. Tales modelos tienen características de largo plazo que son consistentes con las restricciones teóricas utilizadas para identificar los parámetros del modelo. La aplicación que se realiza en este trabajo corresponde a este tipo de modelos.

### *3.1 Relación entre los modelos VAR tradicionales y los estructurales.*

Un modelo VAR(p) para dos variables, Y y Z, puede ser expresado de la siguiente forma :

$$Y_t = \mathbf{f}_{0,1} + (\mathbf{f}_{1,11}Y_{t-1} + \dots + \mathbf{f}_{p,11}Y_{t-p}) + (\mathbf{f}_{1,12}Z_{t-1} + \dots + \mathbf{f}_{p,12}Z_{t-p}) + \mathbf{e}_{1t}$$

$$Z_t = \mathbf{f}_{0,2} + (\mathbf{f}_{1,21}Y_{t-1} + \dots + \mathbf{f}_{p,21}Y_{t-p}) + (\mathbf{f}_{1,22}Z_{t-1} + \dots + \mathbf{f}_{p,22}Z_{t-p}) + \mathbf{e}_{2t}$$

este sistema puede ser expresado en forma matricial como:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{0,1} \\ \mathbf{f}_{0,2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{1,11} & \mathbf{f}_{1,12} \\ \mathbf{f}_{1,21} & \mathbf{f}_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{p,11} & \mathbf{f}_{p,12} \\ \mathbf{f}_{p,21} & \mathbf{f}_{p,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-p} \\ Z_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{1t} \\ \mathbf{e}_{2t} \end{bmatrix}$$

equivalentemente :

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (\text{A1})$$

donde:

$$X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix}, \quad \Phi_0 = \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{0,1} \\ \mathbf{f}_{0,2} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{e}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{1t} \\ \mathbf{e}_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\Phi_1 = \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{1,11} & \mathbf{f}_{1,12} \\ \mathbf{f}_{1,21} & \mathbf{f}_{1,22} \end{bmatrix}, \quad \dots, \quad \Phi_p = \begin{bmatrix} \mathbf{f}_{p,11} & \mathbf{f}_{p,12} \\ \mathbf{f}_{p,21} & \mathbf{f}_{p,22} \end{bmatrix}$$

en este modelo el vector  $\{\mathbf{e}_t\}$  corresponde a un proceso multivariado ruido blanco con una matriz de covarianzas  $\Sigma_e$ .

Nótese que bajo el sistema descrito por el modelo VAR no existe explícitamente una relación contemporánea entre  $Y_t$  y  $X_t$ .<sup>31</sup> Ahora, un modelo estructural puede ser especificado de la siguiente forma:

$$a_{11}Y_t = \mathbf{p}_{0,1} - a_{12}Z_t + (\mathbf{p}_{1,11}Y_{t-1} + \dots + \mathbf{p}_{p,11}Y_{t-p}) + (\mathbf{p}_{1,12}Z_{t-1} + \dots + \mathbf{p}_{p,12}Z_{t-p}) + \mathbf{h}_{1t} \quad (\text{A2a})$$

$$a_{22}Z_t = \mathbf{p}_{0,2} - a_{21}Y_t + (\mathbf{p}_{1,21}Y_{t-1} + \dots + \mathbf{p}_{p,21}Y_{t-p}) + (\mathbf{p}_{1,22}Z_{t-1} + \dots + \mathbf{p}_{p,22}Z_{t-p}) + \mathbf{h}_{2t} \quad (\text{A2b})$$

la estructura de este sistema incorpora retroalimentación entre las dos variables puesto que al incorporar los parámetros  $a_{12}$  y  $a_{21}$  se permite que las variables  $Y$  y  $Z$  sean afectadas contemporáneamente una por la otra<sup>32</sup>.

El sistema de ecuaciones en (A2a) y (A2b) se puede especificar en forma matricial como:

<sup>31</sup> Aunque los modelos VAR tradicionales corresponden a un modelo en forma reducida donde no se tienen explícitamente relaciones instantáneas entre variables, existen relaciones contemporáneas ocultas en la estructura de la matriz de covarianzas de los errores.

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_{0,1} \\ \mathbf{p}_{0,2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{p}_{1,11} & \mathbf{p}_{1,12} \\ \mathbf{p}_{1,21} & \mathbf{p}_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \mathbf{p}_{p,11} & \mathbf{p}_{p,12} \\ \mathbf{p}_{p,21} & \mathbf{p}_{p,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-p} \\ Z_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{h}_{1t} \\ \mathbf{h}_{2t} \end{bmatrix}$$

o,

$$AX_t = \Pi_0 + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \mathbf{h}_t \quad (\text{A3})$$

donde:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix}, \quad \Pi_0 = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_{0,1} \\ \mathbf{p}_{0,2} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{h}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{h}_{1t} \\ \mathbf{h}_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\Pi_1 = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_{1,11} & \mathbf{p}_{1,12} \\ \mathbf{p}_{1,21} & \mathbf{p}_{1,22} \end{bmatrix}, \quad \dots, \quad \Pi_p = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_{p,11} & \mathbf{p}_{p,12} \\ \mathbf{p}_{p,21} & \mathbf{p}_{p,22} \end{bmatrix}$$

de nuevo en este modelo el vector  $\{\mathbf{h}_t\}$  se supone que corresponde a un proceso multivariado ruido blanco con una matriz de covarianzas dada por  $\Sigma_h$ .

De una forma más general el modelo descrito en (A3) puede ser especificado como :

$$AX_t = \Pi_0 + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + D\mathbf{h}_t \quad (\text{A4})$$

la forma reducida implícita por este sistema es :

$$X_t = A^{-1}\Pi_0 + A^{-1}\Pi_1 X_{t-1} + \dots + A^{-1}\Pi_p X_{t-p} + A^{-1}D\mathbf{h}_t \quad (\text{A5})$$

comparando los modelos (A1) y (A5) se tiene:

$$\Phi_0 = A^{-1}\Pi_0, \quad \Phi_1 = A^{-1}\Pi_1, \quad \dots, \quad \Phi_p = A^{-1}\Pi_p \quad (\text{A6a})$$

$$\mathbf{e}_t = A^{-1}D\mathbf{h}_t \quad (\text{A6b})$$

en la práctica se estima el modelo VAR tradicional especificado en (A1) y por lo tanto si las matrices A y D fueran conocidas se podrían estimar los parámetros del modelo estructural (A4), adicionalmente, los errores estructurales  $\{\mathbf{h}_t\}$  podrían ser estimados utilizando la

---

<sup>32</sup> Debido a que este sistema de ecuaciones presenta ahora efectos contemporáneos ya no corresponde a una forma reducida.

relación (A6b),  $\mathbf{e}_t = A^{-1}D\mathbf{h}_t$ <sup>33</sup>. Debido a que en general las matrices A y D no se conocen, la identificación de los parámetros estructurales se logra imponiendo restricciones teóricas de tal forma que se alcance que el número de parámetros estructurales desconocidos sea igual o menor que el número de parámetros estimados de la matriz de covarianzas de los residuales del modelo VAR.

Específicamente, de la ecuación (A6b) se tiene que:

$$\Sigma_e = A^{-1}D\Sigma_h D'A^{-1} \quad (A7)$$

cuando se estima el modelo VAR tradicional se obtiene una estimación de la matriz de covarianzas  $\Sigma_e$  y utilizando la ecuación (A7) se pueden encontrar estimaciones para las matrices A, D y  $\Sigma_h$ <sup>34</sup>. La metodología seguida por modelos SVAR de efectos contemporáneos impone restricciones sobre estas tres matrices. Si se tiene un sistema con K variables, existen  $K^2$  parámetros en A,  $K^2$  parámetros en D y  $K(K+1)/2$  parámetros diferentes en  $\Sigma_h$ , por lo tanto hay en total  $2K^2+K(K+1)/2$  incógnitas o parámetros desconocidos, sin embargo sólo existen  $K(K+1)/2$  ecuaciones. Por lo tanto, para que un modelo estructural sea identificado se requieren imponer por lo menos  $2K^2$  restricciones sobre A, D y  $\Sigma_h$ .

Frecuentemente algunas de las restricciones impuestas sobre las matrices A, D y  $\Sigma_h$  son de exclusión. Por ejemplo, la matriz de covarianzas  $\Sigma_h$ , en general, se especifica como una matriz diagonal ( $K(K+1)/2-K$  restricciones), esto debido a que las perturbaciones del modelo estructural primitivo se suponen originadas por fuentes independientes. Tradicionalmente, los elementos de la diagonal de la matriz A se asumen iguales a la unidad cuando cada ecuación estructural es normalizada por la variable endógena correspondiente, igualmente, la diagonal

---

<sup>33</sup> La relación entre los errores del modelo VAR tradicional y los errores estructurales es muy importante en la metodología de los modelos SVAR, Amisano y Giannini (1997) clasifican los modelos SVAR dependiendo de esta relación. Ellos reconocen tres modelos, modelo K, modelo C y modelo AB. En el modelo K se tiene que  $K\mathbf{e}_t = \mathbf{h}_t$ , en el modelo C :  $\mathbf{e}_t = C\mathbf{h}_t$  y finalmente, en el modelo AB :  $A\mathbf{e}_t = B\mathbf{h}_t$ . Para cada uno de estos modelos los autores discuten sus implicaciones en términos de la especificación del modelo VAR estructural y la estimación mediante métodos de máxima verosimilitud.

<sup>34</sup> Cabe anotar que las ecuaciones (A6b) y (A7), bajo la metodología de Quah y Vahey corresponden a las ecuaciones (6) y (9), descritas en el sección III.

de la matriz  $D$  tiene esta misma especificación debido a que cada ecuación tiene un choque estructural. Estas dos normalizaciones proveen en total de  $2K$  restricciones, por lo tanto, si las adicionamos a las restricciones impuestas al considerar la matriz  $\Sigma_h$  como diagonal, solo se requerirían  $3K(K-1)/2$  restricciones adicionales basadas en la teoría económica. Adicionalmente, por simplicidad en la mayoría de los modelos SVAR se supone que la matriz  $D$  es igual a la identidad, lo cual deja por lo menos  $K(K-1)/2$  restricciones de identificación que deben ser impuestas sobre la matriz  $A$ .

La estimación de un modelo SVAR puede ser llevada a cabo utilizando el siguiente procedimiento de dos etapas. Primero, se estima el modelo VAR tradicional, asegurando que los residuos conforman un proceso multivariado ruido blanco. En la segunda etapa, se imponen un número suficiente de restricciones sobre las matrices  $A$ ,  $D$  y  $\Sigma_h$  con lo cual se permita identificar estos parámetros estructurales. Para obtener una estimación de los parámetros especificados en la ecuación (A7), se pueden usar algoritmos utilizados para resolver sistemas de ecuaciones no lineales.

Bernanke (1986) utiliza el método de momentos desarrollado por Hansen (1982) para estimar los parámetros de la ecuación (A7), Sims (1986) utiliza métodos de estimación por máxima verosimilitud<sup>35</sup>, Shapiro y Watson (1989) utilizan una técnica de estimación con variables instrumentales en la cual cada choque estructural estimado sirve como instrumento en las ecuaciones subsiguientes.

En la siguiente sección se explica el método de estimación utilizado en el ejercicio realizado en este trabajo, el cual se basa en la metodología de Quah y Vahey (1995). Este método utiliza restricciones de largo plazo, a diferencia de lo expuesto anteriormente, éstas son impuestas sobre la representación VMA<sup>36</sup> del modelo VAR y no sobre la típica autorregresiva.<sup>37</sup>

---

<sup>35</sup> Amisano y Giannini (1997) especifican completamente estimadores FIML para estos modelos.

<sup>36</sup> Es decir, las variables que conforman el modelo VAR son expresadas únicamente en términos de rezagos de los errores.

<sup>37</sup> Una ventaja de estos modelos de largo plazo, es que no imponen restricciones contemporáneas, pero dadas estas condiciones permiten que los propios datos determinen la dinámica de corto plazo.

**ANEXO 2**  
**ESPECIFICACIÓN DEL MODELO VAR**

**Tabla A1**  
**Pruebas de Raíz Unitaria**

Serie	Pruebas de raíz unitaria		Prueba de ruido blanco sobre los residuos (17 rezagos)	
	Estadística D-F	Valor Crítico ( $\alpha=5\%$ )	Estadística L-B	P-Value
LIPC	$\tau_{\tau} = -2.134$	-3.477	17.276	0.436
LPIBK	$\tau_{\tau} = -3.216$	-3.477	19.271	0.313
	Estadística KPSS	Valor Crítico ( $\alpha=5\%$ )		
LIPC	$\eta_t = 0.247$	0.146		
LPIBK	$\eta_t = 0.237$	0.146		

**Tabla A2**  
**Determinación del Número de Rezagos del Modelo VAR para las series LIPC y LPIBK en diferencias y en niveles**

Series	Número de Rezagos Optimos	Prueba Multivariada de Ruido Blanco (15 rezagos)		Prueba Multivariada de Normalidad	
		Estadística L- B <sup>38</sup>	P-Value	Estadística D-H <sup>39</sup>	P-Value
LIPC y LPIBK	5	48.768	0.287	15.639	0.004
$\Delta$ LIPC y $\Delta$ LPIBK	4	47.585	0.329	10.189	0.037

<sup>38</sup> Estadística multivariada de Ljung-Box, corresponde a la estadística modificada tipo Portmanteau definida en Lütkepohl, 1993.

<sup>39</sup> Estadística de Doornik y Hansen (1994), ésta corresponde a una versión multivariada del test de Shenton-Bowman (1977) para la prueba de normalidad.

**ANEXO 3**  
**INTERVALOS DE CONFIANZA DE LA FUNCIÓN DE IMPULSO RESPUESTA BASADOS**  
**EN TÉCNICAS BOOTSTRAP**

Los cálculos realizados para obtener los intervalos de confianza de la función impulso respuesta (I-R) en el Gráfico 1 fueron realizados con base en las técnicas Bootstrap. La idea principal del uso de estas técnicas es obtener una estimación de la distribución en muestras pequeñas de los parámetros involucrados en la función I-R, sin suponer que los errores del modelo VAR, en este caso restringido, se distribuyen normal multivariados.

Esta técnica fue implementada utilizando la metodología sugerida por Runkle (1987), y se lleva a cabo de la siguiente forma:

En la etapa inicial se estima el modelo VAR(p) sobre las series analizadas:

$$X_t = \mathbf{f}_1 X_{t-1} + \mathbf{f}_2 X_{t-2} + \dots + \mathbf{f}_p X_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (24)$$

de este modelo se obtienen la series de los residuales  $\{\hat{\mathbf{e}}_t\}$  para  $t=1, \dots, T$ .

Posteriormente se implementa un proceso iterativo. Para la iteración  $j$  se realizan los siguientes pasos:

**i)** Se genera una muestra aleatoria,  $\{\mathbf{e}^{*(i)}\}$ , de tamaño  $T$  de los residuales del modelo (24) utilizando técnicas con reemplazamiento, donde todos los residuales tienen igual probabilidad de ser seleccionados.

**ii)** Dados estos nuevos residuales, los valores de las series son reconstruidos de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} X_1^{(j)} &= \hat{\mathbf{f}}_1 X_0 + \hat{\mathbf{f}}_2 X_{-1} + \dots + \hat{\mathbf{f}}_p X_{-p+1} + \mathbf{e}_1^{*(j)} \\ X_2^{(j)} &= \hat{\mathbf{f}}_1 X_1^{(j)} + \hat{\mathbf{f}}_2 X_0 + \dots + \hat{\mathbf{f}}_p X_{-p+2} + \mathbf{e}_2^{*(j)} \\ &\vdots \\ X_T^{(j)} &= \hat{\mathbf{f}}_1 X_{T-1}^{(j)} + \hat{\mathbf{f}}_2 X_{T-2}^{(j)} + \dots + \hat{\mathbf{f}}_p X_{T-p}^{(j)} + \mathbf{e}_T^{*(j)} \end{aligned}$$

iii) Una vez obtenida la nueva serie  $\{X_1^{(j)}, X_2^{(j)}, \dots, X_T^{(j)}\}$  en el paso anterior, se estiman de nuevo los parámetros del modelo VAR:

$$\hat{f}_1^{(j)}, \hat{f}_2^{(j)}, \dots, \hat{f}_p^{(j)}$$

y se aplica la metodología bajo restricciones estructurales para obtener la serie  $\{\mathbf{h}_t^{*(j)}\}$ , y su correspondiente función de impulso respuesta

Este proceso iterativo descrito en i,ii y iii se repitió 10000 veces y el intervalo de confianza para la respuesta obtenida k periodos<sup>40</sup> después del choque inicial se construyó a partir de los percentiles 2.5 y 97.5 de las distribuciones de frecuencia de las mil simulaciones de cada variable ante choques en  $\mathbf{h}_1$  ó  $\mathbf{h}_2$ .

---

<sup>40</sup> En este documento se evaluó la función de impulso respuesta para una longitud de 10 años, es decir  $k=1, \dots, 40$ .

## REFERENCIAS

- Amisano, Gianni & Giannini, Carlo. *Topics in Structural VAR Econometrics*. Second Edition, Springer, 1997.
- Bernanke, Ben S. "Alternative Explanations of the Money Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp. 49-100, 1986.
- Blanchard, Oliver Jean & Danny Quah. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*. pp.655-73, 1989.
- Blanchard, Oliver Jean & Mark W. Watson. "Are Business Cycles All Alike?" *The American Business Cycle* (University of Chicago Press), 1986.
- Bryan, M. y Stephen Cecchetti. "Measuring core inflation" NBER Working Paper No. 4303, 1993a.
- Bryan, M. y Stephen Cecchetti. "The consumer price index as a measure of inflation" NBER Working Paper No. 4505, 1993b.
- Carrasquilla, A. "Agregados monetarios y diseño de la política de estabilización" Mimeo. Banco de la República. Enero, 1996.
- Doornik, J. A. & Hansen, H. "An omnibus test for univariate and multivariate normality". Nuffield College, Oxford, 1994.
- Echeverry, J. C. "The fall in Colombian savings during the 1990s : Theory and evidence" *Borradores Semanales de Economía*, No. 61, 1996.
- Gordon, R. "Measuring the aggregate price level : implications for economic performance and policy" NBER Working Paper No. 3969, 1992.
- Hansen, Lars Peter. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, pp. 1029-54, 1982.
- Johansen, S. "Determination of the Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, PP 383-397, 1992.
- Johansen, S. y Juselius, K. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, PP 169-210, 1990.
- Kwiatkowski, D., P.C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Sin. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a Unit Root : How sure are we that the economic time series have a Unit Root ?" *Journal of Econometrics* 54 : 159-78, 1992.

- Lastrapes, W y Selgin G. “Buffer-Stock Money: Interpreting Short-Run Dynamics Using Long-Run Restrictions”. *Journal of Money, Credit and Banking*; 26(1), February 1994.
- López,A., M.Misas y Hugo Oliveros. “Understanding consumption in Colombia” *Borradores Semanales de Economía*, No. 58, 1996.
- Lütkepohl, H. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag. Heidelberg. Second edition, 1993.
- Melo, L.F. Hamann F. y Uribe J. “Un análisis de las medidas de inflación básica para Colombia” Mimeo. Banco de la República. Agosto, 1997.
- Mishkin, F.S. *The economics of money, banking and financial markets*, 4<sup>th</sup> Ed., Harper Collins College Publishers, 1994.
- Quah D. y Shaun P. Vahey. “Measuring core inflation”, *The Economic Journal*, 105 : 1130-1144, 1995.
- Reinsel, G.C., & Ahn, S. K. “Vector autoregressive models with unit roots and reduced rank structure: estimation, likelihood ratio test, and forecasting.” *Journal of Time Series Analysis*, 13 : 353-75, 1992.
- Restrepo, J.E. “Modelo IS-LM para Colombia : relaciones de largo plazo y fluctuaciones económicas” *Archivos de Macroeconomía*, Agosto, 1997.
- Runkle, David. “Vector Autoregressions and Reality”. *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 1987.
- Shapiro, Matthew D., & Mark W. Watson. “Sources of Business Cycle Fluctuations”, *NBER*, pp. 111-48, 1988.
- Shenton, L.R. y Bowman K. O. “A bivariate model for the distribution of  $\sqrt{b_1}$  and  $b_2$ ”. *Journal of the American Statistical Association*, 72 : 206-211, 1977.
- Sims, Christopher A. “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?” *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, pp. 2-16, 1986.
- Wold, Herman. *A study in the Analysis of Stationary Time Series*. Uppsala, Sweden: Almqvist and Wiksell, 1938.