

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.

**EL PRODUCTO POTENCIAL EN COLOMBIA : UNA  
ESTIMACION BAJO VAR ESTRUCTURAL**

**Por:**

**Martha Misas Arango  
Enrique López Enciso**

**1998**

**No. 94**

Para comentarios favor dirigirse a los autores:  
Fax:2865936Teléfono:3421111ext.0325-0893

**BANCO DE LA REPUBLICA**  
**Subgerencia de Estudios Económicos**

**EL PRODUCTO POTENCIAL EN COLOMBIA : UNA ESTIMACIÓN BAJO  
VAR ESTRUCTURAL**

**Martha Misas Arango**  
**Enrique López Enciso\***

---

\* Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias hechos de manera generosa por Hernando Vargas, Hugo Oliveros, y Carlos Esteban Posada. De manera muy especial las enseñanzas que sobre este tema recibimos de L. F. Melo. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores.

## **I. Introducción**

Hoy en día es corriente la utilización de estimativos del producto potencial en modelos macroeconómicos construidos con fines predictivos. En estos modelos la brecha entre el producto efectivo y el potencial es una variable esencial que determina la evolución de los precios y salarios.

Desde la publicación del trabajo de Nelson y Plosser (1982), que sugiere que las series del producto se caracterizan de manera más adecuada como series integradas, ha habido un creciente reconocimiento acerca de la dificultad de medir el componente permanente de esa variable, o producto potencial. La presencia de un componente permanente estocástico implica que el producto potencial no pueda ser tratado como una tendencia determinística. Como resultado, varios métodos se han desarrollado para descubrir el componente transitorio de las series.

El objetivo central de este trabajo es presentar un estimativo del producto potencial para Colombia, utilizando para ello el método de vectores autorregresivos estructurales (VAR estructural). En particular, el cálculo se apoya en el enfoque de Blanchard y Quah (1989), que utiliza un sistema de dos variables con el cual se obtiene una identificación exacta a partir de una restricción teórica de largo plazo.

Como se sabe, la brecha del producto construida con base en el producto potencial, es una variable importante de la curva de Phillips. De esa forma, en el documento se utiliza el cálculo obtenido con base en el método VAR estructural para estimar un modelo de incremento de la inflación derivado de esa formulación. Se busca como resultado del ejercicio dar elementos centrales para las decisiones de política económica.

## **II. Definición y Medidas del Producto Potencial**

### **2.1 Reflexiones Iniciales**

El producto potencial se define como el nivel máximo de producción sostenible sin tensiones excesivas en la economía y, más precisamente, sin

aceleración de la inflación. En tanto el producto potencial está determinado por la cantidad y la eficiencia de los factores de producción disponibles, es un indicador de la oferta.

La brecha del producto ("output gap"), de otro lado, es la diferencia entre la producción efectiva y el nivel estimado de la producción potencial. Dado que el nivel de producción efectiva es determinado en el corto plazo por la demanda, la brecha es un indicador del desequilibrio entre la oferta potencial y la demanda. Técnicamente, el producto potencial se asocia con el componente permanente del producto. La brecha corresponde al componente transitorio.

Se debe hacer una reflexión sobre la noción de producto potencial que viene de definirse. Como se trata de una magnitud no observable, su evaluación se basa en diversas hipótesis estadísticas y teóricas. De hecho, el concepto tiene validez en un esquema teórico muy preciso: una economía en situación keynesiana - en que la demanda determina la producción -, con una curva de Phillips aumentada.

En la evaluación del crecimiento potencial también es necesario tener en cuenta el horizonte temporal. En particular, se debe considerar que el capital en el corto plazo es fijo y que en el mediano plazo es acumulable. La primera situación implica que la técnica de producción se determine de acuerdo con elecciones hechas en el pasado (putty-clay), que los factores productivos sean complementarios y el producto potencial este limitado por la disponibilidad de estos últimos. En el mediano plazo los factores son sustituibles entre sí.

Desde el punto de vista de la política económica, un nivel de producto real por encima del potencial es visto como una fuente de presiones inflacionarias y una señal de que las autoridades deben endurecer su política. De esa forma, el aspecto esencial es la estimación de la utilización máxima factorial que evite la aparición de las presiones inflacionarias. Un nivel de producto real por debajo del potencial tendrá implicaciones opuestas.

En el mediano plazo el problema se encuentra en la estimación de la velocidad a la cual el capital puede ser incrementado, si se presentase un

aumento de la demanda. Surge al mismo tiempo la problemática de la evolución y los determinantes del ritmo de progreso técnico.

## **2.2 Medición del Producto Potencial**

En la medición del producto potencial compiten diversos enfoques : indicadores directos de la brecha del producto, métodos estructurales de estimación de la función de producción y métodos estadísticos de extracción de la tendencia.

En el primer caso, se busca determinar las limitaciones de la oferta en el corto plazo con una determinada dotación de factores. Se utiliza la información generada en las encuestas cualitativas, a partir de preguntas que indagan por la capacidad de las empresas para aumentar su producción enganando trabajadores. La producción potencial se calcula sumando a la producción efectiva la diferencia entre la tasa del margen de capacidad disponible y un nivel compatible con la ausencia de tensiones sobre el mercado de bienes.

La crítica esencial a este método es de orden estadístico. La tasa de margen de la capacidad instalada es un dato disponible únicamente para la industria. Es además un dato de encuesta con carácter subjetivo y que debe ser utilizado con precaución.

En el enfoque de funciones de producción la medida del producto potencial se basa en una representación de este tipo de funciones, en una medida de los factores de producción disponibles y en un análisis del funcionamiento de los mercados factoriales. En teoría el enfoque permite evaluar los efectos de los cambios estructurales asociados a modificaciones del ritmo de progreso técnico, el ritmo de acumulación de capital, etc. De esa forma, de manera explícita se podrían mostrar los factores explicativos del crecimiento potencial.

Siguiendo una larga tradición macroeconómica la función de producción se representa como una Cobb-Douglas, con factores sustituibles aún en el corto plazo. Sin embargo, esta característica va en contra del concepto mismo de

producto potencial que exige que en el corto plazo la tecnología sea fija, en tanto el capital instalado también lo es y depende de las inversiones pasadas<sup>1</sup>.

Las estimaciones estadísticas tradicionales del producto potencial ajustan el logaritmo de la producción a una simple tendencia lineal o cuadrática, o efectúan una suavizamiento temporal (media móvil o suavizamiento exponencial)<sup>2</sup>. Otro procedimiento estima tendencias lineales segmentadas, uniendo los "picos" del ciclo económico<sup>3</sup>.

Dentro de los métodos más sofisticados se encuentra el filtro de Hodrick-Prescott (HP), que selecciona la tendencia que minimice la expresión (1):

$$\sum_{t=1}^N (Y_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^N (\Delta T_t - \Delta T_{t-1})^2 \quad (1)$$

donde Y representa la producción y T la tendencia.

Un aspecto muy cuestionado del filtro HP es su dependencia del parámetro  $\lambda$ , el cual determina que la restricción de variabilidad de la tendencia este de acuerdo a la decisión del modelador<sup>4</sup>. También se ha argüido que el comportamiento cíclico que genera este filtro es espurio, cuando se utiliza con datos integrados o quasi-integrados<sup>5</sup>.

La descomposición de Beveridge y Nelson permite extraer una componente permanente no estacionaria a la que se atribuye el movimiento en el tiempo de la serie. Este componente es especificado bajo la forma de una caminata aleatoria, en algunos casos con una tendencia determinista. El componente transitorio es, por su parte, estacionario y se interpreta como la parte cíclica.

---

<sup>1</sup> Enfoque utilizado por Prieto W. Y Rodríguez N. (1997) "Una Aproximación al PIB Potencial en Colombia : El Enfoque de una Función de Producción " Mimeo SGEE Banco de la República. También por Sánchez F. (1992) "El Cálculo del PIB Potencial en Colombia : Una Nota Metodológica" Revista Coyuntura Económica de Fedesarrollo.

<sup>2</sup> Ver una utilización de esta metodología en Ripoll M., Misas M. y López E. (1995) "Una Descripción del Ciclo Industrial en Colombia" Borradores Semanales de Economía No.33.

<sup>3</sup> Ver Birchenall J. (1997) "El Cálculo del PIB Potencial en Colombia" Archivos de Macroeconomía del DNP.

<sup>4</sup> Ver una aplicación para Colombia en los trabajos de Misas M. y Oliveros H. (1994) "Cálculo del PIB Potencial en Colombia" Mimeo SGEE Banco de la República. También en Junguito R., López E. Misas M. y Sarmiento E. (1995) "La Edificación y la Política Macroeconómica" Borradores Semanales de Economía SGEE Banco de la República No.41. Melo Luis F. y Riascos A. proponen un tratamiento original a la problemática del parámetro de Suavización. Ver su trabajo de 1997 titulado "El Producto Potencial Utilizando el Filtro de Hodrick-Prescott con Parámetro de Suavización Variable y Ajustado por Inflación : Una Aplicación para Colombia" Borradores Semanales de Economía No.83.

<sup>5</sup> Cogley, T. y J. Nason (1995) "Effects of the Hodrick Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series . Implications for Business Cycle Research" Journal of Economic Dynamics and Control 19 : 258-278.

Guay y St-Amand (1996), plantean de forma general que tanto el filtro de Hodrick-Prescott como el de Beveridge y Nelson tienen un pobre desempeño en la identificación de los componentes cíclicos de las series de tiempo que poseen un espectro o pseudo-espectro con el perfil típico de Granger. Este último característico de la mayoría de las series de tiempo macroeconómicas<sup>6</sup>.

Los modelos de componentes no observables (Filtro de Kalman<sup>7</sup>) permiten una descomposición más elaborada de la serie, con tres componentes : tendencia, ciclo e irregular. En este caso la forma del componente cíclico se especifica explícitamente. La tendencia obtenida se asimila a los efectos permanentes de los choques de oferta y, en ese sentido, se interpreta como producción potencial<sup>8</sup>.

El presente documento estima el producto potencial con la metodología de vectores autorregresivos estructurales desarrollada por Shapiro y Watson (1988) y Blanchard y Quah (1989). La metodología involucra la estimación de un modelo vectorial autoregresivo (VAR). Una vez realizada esta etapa, se identifican diferentes tipos de choques, de acuerdo a unos supuestos basados en la teoría y que definen el comportamiento de la economía en el largo plazo.

El enfoque posee muchas ventajas sobre los métodos estadísticos descritos en esta sección. Su mayor contenido económico, en primer lugar, permite interpretar los choques que se encuentran en el origen de las fluctuaciones del producto potencial. También permite estimar la dinámica transicional que se presenta con posterioridad a los choques permanentes. Así mismo, en tanto la estimación se basa en un modelo estadístico, se pueden calcular intervalos de confianza lo cual permite medir la incertidumbre asociada a las mediciones de la brecha del producto y al producto potencial. De otro lado, al

---

<sup>6</sup> Guay, A. y P. St-Amand (1996) "Do mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycle" Technical Report No. 78. Ottawa. Bank of Canada.

<sup>7</sup> Ver Harvey, A. (1990) Forecasting, Structural time series models and the Kalman Filter.

<sup>8</sup> Ver una presentación crítica de este método en Dupasquier Ch., Guay A. y P. St-Amand (1997) "A comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap" Working Paper Bank Of Canada.

no requerir la imposición de un parámetro de suavización subjetivo, presenta una gran ventaja sobre el método de Hodrick-Prescott<sup>9</sup>.

La comparación de estimativos de Producto Potencial para E.U. calculados con los diversos métodos, ha mostrado que el elaborado con la metodología VAR estructural es el único que permite la construcción de una brecha con las frecuencias del ciclo económico definidas por Burns y Mitchell, con una duración entre 6 y 32 trimestres<sup>10</sup>.

### **III. Estimación del Producto Potencial a partir del Método de vectores autorregresivos estructurales (VAR estructural), Metodología de restricciones de largo plazo: Blanchard y Quah (1989)**

Blanchard y Quah asumen que existe la posibilidad de que el producto sea afectado por más de un tipo de perturbación, por ello se explota la información de otras variables macroeconómicas, en este caso la tasa de desempleo. En su sistema existen dos tipos de perturbaciones, cada una no correlacionada con la otra, y ninguna con efecto de largo plazo sobre el desempleo. Se asume que el primer tipo de perturbación tiene un efecto de largo plazo sobre el producto mientras que el segundo no.

Su interpretación de las perturbaciones con efectos permanentes como choques de oferta y de las perturbaciones con efectos transitorios como choques de demanda, se encuentra motivada por la visión keynesiana tradicional de las fluctuaciones económicas. La presencia de rigideces nominales lleva a que los choques de demanda tengan efectos de corto plazo sobre el producto y el desempleo, pero estos efectos desaparecen con el tiempo. Ninguna de estas perturbaciones tiene un impacto de largo plazo sobre el desempleo.

En consecuencia, bajo su metodología se investigan los efectos dinámicos de perturbaciones o "shocks" de naturaleza dicótoma sobre un sistema bivariado

---

<sup>9</sup> De acuerdo al trabajo de Deserres Alain et al. (1995) "Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology" Mimeo Banco de Canadá

<sup>10</sup> Dupasquier Ch. et al. Op. Cit.

estacionario<sup>11</sup> como el planteado en (2), bajo el supuesto de que el "shock" :  $\varepsilon_{1t}$ , no tiene efecto de largo plazo sobre el nivel de la variable  $y_t$  en tanto que, el "shock" :  $\varepsilon_{2t}$ , si afecta tal nivel en el largo plazo. En el caso de dos variables, tal restricción de largo plazo se conforma como la restricción adicional que posibilita, de acuerdo al modelo C<sup>12</sup> presentado por Amisano y Giannini (1997) presentado en detalle en el anexo 1, la fase de identificación.

Partiendo del sistema bivariado estacionario de variables  $X_t$  y del vector de "shocks" estructurales presentados a continuación:

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

el primer paso de la metodología consiste en estimar el modelo VAR<sup>13</sup> estándar adecuado<sup>14</sup> sobre el sistema bivariado  $X_t$  :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t \quad (3)$$

con matriz de varianza-covarianza:  $\Sigma_e$ . Dado que el sistema es estacionario, bajo el teorema de descomposición de Wold, (3) tiene la siguiente representación VMA :

$$X_t = \Phi_0 e_t + \Phi_1 e_{t-1} + \Phi_2 e_{t-2} + \dots \quad (4)$$

donde  $\Phi_0 = I_2$

<sup>11</sup> Donde  $\Delta y_t$  y  $z_t$  deben ser estacionarias. La metodología requiere que la variable  $y_t$  sea integrada de orden uno,  $I(1)$ .

En caso de que  $z_t$  no sea estacionaria, ésta debe ser diferenciada.

<sup>12</sup> En este modelo se parte de la siguiente representación VAR estándar :  $A(L)Y_t = e_t$  de tal forma que sus errores están relacionados con los estructurales mediante la matriz C, así :  $e_t = C \varepsilon_t$ , donde  $E[\varepsilon_t] = 0$  y  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$ . La Matriz C puede ser derivada de la igualdad :  $\Sigma_e = CC'$ .

<sup>13</sup> El modelo puede considerar distintas componentes determinísticas.

Igualmente, el sistema puede ser planteado a través de los "shocks" estructurales :

$$X_t = C_0 \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (5)$$

de tal forma que (5) puede presentarse a través de las ecuaciones<sup>15</sup> (6) y (7) :

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (6)$$

$$z_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (7)$$

donde las perturbaciones  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$  son independientes y ruido blanco con matriz de varianza-covarianza:

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (8)$$

La dicotomía entre los efectos temporales y permanentes permite una completa identificación de las innovaciones estructurales a partir de los residuales estimados a través del VAR estándar. El hecho de que  $\varepsilon_{1t}$  no tenga efectos de largo plazo sobre  $y_t$  significa a nivel ecuacional que:

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} = 0 \quad (9)$$

<sup>14</sup> Residuales ruido blanco multivariado.

<sup>15</sup> En forma compacta:  $\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$ , donde  $C_{ij}$  ( $i,j=1,2$ ) son polinomios en el operador de rezago

De las ecuaciones (4) y (5) se tiene que:

$$\Phi(L)e_t = C(L)\varepsilon_t \quad (10)$$

y suponiendo que  $C_0$  es no singular, (10) puede ser reescrita como sigue:

$$\Phi(L)e_t = C(L)C_0^{-1}C_0\varepsilon_t \quad (11)$$

de donde se deriva que:

$$\Phi(L) = C(L)C_0^{-1} \quad (12)$$

$$e_t = C_0\varepsilon_t \quad (13)$$

así, esta metodología pertenece al modelo tipo C, presentado en el anexo 1. Es decir, los residuales del VAR estándar:  $e_{1t}$  y  $e_{2t}$ , son combinaciones lineales de las innovaciones o “shocks” estructurales:  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$ . En este caso, tales combinaciones son presentadas en el siguiente par de ecuaciones:

$$\begin{aligned} e_{1t} &= c_{11}(0)\varepsilon_{1t} + c_{12}(0)\varepsilon_{2t} \\ e_{2t} &= c_{21}(0)\varepsilon_{1t} + c_{22}(0)\varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (14)$$

las cuales pueden representarse en forma compacta:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

de (15) se generan 3 ecuaciones<sup>16</sup> con 4 incógnitas<sup>17</sup> de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_{1t}) &= c_{11}^2(0) + c_{12}^2(0) \\ \text{Var}(e_{2t}) &= c_{21}^2(0) + c_{22}^2(0) \\ \text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) &= c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \end{aligned} \quad (16)$$

por consiguiente, de acuerdo al modelo C, para alcanzar la identificación se hace necesario definir una cuarta restricción<sup>18</sup>. Tal restricción, en este caso, está asociada al supuesto de que el "shock"  $\varepsilon_{1t}$  no tiene efecto de largo plazo sobre el nivel de la variable  $y_t$ . Siguiendo los desarrollos algebraicos presentados por Enders (1995), la cuarta restricción está consignada en la siguiente ecuación:

$$\left[ 1 - \sum_{k=0}^p a_{22}(k) \right] c_{11}(0) + \sum_{k=0}^p a_{12}(k) c_{21}(0) = 0 \quad (17)$$

Así, la solución del sistema de ecuaciones conformado por (16) y (17) permite determinar<sup>19</sup> la matriz  $C_0$ .

<sup>16</sup>  $((n^2 + n)/2 = 3$ ; cuando  $n=2$ )

<sup>17</sup>  $\{c_{11}(0), c_{12}(0), c_{21}(0), c_{22}(0)\}$

<sup>18</sup> Es decir una restricción adicional,  $((n^2 - n)/2 = 1$ ; cuando  $n=2$ )

<sup>19</sup> Dado que el sistema es no lineal se produce un conjunto solución de cuatro cuádruplas, la determinación de la matriz  $C_0$  se hará con la cuádrupla que produzca en el análisis de impulso-respuesta resultados coherentes con la teoría económica. Si definimos en (2) a  $\varepsilon_{2t}$  como el "shock" que no tiene efectos de largo plazo sobre la variable  $y_t$  y se utiliza el manejo matricial presentado, entre otros, por L. F. Melo et al. (1997), se consigue una única solución para la construcción de la matriz  $C_0$ . Como se deriva de la ecuación (12)

$$C_0 = \Phi^{-1}(L)C(L) \quad (a)$$

en particular:

$$C_0 = \Phi^{-1}(1)C(1) \quad (b)$$

donde

$$\Phi(1) = (I - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)^{-1} \quad (c)$$

si se define la matriz F de la siguiente manera:

$$F = \Phi(1) \sum_e \Phi(1)' \quad (d)$$

a través de la ecuación (35), F puede reescribirse como:

$$F = \Phi(1)C_0C_0'\Phi(1)' \quad (e)$$

reemplazando a  $C_0$  por su definición (b) se tiene que:

$$F = C(1)C(1)' \quad (f)$$

donde  $C(1)$  puede también expresarse en términos de las matrices  $C_j$  de la ecuación (5) así:

$$C(1) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j \quad (g)$$

La recuperación de los "shocks" estructurales  $\{\varepsilon_{1t}\}$  y  $\{\varepsilon_{2t}\}$  a partir de los residuales del VAR estándar  $\{e_{1t}\}$  y  $\{e_{2t}\}$  se puede llevar a cabo a través de las ecuaciones presentadas en (14).

En la ecuación (6),  $\Delta y_t$  se plantea como la suma de sus componentes permanente y transitorio, por consiguiente, una vez recuperados los "shocks" estructurales, los cambios permanentes en  $y_t$  pueden ser obtenidos como sigue:

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (18)$$

#### IV. Construcción del PIB potencial o del correspondiente "gap" bajo la metodología de Blanchard y Quah (1989)

Dadas las consideraciones anteriores, se realizó la estimación del PIB potencial o del "gap" del producto bajo la metodología de Blanchard y Quah (1989) para el período comprendido entre el primer trimestre de 1980 y el cuarto trimestre de 1996. La estimación parte de un sistema bivariado similar al presentado en (9), donde las variables bajo análisis son el PIB trimestral real bajo logaritmo y la tasa de desempleo, es decir :

$$\Delta y_t = \Delta \ln(\text{PIB real}) \text{ y } z_t = \text{Tasa de desempleo} .$$

Conforme a lo planteado anteriormente, los "shocks" son interpretados como de demanda y de oferta, de tal forma que, de acuerdo a la hipótesis estipulada los "shocks" de demanda no tienen efectos de largo plazo sobre el producto real. Es de señalar que el sistema, además de los rezagos de las

donde utilizando la restricción de largo plazo del "shock" :  $\varepsilon_{2t}$  se tiene que:

$$C(1) = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,11} & 0 \\ \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,21} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,22} \end{bmatrix} \quad (h)$$

utilizando las representaciones (f) y (h) de F y C(1), respectivamente, la matriz C(1) puede ser estimada mediante la descomposición de Choleski de la matriz F, bajo la representación d. En tanto que,  $C_0$  puede ser determinada de manera única a través de la ecuación (b).

endógenas, incluye como variables determinísticas al intercepto y a un conjunto de variables “dummies” centradas, éstas con el objeto de capturar comportamientos estacionales.

Para establecer la condición de estacionariedad del sistema se lleva a cabo la determinación del orden de integración de las series en consideración. En el cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas DF y KPSS sobre el orden de integración de las series bajo estudio, para el período de referencia. Los resultados de las pruebas permiten concluir que, a un nivel de significancia del 5.0%, el PIB real bajo logaritmo es integrado de orden uno, en tanto que, su primera diferencia es estacionaria. Bajo la prueba de Dickey-Fuller y a un nivel de significancia del 10.0% se encuentra que la tasa de desempleo es estacionaria, un resultado similar, tanto a un 5.0% como a un 10.0% de significancia, se obtiene a través de la prueba de KPSS.

**Cuadro 1**  
**Pruebas sobre existencia de raíz unitaria**

Variables	Prueba Dickey-Fuller			Prueba KPSS**	
	Estadística	Valores Críticos ( $\alpha=5\%$ , $\alpha=10\%$ )	Ljung-Box* sobre residuales	Estadística	Valores Críticos ( $\alpha=5\%$ , $\alpha=10\%$ )
Ln (PIB Real)	$\tau_r=-3.1280$	-3.48 y -3.16	19.31 (0.25)	$\eta_r=0.1578$	0.146 y 0.119
$\Delta \ln(\text{PIB Real})$	$\tau_\mu=-4.2790$	-2.91 y -2.59	14.48 (0.56)	$\eta_\mu=0.3873$	0.463 y 0.347
Tasa de desempleo	$\tau_\mu=-2.8576$	-2.90 y -2.59	15.38 (0.50)	$\eta_\mu=0.2193$	0.463 y 0.347

• Estadística calculada utilizando un número de observaciones igual a T/4, entre paréntesis se reporta su P-Value.

\*\* En el cálculo de la ventana de Bartlett se utiliza L8.

Es de señalar que, dado que las dos series<sup>20</sup> son estacionarias, la comprobación de la estacionariedad individual de las series se convierte en una condición suficiente de verificación de la estacionariedad del sistema. Es de recordar que, el ejercicio de construcción del PIB potencial puede ser llevado a cabo siempre y cuando la variable PIB real, bajo logaritmo, sea integrada de orden 1, I(1), de acuerdo a la descomposición de Beveridge y Nelson (1981). Por consiguiente los resultados presentados en el cuadro 1 soportan el desarrollo del ejercicio.

El primer paso en el proceso de estimación del VAR estándar es la determinación de la longitud del rezago, ésta se lleva a cabo mediante el uso de : (i) criterios de información como los de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ), Judge et al. 1985 y 1988 y (ii) pruebas sobre ruido blanco y normalidad multivariada.

Específicamente, la verificación de ruido blanco multivariado se lleva a cabo a través de una prueba tipo Portmanteau, en tanto que, la verificación sobre normalidad multivariada se realiza a través de una prueba basada en criterios de apuntamiento y asimetría, Lutkepohl 1993.

**Cuadro 2**  
**Criterios de Información**

Rezagos	Criterios de Información		
	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
1	-8.23242	-8.09157	<b>-8.17744</b>
2	-8.17716	-7.89546	<b>-8.06719</b>
3	-8.39670	-7.97415	-8.23175
4	-8.39403	-7.83063	-8.17410
5	-8.36055	-7.65630	-8.08564
6	-8.27322	-7.42812	-7.94333
7	-8.20018	-7.21423	-7.81531
8	-8.26749	-7.14069	-7.82763

<sup>20</sup>  $\Delta y_t = \Delta \ln(\text{PIB real})$  y  $z_t = \text{Tasa de desempleo}$

El cuadro 2 presenta los resultados de los criterios de información<sup>21</sup>. Como se deriva de éste, bajo los criterios (AIC) y (HQ) el rezago óptimo es 3, en tanto que, el criterio (SC) señala a 1 como la longitud adecuada. En el cuadro 3 se presentan los resultados de las pruebas multivariadas de ruido blanco y normalidad llevadas a cabo sobre los residuales de los modelos VAR estimados bajo la consideración de 1 y 3 rezagos, respectivamente. Debido al requerimiento de no autocorrelación en los residuales del VAR estándar, exigida por la metodología VAR estructural, las pruebas presentadas en el cuadro 3 determinan a 3 como el número óptimo de rezagos que deben ser considerados en la fase de estimación.

**Cuadro 3**  
**Resultados de las pruebas multivariadas :**  
**ruido blanco y normalidad de los residuales**

P	Ruido Blanco	Normalidad		
	Pormanteau Ajustado	Asimetría	Apuntamiento	Conjunta
	$\bar{P}_h$ $\chi^2(k^2(h-p))$	$\hat{\lambda}_1$ $\chi^2(k)$	$\hat{\lambda}_2$ $\chi^2(k)$	$\hat{\lambda}_3$ $\chi^2(2k)$
1	60.139 (0.0531)	2.049 (0.3588)	5.090 (0.0784)	7.139 (0.1286)
3	41.945 (0.2287)	2.146 (0.3419)	7.006 (0.0300)	9.153 (0.0573)

Entre paréntesis se reporta el P-Value asociado a cada una de las pruebas.

Una vez determinado el orden del VAR, se pasa a la etapa de estimación del modelo VAR(3) estándar, el cual considera intercepto y "dummies" estacionales y cuya forma en este caso es<sup>22</sup> :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DQ1_t \\ DQ2_t \\ DQ3_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11,3} & a_{12,3} \\ a_{21,3} & a_{22,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-3} \\ z_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (19)$$

$$X_t = A_0 + d \quad DQ_t + A_1 \quad X_{t-1} + \dots + A_3 \quad X_{t-3} + e_t$$

<sup>21</sup> Es de recordar que, los criterios deben utilizar, bajo cada longitud de rezago, el mismo tamaño de muestra. Por consiguiente, la muestra de análisis corresponde al período 1982.1 - 1996.4.

<sup>22</sup> El desarrollo econométrico del trabajo aquí realizado se llevó a cabo a través del módulo IML de SAS, Versión 6.12.

de tal manera que la estimación da como resultado las siguientes matrices de coeficientes con sus correspondientes valores "t" entre paréntesis:

$$\hat{A}_0 = \begin{bmatrix} 0.0126 \\ (0.863) \\ 1.046 \\ (1.698) \end{bmatrix}$$

$$\hat{A}_1 = \begin{bmatrix} -0.646 & -0.004 \\ (-5.54) & (-1.26) \\ -5.968 & 0.799 \\ (-1.21) & (5.98) \end{bmatrix}$$

$$\hat{A}_2 = \begin{bmatrix} -0.455 & -0.0003 \\ (-3.46) & (-0.086) \\ -4.233 & 0.267 \\ (-0.763) & (1.539) \end{bmatrix}$$

$$\hat{A}_3 = \begin{bmatrix} -0.508 & 0.005 \\ (-4.42) & (1.65) \\ -4.213 & -0.149 \\ (-0.867) & (-1.075) \end{bmatrix}$$

$$\hat{d} = \begin{bmatrix} -0.0506 & 0.0042 & 0.0024 \\ (-3.32) & (0.287) & (0.1373) \\ 1.9696 & 0.2437 & -0.492 \\ (3.061) & (0.392) & (-0.66) \end{bmatrix}$$

con la matriz estimada de VAR-COV de los residuales igual a :

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0.0003624 & 0.0005456 \\ 0.0005456 & 0.6466658 \end{bmatrix}$$

Dada la anterior matriz estimada de varianza-covarianza de los residuales y el hecho de que :

$$\left[ 1 - \sum_{k=0}^3 a_{22}(k) \right] = 0.0826296$$

$$\sum_{k=0}^3 a_{12}(k) = 0.0010295$$

de (15) y (16) se tiene el siguiente sistema de ecuaciones no lineales :

$$0.0003624 = c_{11}^2(0) + c_{12}^2(0)$$

$$0.6466658 = c_{21}^2(0) + c_{22}^2(0)$$

$$0.0005456 = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0)$$

$$0 = 0.0826296c_{11}(0) + 0.0010295c_{21}(0)$$

con un conjunto de soluciones conformado de la siguiente manera :

$$c_{11}(0) =$$

$$1 : [-8.65338882652927e-3]$$

$$2 : [ 8.65338882652927e-3]$$

$$3 : [-8.65338882652927e-3]$$

$$4 : [ 8.65338882652927e-3]$$

$$c_{12}(0) =$$

$$1 : [-1.676063429041091e-2]$$

$$2 : [-1.676063429041091e-2]$$

$$3 : [ 1.676063429041091e-2]$$

$$4 : [ 1.676063429041091e-2]$$

$$c_{21}(0) =$$

$$1 : [ 0.6945372096945932]$$

$$2 : [-0.6945372096945932]$$

$$3 : [ 0.6945372096945932]$$

$$4 : [-0.6945372096945932]$$

$$c_{22}(0) =$$

$$1 : [-0.3905461104013823]$$

$$2 : [-0.3905461104013823]$$

$$3 : [ 0.3905461104013823]$$

$$4 : [ 0.3905461104013823]$$

Así, a partir del conjunto de soluciones, pueden ser construidas cuatro matrices tipo  $C_0$ . Sin embargo, la selección de la matriz  $\hat{C}_0$  adecuada solo se lleva a cabo a partir de los resultados obtenidos bajo el análisis de impulso-respuesta. Es de anotar que, cada una de las matrices tipo  $C_0$  tiene asociado un análisis de impulso-respuesta, de tal forma que, la coherencia entre éste y la teoría económica permite la selección correcta de dicha matriz, la cual posibilitará la recuperación de los "shocks" estructurales y a su vez la construcción del PIB potencial y del correspondiente "gap". Cabe señalar que en este caso se selecciono la cuarta restricción.

## **4.2 Resultados y Cálculo del PIB Potencial**

A continuación se presentan los resultados de la aplicación del modelo de Blanchard-Quah a las series colombianas. En la primera parte se presenta la descomposición de la varianza del error de pronóstico para el crecimiento trimestral del producto y la tasa de desempleo. Se presentan los impulso-respuesta del producto y la tasa de desempleo a la demanda y la oferta. Finalmente, se presenta el cálculo del PIB potencial y la brecha del producto.

### **Descomposición de varianza**

La descomposición de varianza que se presenta en el cuadro 4 permite medir la importancia relativa de los "shocks" de oferta y de demanda considerando diferentes horizontes.

En el cuadro se define el error de pronóstico en el producto, como la diferencia entre el valor actual de esa variable y su proyección utilizando el procedimiento de Blanchard-Quah. El error se debe a los choques de demanda y de oferta no anticipados. Al no estar correlacionados los choques, la proporción de la varianza del error de pronóstico del crecimiento trimestral en el producto originada por los dos tipos de impactos suma 100 por ciento. Esto resulta ser cierto también para el caso de la tasa de desempleo.

El cuadro sugiere que los choques de oferta son los que explican una mayor proporción de la varianza del error de pronóstico del crecimiento trimestral del producto. En el largo plazo, dado que se ha impuesto la restricción de que los choques de demanda no tienen un efecto permanente sobre el producto, la proporción de la varianza explicada por los "shocks" de oferta gradualmente se acerca a 100%.

En el caso de la tasa de desempleo, son los choques de demanda los que explican una mayor proporción de su error de pronóstico en el corto plazo, 83%. En el largo plazo, la importancia de los choques de demanda se va incrementando hasta alcanzar un 85.3%, hecho que demuestra que estas perturbaciones son muy importantes para las fluctuaciones del desempleo en todos los horizontes.

**cuadro 4**  
**Porcentaje de la varianza del error de pronóstico debido a "shocks" de oferta y demanda**

Horizonte Trimestres	LPIB Demanda	LPIB Oferta	Tasa Desempleo Demanda	Tasa Desempleo Oferta
3	32.3	67.7	82.9	17.1
5	30.7	70.3	84.1	15.9
11	26.8	73.2	84.0	16.0
13	24.9	85.1	85.1	14.2
490	19.2	80.8	85.3	14.7
Largo Plazo	0.00	100.0	85.3	14.7

### **Impulso respuesta**

Los efectos dinámicos de las perturbaciones de oferta y demanda se presentan en el gráfico 1, que recoge el análisis de impulso-respuesta sobre el logaritmo del PIB real y la tasa de desempleo<sup>23</sup>. Los ejes verticales de las gráficas

<sup>23</sup> Los intervalos de confianza son construidos siguiendo la técnica de Bootstrapping con un nivel de confianza del 95%, considerando 5000 replicaciones. El programa utilizado para la estimación de dichos intervalos fue desarrollado por L. F. Melo.

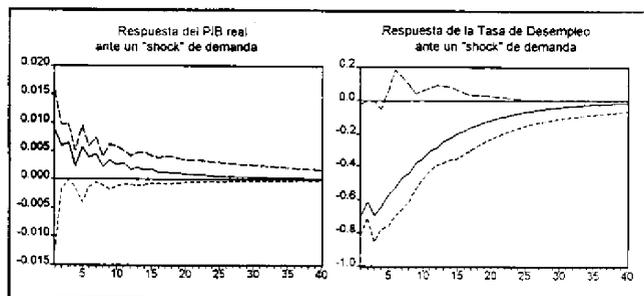
representan una u otra variable según sea el caso. Los ejes horizontales corresponden al tiempo en trimestres.

Ante un "shock" de demanda se produce un aumento en el logaritmo del PIB real. Posteriormente los efectos de la demanda declinan para finalmente desvanecerse después de más o menos cinco años. Al mismo tiempo el choque de demanda lleva a una caída de la tasa de desempleo la cual posteriormente se incrementa paulatinamente hasta alcanzar cero.

Los impulsos respuesta del logaritmo del PIB real y de la tasa de desempleo pueden ser vistos como imágenes que se reflejan en un espejo<sup>24</sup>. Este comportamiento sugiere una estrecha relación entre el producto y la tasa de desempleo cuando se presenta una perturbación de demanda. La respuesta de cada una de las variables sugiere un coeficiente implícito ligeramente superior a uno, lo cual significa que una reacción mayor del producto frente a aquella de la tasa de desempleo.

Los efectos dinámicos son consistentes con la visión convencional que se tiene acerca del impacto de un aumento de la demanda sobre el desempleo y el producto. Estas variables reaccionan hasta el momento en que el ajuste de los precios y los salarios vuelven la economía al equilibrio.

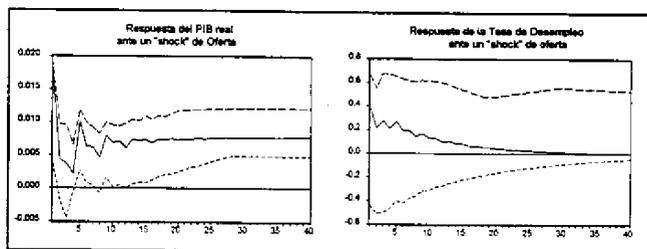
**GRAFICO 1**



<sup>24</sup> Blanchard y Quah, Op. Cit. p.662.

El PIB real, ante un "shock" de oferta, sufre un aumento inicial, un posterior decrecimiento para que finalmente se estabilice en un nivel aproximado de 0.007 (gráfico 2). Ante el mismo choque la tasa de desempleo aumenta significativamente. Posteriormente, en el largo plazo, el efecto revierte y el desempleo vuelve a su valor de estado estacionario<sup>25</sup>.

**Gráfico 2**



Estos resultados demuestran que los choques de oferta tienen un impacto permanente sobre el nivel del producto, mientras que el efecto sobre la tasa de desempleo desaparece a partir del quinto año. Los "shocks" de demanda también se desvanecen a partir de ese período.

### **Cálculo del producto potencial**

La construcción del PIB potencial se deriva de la serie de cambios permanentes en  $\{y_t\}$  definidos como :

$$P \Delta y_t = PD(\Delta y_t) + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (20)$$

donde :

(i)  $PD(\Delta y_t)$  : componente determinística y su estimación se lleva a cabo a través de la siguiente representación :

<sup>25</sup> En este caso, la respuesta de la tasa de desempleo podría ser nula, dados los intervalos de confianza construidos. Este

$$\begin{bmatrix} PD \Delta y_t \\ PD z_t \end{bmatrix} = (I - \hat{A}_1 - \hat{A}_2 - \hat{A}_3)^{-1} \begin{bmatrix} \hat{a}_o \\ \hat{b}_o \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^3 \left\{ \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_{11}^0 & \hat{\Phi}_{12}^0 \\ \hat{\Phi}_{21}^0 & \hat{\Phi}_{22}^0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{d}_{1j} \\ \hat{d}_{2j} \end{bmatrix} DQJ_j + \dots \right. \\ \left. \dots + \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_{11}^{t-1} & \hat{\Phi}_{12}^{t-1} \\ \hat{\Phi}_{21}^{t-1} & \hat{\Phi}_{22}^{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{d}_{1j} \\ \hat{d}_{2j} \end{bmatrix} DQJ_j \right\} \quad (21)$$

siendo  $DQJ_i$  ( $J=1,2,3$ ;  $i=1,\dots,T$ ) el valor de las variables "dummies" centradas<sup>26</sup> en cada momento del tiempo y  $\hat{d}_{ij}$  elementos de la matriz  $\hat{d}$ .

(ii)  $\sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k}$ : componente permanente, el cual se deriva a partir de la relación planteada en (12) y de las estimaciones de  $C_0$  y  $\Phi(L)$ ,  $\hat{C}_0$  y  $\hat{\Phi}(L)$ , como de la recuperación de los errores estructurales a través de (13), es decir:

$$\sum_{k=0}^h \hat{c}_{12}(k) \hat{\varepsilon}_{2t-k} \quad (22)$$

Es de señalar que, debido al truncamiento de la representación VMA infinita ( $h < \infty$ ) que afecta a (22), la evaluación del "ajuste" de la estimación del cambio permanente  $P \Delta y_t$  se lleva a cabo, de manera indirecta, a través de la comparación entre la estimación completa de  $\Delta y_t$  y  $\Delta y_t$  observada<sup>27</sup>. Es de recordar que para alcanzar la estimación completa de  $\Delta y_t$ , es necesario, a partir de los errores estructurales, estimar el componente transitorio:

$$\sum_{k=0}^h \hat{c}_{11}(k) \hat{\varepsilon}_{1t-k} \quad (23)$$

así,  $\Delta y_t$  estimado,  $\Delta \hat{y}_t$ , se determina de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta \hat{y}_t &= PD(\Delta y_t) + \sum_{k=0}^h \hat{c}_{11}(k) \hat{\varepsilon}_{1t-k} + \sum_{k=0}^h \hat{c}_{12}(k) \hat{\varepsilon}_{2t-k} \\ &= P \Delta y_t + \sum_{k=0}^h \hat{c}_{12}(k) \hat{\varepsilon}_{2t-k} \end{aligned} \quad (24)$$

resultado sería factible si y solo si el choque de oferta no implica un desplazamiento de mano de obra.

<sup>26</sup> Utilizadas con el fin de considerar en el modelo el comportamiento estacional del producto.

<sup>27</sup> Tal comparación se efectúa a través del error absoluto porcentual.

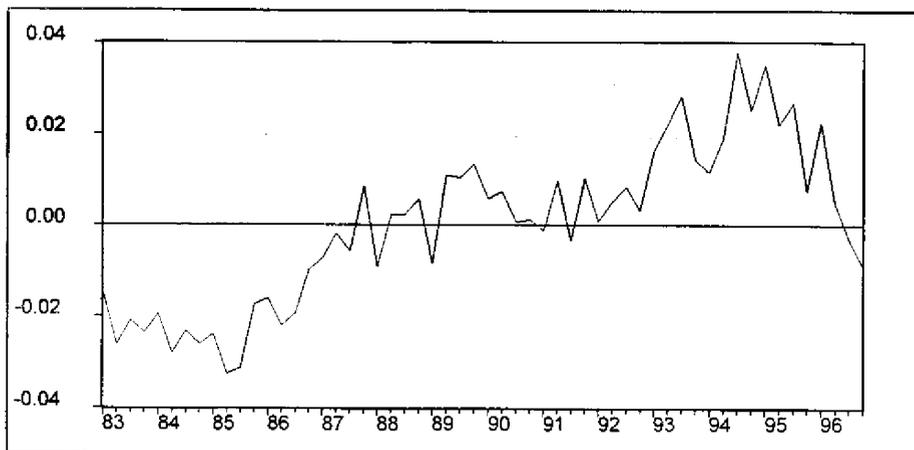
El promedio de los errores absolutos porcentuales entre  $\Delta y_t$  y  $\Delta \hat{y}_t$ , considerando : (i) el período 1981.1 - 1996.4 es igual a 12.87% (ii) el período 1983.1 - 1996.4 es igual a 1.26% y (iii) el período 1985.1 - 1996.4 es igual 0.664%. Es de señalar que, con base en estos resultados, la estimación del PIB potencial y por ende de su "gap" asociado se lleva a cabo para el período comprendido entre el primer trimestre de 1983 y el cuarto trimestre de 1996<sup>28</sup>. Tal estimación puede efectuarse de manera directa a través del componente transitorio o como el diferencial entre el PIB observado bajo logaritmo y el componente permanente anteriormente definido. En este caso se consideró la vía del componente transitorio. Es de anotar que, para la integración del componente transitorio estimado  $Ty_t$ , (LPIBKT), se parte de un valor inicial igual al promedio de dicho componente durante el período 1983-1996. Dada la estimación anterior, el componente permanente del producto se deriva de la siguiente forma :

$$Py_t = y_t - Ty_t, \text{ (LPIBKP=LPIBK-LPIBKT)} \quad (25)$$

lo cual es equivalente, por construcción, al cálculo a partir de (20).

El gráfico 3 presenta la evolución del "gap" del producto durante el periodo comprendido entre 1983 y 1996.

**Gráfico 3**  
**"GAP" del producto 1983 - 1996**



<sup>28</sup> A pesar de reportarse una estadística menor para la submuestra que inicia en 1985, la decisión de presentar los resultados desde 1983 se apoya en el número de observaciones que se perderían en otro caso.

El estimativo del "gap" permite diferenciar dos etapas en el periodo examinado. La primera, comprendida entre 1983 y 1988, corresponde a una debilidad durable del crecimiento efectivo. En la segunda etapa, que se extiende hasta finales de 1996, la economía pasa del régimen de brecha negativa al de brecha positiva<sup>29</sup>.

El comportamiento del régimen de "gap" negativo provocó, a su vez, la reducción del crecimiento potencial. Esta conexión se dio por diversos canales.

En primer lugar, el valor negativo del "gap" coincide con una elevada tasa de desempleo<sup>30</sup> que degradó la cantidad y la calidad de la mano de obra y que llevo, como es natural, a que se disminuyera el nivel y la experiencia de esta última.

Se presentó también una disminución en el ritmo de acumulación de capital, que limitó las posibilidades posteriores de crecimiento al limitar las capacidades de producción<sup>31</sup>.

Se desaceleró la productividad global de los factores, como fue documentado abundantemente como justificativo de la apertura económica, en un período de estancamiento poco propicio a las innovaciones tecnológicas.

Todas estas circunstancias se modificarían a partir de 1989. Sin embargo, como se observa en el gráfico, es a partir de 1991 y con posterioridad al choque de demanda que acompaño a la apertura, que la economía colombiana parece haber alcanzado su nuevo sendero de crecimiento potencial.

Con el fin de ilustrar este punto se presenta la cuadro 5 que muestra el comportamiento del crecimiento anualizado potencial y efectivo de la economía en los dos últimos años. Se observa, como rasgo general, que las fluctuaciones del crecimiento potencial están correlacionadas con aquellas del crecimiento efectivo.

---

<sup>29</sup> Tal vez por problemas derivados de la calidad en la información estadística de base el modelo captura parcialmente la desaceleración que presentó la economía colombiana en 1991, período en que el PIB registró un crecimiento de 2%, inferior al crecimiento promedio histórico.

<sup>30</sup> Este punto se puede constatar en Posada Carlos E. y A. González (1997) "El Mercado Laboral Urbano : Empleo, Desempleo y Salario Real en Colombia entre 1985 y 1986" Borradores de Economía No.84., Banco de la República.

<sup>31</sup> Ver Partow, Z. (1996) "Incertidumbre Económica e Inversión Privada en Colombia" Borradores de Economía No. 56, Banco de la República.

El crecimiento efectivo es superior al potencial hasta el tercer trimestre de 1995, a partir de ese trimestre se observa una ruptura y la situación se invierte.

Si bien el crecimiento efectivo comienza a desacelerar de manera pronunciada a partir de ese punto de ruptura, es todavía prematuro determinar si la brecha negativa entre producción efectiva y potencial persistirá y será acumulativa. Como se desprende de la influencia retroactiva del crecimiento efectivo en el crecimiento potencial, constatada en la primera parte del período examinado.

**Cuadro 5**  
**Crecimiento Anual Potencial y Efectivo de la Economía Colombiana**

Tri	93.4	94.1	94.2	94.3	94.4	95.1	95.2	95.3	95.4	96.1	96.2	96.3	96.4
Pot.	3.7	4.8	5.2	4.9	5.5	4.4	4.3	5.0	5.5	5.8	5.5	5.0	4.0
Efec	5.4	6.0	5.8	5.3	5.8	5.5	5.5	5.7	5.4	4.8	4.0	2.9	2.1

#### **V. Limite de Velocidad. Utilización del PIB Potencial para la construcción de un modelo de inflación.**

Hoy en día es muy corriente la utilización de la brecha del producto en la construcción de modelos empíricos de inflación<sup>32</sup>. En particular, la brecha es una variable importante en la estimación de la curva de Phillips.

En esta parte del trabajo se busca evidencia empírica para Colombia sobre la existencia de un efecto de límite de velocidad, que indique si la brecha entre producto actual y potencial está siendo cerrada demasiado rápido de forma tal que la inflación pueda incrementarse. También se plantea un modelo que evalúa la posibilidad de efectos asimétricos sobre la inflación de una brecha positiva o negativa, según sea el caso.

#### **5.1 Definición del Limite de Velocidad**

Para el modelo lineal se define la existencia de un límite de velocidad si un incremento en la inflación puede ser atribuido a una reducción en la brecha del producto, a pesar que el producto no esté por encima del nivel del producto potencial. Los efectos de "límite de velocidad" pueden ser representados como un caso especial de una relación lineal entre la brecha del producto y la inflación.

El cálculo parte de estimar por mínimos cuadrados ordinarios una ecuación de forma reducida, derivada de la curva de Phillips, para el cambio en la inflación. El incremento en la inflación se explica como una función dinámica de la brecha del producto. De esa forma, el cambio en la inflación es explicado en la regresión por el "gap" rezagado y contemporáneo y por los cambios rezagados en la inflación.

La ecuación (26) recoge esa relación entre los cambios de la inflación,  $\Delta \pi$ , y la brecha del producto, GAP. Donde  $\Delta$  es el operador de primera diferencia, los subíndices señalan los rezagos y  $\beta_0$  y  $(\beta_0 + \beta_1)$  son positivos.

$$\Delta \pi = \beta_0 GAP + \beta_1 GAP_{-1} + \alpha_1 \Delta \pi_{-1} + \alpha_2 \Delta \pi_{-2} \quad (26)$$

El concepto de límite de velocidad puede ser construido a partir del modelo más sencillo derivado de (26). Si no existe inercia a los cambios en la inflación se tiene que  $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ . En un ejemplo hipotético se supone que en el período t-1 el producto está por debajo de su potencial,  $GAP_{-1} = GAP^* < 0$ , en el período t se cierra la brecha y el producto efectivo iguala al potencial,  $GAP = 0$ . Para que la inflación aumente ( $\Delta \pi > 0$ ),  $\beta_1$  debe ser negativo, de forma que el efecto de impacto de la brecha sobre la inflación sea más grande que el efecto total en el período que sigue al impacto. Si esta condición se mantiene el límite de velocidad se determina en términos de la proporción  $\theta$  de la brecha del producto que se puede cerrar sin incrementar la inflación. El límite de velocidad se calcula como la

---

<sup>32</sup> Como por ejemplo para los países de la OECD(1994) OECD Economic Outlook. No.56, París, Diciembre.

relación del efecto de impacto mas el efecto rezagado de la brecha del producto sobre el efecto de impacto de la brecha del producto, matemáticamente<sup>33</sup> :

$$\theta = (\beta_0 + \beta_1) / \beta_0 \quad (27)$$

La existencia de inercia, de una brecha igual a cero o negativa en varios períodos configuran la existencia de los casos posibles de limite de velocidad<sup>34</sup>.

## 5.2 Relación asimétrica entre la brecha del producto y la inflación.

Al tiempo con el llamado limite de velocidad, se evalúa un modelo con efectos asimétricos de los efectos de la demanda sobre la inflación. Como es conocido la relación entre la brecha de producto y la inflación que se encuentra en la curva de Phillips tradicional, es lineal. Sin embargo, trabajos recientes han examinado diferentes formas de linealidad. Una de las formulaciones supone la asimetría de la relación, es decir que los efectos inflacionarios de una brecha de producción positiva (exceso de demanda) sobrepasan los efectos desinflacionarios de una brecha de producción negativa (exceso de oferta) equivalente (Fillion y Leonard, 1997).

Este tipo de aproximación tiene una importante consecuencia. Lleva a la creencia según la cual un incremento en la inflación que resulta de un producto excesivo puede ser reducido por políticas que aseguren una reducción equivalente del producto.

La hipótesis de un "GAP" asimétrico se puede justificar por el hecho de que ciertas empresas pueden tener dificultades en aumentar rápidamente su capacidad de producción cuando la demanda global sobrepasa un cierto umbral, situación que genera presiones inflacionarias adicionales.

---

<sup>33</sup> Con el fin de derivar  $\theta$  se sustituye  $\Delta\pi=0$ ,  $GAP-1 = GAP^*$ ,  $GAP = (1-\theta) GAP^*$ . Esto da como resultado

$$0 = \beta_0(1-\theta)GAP^* + \beta_1 GAP^*$$

Para una ampliación de la discusión ver Turner, D. (1995) "Speed limit and asymmetric inflation effects from the output gap in the major seven economies" OECD Economic Studies No.24.

<sup>34</sup> Turner Op. Cit. p. 62.

La hipótesis es evaluada determinando las diferencias de brechas positivas y negativas en las estimaciones de la ecuación definida en 5.1.

Al tiempo con el llamado límite de velocidad, se evalúa un modelo con efectos asimétricos o no lineales de los efectos de la demanda sobre la inflación. En la mayoría de los trabajos se establecen predicciones a partir de relaciones lineales o casi-lineales entre la magnitud de la brecha y la inflación. Se deja de lado, adicionalmente, la preocupación por el "timing" de la política económica.

Este tipo de aproximación tiene dos importantes consecuencias. Lleva, en primer lugar, a la creencia según la cual un incremento en la inflación que resulta de un producto excesivo puede ser reducido por políticas que aseguren una reducción equivalente del producto. De otro lado, ignorar el "timing" puede acarrear costos muy altos en términos de alta inflación o pérdida de producto. La hipótesis de un "GAP" asimétrico es investigada determinando las diferencias de brechas positivas y negativas en las estimaciones de la ecuación (26) definida en esta misma sección.

## **5.2 Resultados de los modelos construidos.**

Para el caso colombiano se estimó la ecuación (26). La estrategia de estimación adoptada, permitió investigar los efectos dinámicos de las variables explicativas evaluando los rezagos a más de un año. Se incluyeron en la estimación dos variables dummy (DUJUN y DU). Esto ante la presencia de "outliers" en 1985 y 1988, como consecuencia de la desaceleración extrema de la inflación en el primer año mencionado y a su aceleración en 1988<sup>35</sup>.

Como se observa en los cuadros anexos, un primer modelo lineal pone en evidencia que sobre el incremento de la inflación no existe un efecto de impacto relacionado con el GAP contemporáneo. Existiría un efecto de largo plazo asociado al GAP rezagado un año, pero en estas circunstancias no opera el límite de velocidad. De otro lado, en el modelo existe inercia de los cambios en inflación dado que los parámetros  $\alpha_2$  y  $\alpha_4$  son diferentes de cero. La historia de la

---

<sup>35</sup> Ver las "Notas Editoriales" publicadas en la Revista del Banco de la República en los meses de enero de 1986 y 1989.

inflación hace seis meses y un año resulta esencial como explicación de los cambios actuales en esa variable.

Hay un punto adicional que debe destacarse. Como se observa el coeficiente  $\beta_4$  tiene en la regresión un signo negativo. Si bien este resultado es plausible, como lo demostró la reflexión sobre el caso sencillo, la consecuencia es que *-ceteris paribus-* todo GAP negativo (producto efectivo inferior al potencial) lleve al resultado contraintuitivo de un incremento en la inflación, al tiempo que un GAP positivo lleva a una desaceleración.

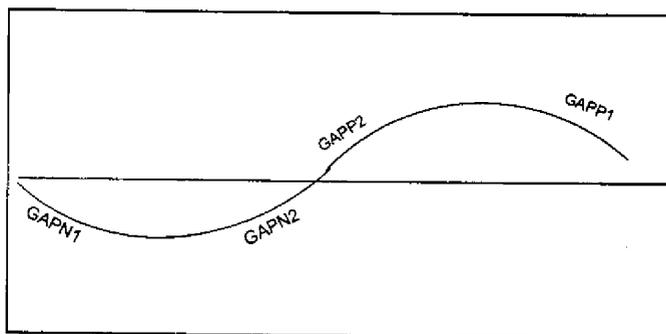
Los resultados del modelo lineal llevaron, como paso siguiente en la investigación, a evaluar un "GAP" asimétrico. Las estimaciones separadas utilizando GAPPOS Y GAPNEG continuaron presentando un signo negativo para el coeficiente  $\beta$ . Es claro que el problema en este caso no es solamente examinar la evidencia empírica acerca de si el efecto inflacionario por encima del potencial es mayor que el efecto deflacionario por debajo de este. En el caso colombiano la persistencia de los signos es evidencia de que un segmento del GAP está determinando estos últimos.

Una parte de la explicación de esta paradoja se encuentra en que no solo los efectos del GAP sobre el incremento o decremento de la inflación pueden ser diferentes si este es positivo o negativo, sino que los efectos pueden ser diferentes si el GAP negativo se está ampliando o se está cerrando.

En el primer caso, si el GAP negativo se está ampliando se espera que la inflación desacelere lo que implica un coeficiente  $\beta$  de signo positivo. De igual forma, si el GAP negativo se cierra la inflación se incrementa, situación que corresponde a un coeficiente de signo negativo.

#### Gráfico 4

##### Fragmentación del GAP



En el caso del GAP positivo, se espera que una ampliación lleve a una aceleración de la inflación lo que implica un signo positivo en el coeficiente. Si por el contrario, el GAP positivo se cierra, disminuyen las presiones inflacionarias y es de esperar un signo negativo en el coeficiente.

Con esta precisión en mente, se construyó un GAP que correspondiera a estas situaciones, fragmentando para ello el GAP total (gráfico 4). Las dos estimaciones restantes que se presentan en el anexo muestran que la persistencia del signo negativo se explica porque el GAP negativo en el tramo en que esa variable se aproxima a cero "por la izquierda" (GAPN2), domina sobre los otros tipos de GAP.

En regresiones que incluyen esa variable el signo es el esperado y la variable es significativa. Por el contrario, un ejercicio en que se incluye la fracción de GAP positivo que puede tener signo negativo en el coeficiente (GAPP1), esta última variable resulta ser no significativa.

En suma, la evidencia empírica demuestra que existe un efecto inflacionario si la economía se encuentra en la brecha negativa y ésta última se está cerrando. No es simétrico el efecto si la economía se encuentra en la brecha positiva y ésta se cierra.

Si bien no es posible el cálculo del límite de velocidad por la inexistencia de un efecto impacto en las estimaciones lineales evaluadas, se logra establecer la existencia de efectos asimétricos del GAP sobre la inflación.

En este trabajo se muestra como el producto potencial de la economía colombiana puede ser estimado utilizando para ello un enfoque derivado de la metodología VAR estructural, que posee muchas ventajas sobre otros enfoques. La aplicación del método permite observar como los choques de oferta y de demanda son la fuente de las fluctuaciones del producto potencial y el efectivo. También fue posible estimar las brechas que en diversos períodos se presentan entre el producto potencial y el efectivo.

Adicionalmente, cabe destacar que recientemente el crecimiento efectivo es inferior al potencial. Esto significa que la producción potencial no es actualmente una restricción al crecimiento y a la generación de empleo, como si lo fuera a finales del decenio de los ochenta.

Pero la utilización del GAP en un modelo de aceleración de la inflación permite establecer un punto adicional. Si bien no existe un límite "potencial" al crecimiento debe tenerse en cuenta que la relación entre el crecimiento efectivo y el potencial depende de los desequilibrios aceptables para las autoridades económicas y para los mercados, en términos de inflación, déficit (corriente y público) y deuda. Un crecimiento efectivo más vigoroso puede conllevar desequilibrios temporales en términos de inflación. Corresponde a las autoridades económicas y a los mercados juzgar si estos desequilibrios son aceptables.

De otro lado, el examen de la hipótesis según la cual la brecha del producto tendría efectos asimétricos sobre la velocidad de la inflación ha mostrado evidencia de efectos más importantes en el caso de la brecha negativa. Es claro que este resultado exploratorio debe llevar en el futuro a examinar con más detalle este tipo de enfoque.

## BIBLIOGRAFIA

Amisano, G. and C. Giannini. (1997). Topics in Structural VAR Econometrics. Second Edition, Springer.

Beveridge, S. and C. Nelson. (1981). "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle", Journal of Monetary Economics, No. 7, March.

Birchenall J. (1997) "El Cálculo del PIB Potencial en Colombia" Archivos de Macroeconomía del DNP.

Blanchard, O. J. and D. Quah (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", The American Economic Review, No. 79, September.

Burns, A. and W. Mitchell (1946) Measuring Business Cycles, New York :NBER.

Cogley, T. and J. Nason (1995) "Effects of the Hodrick Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series : Implications for Business Cycle Research" Journal of Economic Dynamics and Control 19 : 258-278.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, No. 49.

Deserres, A. , A. Guay and P. St-Amand (1995) "Estimating and Projecting Output Using Structural VAR Methodology : Using Structural VAR Methodology : The Case of the Mexican Economy" Working Paper 95-2. Bank Of Canada.

Dupasquier Ch., Guay A. and P. St-Amant (1997) "A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap" Working Paper Bank Of Canada.

Enders, W. (1995). Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons.

Fillion J. F. et Léonard A. (1997) "La Courbe de Philips au Canada : un Examen de Quelques Hypothèses." Document de Travail Banque du Canada.

Guay, A. and P. St-Amand (1996) "Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycle" Technical Report No. 78. Ottawa. Bank of Canada.

Harvey, C. A. (1990) *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.

Hatanaka, M. (1996). *Time Series Based Econometrics, Unit Roots and Cointegration*, Advanced Text in Econometrics, Oxford University Press.

Hodrick, R. and E. Prescott (1980) "Post-War US Business Cycles : An empirical investigation" (Mimeo Carnegie-Mellon University).

Judge, G. et al. (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*, second edition, John Wiley & Sons.

Judge, G. et al. (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, second edition, John Wiley & Sons.

Junguito R., E. López ,M. Misas y E. Sarmiento (1995) "La Edificación y la Política Macroeconómica" Borradores Semanales de Economía SGEE Banco de la República No.41.

Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Sin. (1992). "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* No. 54.

Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Second Edition, Springer-Verlag.

Melo, L.F., F. Hamann y J. D. Uribe. (1997). "Un análisis de las medidas de inflación básica para Colombia" , Mimeo Banco de la República.

Melo Luis F. y A. Riascos (1997) "El Producto Potencial Utilizando el Filtro de Hodrick-Prescott con Parámetro de Suavización Variable y Ajustado por Inflación : Una Aplicación para Colombia" Borradores Semanales de Economía No.83.

Misas M. y H. Oliveros (1994) "Cálculo del PIB Potencial en Colombia" Mimeo SGEE Banco de la República.

Nelson, C. and C. Plosser (1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10 : 139-67.

Partow, Z. (1996) "Incertidumbre Económica e Inversión Privada en Colombia" Borradores de Economía No. 56, Banco de la República.

Posada Carlos E. y A. González (1997) "El Mercado Laboral Urbano : Empleo, Desempleo y Salario Real en Colombia entre 1985 y 1986" Borradores de Economía No.84., Banco de la República.

Prieto W. y N. Rodríguez (1997) "Una Aproximación al PIB Potencial en Colombia : El Enfoque de una Función de Producción " Mimeo SGEE Banco de la República.

Ripoll M., M. Misas y E. López (1995) "Una Descripción del Ciclo Industrial en Colombia" Borradores Semanales de Economía No.33.

Sánchez F. (1992) "El Cálculo del PIB Potencial en Colombia : Una Nota Metodológica" Revista Coyuntura Económica de Fedesarrollo.

Sims, C. (1980) "Macroeconomics and Reality" , Econometrica No. 48.

Shapiro, M. y M.W. Watson. (1988). "Sources of Business Cycle Fluctuations", NBER Macroeconomics Annual.

Turner, D. (1995) "Speed limit and asymmetric inflation effects from the output gap in the major seven economies" OECD Economic Studies No.24.

## ANEXO 1

### Algunas consideraciones sobre VAR estructural

Como lo presenta Hatanaka (1996), las interrelaciones entre las variables macroeconómicas sugieren ciertos comportamientos regulares del pasado que afectan a las observaciones presentes. Sin embargo, dado que el pasado no determina completamente el presente, se genera una parte no explicada, que se asocia a un conjunto de “shocks” estocásticos de gran importancia en muchas de las teorías macroeconómicas.

En algunas ocasiones, las formas funcionales que gobiernan el conjunto de interrelaciones no son determinadas de manera específica por la teoría económica y es en este punto, donde la econometría ha adoptado al modelo lineal de ecuaciones simultáneas, presentado en (28), como método de aproximación.

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (28)$$

$\{\varepsilon_t\}$  iid donde  $E[\varepsilon_t] = 0$  y  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Omega$

siendo  $\{Y_t\}$  y  $\{\varepsilon_t\}$  procesos estocásticos vectoriales de orden  $k$ , observable y no observable, respectivamente. Las matrices de coeficientes<sup>36</sup>:  $B_0, B_1, \dots$  reflejan los postulados de las diferentes teorías económicas sobre las interrelaciones de las variables bajo estudio.

Sims (1980) muestra como en la aplicación del modelo de ecuaciones simultáneas a la macroeconomía se requiere, para lograr la fase de identificación<sup>37</sup>, de un conjunto de restricciones lineales o de exclusión no necesariamente soportadas por la teoría económica. Cabe mencionar que tales restricciones presuponen causalidades unidireccionales y definen como

---

<sup>36</sup> De orden  $k \times k$  y  $B_0$  no singular

<sup>37</sup> En general, el problema de la identificación se refiere a si se pueden estimar numéricamente los parámetros de las ecuaciones estructurales a partir de los coeficientes estimados de las formas reducidas. Dentro del sistema, una ecuación puede estar exactamente identificada o sobreidentificada, en el primer caso, se producen estimaciones únicas para los parámetros de las ecuaciones estructurales. en tanto que en el segundo, los parámetros estructurales pueden obtener más de un valor numérico. La base para la identificación del sistema de ecuaciones simultáneas es el conjunto de restricciones impuestas sobre el. Por consiguiente, es la teoría económica quien resuelve el problema de identificación, planteando de manera específica hipótesis de comportamiento sobre cada una de las ecuaciones del sistema.

equivalentes<sup>38</sup> a los conceptos de causalidad y exogeneidad. Sims sugiere como modelo alternativo al sistema de ecuaciones simultáneas, el modelo VAR definido como sigue :

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad (29)$$

$$Y_t : (m \times 1) ; v : (m \times 1) ; A_i : (m \times m) \quad i=1, \dots, p ; e_t : (m \times 1)$$

m: número de variables

p : orden del VAR

$\sum_e$  matriz de varianza-covarianza de los residuales

$\{e_t\}$  es *iid* con media 0

La conexión entre el sistema de ecuaciones simultáneas (1) y el modelo VAR estándar (2) se tiene algebraicamente, puesto que el modelo presentado en (2) puede obtenerse a partir de la premultiplicación de (1) por  $B_0^{-1}$ , así:

$$\begin{aligned} A_1 &= B_0^{-1} B_1 \\ A_2 &= B_0^{-1} B_2 \\ &\vdots \\ e_t &= B_0^{-1} \varepsilon_t \end{aligned} \quad (30)$$

En general, un modelo VAR, como el descrito en (29), puede ser visto como un modelo de forma reducida donde no se tiene como propósito explicar la relación contemporánea entre las variables del sistema. Sin embargo, dichas relaciones contemporáneas están implícitamente consideradas en la estructura de su de matriz de varianza-covarianza,  $\sum_e$  de acuerdo con (30), y se extienden y mezclan en una estructura dinámica, como puede observarse al utilizar la representación VMA<sup>39</sup> de (29). Tradicionalmente, el problema de la identificación

<sup>38</sup> En este contexto, tanto la dirección de la causalidad como la propiedad de exogeneidad son dadas y por consiguiente, no verificables.

<sup>39</sup> Bajo dicha representación se tiene :

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i e_{t-i}$$

del sistema primitivo, (28), a partir del VAR estándar, (29), se resuelve considerando la factorización de Choleski sugerida por Sims, que depende directamente del ordenamiento dado al conjunto de variables que conforman el sistema<sup>40</sup>. La descomposición de Choleski da el mínimo conjunto de supuestos que pueden ser utilizados para identificar el modelo primitivo. Por el contrario, la idea central en el VAR estructural es utilizar la teoría económica para la identificación del modelo primitivo y por ende, para la recuperación de los “shocks” estructurales<sup>41</sup>,  $\{\varepsilon_t\}$   $t = 1, \dots, T$ .

Como lo señalan Amisano y Giannini (1997), en la literatura reciente sobre VAR estructural empiezan a aparecer diferentes formas de modelar tal correlación contemporánea o en otras palabras, de alcanzar la fase de identificación del modelo primitivo, distintas a la tradicional descomposición de Choleski. Una de tales formas se conoce como modelo C<sup>42</sup>. Es de señalar que, la explicación presentada sobre el modelo C se debe a que el modelo de Blanchard y Quah (1989), objetivo de la modelación empírica en este trabajo, pertenece a esta clase particular de modelos. Este modelo parte del siguiente VAR estándar:

$$A(L)Y_t = e_t \quad (31)$$

---


$$\Phi(1)v = A(1)^{-1}v = (I_K - A_1 - \dots - A_p)^{-1}v = \mu$$

$$\Phi_0 = I_k \text{ y } \Phi_i = \sum_{j=1}^{\min(p,i)} A_j \Phi_{i-j}$$

<sup>40</sup> Es de anotar que, tal ordenamiento implícitamente genera diferentes grados de exogeneidad sobre las variables del sistema, los cuales no son probados dentro del procedimiento tradicional.

<sup>41</sup> La idea bajo VAR estructural es conseguir los “shocks” estructurales utilizando teoría económica.

<sup>42</sup> Existen dos modelos adicionales: (i) El modelo K:  $KA(L)y_t = Ke_t$ , donde  $Ke_t = \varepsilon_t$ , cumpliéndose:  $E\{\varepsilon_t\} = 0$  y  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I_n$ , es decir, la correlación contemporánea entre los elementos de  $y_t$  se modela a través de una matriz invertible K, dicho modelo puede ser interpretado como una forma estructural particular donde el vector de perturbaciones debe ser ortonormal. (ii) El modelo AB:  $AA(L)y_t = Ae_t$ , donde  $Ae_t = B\varepsilon_t$ , tal que:  $E\{\varepsilon_t\} = 0$  y  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I_n$ , y A y B matrices invertibles, en este tipo de modelo estructural es posible modelar explícitamente tanto las relaciones contemporáneas entre las variables endógenas como también el impacto de los “shocks” aleatorios ortonormales que golpean el sistema.

de tal forma que los errores de dicho VAR están relacionados con los errores estructurales a través de la matriz C de la siguiente forma:

$$e_t = C \varepsilon_t \quad (32)$$

cumpléndose que :

$$E[\varepsilon_t] = 0 \quad \text{y} \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I \quad (33)$$

En este modelo se tiene una forma estructural que no presenta de manera explícita correlación contemporánea entre las variables endógenas del sistema. Cada variable es afectada por un conjunto de perturbaciones o "shocks" ortonormales cuyo efecto es modelado a través de la matriz C. La pregunta que se deriva de inmediato es : ¿Como se determina la matriz C?. Para dar respuesta a tal pregunta partimos del siguiente hecho conocido:

$$E[e_t e_t'] = E[C \varepsilon_t \varepsilon_t' C'] \quad (34)$$

por consiguiente, la matriz de varianza-covarianza del VAR estándar,  $\Sigma_e$ , será igual al producto de la matriz C por su traspuesta<sup>43</sup>, es decir:

$$\Sigma_e = CC' \quad (35)$$

conociendo que a partir de la matriz :  $\Sigma_e$  se generan  $(n^2 + n)/2$  ecuaciones y que sobre la matriz C se impone un número de restricciones iguales a  $n(n+1)/2$ , se hace necesario, por tanto, la imposición de  $(n^2 - n)/2$  restricciones adicionales. Así, es a través de este conjunto de ecuaciones e incógnitas que se dará respuesta a la pregunta sobre la forma como se determina la matriz C.

---

<sup>43</sup>  $E[C \varepsilon_t \varepsilon_t' C'] = CE[\varepsilon_t \varepsilon_t']C' = CI_k C' = CC'$

## ANEXO 2

LS // Dependent Variable is DDIPC

Sample(adjusted): 1984:2 1996:4

Included observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001219	0.001921	0.634481	0.5290
DDIPC(-2)	- 0.168491	0.096711	-1.742204	0.0883
DDIPC(-4)	- 0.446693	0.101609	-4.396182	0.0001
DUJUN	- 0.071640	0.014766	-4.851756	0.0000
DU	0.043738	0.014062	3.110262	0.0032
GAP(-4)	- 0.245948	0.109531	-2.245455	0.0297
R-squared	0.596362	Mean dependent var		0.000824
Adjusted R-squared	0.551514	S.D. dependent var		0.019935
S.E. of regression	0.013350	Akaike info criterion		-8.522336
Sum squared resid	0.008020	Schwarz criterion		-8.295063
Log likelihood	150.9537	F-statistic		13.29722
Durbin-Watson stat	1.466433	Prob(F-statistic)		0.000000
<hr/>				
Normality Test : Jarque -Vera				P-value : 0.6326
Ljung-Box :		Lags : 13		P-value : 0.4930
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		Lags : 4		P-value : 0.3860
White Heteroskedasticity Test				P-value : 0.2979
Ramsey RESET Test Log likelihood ratio		Fitted terms : 1		P-value : 0.3631
ARCH Test		Lags : 4		P-value : 0.0018

LS // Dependent Variable is DDIPC  
 Sample(adjusted): 1984:2 1996:4  
 Included observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001358	0.002130	-0.637481	0.5270
DDIPC(-4)	-0.471636	0.102120	-4.618446	0.0000
DUJUN	-0.057348	0.014232	-4.029470	0.0002
DU	0.047936	0.014068	3.407590	0.0014
GAPN2(-4)	-0.581752	0.233966	-2.486486	0.0166
R-squared	0.587111	Mean dependent var		0.000824
Adjusted R-squared	0.551207	S.D. dependent var		0.019935
S.E. of regression	0.013355	Akaike info criterion		-8.538891
Sum squared resid	0.008204	Schwarz criterion		-8.349496
Log likelihood	150.3758	F-statistic		16.35251
Durbin-Watson stat	1.798640	Prob(F-statistic)		0.000000
Normality Test : Jarque -Vera			P-value :	0.3970
Ljung-Box :		Lags : 13	P-value :	0.5630
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		Lags : 4	P-value :	0.6879
White Heteroskedasticity Test			P-value :	0.4603
Ramsey RESET Test Log likelihood ratio		Fitted terms : 1	P-value :	0.8561
ARCH Test		Lags : 1	P-value :	0.0004

LS // Dependent Variable is DDIPC  
 Sample(adjusted): 1984:2 1996:4  
 Included observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001114	0.002345	-0.475139	0.6370
DDIPC(-2)	-0.133812	0.096333	-1.389064	0.1718
DDIPC(-4)	-0.473167	0.103627	-4.566076	0.0000
DUJUN	0.059643	0.014434	-4.132177	0.0002
DU	0.046714	0.014185	3.293217	0.0020
GAPN2(-4)	-0.565887	0.239071	-2.367028	0.0224
GAPP1(-4)	-0.033074	0.364099	-0.090838	0.9280
R-squared	0.604456	Mean dependent var		0.000824
Adjusted R-squared	0.550519	S.D. dependent var		0.019935
S.E. of regression	0.013365	Akaike info criterion		-8.503377
Sum squared resid	0.007859	Schwarz criterion		-8.238225
Log likelihood	151.4703	F-statistic		11.20655
Durbin-Watson stat	1.681233	Prob(F-statistic)		0.000000