



SERIE CUADERNOS DE INVESTIGACIÓN
NÚM. 49
AGOSTO 1999

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

MARTHA MISAS ARANGO
ENRIQUE LOPEZ ENCISO

En la Serie “Cuadernos de Investigación” del CEMLA se presentan avances y resultados preliminares de investigaciones, experiencias y discusiones sobre temas financieros, monetarios y bancarios, algunos de los cuales corresponden a ponencias presentadas en reuniones especializadas de bancos centrales y organismos de supervisión bancaria. El principal objetivo de la publicación es difundir estos trabajos entre los investigadores, funcionarios y técnicos de las instituciones miembros del CEMLA, así como entre las personas interesadas en la materia, en el entendido que las opiniones expresadas son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen a las instituciones en que trabajan, ni al CEMLA. Cabe aclarar que los documentos presentados en estos cuadernos no se han sometido a la revisión editorial que el CEMLA aplica a sus publicaciones. Dado el carácter preliminar de estos trabajos se fomenta la elaboración de comentarios y sugerencias, los que pueden enviarse a la página del CEMLA en Internet (<http://www.cemla.org>) con atención al Sr. Edwin Rivera Lamsick.

Derechos reservados por los autores respectivos. Se prohíbe la reproducción de este trabajo sin la autorización previa de los autores y el CEMLA, excepto citas no mayores a dos párrafos. Las solicitudes de permiso se pueden enviar a: CEMLA, Departamento de Ediciones, Atención Sr. Jesús Sobrevilla, Durango 54, México, D.F. , C.P. 06700. México, Fax (525) 5254432. E-Mail: sobrevilla@cemla.org. La respuesta a las solicitudes de permiso se remitirá en un lapso máximo de un mes a partir de la recepción de las mismas. Cabe aclarar que es política de la Institución otorgar sin costo el permiso respectivo a instituciones miembros del CEMLA, a instituciones educativas y de investigación, y a organizaciones no lucrativas que difunden la investigación económica.

ÍNDICE

I.	Introducción.....	1
II.	Definición y medidas del producto potencial.....	2
II.1.	Reflexiones Iniciales:.....	2
II.2.	Medición del producto potencial.....	2
III.	Estimación del producto potencial a partir del método de vectores autoregresivos estructurales (VAR estructural). Metodología de restricciones de largo plazo: Blanchard y Quah (1989).....	5
IV.	Construcción del PIB potencial o del correspondiente “gap” bajo la metodología de Blanchard y Quah (1989).....	9
IV.1.	Estimación del VAR estándar y del VAR estructural.....	9
IV.2.	Resultados y Cálculo del PIB Potencial.....	13
IV.2.1.	Descomposición de varianza.....	13
IV.2.2.	Impulso respuesta.....	14
IV.2.3.	Cálculo del producto potencial.....	16
V.	Límite de Velocidad. Utilización del PIB Potencial para la construcción de un modelo de inflación.....	19
V.1.	Definición del Límite de Velocidad.....	19
V.2.	Relación asimétrica entre la brecha del producto y la inflación.....	21
V.3.	Resultados de los modelos construidos.....	21
VI.	Conclusiones.....	23
VII.	Apéndice.....	25
Anexo 1:	Algunas consideraciones sobre VAR estructural.....	25
Anexo 2:	28
VIII.	Referencias Bibliográficas.....	30

El producto potencial en Colombia: Una estimación bajo VAR estructural*

MARTHA MISAS ARANGO y ENRIQUE LOPEZ ENCISO*

I. INTRODUCCIÓN

Hoy en día es corriente la utilización de estimativos del producto potencial en modelos macroeconómicos contruidos 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.

El objetivo central de este trabajo es el de 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 la utilización del método VAR estructural con el fin de 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.

* 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 el tema de modelación VAR estructural recibimos de Luis Fernando Melo. Agradecemos también, los comentarios de los asistentes al Seminario de Fedesarrollo. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva..

* Los autores son funcionarios del Banco de la República.

II. DEFINICIÓN Y MEDIDAS DEL PRODUCTO POTENCIAL

II.1. Reflexiones Iniciales:

El producto potencial puede definirse como el nivel máximo de producción sostenible sin tensiones excesivas en la economía y, más precisamente, sin aceleración de la inflación. En tanto está determinado por la cantidad y la eficiencia de los factores de producción disponibles, es un indicador de la oferta. Por su parte, la brecha del producto (“output gap”) 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, 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 opuestas implicaciones.

En el mediano plazo el problema se encuentra en la estimación de la velocidad a la cual el capital puede ser aumentado si se presentase un aumento de la demanda. Surge también la problemática de la evolución y los determinantes del ritmo de progreso técnico.

II.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 enganchando 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 prudencia.

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 pasadas¹.

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)². Otro procedimiento estima tendencias lineales segmentadas, uniendo los "picos" del ciclo económico³.

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 λ , el cual determina que la restricción de variabilidad de la tendencia este de acuerdo a la decisión del modelador⁴. También se ha argüido que el comportamiento cíclico que genera este filtro es espurio, cuando se utiliza con datos integrados o quasi-integrados⁵.

1 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.

2 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.

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

4 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

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.

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 macroeconómicas⁶.

Los modelos de componentes no observables (Filtro de Kalman⁷) permiten una descomposición más elaborada, 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 potencial⁸.

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 no requerir la imposición de un parámetro de suavización subjetivo presenta una gran ventaja sobre el método de Hodrick-Prescott⁹.

La comparación de estimativos de Producto Potencial para E.U. construidos con los diversos métodos, ha mostrado que el construido con la metodología VAR estructural es el

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.

5 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.

6 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.

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

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

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

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 trimestres¹⁰.

III. ESTIMACION DEL PRODUCTO POTENCIAL A PARTIR DEL MÉTODO DE VECTORES AUTOREGRESIVOS ESTRUCTURALES (VAR ESTRUCTURAL). METODOLOGIA 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 la segunda 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 estacionario¹¹ como el planteado en (2), bajo el supuesto de que el “shock”: ε_{1t} , no tiene efecto de largo plazo sobre el nivel de la variable y_t en tanto que, el “shock”: ε_{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 C¹² 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:

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

10 Dupasquier Ch. et al . Op. Cit.

11 Donde Δy_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.

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

el primer paso de la metodología consiste en estimar el modelo VAR¹³ estándar adecuado¹⁴ 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: Σ_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 $\Phi_0 = I_2$

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 ecuaciones¹⁵ (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 ε_{1t} y ε_{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 ε_{1t} no tenga efectos de largo plazo sobre y_t significa a nivel ecuacional que:

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

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

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

¹³ El modelo puede considerar distintas componentes determinísticas.

¹⁴ Residuales ruido blanco multivariado.

¹⁵ 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

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 anteriormente. Es decir, los residuales del VAR estándar: e_{1t} y e_{2t} son combinaciones lineales de las innovaciones o “shocks” estructurales: ε_{1t} y ε_{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 ecuaciones¹⁶ con 4 incógnitas¹⁷ 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 restricción¹⁸. Tal restricción, en este caso, está asociada al supuesto de que el “shock” ε_{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:

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

¹⁶ $((n2 + n)/2 = 3$; cuando $n=2$)

¹⁷ $\{c_{11}(0), c_{12}(0), c_{21}(0), c_{22}(0)\}$

¹⁸ Es decir una restricción adicional, $((n2 - n)/2 = 1$; cuando $n=2$)

Así, la solución del sistema de ecuaciones conformado por (16) y (17) permite determinar¹⁹ la matriz C_0 .

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), Δy_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:

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

¹⁹ 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 ε_{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:

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

donde utilizando la restricción de largo plazo del “shock”: ε_{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).

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

IV.1. Estimación del VAR estándar y del VAR estructural

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 real bajo logaritmo y la tasa de desempleo, es decir:

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

Conforme a lo planteado anteriormente, los “shocks” son interpretados como de demanda y de oferta, de tal forma que, de acuerdo a la hipótesis de la tasa natural 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 endógenas, incluye como variables determinísticas al intercepto y a un conjunto de variables “dummies” centradas, éstas con el objeto de capturar comportamientos estacionales.

Con el propósito de 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)	$\tau_\tau=-3.1280$	-3.48 y -3.16	19.31 (0.25)	$\eta_\tau=0.1578$	0.146 y 0.119
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 series²⁰ 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	-8.17744
2	-8.17716	-7.89546	-8.06719
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

El cuadro 2 presenta los resultados de los criterios de información²¹. 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.

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

²¹ 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.

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 es²²:

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

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

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

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

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

²² El desarrollo econométrico del trabajo aquí realizado se llevó a cabo a través del módulo IML de SAS, Versión 6.12.
 Cuaderno de Investigación núm. 49

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

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

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

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

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

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:

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

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

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

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

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 seleccionó la cuarta solución²³.

IV.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.

IV.2.1. 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.

²³Las restantes tres soluciones son descartadas debido a que en el análisis de sus respectivas funciones de impulso-respuesta se observan resultados contradictorios con el modelo teórico. Por ejemplo, en el caso de la primera o de la tercera solución se genera, ante un “shock” de demanda, una caída del producto real. Al utilizar la segunda solución, ante un shock de oferta se presenta una disminución en la tasa de desempleo. Los diferentes escenarios de impulso-respuesta pueden ser consultados con los autores.

En el cuadro se define el error de pronóstico en el producto como la diferencia entre el valor actual del producto 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

IV.2.2. 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

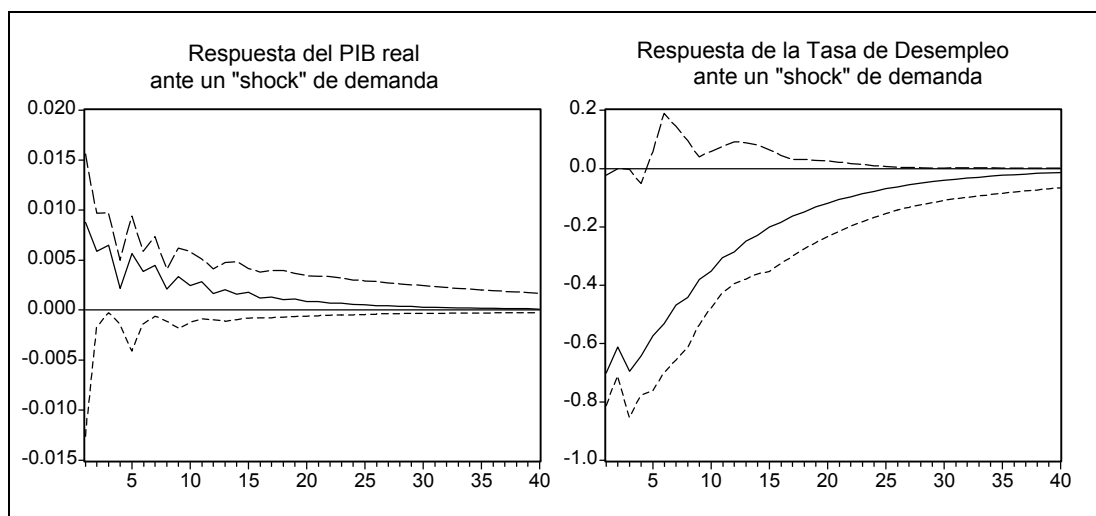
desempleo²⁴. Los ejes verticales de las gráficas representan una u otra variable según sea el caso. Los ejes horizontales corresponden al tiempo en trimestres.

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 espejo²⁵. 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.

Gráfico 1

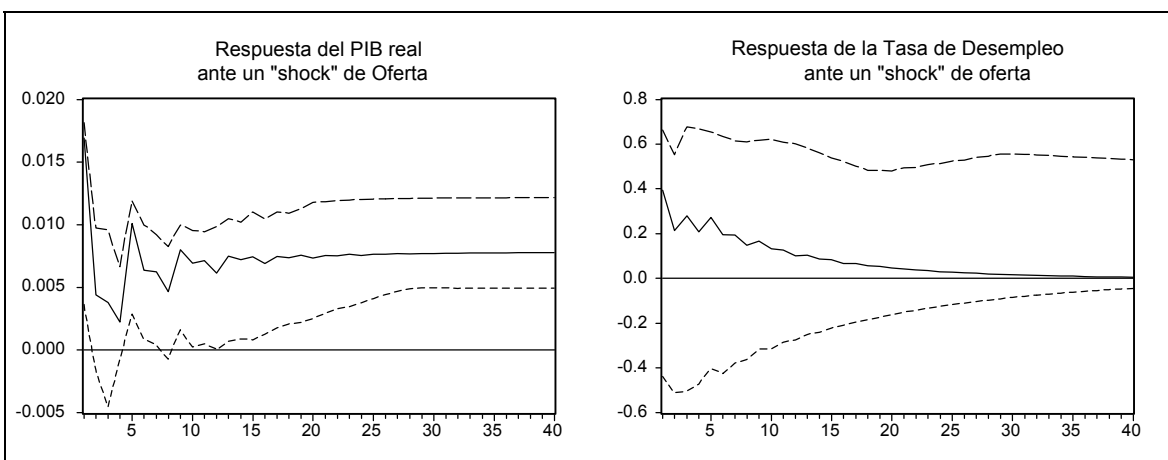


²⁴ Los intervalos de confianza son construidos siguiendo la técnica de Bootstrapping con un nivel de confianza del 95%, considerando 5000 replicaciones. El programa utilizado para la estimación de dichos intervalos fue desarrollado por L. F. Melo.

²⁵ 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 estacionario²⁶.

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.

IV.2.3. 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:

²⁶ En este caso, la respuesta de la tasa de desempleo podría ser nula, dados los intervalos de confianza construidos. Este resultado sería factible si y solo si el choque de oferta no implica un desplazamiento de mano de obra.

$$\begin{bmatrix} \text{PD} \Delta y_t \\ \text{PD} z_t \end{bmatrix} = (I - \hat{A}_1 - \hat{A}_2 - \hat{A}_3)^{-1} \begin{bmatrix} \hat{a}_o \\ \hat{b}_o \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^3 \left\{ \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_{11}^0 & \hat{\Phi}_{12}^0 \\ \hat{\Phi}_{21}^0 & \hat{\Phi}_{22}^0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{d}_{1j} \\ \hat{d}_{2j} \end{bmatrix} DQJ_t + \dots \right. \\ \left. \dots + \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_{11}^{t-1} & \hat{\Phi}_{12}^{t-1} \\ \hat{\Phi}_{21}^{t-1} & \hat{\Phi}_{22}^{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{d}_{1j} \\ \hat{d}_{2j} \end{bmatrix} DQJ_1 \right\} \quad (21)$$

siendo DQJ_i ($J=1,2,3, i=1,\dots,T$) el valor de las variables “dummies” centradas²⁷ 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 $\text{P} \Delta y_t$ se lleva a cabo, de manera indirecta, a través de la comparación entre la estimación completa de Δy_t y Δy_t observada²⁸. Es de recordar que para alcanzar la estimación completa de Δy_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, Δy_t estimado, $\Delta \hat{y}_t$, se determina de la siguiente manera:

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

El promedio de los errores absolutos porcentuales entre Δy_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

²⁷ Utilizadas con el fin de considerar en el modelo el comportamiento estacional del producto.

²⁸ Tal comparación se efectúa a través del error absoluto porcentual.

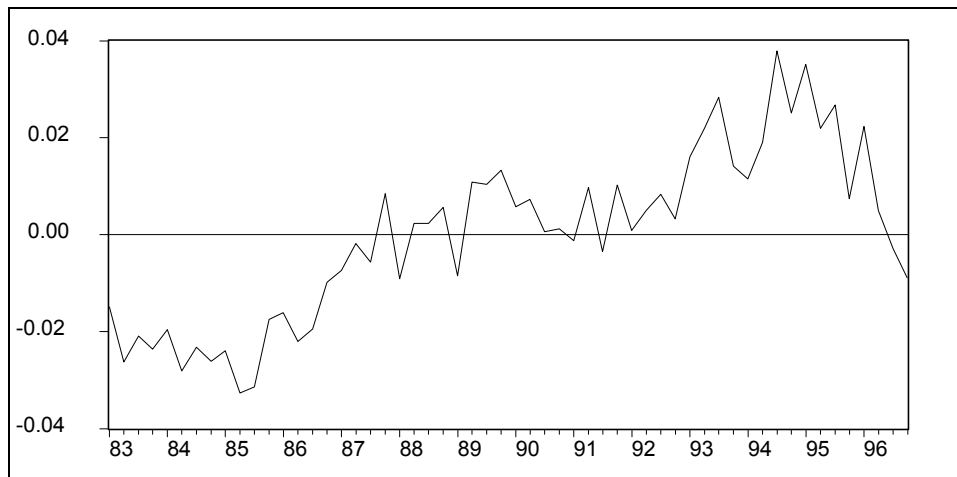
para el período comprendido entre el primer trimestre de 1983 y el cuarto trimestre de 1996²⁹. Tal estimación puede efectuarse de manera directa a través del componente transitorio o como el diferencial entre el PIB observado bajo logaritmo y el componente permanente anteriormente definido. En este caso se consideró la vía del componente transitorio. Es de anotar que, para la integración del componente transitorio estimado $T y_t$, (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:

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

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

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

Gráfico 3
“GAP” del producto 1983 - 1996



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.

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 desempleo³⁰ 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.

²⁹ 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.

³⁰ 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.

Se presentó también una disminución en el ritmo de acumulación de capital, que limitó las posibilidades posteriores de crecimiento al limitar las capacidades de producción³¹.

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 acompaña 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 el 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. 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. Límite 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 inflación³². 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

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

³² Como por ejemplo para los países de la OECD(1994) OECD Economic Outlook. No. 56, Paris, Diciembre.

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.

V.1. Definición del Límite 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 Δ es el operador de primera diferencia, los subíndices señalan los rezagos y β_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 ($\Delta\pi > 0$), β_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 θ de la brecha del producto que se puede cerrar sin incrementar la inflación. El límite de velocidad se calcula como la relación del efecto de impacto mas el efecto rezagado de la brecha del producto sobre el efecto de impacto de la brecha del producto, matemáticamente³³ :

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

³³ Con el fin de derivar θ 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.

La existencia de inercia, de una brecha igual a cero o negativa en varios períodos configuran la existencia de los casos posibles de límite de velocidad³⁴.

V.2 Relación asimétrica entre la brecha del producto y la inflación.

Al tiempo con el llamado límite 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.

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.

V.3. 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

³⁴ Turner Op. Cit. p. 62.

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 1988³⁵.

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 α_2 y α_4 son diferentes de cero. La historia de la 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 β_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.

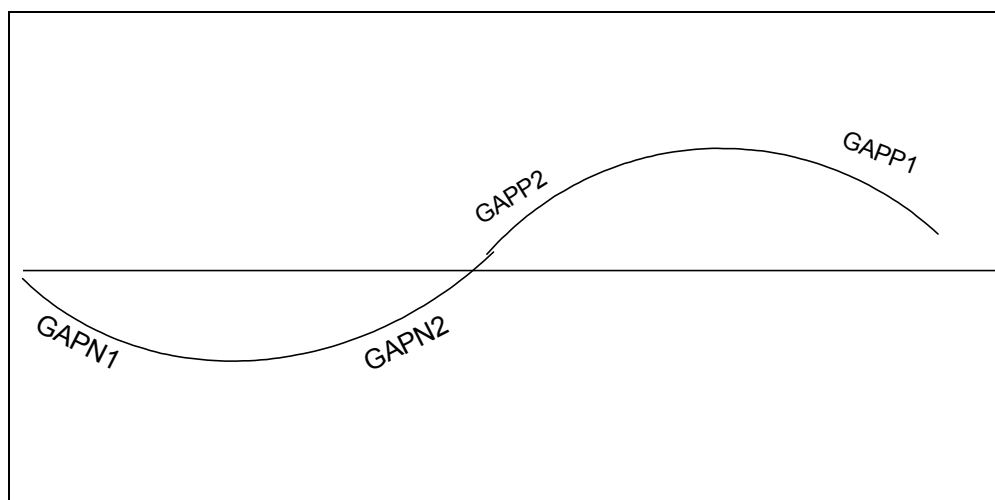
Los resultados del modelo lineal llevaron, como paso siguiente en la investigación, a evaluar un "GAP" asimétrico. Las estimaciones separadas utilizando GAPPOS y GAPNEG continuaron presentando un signo negativo para el coeficiente β . Es claro que el problema en este caso no es solamente examinar la 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 β 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.

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

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.

VI. Conclusiones

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. Los choques de oferta resultan ser esenciales en las fluctuaciones del producto y los de demanda en la tasa de desempleo. 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.

VII. APENDICE

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.

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$
$$\{\varepsilon_t\} iid \text{ donde } E[\varepsilon_t] = 0 \text{ y } E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Omega \quad (28)$$

Siendo $\{Y_t\}$ y $\{\varepsilon_t\}$ procesos estocásticos vectoriales de orden k , observable y no observable, respectivamente. Las matrices de coeficientes³⁶: 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 identificación³⁷, 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 equivalentes³⁸ a los conceptos de causalidad y exogeneidad. Sims sugiere como modelo alternativo al sistema de ecuaciones simultáneas, el modelo VAR definido como sigue:

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad (29)$$
$$Y_t: (m \times 1); \quad v: (m \times 1); \quad A_i: (m \times m)_{i=1, \dots, p}; \quad e_t: (m \times 1)$$

³⁶ De orden $k \times k$ y B_0 no singular

³⁷ 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 él. 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.

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

m: número de variables

p: orden del VAR

Σ_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 matriz de varianza-covarianza, Σ_e de acuerdo con (30), y se extienden y mezclan en una estructura dinámica, como puede observarse al utilizar la representación VMA³⁹ de (29). Tradicionalmente, el problema de la identificación 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 sistema⁴⁰. 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

³⁹ Bajo dicha representación se tiene:

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i e_{t-i} \\ \Phi(1)v &= A(1)^{-1} v = (I_K - A_1 - \dots - A_p)^{-1} v = \mu \\ \Phi_0 &= I_k \text{ y } \Phi_i = \sum_{j=1}^{\min(p,i)} A_j \Phi_{i-j} \end{aligned}$$

⁴⁰ 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.

modelo primitivo y por ende, para la recuperación de los “shocks” estructurales⁴¹, $\{\varepsilon_t\} \quad t = 1, \dots, T$.

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 C⁴². 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:

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

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: ¿Cómo 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, Σ_e , será igual al producto de la matriz C por su traspuesta⁴³, es decir:

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

⁴² Existen dos modelos adicionales: (i) El modelo K: $K A(L)y_t = K e_t$ donde $K e_t = \varepsilon_t$ 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: $A A(L)y_t = A e_t$ donde $A e_t = B \varepsilon_t$ 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.

⁴³ $E[C \varepsilon_t \varepsilon_t' C'] = C E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] C' = C I_n C' = C C'$

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

conociendo que a partir de la matriz: \sum_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.

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
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

VII. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

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 Phillips 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.



El **CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS** fue fundado en 1952 por siete bancos centrales de América Latina, a saber: Banco de la República (Colombia), Banco Nacional de Cuba, Banco Central de Chile, Banco Central del Ecuador, Banco de Guatemala, Banco Central de Honduras y Banco de México, S. A. Actualmente, son miembros de la institución los bancos centrales y entidades de supervisión bancaria de América Latina y el Caribe, bancos centrales extrarregionales, así como otras entidades financieras de la región. La lista completa se detalla en la contraportada. En los campos monetario, financiero y bancario el CEMLA realiza investigaciones, organiza reuniones y seminarios internacionales sobre problemas operativos y técnicos, recoge experiencias que sistematiza por medio del diseño y administración de programas de capacitación y de asistencia técnica que contribuyen a la formación y actualización de los funcionarios de sus miembros asociados y colaboradores.

Uno de sus objetivos es informar sobre la evolución del pensamiento económico dentro y fuera del área latinoamericana, y difundir los hechos de importancia regional e internacional en materia de políticas monetaria, bancaria, cambiaria y fiscal. Sus libros, revistas y boletines contienen un vasto material de estudio y constituyen una permanente fuente de información para los estudiosos de estos temas.

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banque de la République d'Haïti
Centrale Bank van Aruba	Banco Central de Honduras
Central Bank of the Bahamas	Bank of Jamaica
Central Bank of Barbados	Banco de México
Central Bank of Belize	Bank van de Nederlandse Antillen
Banco Central de Bolivia	Banco Central de Nicaragua
Banco Central do Brasil	Banco Nacional de Panamá
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de Reserva del Perú
Banco Central de Costa Rica	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Cuba	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Chile	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela
Banco de Guatemala	Eastern Caribbean Central Bank
Bank of Guyana	

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banca d'Italia
Bank of Canada	Bank of Japan
Banco de España	Bangko Sentral ng Pilipinas
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Banco de Portugal
Banque de France	

Organismos supervisores de entidades financieras

Ministry of Finance (Anguilla)	Financial Services Department (Islas Virgenes Británicas)
Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras (Bolivia)	Comisión Nacional Bancaria y de Valores (México)
Superintendencia Bancaria (Colombia)	Superintendencia de Bancos y de otras Instituciones Financieras (Nicaragua)
Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (Chile)	Superintendencia de Bancos (Panamá)
Superintendencia de Bancos (Ecuador)	Superintendencia de Banca y Seguros (Perú)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Comisión de Instituciones Financieras (Puerto Rico)
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Superintendencia de Bancos y otras Instituciones Financieras (Venezuela)
Financial Services Commission (Islas Turks y Caicos)	

Otras instituciones

Banco de la Nación Argentina	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
Banco Nacional de Fomento (Ecuador)	Fondo Financiero para el Desarrollo de la Cuenca del Plata
Asociación de Banqueros de México, A. C.	Fondo Latinoamericano de Reservas
Banco Centroamericano de Integración Económica.	