



ENSAYOS

sobre política económica

Desequilibrios reales en Colombia

Martha Misas A.
Enrique López E.

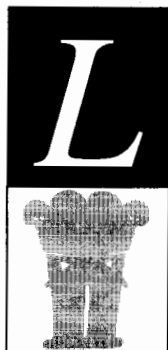
Revista ESPE, No. 40, Art. 01, Diciembre de
2001
Páginas 5-45



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Desequilibrios reales en Colombia

*Martha Misas A.
Enrique López E.**



a evaluación de los desequilibrios en los mercados de bienes y de trabajo permite un diagnóstico preciso de la fase en que se encuentra una economía en el ciclo económico.

En este artículo se utiliza la metodología de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) aplicada a un único sistema de información conformado por las variables de producto real, precios al consumidor, tasa de desempleo y utilización de la capacidad instalada para construir la brecha de producto y de desempleo.

Para el cálculo de esos dos indicadores fue necesario resolver un complejo problema de identificación, de forma tal que se pudieran definir con precisión los shocks estructurales que han afectado en el pasado la economía colombiana. La teoría económica, específicamente un modelo IS-LM microfundamentado, permite estipular 10 restricciones de largo plazo y solucionar el problema.

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Luis Eduardo Arango, Luis Fernando Melo, Carlos Esteban Posada y María Teresa Ramírez. Los resultados y opiniones son de la responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

I. INTRODUCCIÓN

La evaluación de los desequilibrios reales, entendida como el examen de la utilización agregada de los recursos, permite un diagnóstico preciso de la fase en que se encuentra una economía en el ciclo económico. De esta forma, pueden determinarse la presencia de presiones inflacionarias, el crecimiento potencial de una economía y la posición estructural de las finanzas del Gobierno. Para un banco central el primer motivo resulta de particular interés: la inflación es sensible al ciclo de actividad a través de las tensiones que se refuerzan o disminuyen sobre los mercados de bienes y de trabajo. Dichas consideraciones llevan a decisiones sustanciales de política monetaria.

El examen de los desequilibrios reales se efectúa tradicionalmente a partir de la determinación del producto potencial y de la brecha que lo separa de la producción corriente (*GAP*). Diferentes medidas del desequilibrio real permiten hacer inferencia acerca de la estructura de la economía a partir del análisis de los movimientos comunes de éstas y de sus respuestas ante diferentes tipos de “*shocks*”. El objetivo de este documento es proveer, a partir de la utilización de un único sistema vectorial autorregresivo estructural (*SVAR*), dos indicadores de la posición actual de la economía colombiana en el ciclo, el *GAP* de producto y el de desempleo.

El documento contiene siete secciones, incluida esta introducción. En la segunda, se presenta una reflexión metodológica sobre el concepto de brecha de producto, junto con un recuento de las diferentes técnicas que existen para el cálculo de ésta, con el fin de ubicar con precisión la metodología que proponemos. La siguiente sección, se detiene en el problema de identificación del *VAR* estructural, teniendo en cuenta que es una de las dificultades de fondo que se debe superar para llevar a cabo este trabajo. En la cuarta sección, se muestra en detalle la metodología *SVAR* utilizada, y en la siguiente, los resultados. Una visión de conjunto de los desequilibrios reales se consigna en la sexta sección. La última concluye.

II. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS

A. EL CONCEPTO DE BRECHA DE PRODUCTO

No existe un consenso en la literatura económica acerca del concepto de brecha del producto y del concepto complementario de producto potencial. En una versión se le define en términos de la cercanía de la economía, y por ende de su produc-

ción actual, a la capacidad máxima de producción. En este caso la brecha tiene como límite lógico a cero y, salvo esa situación, siempre será positiva.

Esa es la idea original desarrollada por Okun (1962), para quien el producto potencial es un concepto de oferta, una medida de la capacidad productiva consistente con una tasa de desempleo del 4%¹, aunque el producto potencial puede ser objeto de variación estocástica. Se le considera, además, como un concepto de corto plazo en el que se toman como dados el conocimiento tecnológico, el acervo de capital, los recursos naturales, la capacitación y la educación de la fuerza de trabajo².

En una definición alternativa, el concepto de brecha expresa un desequilibrio real, o, en otras palabras, una medida de la distancia que separa al producto corriente de su nivel de equilibrio de largo plazo³, considerando este último como un producto potencial o de capacidad plena. Empíricamente, la brecha se expresa como la desviación del producto actual con relación a la tendencia aunque las diversas definiciones de equilibrio llevan a diferentes formas de cálculo. Así, en este caso, una brecha positiva significa un producto por encima de la tendencia y, siguiendo a Fisher et al. (1997), esta es la definición que se utilizará en este documento.

El cambio en la forma de entender la brecha de producto se da, a su vez, por las modificaciones en las condiciones económicas y en el paradigma dominante acerca de la política económica. La estimación del producto potencial se incorpora a la teoría de la curva de Phillips y, posteriormente, se desarrolla en la teoría del producto natural que subyace tras el concepto de tasa natural de desempleo elaborado por Friedman (Espínosa-Vega et al., 1997).

Tanto los monetaristas como la escuela Nueva Clásica hacen grandes avances en el análisis de la oferta agregada. Para las dos escuelas de pensamiento la preocupación fundamental continúa siendo la relación entre los cambios en precios (y las expectativas de inflación) y la separación transitoria entre la cantidad corriente ofrecida y la cantidad ofrecida “ideal” que pudiera darse si los salarios y los precios fueran flexibles y las expectativas se cumplieran plenamente. El producto potencial, en esta aproximación, no se modela sino que se toma como dado. Por el

¹ El trabajo de Okun se realizó para la economía de los Estados Unidos.

² Véase Okun, A. (1983). *Economics for Policy Making*, MIT Press.

³ La brecha de producto se define como el producto actual menos el producto potencial relativo al producto potencial, $\left(\frac{y - y^*}{y^*}\right)^*$, en porcentaje.

contrario, para la teoría del ciclo real de negocios (*RBC*), el producto corriente es siempre igual al potencial. Su énfasis, en consecuencia, se centra en la determinación de las variaciones de este último (Woodford, 1999).

Recientemente, en el marco de los modelos de “*inflation targeting*”, la medición de la brecha de producto y del producto potencial adquiere un renovado ímpetu. La medida se utiliza dentro de las curvas de Phillips ampliadas con expectativas como una forma de capturar los desequilibrios reales o, en otras palabras, con el fin de medir si la economía se encuentra en un nivel insostenible de utilización de recursos. Esto en virtud de que en esta estrategia de política monetaria se observan muchas variables y no únicamente los agregados monetarios o la tasa de cambio (Mishkin, 2000).

Para ilustrar el punto, se puede señalar que, en una evaluación reciente sobre los esquemas de inflación objetivo se encuentra que dentro de las áreas de investigación en los bancos centrales, los estudios sobre brecha de producto e inflación ocupan el cuarto lugar en los bancos centrales del mundo desarrollado y el decimosexto en las economías en desarrollo y en transición (Sterne, 2000)⁴.

B. MEDICIÓN DE LA BRECHA DE PRODUCTO

En su trabajo pionero de 1962, Okun señala las dificultades que existen para medir el producto potencial y, como consecuencia de la definición de producto potencial, la brecha del producto. En la descripción de su técnica, Okun (1962) muestra cómo un 4% de desempleo es la tasa a la que se observa el producto potencial. La técnica básica se resume en estimar cuánto de producto se pierde por un desempleo por encima del 4%. La cifra concreta encontrada por Okun significa que cada punto porcentual por encima del 4% está asociado con una caída de 3% en el producto, (Ley de Okun). A este resultado se llega a través de tres ejercicios econométricos: relacionar los cambios trimestrales del empleo y del producto, utilizar los niveles de dichas series y suponer que tienen una tasa de crecimiento constante para hallar las tendencias y las elasticidades y, finalmente, por medio de técnicas de suavizamiento alcanzar la senda potencial.

Desde entonces, la medición del potencial y la brecha de producto ha avanzado. Los desarrollos técnicos se dan, en buena medida, paralelamente con el desarrollo

⁴ Se consideraron 16 programas de investigación en 96 bancos centrales.

conceptual. Hoy en día se acepta que la brecha del producto puede surgir de “*shocks*” de demanda (brecha positiva) o de oferta (brecha negativa). A pesar de que las consecuencias sobre la brecha de producto pueden ser similares sin importar cuál es la fuente, las implicaciones de largo plazo pueden ser diferentes si se trata de un “*shock*” de oferta sobre los niveles no inflacionarios de producto.

Para realizar el cálculo del potencial es necesario tener claridad sobre lo que le ocurre a éste y al producto corriente, punto sobre el cual existe un amplio debate. Por esta razón, la definición y estimación de la tendencia y los componentes cíclicos del producto conducen a una gran cantidad de preguntas teóricas y empíricas, las cuales reflejan la controversia sobre el origen de las fluctuaciones económicas. Dado que el producto potencial y su correspondiente *GAP* son variables no observables, se ha desarrollado recientemente una gran cantidad de técnicas econométricas para estimarlas.

En el Cuadro 1, se presenta un resumen de las diferentes técnicas, se subrayan sus fortalezas y debilidades y se muestra cuáles de ellas se han aplicado en Colombia, así como también las referencias de los trabajos respectivos. El cuadro organiza las metodologías en dos grandes ramas: extracción estadística de la tendencia y estimación de relaciones estructurales.

En el primer grupo de técnicas se separa la serie de tiempo en sus componentes permanente y cíclico, y en el segundo, se busca aislar los efectos de las influencias estructurales y cíclicas sobre el producto. Dentro del primer grupo se encuentran los filtros de Hodrick y Prescott y de Beveridge y Nelson, como también, métodos de componentes no observados (univariado, bivariado, componentes permanentes y componentes cíclicos). Dentro del grupo de métodos que utilizan la teoría económica se encuentran los *SVAR* (*VAR* estructural), la función de producción, el modelo de demanda y los sistemas multivariados *à la* Beveridge y Nelson.

En general puede afirmarse que el primer grupo de métodos supone un comportamiento peculiar de la demanda y la oferta agregadas. El filtro de Hodrick y Prescott y los otros métodos estadísticos asignan los movimientos en el producto de manera proporcional entre la oferta y la demanda. También inducen a una correlación positiva entre los dos. Sin embargo, no existe en realidad razón para que los “*shocks*” de demanda y de oferta se comporten de esta forma.

Los métodos soportados por la teoría económica permiten, por esa misma razón, un mejor tratamiento de los “*shocks*” de oferta y de demanda. Sin embargo, no están exentos de problemas. El método multivariado de Beveridge y Nelson, por

Cuadro 1

Enfoques para la estimación del producto potencial o la tasa natural y del GAP de producto o desempleo

Tipo de metodología y nombre	Características	Debilidades y fortalezas	Trabajos en Colombia
1.1 Extracción de tendencia			
Filtro de Baxter-King (Band-Pass)	Promedio móvil lineal que separa los componentes periódicos de una realización que evoluciona en una banda específica de frecuencias. Filtro elimina componentes tanto de muy baja como de muy alta frecuencia, al tiempo que retiene componentes de frecuencia intermedios.	Método mecánico sin economía	Arango y Posada (2000)
Método de Hodrick-Prescott (Filtro univariado)	Clasifica las series de tiempo en fluctuaciones de la tendencia, luego minimiza la suma al cuadrado de las diferencias entre la tendencia y el valor actual.	Método mecánico sin economía. Dificultad para determinar el λ apropiado (para extraer tendencia). Sesgos al final de la muestra. Ciclos espurios con series integradas o casi integradas.	Muchos, muy popular. Por ejemplo López y Misas (1998) para producto y Arango y Posada (2000) para desempleo.
Con λ cambiante			Melo y Riascos (1997)
1.2 Extracción de tendencia. Componentes no observados			
Beveridge-Nelson	Método de extracción de tendencia usando componentes no observados. Descompone en producto no observado permanente y temporal no observado. Consisten en un paseo aleatorio con deriva y un proceso autorregresivo, respectivamente.	Método mecánico sin economía. Sesgos al final de la muestra. Método univariado, presenta límites para la extracción de información.	

Cuadro 1 (continuación)

Enfoques para la estimación del producto potencial o la tasa natural y del GAP de producto o desempleo

Tipo de metodología y nombre	Características	Debilidades y fortalezas	Trabajos en Colombia
Componentes no observados univariados o bivariados	Univariado: descompone la serie en dos componentes independientes: una tendencia estocástica y un componente cíclico. Acá los choques no están correlacionados (como en BN) Se estima con filtro de Kalman. En bivariados: el componente cíclico es común a las dos series. Se representa en forma estado-espacio. Se estima con filtro de Kalman.	Método mecánico.	Arango y Posada (2000)
Factores permanentes comunes	Se parte de que las series económicas pueden tener comovimientos simultáneos. Así mismo, los comovimientos son permanentes y temporales.	Método mecánico. Los <i>Gaps</i> que se generan son simétricos.	No
Factores permanentes comunes con tasas de crecimiento asimétricas	Las recesiones y las expansiones son diferentes. La asimetría se obtiene con un modelo <i>switching</i> en el componente permanente común. También el <i>switching</i> puede estar en el componente común transitorio.	Método mecánico.	No
2. Estructurales			
VAR estructural Blanchard y Quah	Soporte teoría económica. Diferencia choques de oferta y demanda. Toma información de otras variables.	Incertidumbre sobre la brecha estimada por problemas de final de muestra. Cambio en el ciclo afecta las estimaciones.	Misas y López (1998); Misas y López (2000); Misas y Posada (2000)

Cuadro 1 (continuación)

Enfoques para la estimación del producto potencial o la tasa natural y del GAP de producto o desempleo

Tipo de metodología y nombre	Características	Debilidades y fortalezas	Trabajos en Colombia
Función de producción	En su forma simple con una función de producción Cobb-Douglas. La productividad se deriva de la suavización de los residuales de la ecuación.	Cálculo del acervo de capital. Forma funcional restringida. En todo caso se calcula brecha para factores y producto, esto vuelve el problema circular.	Prieto y Rodríguez (1997)
Modelo de demanda	Estimar el GAP de producto con medidas como tasa de desempleo, razón entre buscadores de empleo y oferentes y utilización de la capacidad instalada. Se hace una regresión que incluye una tendencia polinomial.	Este método sobreestima el <i>Gap</i> de producto ya que las variables diferentes al producto incluyen componentes estructurales y cíclicos.	No
Sistemas multivariados	Sistemas que específicamente relacionan producto, desempleo e inflación con base en las relaciones económicas sugeridas por la teoría. Con un sistema de ecuaciones simultáneas se estima el producto potencial y la tasa natural de desempleo. Se utilizan mínimos cuadrados en tres etapas o métodos de componentes no observados.	Pueden faltar factores determinantes en las relaciones y subsistir problemas de identificación.	Julio y Gómez (1998)

ejemplo, subestima los “*shocks*” de oferta sobre el producto en la medida en que supone que el efecto de estos es inmediato, como consecuencia de su definición como paseo aleatorio. La función de producción, por su parte, adolece del problema de que los movimientos en los factores productivos deben también descomponerse

en tendencia y componentes cíclicos, lo cual lleva a que se plantee de manera recurrente la misma dificultad de separación de tendencia y ciclo.

C. MEDIDAS ALTERNATIVAS

La brecha de producto no es la única medida de la utilización de los recursos productivos que puede utilizarse como guía para la política económica. De hecho, muchos de los métodos descritos anteriormente se han utilizado sobre diferentes variables reales. La idea general es que la brecha del producto es consistente con los desequilibrios en el mercado de trabajo y con una utilización subóptima de la capacidad instalada. Ilustremos un poco más el punto.

En el evento de una brecha positiva originada por un “*shock*” de demanda, las firmas emplearán más trabajo con el fin de producir, a un acervo de capital dado, el producto extra para satisfacer a la demanda. De esta forma, un sustituto para la brecha de producto es la brecha de desempleo, la cual se construye como la diferencia entre la tasa de desempleo y una estimación del componente permanente de ésta.

Por su parte, al centrar la atención en el sector manufacturero, el índice de utilización de la capacidad instalada es una medida alternativa de la utilización agregada de los recursos. De hecho, el trabajo de Koenig (1996) discute la utilización de capacidad instalada en este contexto. De acuerdo con el autor, en gran medida, los estimativos de esta variable para los Estados Unidos, tanto los llamados reales como los corrientes⁵, reflejan los de la brecha del producto. Belton et al. (2000) encuentran que en los Estados Unidos la tasa de desempleo y las medidas de utilización de la capacidad instalada están correlacionadas y proveen una información similar con relación a los cambios en precios a bajos niveles de utilización de los recursos agregados. Si se está cerca del potencial la información difiere.

Para la brecha de desempleo y la utilización de capacidad instalada, la cual es por definición una brecha de capacidad, se pueden utilizar los métodos descritos en la sección anterior. En el caso específico de la utilización de capacidad instalada se suele recurrir a combinaciones lineales de las respuestas a las encuestas de opinión empresarial o a la técnica *SVAR* aplicada a la serie de producción industrial, con el propósito de construir una medida similar (Lalonde, 1999; Misas y López, 2000).

⁵ Por estimativos reales se entiende los de la brecha de producto realizados con datos preliminares e incompletos. Los corrientes recogen datos definitivos.

Existen, también, algunos ejercicios de construcción simultánea de las diferentes brechas reales. Tal es el caso de los trabajos de Adams y Coe (1999) y de Apel y Jansson (1997), los cuales incluyen el cálculo de *GAPS* de producto y desempleo. Astley y Yates (1999) con base en un modelo *VAR* estructural, del cual se toman algunas ideas para este trabajo, estiman las brechas de producto, desempleo y utilización de capacidad instalada. La complejidad del sistema lleva a un difícil problema de identificación, el cual se pone en contexto en la siguiente sección.

III. VAR ESTRUCTURAL E IDENTIFICACIÓN

A. EL PROBLEMA DE IDENTIFICACIÓN

El problema de identificación, definido como la obtención de una forma estructural a partir de una forma reducida, es genérico y bien conocido, y se refiere al modelo en sí mismo y no a la metodología de modelación. En otras palabras, la dificultad no se resuelve optando por una u otra metodología, todas y cada una de ellas lo enfrentan y el aspecto que las diferencia, es la forma como buscan resolverlo.

De acuerdo con Sims, la estrategia de identificación utilizada en los grandes modelos estructurales de ecuaciones simultáneas, ecuación (1), no es creíble en la medida en que en dicha estrategia se requiere de la inclusión o exclusión de variables o ecuaciones de acuerdo con la exogeneidad definida por la teoría económica. Su propuesta es combinar un mínimo de restricciones de exclusión con condiciones sobre la estructura probabilística del componente de error del modelo.

$$(1) \quad AY_t = A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + \dots + GZ_t + v_t$$

Consideremos un modelo *VAR* como el que describe la ecuación (2):

$$(2) \quad \begin{aligned} Y_t &= B(L)Y_t + DZ_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim iid(0, \Sigma) \end{aligned}$$

donde $B(L) = \sum_{s=1}^m B_s L^s$ es una matriz polinomial en el operador de rezago L (tal que $L^s Y_t = Y_{t-s}$), con B_s , una matriz de orden $n \times n$, m representa el número de rezagos incluido en cada uno de los n componentes del vector Y , Z es un vector con d componentes determinísticos y D es una matriz de coeficientes de orden $n \times d$. Finalmente, ε es un proceso vectorial ruido blanco de tamaño n con media cero y matriz de covarianza Σ .

En este caso la identificación puede obtenerse mediante un nuevo vector de perturbaciones construido a partir de una combinación lineal de $\{\varepsilon_t\}$, cuyos componentes son ortogonales entre sí y pueden interpretarse económicamente. Formalmente, la combinación se obtiene premultiplicando el término de error por una matriz A invertible, y de dimensión $n \times n$:

$$(3) \quad A\varepsilon_t = v_t$$

de tal forma se busca que los componentes de v_t representen fuentes aisladas de variabilidad económica, es decir, con una matriz de varianza-covarianza diagonal. Esta última, sin pérdida de generalidad, puede normalizarse y representarse a través de una matriz idéntica de orden n . La matriz A provee la conexión entre la forma estructural y la reducida o modelo VAR. Al premultiplicarse la forma reducida, o modelo VAR estándar, se obtiene la forma de un modelo VAR estructural:

$$(4) \quad AY_t = AB(L)Y_t + ADZ_t + v_t$$

o su forma equivalente:

$$(5) \quad C(L)Y_t = GZ_t + v_t$$

donde

$$C(L) = A[I - B(L)]$$

$$G = AD$$

Nótese que el modelo (4)-(5) tiene la forma del modelo estructural tradicional, ecuación (1), con la particularidad de que todas las variables predeterminadas son endógenas rezagadas, con la excepción del componente determinístico y del componente de error que es ortogonal.

Para abordar el problema de identificación en este tipo de modelo, la sugerencia de Sims es combinar las restricciones en la matriz de coeficientes contemporánea y en la estructura probabilística del componente de error: esto es, en la matriz A que contiene los coeficientes de impacto. Esta última debe seleccionarse de forma tal que asegure la ortogonalidad de las perturbaciones estructurales y la diferenciación estadística del sistema de ecuaciones, garantizando efectivamente que la estructura pueda identificarse. La selección de A , como una matriz triangular, garantiza, al mismo tiempo, las dos condiciones en su especificación. Esta estrategia se conoce como esquema recursivo de Choleski.

La estrategia recursiva es técnicamente correcta en tanto que genera un vector ortogonal y una estructura de ecuaciones que pueden diferenciarse. Sin embargo, las estructuras recursivas no son apropiadas para describir una realidad económica por el hecho de no incorporar las relaciones de naturaleza simultánea que caracterizan dicha realidad. En consecuencia, tales estructuras son criticadas por usar restricciones contemporáneas poco creíbles, las cuales no aíslan las fuentes de perturbaciones y, por consiguiente, no pueden interpretarse adecuadamente en términos económicos⁶.

El desarrollo de los modelos *SVAR*, en el aspecto concerniente a la identificación, se da en la dirección de evitar la recursividad, considerando especificaciones más generales de A . Se han dado dos tipos de especificaciones: de corto plazo, como, por ejemplo, en los trabajos de Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986) o Sims (1986), y de largo plazo, como el trabajo clásico de Blanchard y Quah (1989). En el enfoque de largo plazo, la idea básica es que las restricciones estén basadas en la limitación de los efectos de determinadas perturbaciones sobre ciertas variables, dejando que la dinámica de corto plazo sea libre.

B. RESTRICCIONES DE LARGO PLAZO

En nuestro caso, la metodología *VAR* estructural (*SVAR*) con restricciones de largo plazo es del tipo sugerido por Blanchard y Quah (1989), cuya explicación detallada se presenta a continuación.

Este ejercicio parte de un sistema estacionario⁷, Y_t , y de un vector de perturbaciones estructurales ε_t , como los presentados en (6).

⁶ Tanto en el trabajo inicial de Sims como en las aplicaciones que le siguen, se señala que la identificación es uno de los flancos débiles de la metodología *VAR*. En consecuencia, la opinión crítica que argumenta que dichos modelos son simplemente formas reducidas se expandió rápidamente. Lo esencial de la crítica reposa en la observación según la cual los resultados de un *VAR* no pueden interpretarse independientemente de un modelo macroeconómico estructural. Para poder recobrar los parámetros estructurales de un procedimiento de estimación debe imponerse algún tipo de restricción (Cooley y Leroy (1985), y Bernanke (1986)). Como resultado de las críticas, los economistas comienzan a centrarse específicamente en la preocupación de la identificación de las restricciones. De acuerdo con ello, se permite que un subconjunto de variables sea afectado por innovaciones específicas, ya sea en el corto o en largo plazo, de acuerdo con modelos macroeconómicos estructurales.

⁷ Las variables en niveles son integradas de orden 1, Anexo 1.

$$(6) \quad Y_t = \begin{bmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LPIB_t \\ \Delta TD_t \\ \Delta CU_t \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{IS} \\ \varepsilon_t^{Tec} \\ \varepsilon_t^{Des} \\ \varepsilon_t^{LM} \end{bmatrix}$$

Dado que el objetivo del trabajo es la construcción de dos medidas diferentes de las brechas reales, el vector estacionario Y_t está conformado por la primera diferencia de los logaritmos de las variables índice de precios al consumidor total nacional y producto interno bruto, $\Delta LIPC_t$ y $\Delta LPIB_t$, respectivamente; como también, de las primeras diferencias de la tasa de desempleo, ΔTD_t , siete ciudades, y de la capacidad utilizada de la industria, ΔCU_t . La inclusión de esta última variable pretende capturar la intensidad con que se utilizan los factores productivos, aunque somos conscientes de su limitación en la medida en que sólo refleja la utilización de la capacidad en la industria y no en el total de la economía⁸.

El sistema hace posible identificar los efectos de cuatro “*shocks*” estructurales, algunos de los cuales permitirán estimar las medidas de las brechas, como se explica más adelante. El vector de “*shocks*” estructurales considera: i) “*shocks*” *IS* que pueden reflejar movimientos en las preferencias, la política fiscal, etc.; ii) “*shocks*” tecnológicos asociados a cambios en la productividad de los factores de la producción; iii) “*shocks*” de desempleo que reflejan cambios en los factores de producción y que pueden conducir a movimientos de largo plazo en el desempleo, y (iv) “*shocks*” monetarios asociados a cambios en la demanda o en la oferta de dinero, como también en su velocidad de circulación.

La idea general es que la identificación de los efectos de los “*shocks*” requiere pasar de la forma reducida o representación *VAR* a una representación estructural *MA*. Esto último se lleva a cabo a través del siguiente procedimiento.

El vector $\{Y_t\}$ puede expresarse en términos de los “*shocks*” estructurales $\{\varepsilon_t\}$ como sigue⁹:

$$(7) \quad Y_t = C_0\varepsilon_t + C_1\varepsilon_{t-1} + C_2\varepsilon_{t-2} + \dots \\ \Sigma_\varepsilon = I_4$$

⁸ En un primer ejercicio, el vector incluía el precio del petróleo. Los resultados del sistema extendido no fueron de buena calidad y por tal razón, decidimos excluir esa variable.

⁹ Representación VMA del modelo SVAR.

La identificación del modelo *VMA* estructural presentado en la ecuación (7) requiere: i) la estimación de su correspondiente forma reducida o *VAR* estándar, ecuación (8), y ii) la imposición de un conjunto de restricciones sobre la forma estructural, en este caso, de largo plazo.

$$(8) \quad \begin{aligned} Y_t &= A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \\ \Sigma_e &= E[e_t e_t'] \end{aligned}$$

La teoría, en este caso un modelo *IS-LM*, ofrece 10 posibles restricciones de largo plazo en el sistema, como se muestra en el Cuadro 2. En el cuadro, una restricción de largo plazo (*RLP*) indica que el “*shock*”, de acuerdo con la teoría económica, no tiene efecto de largo plazo sobre el nivel de la variable endógena particular; en otras palabras, existe una restricción de largo plazo que opera sobre dicha variable.

Se restringen los “*shocks*” *IS*, tecnológicos y de desempleo para que no tengan efectos de largo plazo sobre la tasa de inflación. Estas restricciones implican que la inflación sea vista en el largo plazo como un fenómeno monetario y determinada únicamente por “*shocks*” *LM*.

Consideramos, adicionalmente, que el nivel de producto no es afectado en el largo plazo por los “*shocks*” *IS* y *LM*. Lo cual significa que la curva de oferta agregada sea vertical en el largo plazo y que los movimientos en el producto se den por los “*shocks*” de oferta: tecnología y desempleo.

Finalmente, se restringen los “*shocks*” de desempleo a tener efectos sólo sobre sí mismo en el largo plazo, mientras que la capacidad instalada es afectada, a su vez,

Cuadro 2
Posibles restricciones de identificación

<i>Shock</i>	Efecto sobre la variable:			
	Inflación	<i>PIB</i>	Desempleo	Capacidad Ins.
<i>IS</i>	<i>RLP</i>	<i>RLP</i>	<i>RLP</i>	
Tecnología	<i>RLP</i>		<i>RLP</i>	
Desempleo	<i>RLP</i>			<i>RLP</i>
<i>LM</i>		<i>RLP</i>	<i>RLP</i>	<i>RLP</i>

en el largo plazo por los “*shocks*” *IS* y los tecnológicos. Los “*shocks*” de desempleo no tienen efecto de largo plazo sobre la utilización de la capacidad instalada, mientras que sí lo tienen los de tecnología y los asociados a la curva *IS*.

En el primer caso, sólo factores asociados al mercado laboral, en sí mismo, podrían generar efectos permanentes sobre el desempleo. Todos los otros “*shocks*” afectarían el desempleo de manera transitoria. En el segundo caso, la definición de las restricciones está motivada porque en el largo plazo el ajuste por costos y la incertidumbre de la demanda se hallan incorporadas en los “*shocks*” de desempleo.

Las restricciones se imponen sobre la matriz multiplicadora de largo plazo, $c(t) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i$, presentada en detalle en la ecuación (9).

(9)

$$c(t) = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,11} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,12} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,13} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,14} \\ \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,21} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,22} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,23} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,24} \\ \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,31} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,32} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,33} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,34} \\ \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,41} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,42} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,43} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,44} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LIPC_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{IS}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LIPC_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Tec}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LIPC_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Des}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LIPC_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{LM}} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LPIB_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{IS}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LPIB_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Tec}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LPIB_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Des}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial LPIB_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{LM}} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial TD_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{IS}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial TD_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Tec}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial TD_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Des}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial TD_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{LM}} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial CU_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{IS}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial CU_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Tec}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial CU_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{Des}} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial CU_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^{LM}} \end{bmatrix}$$

El conjunto de restricciones presentadas en el Cuadro 2 permite conformar a $c(t)$ de diferentes maneras. En nuestro caso, se estudian las representaciones consignadas en (10A) y (10B), dado que éstas cumplen con las condiciones de orden y rango expuestas posteriormente.

(10A)

$$c(t) = \begin{bmatrix} 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,12} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,13} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,14} \\ 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,22} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,23} & 0 \\ 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,32} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,33} & 0 \\ \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,41} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,42} & 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,44} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & c_{12}(t) & c_{13}(t) & c_{14}(t) \\ 0 & c_{22}(t) & c_{23}(t) & 0 \\ 0 & c_{32}(t) & c_{33}(t) & 0 \\ c_{41}(t) & c_{42}(t) & 0 & c_{44}(t) \end{bmatrix}$$

(10B)

$$C(t) = \begin{bmatrix} 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,12} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,13} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,14} \\ 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,22} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,23} & 0 \\ 0 & 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,33} & 0 \\ \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,41} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,42} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,43} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,44} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & c_{12}(t) & c_{13}(t) & c_{14}(t) \\ 0 & c_{22}(t) & c_{23}(t) & 0 \\ 0 & 0 & c_{33}(t) & 0 \\ c_{41}(t) & c_{42}(t) & c_{43}(t) & c_{44}(t) \end{bmatrix}$$

Dado el ordenamiento de las variables en el vector Y_t , las restricciones impuestas, en la representación (10A), pueden interpretarse como: i) los precios son neutrales en el largo plazo a “shocks” IS; ii) los “shocks” IS y monetarios no afectan en el largo plazo el producto; iii) el desempleo no se ve afectado en el largo plazo por “shocks” IS y monetarios, y iv) la utilización de la capacidad instalada no se ve afectada en el largo plazo por “shocks” de desempleo. Las representaciones (10A) y (10B) son similares en lo concerniente a los precios y al producto. Las diferencias radican en que, en la segunda representación, el desempleo no se ve afectado en el largo plazo por “shocks” IS, tecnológicos y monetarios y, también, en que la capacidad utilizada no está sujeta a restricciones de largo plazo.

IV. METODOLOGÍA

En este trabajo se utilizan las dos representaciones SVAR derivadas de las dos posibles matrices multiplicadoras de largo plazo (10A) y (10B) para construir las medidas de desequilibrios reales: brecha de producto y brecha de desempleo.

Debido a que el modelo VAR estándar planteado en (8) es estacionario, admite, por tanto, de acuerdo con el teorema de Wold, la siguiente representación de media móvil:

$$(11) \quad Y_t = B_0 e_t + B_1 e_{t-1} + B_2 e_{t-2} + \dots \\ E(e_t e_t') = \Sigma_e, \quad B_0 = I_4$$

Así, de las ecuaciones (7) y (11) puede derivarse la relación entre los “shocks” estructurales y las innovaciones asociadas a la forma reducida, como se presenta en la ecuación (12).

$$(12) \quad B(L)e_t = C(L)\varepsilon_t$$

en particular, suponiendo que C_0 es una matriz no singular, se tiene:

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

$$(14) \quad B(L) = C(L)C_0^{-1}$$

de tal manera que, la matriz C_0 puede determinarse como el producto de:

$$(15) \quad C_0 = B(1)^{-1}C(1) \\ B(1)^{-1} = A(1)$$

A través de este producto, como lo señalan Amisano y Giannini (1997), se imponen sobre la matriz C_0 el conjunto de restricciones de largo plazo, en nuestro caso, señaladas en las ecuaciones (10A) y (10B).

La literatura reciente sobre el enfoque *VAR* estructural utiliza diferentes procedimientos para llevar el modelo *VAR* estándar a la forma estructural. Uno de dichos procedimientos es a través de la forma *C* o modelo tipo *C*, explicado más adelante. La ecuación (13) permite asociar el *VAR* estructural con restricciones de largo plazo con el modelo tipo *C* presentado en Amisano y Giannini (1997).

Dado que la matriz multiplicadora de largo plazo presentada en (10A) no corresponde a una forma triangular, el proceso de identificación y estimación, utilizado en este trabajo, se presenta a continuación¹⁰.

A. IDENTIFICACIÓN

En general, el modelo *C* o forma *C* puede plantearse a través de las ecuaciones presentadas en (16):

¹⁰ Es de señalar que la matriz $C(1)$ de la representación (10B) es triangular y, por consiguiente, la estimación del correspondiente *SVAR* podría haberse llevado a cabo de manera directa como en Misas y López (2000) o Melo y Hamann (1998), entre otros. Sin embargo, con el fin de hacer comparables los resultados de las dos representaciones *SVAR*, asociadas a (10A) y a (10B), en lo concerniente a las funciones de impulso-respuesta y a los desequilibrios reales correspondientes, se sigue, para los dos casos, el esquema general de identificación y estimación del modelo tipo *C* presentado por Amisano y Giannini (1997).

$$(16) \quad \begin{aligned} e_t &= C\varepsilon_t \\ E[\varepsilon_t] &= 0 \\ E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] &= I_n \end{aligned}$$

$$e_t \sim IMN(0, \Sigma_e)$$

donde, en nuestro caso, se tiene $C = C_0$ e $I_n = I_4$. La información muestral está contenida en la matriz de varianza-covarianza del VAR estándar, $\hat{\Sigma}_e$, que puede entenderse como la estimación no restringida de la matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones de la forma reducida, ecuación (8).

La función de verosimilitud correspondiente al modelo C , explicada en detalle en Magnus y Neudecker (1988), para los 10 parámetros de interés¹¹ es:

$$(17) \quad \ell(C_0) = k + \frac{T}{2} \log \left(|C_0^{-1}|^2 \right) - \frac{T}{2} \text{tr} \left((C_0^{-1}) C_0^{-1} \hat{\Sigma} \right)$$

donde, la condición, de que $\Sigma_e = C_0 C_0'$ introduce un conjunto de restricciones no lineales sobre el espacio de parámetros. Así, en general, se pueden conseguir condiciones necesarias y suficientes para la identificación local de los parámetros de la matriz C_0 .

En general, un modelo VAR estructural puede entenderse como un modelo de ecuaciones simultáneas (Hamilton, 1994 y Engle y McFadden, 1999). Por consiguiente, la etapa de identificación en el modelo estructural se alcanza siempre que el conjunto de restricciones impuestas cumpla con las condiciones de orden y de rango.

La condición de orden exige que C_0 no tenga más parámetros desconocidos que Σ . Es decir, el número de restricciones impuestas, en este caso de largo plazo, deben ser iguales a $n(n-1)/2$, siendo n el número de variables del sistema. De esa forma, el número de restricciones impuestas en el ejercicio analizado, seis, ecuación (10A) o (10B), satisface la condición de orden. Sin embargo, es de recordar que la condición de orden es de carácter necesario mas no suficiente. En otras palabras, en un modelo puede cumplirse con dicha condición y no alcanzarse la fase de identificación.

¹¹ Parámetros no conocidos en la matriz C_0 , resultantes del producto presentado en la ecuación (15).

Con el propósito de caracterizar la condición de rango, se supone que los parámetros por estimar, contenidos en la matriz C_0 , satisface la siguiente forma implícita de restricciones lineales no homogéneas e independientes:

$$(18) \quad R \text{vec}(C_0) = d$$

donde $R (rxn^2)$: matriz de rango fila completo (r número de parámetros por estimar, n número de variables del sistema) y $d (rx1)$: posible vector no cero. Así mismo, dichas restricciones pueden formularse de manera explícita a través de (19):

$$(19) \quad \text{vec}(C_0) = S\gamma + s$$

donde $S (n^2xl)$: matriz de rango columna completo ($l = n^2 - r$) y $s (n^2x1)$ posible vector no cero. En particular, γ es un vector conformado por los parámetros de C_0 por estimar. La relación entre las formas implícita y explícita se presenta en (20).

$$(20) \quad \begin{aligned} R S &= [0]_{(rxl)} \\ R s &= d_{(rx1)} \end{aligned}$$

La condición de rango se tiene si la matriz $R(I_n \otimes C_0)\tilde{D}_n$ es de rango columna $n(n-1)/2$, donde la matriz \tilde{D}_n es de rango columna $(n^2 \times n(n-1)/2)$. Es importante señalar que, como lo señala Spanos (1995)¹², la condición de rango depende del conjunto de restricciones, en lo referente a sus posiciones dentro del sistema, y no de la información sobre las variables bajo estudio.

B. ESTIMACIÓN FIML

Una vez alcanzada la fase de identificación, se procede a la estimación mediante *FIML*¹³. La cual parte de la forma explícita presentada en (19) y mediante la regla de la cadena determina el vector *score* del vector de parámetros por estimar γ , tal que:

$$(21) \quad f'(\gamma) = f'(\text{vec}(C_0))S$$

¹² Capítulo 25, sección 25.3 definición 2.

¹³ *Full Information Maximum Likelihood*.

En (22) se presenta la condición de primer orden para la maximización de la función de verosimilitud con respecto a γ y en (23) la correspondiente matriz de información:

$$(22) \quad f'(vec(C_0))S = [0]_{(1 \times I)}$$

$$(23) \quad I(\gamma) = S' [I(vec C_0)] S$$

de tal forma que, utilizando el vector *score* (21) y la matriz de información (23) se implementa el algoritmo *score* para encontrar el estimador *FIML* del vector de parámetros (γ). Dicho algoritmo utiliza el siguiente esquema recursivo:

$$(24) \quad \gamma_{j+1} = \gamma_j + [I(\gamma_j)]^{-1} f(\gamma_j)$$

Una vez obtenido $\tilde{\gamma}$, a partir de la recursión, se obtiene el estimador *FIML* de $vec(C_0)$. Los valores iniciales¹⁴, requeridos por el algoritmo, son seleccionados, dentro de un proceso de múltiples ensayos, como aquellos que permiten estimar una matriz C_0 , de la cual puede derivarse un conjunto de funciones de impulso-respuesta consistentes con la teoría. Pueden utilizarse otros métodos de estimación¹⁵, como *GMM* (Engle y McFadden, 1999 y Fleischman, 1999).

V. RESULTADOS

Los resultados presentados en esta sección se obtienen a partir del sistema de información del *SVAR* correspondiente a la representación (10B), la cual fue seleccionada como la más adecuada con base en los resultados del análisis de impulso-respuesta y en la evolución histórica de los desequilibrios reales estimados. Dicho sistema está constituido por el logaritmo de los precios y del producto, la capacidad utilizada de la industria y la tasa de desempleo correspondientes al período comprendido entre el primer trimestre de 1981 y el tercer trimestre de 2000. Una primera etapa del análisis se concentra en determinar el orden de integración de las variables que constituyen el sistema. En el caso en que las series sean integradas de orden uno, $I(1)$, es necesario realizar pruebas sobre existencia de

¹⁴ Como lo señalan Amisano y Giannini (1997). "Choosing the recursion starting values with great care, we can assume a consistent estimate ($\tilde{\gamma}$) of the 'true' value (γ_0) can be obtained".

¹⁵ Los cuales no exigen un comportamiento normal multivariado en los residuales.

relaciones cointegrantes entre ellas, con el fin de determinar si se usa la metodología *VAR* estructural o si, por el contrario, se debe llevar a cabo la estimación de un *VEC* estructural. Una vez se determina la posibilidad de utilizar el esquema *VAR* estructural, el siguiente paso es examinar la longitud adecuada del rezago del *VAR* y efectuar las pruebas multivariadas de normalidad y de ruido blanco sobre los residuos¹⁶.

Como un segundo chequeo del contenido económico del sistema, se presentan los impulsos-respuestas y, a continuación, la metodología utilizada para construir las brechas de producto y desempleo y las medidas de esas variables.

A. ORDEN DE INTEGRACIÓN Y COINTEGRACIÓN

La determinación del orden de integración de las variables examinadas se lleva a cabo mediante las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller (1981) y Kwiatkowski et al. (1992). Para el caso de la inflación trimestral o primera diferencia del logaritmo de los precios se realiza una prueba adicional sugerida por Osborn et al. (1988), la cual considera el problema de la existencia de una raíz unitaria regular junto con una raíz unitaria estacional.

Las estadísticas tipo Dickey-Fuller (*DF* en adelante), a un nivel de significancia del 5% ($\alpha=0,05$), permiten concluir que no existe evidencia para rechazar la hipótesis de existencia de raíz unitaria en cada una de las variables consideradas. La prueba de Kwiatkowski et al., de otro lado, al mismo nivel de significancia, confirma los resultados encontrados al utilizar la prueba *DF*, en lo concerniente a los precios, el producto y la tasa de desempleo¹⁷ y un resultado contrario en lo referente a la capacidad utilizada. Sin embargo, al considerar un nivel de significancia del 10% ($\alpha=0,10$), la prueba de Kwiatkowski et al. confirma, sobre dicha serie, el resultado obtenido mediante *DF*. Es decir, no existe evidencia para rechazar la existencia de raíz unitaria en las series en niveles.

Las dos pruebas coinciden en sugerir un comportamiento estacionario en la primera diferencia del producto, la tasa de desempleo y la capacidad utilizada, como

¹⁶ Es de señalar que, la estimación bajo *FIML* exige un comportamiento normal multivariado de los residuos.

¹⁷ Sobre esta serie, también se lleva a cabo la prueba de Perron. Sin embargo, los resultados no son concluyentes, ya que no se alcanza el comportamiento esperado de las determinísticas bajo la hipótesis nula.

también, en la existencia de una raíz unitaria en la primera diferencia de los precios. Dado que este último resultado es contra-intuitivo, se lleva a cabo la prueba de Osborn et al., la cual sugiere la existencia de una raíz unitaria a la frecuencia estacional y rechaza la existencia de raíz unitaria a la frecuencia regular. Así, las series bajo estudio, en sus niveles, se consideran integradas de orden uno, $I(1)$.

Dado que las series estudiadas son integradas de orden uno, $I(1)$, es necesario llevar a cabo pruebas sobre cointegración con el fin de discernir si se sigue una metodología VAR estructural o si, por el contrario, debe estimarse un VEC estructural. Es necesario aclarar que, en este caso, la teoría económica no es clara en sugerir la existencia de una relación de cointegración entre las variables bajo análisis. Sin embargo, la revisión de dicho aspecto se lleva a cabo como un requerimiento de la metodología econométrica.

El análisis de cointegración considera la existencia de uno hasta seis rezagos y los modelos: i) *drift*, el cual considera una tendencia lineal determinística en los niveles de las variables, y ii) *cidrift*, el cual reconoce la existencia de tendencia lineal en el vector de cointegración. La selección de estos modelos se basa en que en la mayoría de los casos las variables exhiben tendencia lineal en sus niveles y, en consecuencia, se hace necesario dirimir entre los dos modelos citados, es decir, acerca de la selección de determinísticas propuesta por Johansen (1994). En términos generales si existe cointegración y ésta es coherente con la teoría económica, difícilmente interpretable en nuestro sistema de información, la selección de las componentes determinísticas se lleva a cabo a través de pruebas de exclusión (Johansen, 1995). El siguiente paso se centra en la evaluación del comportamiento de los residuales. Estos se definen como adecuados si son ruido blanco y normales multivariados (Lütkepohl, 1993).

Como es de esperarse, la estrategia de análisis de cointegración¹⁸, mencionada anteriormente, permite concluir que no existe una relación de equilibrio de largo plazo entre: los precios, el producto, la capacidad utilizada y la tasa de desempleo. Por consiguiente, el ejercicio puede llevarse a cabo a través del enfoque VAR estructural.

B. ESTIMACIÓN DEL VAR ESTÁNDAR

La determinación de la longitud del VAR estándar, considerando las variables estacionarias, ecuación (8), en el cual se basa la modelación VAR estructural, se lleva

¹⁸ Los resultados de cointegración se encuentran a disposición del lector.

a cabo con base en el comportamiento multivariado de los residuales (ruido blanco y normalidad) correspondientes con los modelos que consideran de uno a seis rezagos. De acuerdo con DeSerres y Guay (1995), se selecciona como la longitud adecuada aquella que exhibiendo un comportamiento óptimo multivariado en los residuales sea la mayor en longitud¹⁹ dentro de las analizadas.

En el Anexo 2, se presentan los resultados de las pruebas sobre normalidad y ruido blanco multivariados. La selección del rezago cuatro como longitud óptima se basa en el punto ya mencionado. Es decir, este rezago se define como el máximo para el cual no se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis de residuales que siguen un comportamiento normal y de ruido blanco multivariado a un nivel de significancia $\alpha = 5\%$. El Anexo 3 reporta la estimación del VAR estándar, VAR(4). Es de señalar que, dicha modelación incluye también variables “*dummies*” estacionales centradas y variables de intervención. El Anexo 3A presenta las estadísticas univariadas y multivariadas de comportamiento de los residuales. Es importante recordar que el modelo VAR estándar es la base del modelo VAR estructural. Así, un modelo VAR mal especificado, en lo referente a la violación de los supuestos básicos, conduce a resultados incorrectos en el VAR estructural. Dado que la estimación se lleva a cabo a través de *FIML*, a partir de la ecuación (17), se requiere la condición de normalidad. Es decir, si los residuales no siguiesen una distribución normal multivariada, la estimación no podría efectuarse de tal forma.

C. ANÁLISIS DE IMPULSO-RESPUESTA EN EL SISTEMA²⁰

En el Gráfico 1, se presentan las funciones de impulso-respuesta de las variables endógenas a los “*shocks*” estructurales. El examen se realiza sobre los niveles de las variables y muestra cómo responde la variable respectiva ante un “*shock*” estructural.

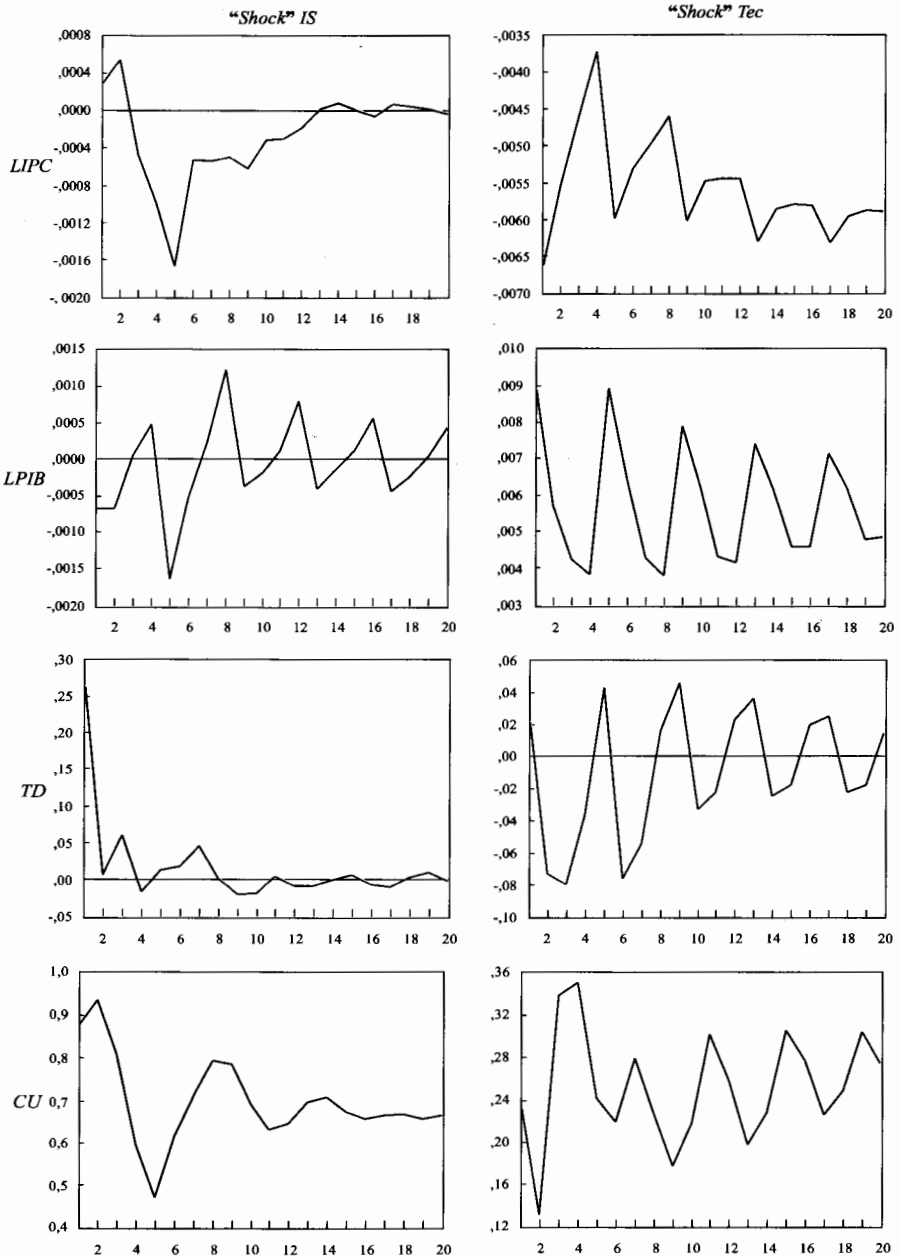
En la mayoría de los casos los impulsos-respuestas responden como la teoría lo sugiere. Las únicas excepciones son el aumento inicial del desempleo y la reducción del producto como consecuencia de un “*shock*” positivo *IS*. En todo caso, en el largo plazo no existe un efecto perdurable de tal “*shock*” sobre dichas variables. El resultado de corto plazo trae consigo algunas sorpresas frente al comportamiento de la relación inflación y producto.

¹⁹ Como lo señalan DeSerres y Guay (1995), la utilización de una estructura de rezagos excesivamente parsimoniosa en el VAR estándar puede llevar a un sesgo significativo en la estimación de las componentes estructurales.

²⁰ Sistema correspondiente a la matriz multiplicadora de largo plazo presentada en (10B).

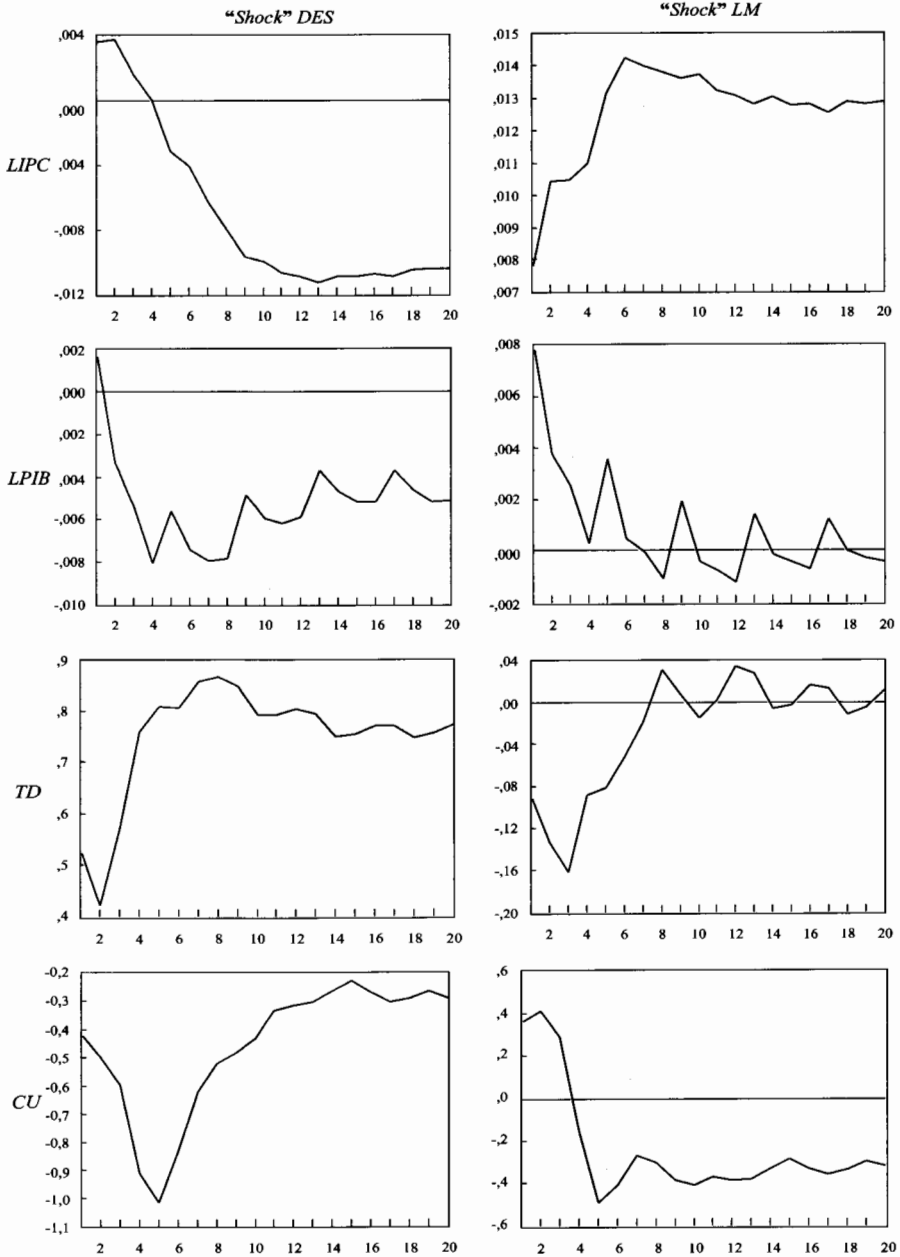
Gráfico 1

Análisis de impulso respuesta en el VAR estructural



Fuente: Banco de la República, SGEE.

Gráfico 1 (continuación)
Análisis de impulso respuesta en el VAR estructural



Fuente: Banco de la República, SGEE.

Los “*shocks*” de oferta (tecnológico y desempleo) generan co-movimientos negativos del producto y la inflación. En el caso del desempleo y la inflación los “*shocks*” de oferta, asociados al “*shock*” tecnológico, muestran una reducción de la inflación que revierte al tiempo que se disminuye el desempleo. Ante el “*shock*” de desempleo, el incremento en precios va acompañado de un aumento en el desempleo. En el largo plazo la inflación disminuye y el desempleo aumenta. Los “*shocks*” de demanda *IS* y *LM*, por su parte, generan co-movimientos negativos entre la inflación y el producto, resultado no esperado.

De acuerdo con la teoría, el efecto de un “*shock*” tecnológico sobre el desempleo es ambiguo. Se presenta un aumento positivo de la productividad del trabajo que incrementa la demanda de éste y reduce el desempleo y, al tiempo, el incremento de la productividad conlleva un menor requerimiento de trabajadores para llegar a un mismo producto. En nuestro caso, el “*shock*” tecnológico reduce el desempleo en el corto plazo aunque en el largo plazo éste se mueve alrededor del cero de referencia.

Un punto interesante es el efecto negativo de un “*shock*” positivo de desempleo sobre la utilización de la capacidad instalada. Este comportamiento refleja que los factores no son sustitutos perfectos. Muy importante es el incremento sostenido de la inflación en el largo plazo como consecuencia de un “*shock*” monetario *LM*.

Como se observa en el Gráfico 1, parece existir un patrón estacional en los resultados asociados al producto o al “*shock*” tecnológico. Dichos resultados son molestos en el sentido de no ser esperados teóricamente. Sin embargo, la explicación puede estar asociada a la conformación de la serie trimestral del producto, basada en dos metodologías diferentes (*DNP-DANE*)²¹.

D. CONSTRUCCIÓN DE LOS GAPS

De acuerdo con el conjunto de restricciones teóricas impuestas sobre el sistema de información, ecuación (10B), el *GAP* del producto puede ser estimado a partir de la integración de la serie resultante de la suma de los “*shocks*” transitorios, en particular, de los “*shocks*” *IS* y *LM*. Esta selección está basada en consideraciones teóricas. En este caso, la brecha se construye con “*shocks*” que de acuerdo con la teoría no tienen efectos de largo plazo sobre la producción. En consecuencia, se tiene:

²¹ Este problema podría superarse en el momento en que se cuente con una única serie, construida con una misma metodología.

$$(25) \quad \Delta LPIB_t^{GAP} = \sum_j C_{21}(j) \varepsilon_{t-j}^{IS} + \sum_j C_{24}(j) \varepsilon_{t-j}^{LM}$$

$$(26) \quad LPIB_t^{GAP} = \text{Integrado}(\Delta LPIB_t^{GAP})$$

En este contexto, se define integrado como el proceso a partir del cual se recupera la serie en niveles después de haber llevado a cabo el proceso de diferenciación²². Dado que el producto potencial se determina como el observado menos su *GAP*, es decir:

$$(27) \quad LPIB_t^{POT} = LPIB_t - LPIB_t^{GAP}$$

El *GAP* de desempleo, por su parte, se obtiene a partir de la integración del *GAP* del cambio de la tasa de desempleo, donde, este último se construye como la suma de los “*shocks*” transitorios *IS*, *Tec* y *LM*, presentada en:

$$(28) \quad \Delta TD_t^{GAP} = \sum_j C_{31}(j) \varepsilon_{t-j}^{IS} + \sum_j C_{32}(j) \varepsilon_{t-j}^{Tec} + \sum_j C_{34}(j) \varepsilon_{t-j}^{LM}$$

$$(29) \quad TD_t^{GAP} = \text{Integrado}(\Delta TD_t^{GAP})$$

la tasa de desempleo de largo plazo se determina como la tasa de desempleo observada menos su correspondiente *GAP*.

VI. LOS DESEQUILIBRIOS REALES

En esta sección se hace un análisis de los desequilibrios reales en la economía colombiana. Para tal fin, se presentan las brechas de producto y de desempleo, estimadas mediante la metodología *SVAR*. Igualmente, el producto permanente y la tasa permanente de desempleo²³.

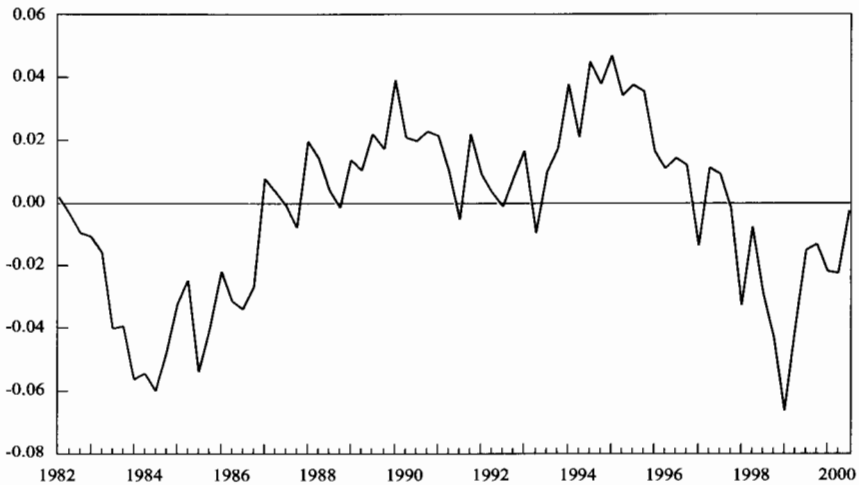
A. BRECHA DEL PRODUCTO

El Gráfico 2 presenta la estimación de la brecha del producto. Este resultado muestra algunos hechos intuitivos que vale la pena señalar. Como se observa, inicialmente

²² Es de anotar que la integración de la serie parte de un valor inicial igual al promedio de la serie $\Delta LPIB_t^{GAP}$, la cual por construcción es estacionaria.

²³ En teoría, del sistema seleccionado podría ser posible la extracción de una brecha de capacidad utilizada consistente con la información considerada. Sin embargo, los resultados no son satisfactorios y por ende no se reportan.

Gráfico 2
GAP del producto



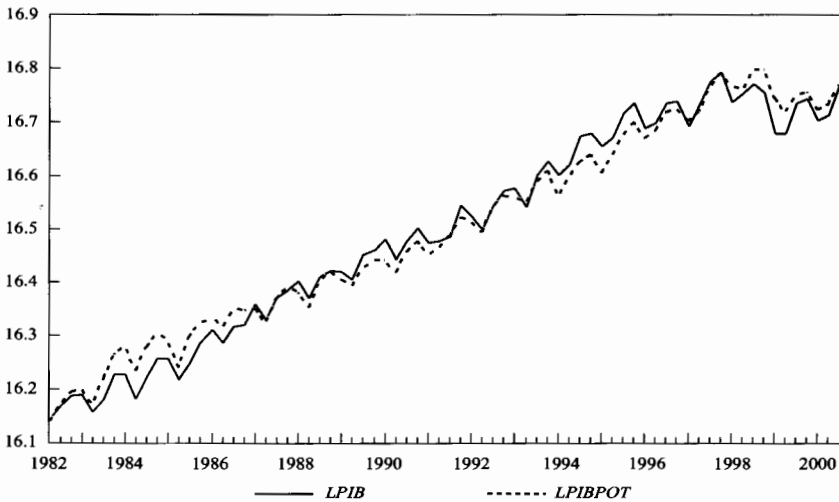
Fuente: Cálculos de los autores.

se obtiene una brecha negativa que se inicia a la altura de 1982 y alcanza su sima en el segundo trimestre de 1984. Posteriormente, la brecha se cierra hacia 1987, año en que comienza una brecha positiva de producto que se extiende hasta 1991, momento en que la brecha positiva se cierra. En otras palabras, el ciclo completo entendido como una brecha negativa seguida de una positiva tiene una duración de nueve años en total. En 1992 se inicia una nueva fase de brecha positiva que va a durar cuatro años. En un primer momento no es muy clara esta situación que se consolida en 1993. En 1997 la economía colombiana pasa a una nueva fase de brecha negativa, la cual comienza a cerrarse desde 1999.

Esta última fase de brecha negativa es mayor en magnitud que la anterior (1982-1987). Se observa, así mismo, que la brecha negativa comienza a cerrarse a finales del año 2000, momento hasta el cual llevamos a cabo el ejercicio.

El Gráfico 3 presenta la descomposición entre el producto potencial y el producto corriente que surge del ejercicio. Como rasgo destacado, se observa una caída en el producto potencial en el período reciente, hecho que está, sin duda, relacionado con el desempleo, la destrucción de capital y la reducción de la inversión y, por

Gráfico 3
PIB observado y potencial



Fuente: Cálculos de los autores.

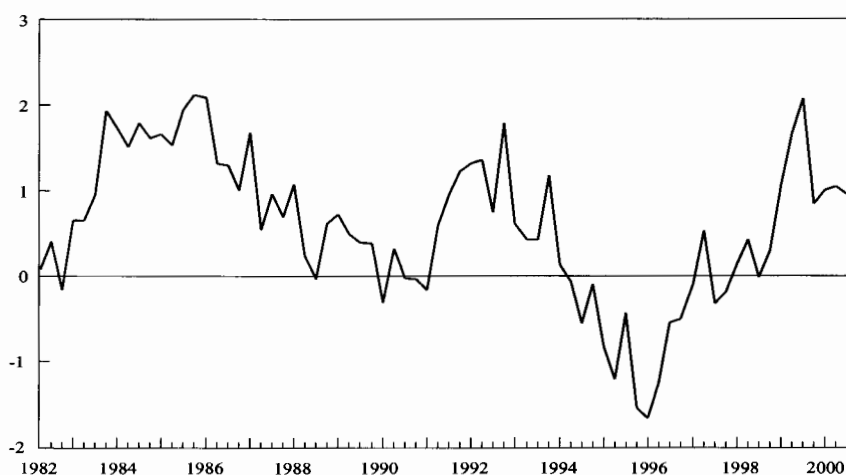
ende, del crecimiento de la capacidad instalada, como consecuencia de la recesión. Este resultado refleja un desplazamiento hacia adentro de la frontera de posibilidades de producción de la economía colombiana, lo cual lleva a que se alcance más rápidamente el potencial de producción, como se observa en el Gráfico 2.

B. BRECHA DEL DESEMPLEO

Al contrario de lo esperado, la brecha del desempleo no es una especie de imagen en el espejo de la brecha del producto (Gráfico 4). Existen algunas diferencias en la conformación de las fases y se puede notar la persistencia que existe en la brecha de desempleo comparada con la del producto. Esto refleja el efecto que sobre el desempleo tienen los “shocks” IS, LM y, especialmente, los tecnológicos.

La fase de brecha positiva de la década de los años 80, en la que el desempleo corriente se encuentra por encima del potencial, se extiende desde 1982 hasta 1990, alrededor de ocho años, mientras que la brecha de producto que coincide parcialmente con ella había tenido una duración de seis años. Posteriormente, se

Gráfico 4
GAP de la tasa de desempleo

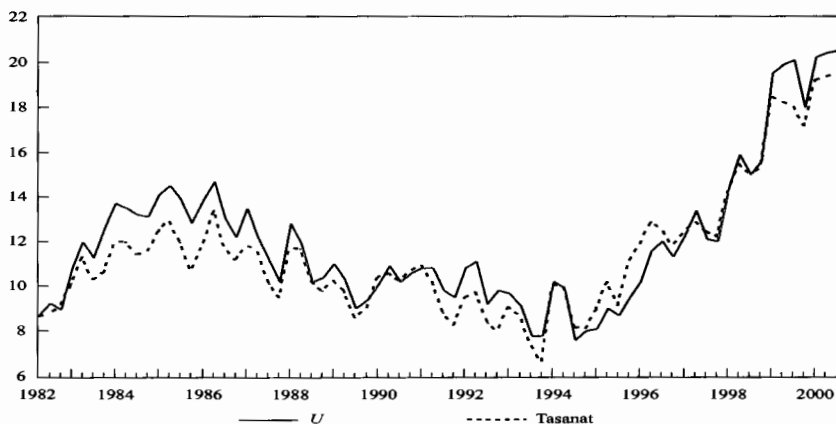


Fuente: Cálculo de los autores.

da una nueva brecha positiva de desempleo que va a perdurar hasta 1994, sin pasar por la brecha negativa. Esta fase coincide con una transición en que el mercado de bienes parece estar cerca al equilibrio y en la cual no se consolida la brecha positiva hasta 1993. El comienzo de la fase negativa, en el año 1994, muestra un rezago cercano a un año con relación al observado para el producto. A la altura de 1997, se registra la transición hacia la fase de brecha positiva en que hoy nos encontramos. El cierre de la brecha es más lento que el producto, como se puede ver al final de la muestra.

Si bien hacia mediados del año anterior la brecha, en este caso positiva, del desempleo comenzaba a cerrarse, el Gráfico 5 muestra cómo todavía existe una distancia considerable entre la tasa corriente y el componente de tendencia de la tasa de desempleo. Este resultado confirma que los *GAPS* de desempleo son más persistentes que los de producto y por esa razón duran más tiempo. En una coyuntura como la actual en la que una reducción de la tasa de desempleo se percibe como una necesidad urgente, nuestro resultado demuestra que cualquier afirmación con relación a ese descenso debe tomarse con cautela. Sólo en la medida en que se reduzca la brecha de producto se generará una reacción en la respectiva brecha del desempleo.

Gráfico 5
Tasa de desempleo y componente de tendencia
de la tasa de desempleo



Fuente: Cálculos de los autores.

Desde 1994, se observa, adicionalmente, un incremento sostenido del componente de tendencia de la tasa de desempleo²⁴. Este resultado sugiere que los “*shocks*” de demanda, que permiten la consolidación de la brecha positiva de producto, tienen un efecto rezagado sobre el componente de tendencia de la tasa de desempleo. En otras palabras, este comportamiento podría reflejar efectos de persistencia cada vez mayores que llevan a que los cambios en la tasa de desempleo induzcan a cambios en la tendencia.

A propósito de la tendencia de la tasa de desempleo, preferimos referirnos a ese concepto y no al de tasa natural o al de *NAIRU*, precisamente teniendo en cuenta en su estimación factores que generan inercia nominal como los “*shocks*” *IS* y *LM*. Aunque somos conscientes de que la reducción de la tasa de desempleo por debajo de la tasa de tendencia en algún punto generará presiones inflacionarias, las características mismas de la serie desempleo llevan a que la tasa de tendencia se reduzca a medida que se contrae el desempleo.

²⁴ Un resultado similar encuentran Arango y Posada (2001). Estos autores sugieren, que ese componente de tendencia debe ser ajustado por el salario real, dado el papel que en la persistencia del desempleo tiene esta variable, la cual no se ha ajustado para estabilizar el mercado laboral.

C. ANÁLISIS DE CORRELACIÓN CRUZADA

El análisis anterior permite presentar las diferencias en el tamaño y la dinámica de las brechas reales. Estas diferencias reposan, para el caso de las brechas de desempleo y de producto, en que estas variables responden de manera diferente a los “shocks” comunes dentro del mismo sistema.

Sin embargo, si las brechas reflejan la realidad deben tener relación entre ellas. El análisis de correlación cruzada que se hace a continuación permite efectuar el punto de manera formal. El análisis se lleva a cabo entre los desequilibrios reales, estimados a partir del modelo VAR estructural, pre-blanqueados siguiendo la metodología propuesta por Box-Jenkins (Wei, 1990).

Como es de esperarse (Cuadro 3), el GAP del producto, en general, presenta correlación negativa con el GAP de desempleo. Encontrándose, que el GAP del producto tiende a ser una variable líder del GAP del desempleo, con un rezago de un período de diferencia.

Cuadro 3
Correlación entre desequilibrios reales

(1)	(2)	Correlación entre (1) en (t) y (2) en (t-j)								
		J=-4	J=-3	J=-2	J=-1	J=0	J=1	J=2	J=3	J=4
GAP PIB ^(P)	GAP TD ^(P)	-0.0513	-0.0024	-0.1862	-0.3435(*)	0.0707	0.1530	-0.0727	-0.0373	-0.0097

(*) Significativo al 5,0%.
(P) Pre-blanqueadas.

VII. CONCLUSIONES

Este documento busca contribuir a la discusión acerca de la construcción de las brechas reales, así como a su análisis. Al respecto, se presentan dos brechas reales y, por ende, las descomposiciones en componente permanente y transitorio del producto y del desempleo.

Los dos GAP provienen de un mismo VAR estructural (SVAR) que incluye como variables el producto, el índice de precios al consumidor, la tasa de desempleo y la

utilización de capacidad instalada. Para la construcción de los *GAP* a partir del *SVAR* se identifican los “*shocks*” fundamentales de oferta y demanda.

Los resultados obtenidos permiten hacer algunas inferencias sobre la estructura de la economía colombiana así como de su situación actual. En el *SVAR*, por ejemplo, se observa que la inflación es causada por “*shocks*” nominales. Los “*shocks*” de oferta y de demanda generan, a su vez, correlaciones entre variables reales y nominales. De otro lado, el *GAP* de producto es más pequeño y volátil que el de desempleo. Este último es más grande y persistente.

Esos resultados pueden interpretarse como la recuperación de la economía colombiana, por lo menos como lo reflejan los datos disponibles al realizarse el trabajo. Esa recuperación no incorpora inmediatamente a los efectivos laborales presentes en el mercado ni significa un ajuste inmediato del acervo de capital como se constata por la desaceleración del crecimiento potencial. En la industria puede existir todavía un exceso de capacidad instalada, y este sector, a diferencia de otros, podría utilizar más intensivamente los factores de producción antes de contratar trabajadores o de invertir.

Las empresas pueden beneficiarse sobre todo de la recuperación para mejorar sus precios y reconstituir sus márgenes de ganancia hasta ahora contenidos o deprimidos por la recesión. Al fin de cuentas el desarrollo de tensiones salariales, a medida que la situación del mercado de trabajo se mejora, genera una aceleración de la inflación.

El caso del potencial del desempleo es más complejo y demuestra los cambios estructurales que pueden haberse presentado en el mercado laboral. El ejercicio presenta un incremento de la tasa de tendencia del desempleo desde 1994 que puede estar asociado con los cambios en las características de la serie original. Sin duda, este punto requiere una investigación más a fondo.

REFERENCIAS

- Adams, C.; Coe, D. (1990). "A Systems Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States", *Fondo Monetario Internacional, Staff Papers*, Vol. 37, pp. 232-293.
- Apel, M.; Jansson, P. (1997). "System Estimates of Potential Output and the NAIRU", *Sveriges Riskbank, Working Papers*, No. 41.
- Amisano, G.; Giannini, C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, segunda edición.
- Arango, L.; Posada, C. E. (2001). "El desempleo en Colombia", *Banco de la República, Borradores de Economía*, No. 176.
- Astley, M.; Yates, A. (1999). "Inflation and Real Disequilibria", *Banco de Inglaterra, Working Paper*, No. 103.
- Baude, Jean; Cette, G. (1997). "An Empirical Assesment of the Link Between the Output GAP and Inflation and the French Economy", *Monetary Policy and the Inflation Process, BIS Conference Papers*, Vol. 4.
- Baude, Jean (1997). "Inflation et cycle d'activité en France", *Bulletin de la Banque de France*, No. 48, diciembre.
- Belton, W.; Cebula, R. (2000). "Capacity Utilization Rates and Unemployment Rates: Are They Complements or Substitutes in Warning About Future Inflation", *Applied Economics*, No. 32, pp. 1521-1532.
- Bernanke, B. (1986). "Alternative Explanation of the Money-Income Correlations", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25, otoño, pp. 49-99.
- Blanchard, O. J.; Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *The American Economic Review*, No. 79, septiembre.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Contracts in a Utility Maximising Framework", *Journal of Monetary Economics*, No. 12 (septiembre), pp. 383-398.
- Cooley, T.; Leroy, V. (1985). "A theoretical Macroeconometrics: A Critique", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, junio, pp. 283-308.

- DeSerres, A.; Guay, A. (1995). "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions", *Banco del Canadá*, Working Paper, No. 95-9.
- Dickey, D. A.; Fuller, W. A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, No. 49.
- Doornik, J.; Hansen, H. (1994). "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality", Nuffield College, Oxford and University of Copenhagen, Dinamarca.
- Driver, R. L.; Fisher P. G.; Mahadeva, L.; Whitley, J. D. (1999). "Inflation and the Output GAP", *Banco de Inglaterra*, mimeo.
- Engle, R.; McFadden, D. (1999). *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Elsevier.
- Espinosa-Vega, M.; Rusell, S. (1997). "History and Theory of the NAIRU. A critical review", *Economic Review*, segundo trimestre, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Fisher, P. G.; Mahadeva, L.; Whitley, J. D. (1997). "The Output GAP and Inflation - experience at the Bank of England", *Monetary Policy and the Inflation Process*, BIS Conference Papers, Vol. 4.
- Fleischman, C. (1999). "The Causes of Business Cycles and the Cyclicity of Real Wages", *Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Johansen, S. (1994). "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables", *Econometric Review*, No. 13.
- _____ (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*, *Advanced Text in Econometrics*, Oxford University Press.
- Julio, J.; Gómez, J. (1998). "Output GAP Estimation, Estimation Uncertainty and its Effects on Policy Rules", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 34.
- Koenig, E. (1996). "Capacity Utilization as a Real-Time Predictor of Manufacturing Output", *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 3er. trimestre, pp. 16-23.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Sin, Y. (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.

- Lalonde R. (1999). "The U. S. Capacity Utilization Rate: A New Estimation Approach", *Banco del Canadá*, Working Paper, No. 99-14.
- López E.; Misas, M. (1998). "Un examen empírico de la curva de Phillips en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 34.
- Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, 2ª. ed.
- Magnus, J.; Neudecker, H. (1999). *Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Econometrics*, Wiley Series in Probability and Statistics.
- Melo, L. F.; Riascos, A. (1997). "El producto potencial utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación: una aplicación para Colombia", *Banco de la República*, Borradores Semanales de Economía, No. 083.
- Melo, L. F.; Hamann, F. (1998). "Inflación básica: una estimación basada en modelos VAR estructurales", *Banco de la República*, Borradores Semanales de Economía, No. 086,.
- Misas, M.; López, E. (2000). "La utilización de la capacidad instalada de la industria en Colombia: un nuevo enfoque", *Banco de la República*, Borradores Semanales de Economía, No. 153.
- _____; _____ (1998). "El producto potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural", *Banco de la República*, Borradores Semanales de Economía, No. 94,.
- Misas M.; Posada, C. E. (2000). "Crecimiento y ciclos económicos en Colombia en el siglo XX: el aporte de un VAR estructural", *Banco de la República*, Borradores de Economía No. 176.
- Mishkin, F. (2000). "Inflation Targeting for Emerging Market Economies", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, May, pp.105-109.
- Okun A. (1962). "Potential GNP: Its Measurement and Significance", Proceedings of Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Washington, D.C., pp. 145-58. Reproducido en Okun, A. (1983). *Economics for Policy Making*, MIT Press.
- Osborn, D., Chui, A. P. L.; Smith, J.; Birchenhall, C. R. (1988). "Seasonality and the Order of Integration for Consumption", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 50.

- Prieto, W., Rodríguez, N. (1997). “Una aproximación al PIB potencial en Colombia: El enfoque de una función de producción”, Mimeo., *Banco de la República*, SGEE.
- Sims, C. (1980). “Macroeconomics and Reality” *Econometrica*, Vol 48, enero, pp. 1-47.
- Spanos, A. (1995). *Statistical foundations of econometric modelling*, Cambridge University Press.
- St-Amant, P.; Van Norden, S. (1997). “Measurement of the Output GAP: a discussion of Recent Research at the Bank of Canada”, *Monetary Policy and the Inflation Process*, BIS Conference Papers, Vol. 4.
- Sterne, G. (2000). “Inflation Targets in a Global Context”, Mimeo. IV Annual Conference of the Central Bank of Chile.
- Watanabe, T. (1997). “Output GAP and Inflation: the case of Japan”, *Monetary Policy and the Inflation Process*, BIS Conference Papers, Vol. 4.
- Wei, W. (1990). *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*, Addison-Wesley.
- Woodford, M. (1999). “Revolution and Evolution in Twentieth-Century Macroeconomics”, Mimeo, Princeton University.

ANEXO 1

PRUEBAS SOBRE EXISTENCIAS DE RAÍZ UNITARIA

Variables	Dickey-Fuller (*)	KPSS (**)	Osborn et al. (***)
Variables en niveles			
<i>LIPC</i>	$\tau_\mu = -1.489$	Lags: 4	$\eta_\mu = 2.102$
	VC: 5% -2.900	LB (*): 0.303	VC: 5% 0.463
	10% -2.587		10% 0.347
<i>LPIB</i>	$\tau_\mu = -1.226$	Lags: 6	$\eta_\mu = 2.078$
	VC: 5% -2.901	LB (*): 0.846	VC: 5% 0.463
	10% -2.587		10% 0.347
<i>CU</i>	$\tau_\mu = -2.407$	Lags: 4	$\eta_\mu = 0.425$
	VC: 5% -2.900	LB (*): 0.704	VC: 5% 0.463
	10% -2.587		10% 0.347
<i>U</i>	$\tau_\mu = -0.798$	Lags: 4	$\eta_\mu = 0.562$
	VC: 5% -2.900	LB (*): 0.775	VC: 5% 0.463
	10% -2.587		10% 0.347
Variables en primera diferencia			
$\Delta LIPC$	$\tau = -1.001$	Lags: 3	$\eta_\mu = 0.7300$
	VC: 5% -1.944	LB (*): 0.262	VC: -2.09
	10% -1.618		5% 0.463
$\Delta LPIB$	$\tau_\mu = -3.394$	Lags: 5	$\eta_\mu = 0.1647$
	VC: 5% -2.901	LB (*): 0.864	VC: 5% 0.463
	10% -2.587		10% 0.347
ΔCU	$\tau = -4.261$	Lags: 5	$\eta_\mu = 0.0724$
	VC: 5% -1.944	LB (*): 0.754	VC: 5% 0.463
	10% -1.618		10% 0.347
ΔU	$\tau = -2.717$	Lags: 3	$\eta_\mu = 0.3155$
	VC: 5% -1.944	LB (*): 0.801	VC: 5% 0.463
	10% -1.618		10% 0.347
<p>(*) La estimación del estadístico Ljung-Box (LB) se basa en el rezago de orden $T/4$, se reporta su correspondiente p-value.</p> <p>(**) En la estimación de la ventana de Bartlett se utiliza $L4$.</p> <p>(***) Los valores críticos reportados para la prueba de Osborn et al. son presentados por Osborn et al. (1988).</p>			

ANEXO 2

RESULTADOS DE LAS PRUEBAS MULTIVARIADAS SOBRE: RUIDO BLANCO Y NORMALIDAD

Rezagos	Ruido blanco Pormanteau (*) P_h $\chi^2(k^2(h-p))$	Normalidad Prueba de Doornik - Hansen (*) E_p
1	6.70E-7	0.8047
2	0.0148	0.7743
3	0.1650	0.4440
4	0.0783	0.6662
5	0.0446	0.6737
6	0.0008	0.2402

(*) P-values.

ANEXO 3

ESTIMACIÓN VAR

	$\Delta LIPC_t$ (1)	$\Delta LPiB_t$ (2)	ΔCU_t (3)	ΔU_t (4)
$\Delta LIPC_{t-1}$	0.114319 (0.946)	-0.160210 (-1.195)	1.995883 (0.301)	8.570484 (0.717)
$\Delta LPiB_{t-1}$	0.194133 (1.661)	-0.500366 (-3.857)	-3.363976 (-0.525)	-7.063437 (-0.610)
ΔCU_{t-1}	0.000538 (0.386)	0.001424 (0.922)	-0.187258 (-2.455)	0.088836 (0.645)
ΔU_{t-1}	-0.000524 (-0.227)	-0.005833 (-2.284)	-0.359602 (-2.852)	-0.110399 (-0.484)
$\Delta LIPC_{t-2}$	-0.074418 (-0.611)	-0.090419 (-0.669)	2.386617 (0.357)	-25.46292 (-2.113)
$\Delta LPiB_{t-2}$	0.121536 (1.067)	-0.442707 (-3.503)	-4.832294 (-0.774)	4.052750 (0.359)
ΔCU_{t-2}	-0.000424 (-0.324)	0.000909 (0.626)	-0.067364 (-0.940)	-0.111747 (-0.863)
ΔU_{t-2}	-0.002750 (-1.161)	-0.007066 (-2.688)	0.101935 (0.785)	-0.204550 (-0.872)
$\Delta LIPC_{t-3}$	0.020061 (0.162)	-0.219828 (-1.608)	0.984651 (0.145)	-28.14418 (-2.309)
$\Delta LPiB_{t-3}$	0.160057 (1.404)	-0.534109 (-4.221)	9.834715 (1.574)	-18.01659 (-1.597)
ΔCU_{t-3}	-0.000548 (-0.418)	0.001063 (0.732)	-0.122926 (-1.715)	-0.128462 (-0.992)
ΔU_{t-3}	-0.002005 (-0.803)	-0.007350 (-2.651)	0.254537 (1.859)	-0.421205 (-1.704)
$\Delta LIPC_{t-4}$	0.322954 (2.500)	-0.108951 (-0.759)	-8.457862 (-1.194)	-16.95806 (-1.326)
$\Delta LPiB_{t-4}$	0.059740 (0.517)	0.263521 (2.057)	9.544476 (1.509)	-23.60326 (-2.067)
ΔCU_{t-4}	-2.81E-05 (-0.019)	-0.002409 (-1.545)	-0.016206 (-0.210)	-0.160518 (-1.154)
ΔU_{t-4}	-0.004669 (-1.837)	-0.003716 (-1.317)	0.193062 (1.386)	-0.383731 (-1.525)
<i>C</i>	0.028316 (2.663)	0.051293 (4.347)	0.055029 (0.094)	3.696496 (3.514)
<i>DQ1</i>	0.025807 (1.872)	-0.037083 (-2.423)	3.377905 (4.471)	-7.851342 (-5.755)
<i>DQ2</i>	0.007993 (0.507)	-0.025470 (-1.456)	1.692432 (1.960)	-4.863415 (-3.119)
<i>DQ3</i>	-0.005250 (-0.383)	-0.004322 (-0.284)	-0.257257 (-0.342)	-2.960067 (-2.183)
<i>DI1</i>	0.014052 (0.900)	0.035885 (2.072)	-0.978380 (-1.144)	4.151676 (2.689)
<i>DI2</i>	-0.001605 (-0.104)	-0.035556 (-2.078)	2.249481 (2.662)	-3.142142 (-2.060)
<i>DI3</i>	-0.002593 (-0.395)	-0.021217 (-2.916)	0.250350 (0.697)	-1.351126 (-2.083)
<i>DI4</i>	-0.063714 (-3.925)	0.015225 (0.844)	1.472605 (1.655)	1.157190 (0.720)
<i>DI5</i>	-0.011384 (-0.746)	0.050898 (3.008)	-0.235557 (-0.281)	0.812620 (0.538)
<i>DI6</i>	-0.010698 (-1.146)	-0.009725 (-0.938)	1.706107 (3.336)	-0.190827 (-0.206)

ANEXO 4

Estadísticas por regresión				
	(1)	(2)	(3)	(4)
R^2	0.8113	0.8592	0.7396	0.808
SRC	0.0085	0.0105	25.771	84.020
Akaike	-5.5218	-5.313	2.485	3.66
Estadísticas univariadas: P-values				
Normalidad				
Jarque-Bera	0.7109	0.7221	0.9906	0.4073
Ljung-Box				
LAG=20	0.9580	0.5990	0.7820	0.4290
Estadísticas multivariadas: P-values				
Normal multivariada (Doornik–Hansen)		$E_p :$	0.6662	
Autocorrelación multivariada Pormanteau		$P_{h=20} :$	0.0783	