



ENSAYOS

sobre política económica

La utilización de la capacidad instalada de la industria en Colombia: un nuevo enfoque

Martha Misas A.
Enrique López E.

Revista ESPE, No. 38, Art. 01, Diciembre de
2000
Páginas 5-44



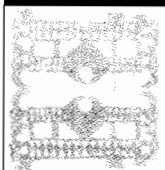
Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. 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.

La utilización de la capacidad instalada de la industria en Colombia: un nuevo enfoque

*Martha Misas A.
Enrique López E. **

E

n este documento se utiliza la metodología VAR estructural para descomponer la producción industrial colombiana en sus componentes permanente, o capacidad de la industria, y transitorio, o utilización de la capacidad instalada. Esta última es una variable indicadora de la coyuntura económica que permite una visión muy acertada del ciclo económico.



En el punto más bajo de la recesión la utilización de la capacidad instalada estimada en este trabajo desciende a niveles mucho más bajos que los reportados en la tradicional encuesta de Fedesarrollo. Es destacable la similitud que, en la mayoría de los casos, tienen los movimientos de esos dos indicadores. También son muy alentadoras las posibilidades que posee la nueva medición de la utilización de la capacidad instalada cuando se la usa para predecir la inflación, en el contexto de modelos de carácter estructural.

La metodología propuesta en este trabajo representa una herramienta de gran alcance para la labor de un banco central. Permite construir un indicador indispensable en el seguimiento del ciclo económico y de las presiones inflacionarias en la economía.

* Investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Se agradece los comentarios y sugerencias de R. Lalonde del Banco Central de Canadá y de los asistentes al Seminario de Fedesarrollo, así como los de los dos comentaristas anónimos. Igualmente, los aportes académicos recibidos de Luis F. Melo y los comentarios de Miguel Urrutia, H. Oliveros, y Carlos Esteban Posada a una versión anterior de este trabajo. Las ideas expresadas en este documento son de la exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

I. INTRODUCCIÓN

Para el gobierno, las autoridades en los bancos centrales y los investigadores que se preocupan por comprender la lógica de las fluctuaciones económicas es la brecha del producto, definida como la desviación en proporción del producto efectivo con relación al potencial en ausencia de presiones inflacionarias, la medida individual más importante y que provee más información acerca de la fase del ciclo en donde se encuentra la economía. Razón por la cual ésta se utiliza ampliamente como indicador de coyuntura o como medida de los desequilibrios en los mercados de bienes en modelos macroeconómicos uniecuacionales o completos. En estos modelos, la brecha del producto es una variable clave en el análisis de la evolución de los precios y los salarios.

De otro lado, como lo mostró Svensson (1997), un adecuado seguimiento de la brecha del producto es de especial importancia para los países que optan por una meta de inflación como el objetivo esencial de su política. En este caso, la meta de inflación se constituye en un elemento determinante de la evolución de las condiciones monetarias. Una mala proyección de la inflación puede llevar a un mal ajuste de esas últimas y al incumplimiento repetido de las metas de inflación, con el consecuente deterioro en la credibilidad de las autoridades y con efectos indeseables sobre la economía. Riesgos que pueden reducirse, en buena medida, con un acertado seguimiento de la brecha del producto.

Muy a pesar de su atractivo, la brecha del producto no es una variable que pueda obtenerse fácilmente. Diversas hipótesis pueden formularse en el marco de las técnicas econométricas para estimar dicha variable. Una hipótesis comúnmente utilizada plantea que la brecha del producto es el componente transitorio no observado de la producción real o de una parte de esta última. Si la producción real estuviese conformada por un componente transitorio y una tendencia determinística simple, no sería muy difícil medir la brecha de la producción como el componente transitorio de ésta.

Sin embargo, la mayoría de los economistas está de acuerdo en que el producto real puede ser afectado por “*shocks*” permanentes como, por ejemplo, los “*shocks*” tecnológicos. Por consiguiente, la presencia de un componente permanente estocástico, como lo señalan Dupasquier et al. (1999), implica que el producto potencial no pueda tratarse como una tendencia determinística específica. Como resultado, varios procedimientos alternativos se han desarrollado para estimar el producto potencial.

Por ejemplo, el uso de filtros mecánicos tales como el de Hodrick y Prescott (1980) y el de Baxter y King (1995), la identificación de los componentes permanente y transitorio basada en métodos univariados dentro de los cuales se encuentran los enfoques de componentes no observados de Watson (1986), Beveridge y Nelson (1991) y el filtro de Kalman¹ univariado. Existen también, los enfoques híbridos que combinan los resultados obtenidos a través de la utilización de los filtros mecánicos con la información económica proveniente de una curva de Phillips, una relación de Okun o una función de producción, como lo plantean Laxton y Tetlow (1992). Otra vía explorada es la de los métodos multivariados que estiman la brecha de producción utilizando exclusivamente para ello información proveniente de relaciones estructurales como en St. Amant y van Norden (1997), van Norden (1995) y Kuttner (1992). Finalmente, otra familia de métodos se inspira en el enfoque autorregresivo estructural de los trabajos de Blanchard y Quah (1989) y Shapiro y Watson (1988) basado en restricciones de largo plazo aplicadas a la producción.

En el caso del producto trimestral en Colombia, la aplicación de los métodos anteriormente enumerados se enfrenta a la cruda realidad de una serie cuya calidad deja mucho que desear como es la de producto agregado trimestral². Esta última consta de dos componentes elaborados, en cada caso, con metodologías diferentes. El primer tramo de la serie fue construido con técnicas estadísticas de trimestralización de la serie anual de *PIB*³. Recientemente, se dio a conocer una nueva serie trimestral de producto, construida por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (*DANE*), siguiendo la metodología general de las Cuentas Nacionales. En todo caso, sobre esta serie no se ha precisado la metodología específica seguida en su construcción. Su problema más notorio se encuentra en los cambios en niveles que se presentan en la serie cada vez que se agrega un trimestre nuevo y como consecuencia de la aplicación del método de desestacionalización. Así, para Colombia, se cuenta hoy con una serie de producto trimestral que combina las dos fuentes existentes: a partir de 1995 la serie desestacionalizada construida con la metodología de Cuentas Nacionales y antes de esa fecha la serie sin desestacionalizar construida a través de métodos estadísticos.

¹ Es de señalar que el filtro de Kalman puede utilizarse tanto a nivel univariado como multivariado.

² En Colombia se han utilizado casi todos los métodos. Véase una revisión en López y Misas (1999).

³ El trabajo original fue realizado como una consultoría para el DNP. Véase Carrizosa, M. (1984).

Nuestra principal contribución es la solución que se plantea para la construcción de la brecha del producto, teniendo en cuenta: i) un método multivariado que parece ser menos arbitrario y al cual se le puede dar una interpretación estructural basada en un modelo económico subyacente, y ii) el de la calidad de la serie trimestral que se utiliza. Se sugiere, siguiendo a Kennedy (1998) y a Lalonde (1999), una medida de capacidad de producción que corresponde a la tendencia de la producción industrial y a su vez, una brecha de producto que corresponde a la utilización de capacidad instalada. La estimación se lleva a cabo mediante el método de los vectores autorregresivos estructurales (SVAR) que permite descomponer la serie de producción industrial en su componente transitorio y permanente. Los “*shocks*” que afectan temporalmente a la producción industrial se asocian con “*shocks*” de demanda y capturan la desviación de la producción de su potencial. En otras palabras, tales “*shocks*” determinan la tasa de utilización de la capacidad instalada.

Adicionalmente, se lleva a cabo una comparación entre esta tasa de utilización de la capacidad instalada y la serie de capacidad instalada de Fedesarrollo, esto, dada la trayectoria y difusión de esta última, la cual se examina en diversos contextos y discusiones sobre la evolución de la economía colombiana.

El documento se divide en seis secciones incluida esta introducción. En la segunda, se introduce la problemática general. En la tercera, se propone una metodología para la estimación de la brecha del producto industrial o razón de la utilización de capacidad instalada. En la siguiente sección se presentan los resultados, su interpretación y una comparación con la medida de Fedesarrollo. En la quinta, se evalúa el desempeño de la nueva serie de capacidad en la construcción de pronósticos para inflación. En la última, se concluye.

II. PROBLEMÁTICA GENERAL

En esta sección se hace un recuento de los avances recientes de la descomposición de series de tiempo económicas. Esta discusión se relaciona posteriormente con el caso particular de las series de capacidad instalada de la industria, las cuales corresponden, de acuerdo con nuestro enfoque, al componente transitorio del índice de producción industrial.

A. EL MÉTODO

La descomposición tradicional de las series económicas en tendencia y fluctuaciones alrededor de ésta, tiene a la vez orígenes teóricos y empíricos. En efecto, la

mayoría de las series económicas son no estacionarias: su media y/o su varianza cambian a lo largo del tiempo. La distinción entre tendencia y ciclo coincide, para el caso de la serie de producto, con la teoría económica para la cual la tendencia refleja el crecimiento de una economía al equilibrio, mientras que los ciclos o fluctuaciones representan parte de la dinámica de los desequilibrios alrededor de esta tendencia. Como afirman Blanchard y Fischer (1989), muchos economistas piensan que detrás de las fluctuaciones de corto plazo, la economía evoluciona a lo largo de una senda de crecimiento subyacente, el problema se centra, entonces, en cómo caracterizarla.

Una forma de abordar tal preocupación es suponer que la economía es afectada por dos tipos de “*shocks*”. Uno de ellos con efectos permanentes sobre el producto -“*shocks*” de oferta-, tales como las mejoras en la productividad o el incremento en la fuerza de trabajo. El otro con efectos transitorios⁴ -“*shocks*” de demanda-, dentro de los cuales puede señalarse, por ejemplo, los incrementos temporales en el gasto del gobierno. De esta forma, se puede pensar que la tendencia es la parte del producto que se debe a los “*shocks*” permanentes y por construcción es no estacionaria. En tanto que, la parte del producto que proviene de los “*shocks*” transitorios puede verse como el ciclo y por construcción es estacionaria.

La incorporación de este enfoque en los modelos macroeconómicos utilizados para pronóstico y análisis de política, lleva a que se requiera de un estimativo de dicha tendencia, definida como el producto potencial, o de la diferencia del producto efectivo con este último, o, en otras palabras, de la brecha del producto. La brecha es una variable fundamental en la determinación de la evolución de los precios y los salarios. Un nivel del producto doméstico por encima del potencial se percibirá como una fuente de presiones inflacionarias y dará una señal de precaución a las autoridades económicas. En el caso contrario de una brecha negativa se tendrá la implicación opuesta.

Ahora bien, si se supone que el producto real es una serie integrada de orden uno ($I(1)$), lo cual es una forma de decir que el nivel del producto está sujeto a “*shocks*” permanentes y que no hay reversión a su media o a su tendencia determinística si ésta existe, muchos enfoques pueden utilizarse para identificar los componentes cíclicos y permanentes de la serie, como se mostró en la introducción. Lo importante, para efectos de realizar ejercicios empíricos, es definir un método fiable desde el punto de vista econométrico y con una relación bien establecida con la teoría económica.

⁴ Es decir, que se diluyen o desaparecen a través del tiempo.

De acuerdo con Guay y St. Amant (1996), los filtros mecánicos tienen un mal desempeño en la identificación del componente cíclico de aquellas series que exhiben un espectro con la forma típica de Granger, que es la forma característica de la mayoría de series de tiempo macroeconómicas. Es decir, series cuya varianza se explica esencialmente por ciclos muy largos (frecuencias bajas). En particular, el trabajo de Hodrick y Prescott (1980) es cuestionado por varias razones. Cogley y Nason (1995) y Harvey (1993) afirman que el filtro puede generar ciclos falsos de la producción.

En el caso de los métodos univariados el problema de fondo se centra en que los componentes cíclicos medidos de esa forma pueden ser poco informativos. Como Quah (1992) argumenta: “*without additional ad hoc restrictions those [univariate] characterizations are completely uninformative for the relative importance of the underlying permanent and transitory components*”.

Los métodos híbridos, los cuales combinan los supuestos de los métodos univariados con la información de las relaciones estructurales, afrontan graves problemas cuando se calibran. Adicionalmente, no es fácil construir los intervalos de confianza para las componentes permanente y transitoria debido a la forma como éstas se construyen⁵. Pero el rasgo más característico de estos métodos es que generan ciclos mucho más extensos que los definidos como ciclos de negocios en la literatura sobre el tema, como lo plantean St. Amant y van Norden (1997).

El interés por los métodos multivariados de descomposición de las series económicas nace por las limitaciones señaladas acerca del desempeño de los filtros mecánicos, de los métodos univariados y de los métodos híbridos. La idea general en estos es la imposición de restricciones de largo plazo económicamente fundamentadas en modelos de vectores autorregresivos. Autores como Blanchard y Quah (1989), Shapiro y Watson (1988) y King, Plosser, Stock y Watson (1991) sugieren que las restricciones requeridas para completar la identificación pueden provenir de los supuestos de neutralidad de largo plazo. Blanchard y Quah (1989) por ejemplo, suponen que los “*shocks*” de demanda agregada no tienen un efecto de largo plazo sobre el producto real.

Recientemente, se han desarrollado métodos que involucran restricciones sobre el producto real y la inflación. En estos métodos la brecha del producto corresponde

⁵ Un ejemplo característico es la construcción de la brecha de producto a partir del filtro de Hodrick y Prescott. La metodología consiste, en esencia, en adicionar los residuos de la relación estructural al problema de minimización que resuelve el filtro de Hodrick-Prescott.

al componente cíclico del producto asociado con la tendencia de la inflación, de acuerdo con Lalonde, Page y St. Amant (1998). En este caso, la brecha del producto que se obtiene es más restringida que la obtenida con los métodos SVAR mencionados en el párrafo anterior. Esto se debe a que es necesario suponer no solamente que el producto real es $I(1)$ sino también, que la inflación se caracteriza de manera más adecuada como una serie integrada de orden 1, $I(1)$.

La idea de fondo de este enfoque es obtener una medida de la brecha que sea más atractiva para las autoridades económicas interesadas en la parte del componente cíclico del producto real que esté asociado con movimientos en la tendencia de la inflación y no a las fluctuaciones de corto plazo de las series. Es, en cierto sentido, un indicador más puro de los cambios en la tendencia de la inflación, evita las fluctuaciones de corto plazo de la inflación originadas en cambios temporales de la tasa de cambio o de los impuestos indirectos.

En el contexto de la discusión acerca del desempeño reciente de la economía de U. S., el cual se caracteriza por una combinación de fuerte crecimiento y un nivel bajo de inflación, ciertos analistas destacan el concepto de la tasa de utilización de la capacidad no aceleracionista (*NAICU*). Lalonde (1999) discute este concepto y sugiere una medida de la capacidad instalada que tenga una mayor conexión con conceptos económicos que la calculada por el Banco de la Reserva Federal (*FED*)⁶. Este trabajo sigue la línea de investigación del trabajo de 1998 en el que participó este autor, y está basado también en la estimación de un VAR estructural, con la inclusión de la inflación para el cálculo de la brecha de producto que, en este caso, se asimila a la utilización de la capacidad instalada. La novedad es la incorporación de la variable de producción industrial como representación de la producción junto con la inflación y la tasa de interés real de largo plazo en el sistema⁷.

B. LA MEDIDA DE UTILIZACIÓN DE LA CAPACIDAD INSTALADA

Una proposición básica en macroeconomía se refiere a la aceleración que se presenta en la inflación de precios ante aumentos en la utilización de los recursos productivos. Al respecto, la evidencia empírica es tan contundente que para mu-

⁶ En esta línea de investigación se encuentra también el trabajo de Gordon (1999).

⁷ Un trabajo que va en esta misma dirección es el de Astley y Yates (1999), en el cual se construyen simultáneamente las brechas de producto, desempleo y utilización de capacidad instalada empleando para ello un SVAR.

chos economistas esta comprobación se constituye en un rasgo esencial de la teoría macroeconómica (véase, Lucas, 1977). De acuerdo con este consenso, la tasa de desempleo y la tasa de utilización de la capacidad instalada se encuentran dentro de las medidas más apropiadas para evaluar el desempeño de los recursos productivos. Esta última variable, en particular, hace parte de los indicadores esenciales, ya sea para seguir el desempeño de la actividad industrial en el interior de un país, la cual sintetiza la evolución del total de la economía, para realizar comparaciones internacionales o para ser incorporada en diferentes modelos macroeconómicos.

En suma, las series temporales habitualmente utilizadas para medir la utilización de la capacidad instalada proveen indicadores útiles para el análisis de la situación coyuntural, sintetizando la situación en el mercado de bienes. Así mismo, la característica de ser un indicador sintético de la fase del ciclo de la demanda agregada hace que la variable también se constituya en un muy buen predictor de la inflación⁸.

Por consiguiente, es indispensable una buena medición de esta variable. Al respecto, se puede hablar de dos grandes aproximaciones tradicionales para su medición, la primera, con información proveniente exclusivamente de encuestas cualitativas y la segunda que complementa a la anterior, con datos de producción capturados a partir de encuestas cuantitativas.

El primer enfoque sigue la tradición de las encuestas cualitativas que desde 1962 se realizan en toda Europa⁹. En realidad, la pregunta sobre el porcentaje de utilización de la capacidad instalada, que se hace a los empresarios europeos, es una de las pocas preguntas cuantitativas que contienen este tipo de encuestas¹⁰. El segundo enfoque es el utilizado en los Estados Unidos y considera varias etapas hasta llegar al dato sobre la utilización de capacidad instalada que conoce la opinión pública. En una primera instancia, se toma la información sobre utilización de una de las dos encuestas cualitativas que se realizan una vez al año¹¹. Posteriormente, se divide el dato, tomado de las encuestas, por el índice de producción industrial y se obtiene un estimativo de la capacidad productiva. Este dato preliminar se ajusta

⁸ Véase, por ejemplo, el examen que hace Cecchetti (1996) sobre los indicadores de inflación para los Estados Unidos.

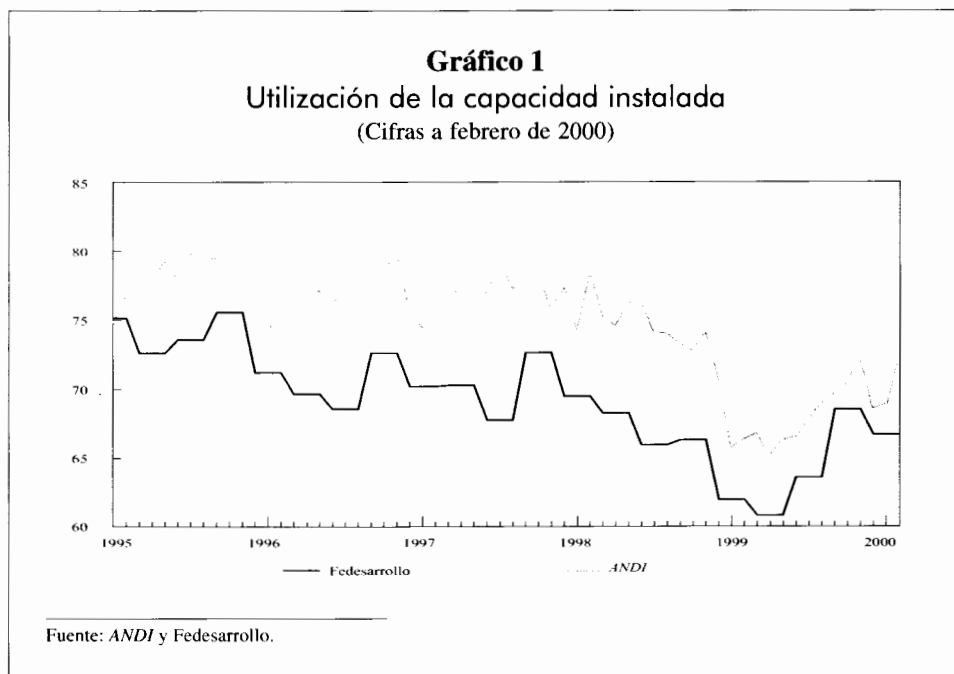
⁹ La primera encuesta de este tipo la realizó el instituto de estadística alemán (IFO) en 1949.

¹⁰ La cual se hace trimestralmente en una encuesta especial (Véase, Aranda et al., 1994).

¹¹ Se trata de la encuesta McGraw-Hill que se lleva a cabo cada diciembre desde 1955 y de la encuesta del Bureau del Censo que existe desde 1974.

mediante una regresión sobre el acervo de capital y finalmente, se interpola para llegar al dato mensual (véase, Shapiro, 1989).

En Colombia se calculan dos medidas de la utilización de capacidad instalada (*ANDI* y Fedesarrollo), Gráfico 1, las cuales se obtienen a partir de encuestas, con muestras diferentes, y basadas en una pregunta cuantitativa formulada de manera directa a los empresarios, en un formato que en general es el de una encuesta cualitativa. En Colombia se sigue la tradición iniciada por el Instituto de Estadística Alemán (*IFO*) que es muy conocida internacionalmente¹². Estas medidas se citan frecuentemente en las discusiones sobre el comportamiento de la actividad económica y solo recientemente, se examinan, como uno de los indicadores del comportamiento del mercado de bienes, en el contexto de la problemática de la inflación¹³. Una transformación lineal de la medida de Fedesarrollo se utiliza como la brecha del producto dentro de un modelo de pronóstico de la



¹² Desde 1962 en toda Europa se realiza este tipo de encuestas.

¹³ Véase la sección correspondiente en el Informe sobre Inflación trimestral del Banco de la República.

inflación¹⁴ (véase, López y Misas, 1999). Tales aplicaciones llevan a reconocer las posibilidades que la medida de utilización de capacidad instalada posee como un indicador de presiones inflacionarias y de fluctuaciones de la actividad económica, de acuerdo con Corrado y Matthey (1997).

C. OTRAS REFLEXIONES SOBRE LAS MEDIDAS DE UTILIZACIÓN DE LA CAPACIDAD INSTALADA

Las medidas de la utilización de la capacidad instalada no pueden concebirse de manera independiente de un contexto teórico¹⁵. Sin embargo, hay que aceptar que ninguna medida es conceptualmente perfecta y que la selección entre las diferentes medidas debe llevarse a cabo desde un punto de vista empírico.

Habría que comenzar definiendo el término de capacidad instalada, y a partir de éste elaborar el concepto sobre la utilización de dicha capacidad. El término capacidad instalada evoca un límite en la producción, un máximo sostenible del nivel del producto de acuerdo con una definición asociada a la ingeniería. En un sentido práctico, la sostenibilidad se entiende como el mayor nivel del producto que cada planta, de un determinado sector industrial, puede mantener en el marco de un plan de trabajo razonable. Lo anterior teniendo en cuenta las pausas normales en la producción y suponiendo una disponibilidad de insumos suficiente para operar las máquinas y los equipos instalados.

Una definición con sentido económico la ofrece Klein (1960), muy cercana al concepto utilizado actualmente por la Reserva Federal de los Estados Unidos, donde la capacidad de producir se define en términos del punto sobre la función de producción en el cual se utilizan plenamente los insumos. De esta forma, la capacidad se define como el nivel del producto alcanzable al utilizar totalmente los factores variables de la producción, dada la tecnología instalada y manteniendo los factores fijos en sus niveles corrientes. De otro lado, los costos de la empresa crecen infinitamente a medida que el producto se aproxima al nivel de saturación definido por la talla del acervo de capital. En otras palabras, si la producción se aproxima a la capacidad de producción se da un aumento de los precios, debido a que los costos marginales se incrementan en el intervalo alrededor del límite que representa la capacidad.

¹⁴ Tipo Curva de Phillips.

¹⁵ Aunque acá debemos aclarar que nuestro propósito no es resolver los problemas conceptuales.

El enfoque de Klein demuestra que es esencial evaluar adecuadamente la capacidad productiva para que la medida de su utilización tenga sentido. Es decir, lo fundamental es construir una buena serie de acervo de capital que permita a su vez llegar a esa capacidad. Un enfoque directo para resolver este problema es el utilizado por la Reserva Federal mencionado anteriormente, una variante es la utilizada por el instituto de estadística francés (Insee)¹⁶.

En Colombia no es posible realizar estimativos del producto potencial o de la capacidad productiva de la industria por medio de estos métodos directos. No existen cuentas nacionales trimestrales completas que permitan construir una serie adecuada de inversión para generar el acervo de capital, variable que permitiría controlar la coherencia de la información de la utilización de la capacidad instalada.

En consecuencia, una muy buena alternativa es efectuar una descomposición como la propuesta por Lalonde (1999), la cual provee un método con bases teóricas econométricas y económicas consistentes, sobre una serie como el índice de producción industrial en Colombia, variable que se caracteriza por ser construida con base en una muestra representativa de la industria.

III. METODOLOGÍA PROPUESTA

A. EL VAR ESTRUCTURAL

En esta sección se presenta la formulación básica correspondiente a la modelación VAR estructural utilizada en la estimación de la brecha del producto industrial o

¹⁶ Mayo S. y Reynaud M. (1995) entienden el producto potencial de la industria como su capacidad productiva. Para construir dicha capacidad, se parte de calcular la serie de capital, la cual se basa en las series de la inversión pasada con la sustracción de la depreciación. El acervo de capital aumenta si la inversión es superior a la depreciación en un año dado. Si K es el capital, D la depreciación e/ la inversión, se tiene:

$$(1^*) \quad \begin{aligned} K_n &= K_{n-1} + I_n - D_n \Leftrightarrow \\ K_n - K_{n-1} &= I_n - D_n \end{aligned}$$

A partir de (1*) se puede calcular la tasa de depreciación aparente:

$$(2^*) \quad D_n / K_{n-1}$$

El producto potencial (PP) puede ser calculado a partir de dos enfoques: el del producto efectivo (PE) o el del valor agregado bruto (VAB). Se define como la relación entre la producción efectiva -o el valor agregado bruto- y la tasa de utilización de las capacidades de producción (TUC), la producción efectiva, el VAB y la TUC.

$$(3^*) \quad PP = PE/TUC \quad \text{o} \quad PP = VAB/TUC$$

La productividad potencial es la relación entre el producto potencial y el capital (PP/K).

razón de la utilización de capacidad (*RUC*) y la capacidad productiva o producto permanente de la industria. El período de estudio está comprendido entre el segundo trimestre de 1980 y el cuarto de 1999.

De acuerdo con Lalonde (1999), la selección de las variables está inspirada en un modelo compuesto por una curva *IS* que determina la producción, una curva de Phillips aceleracionista para la inflación y una función de reacción de las autoridades para la tasa de interés. Además de las consideraciones teóricas son importantes en la selección de las variables los avances de la literatura empírica sobre los *VAR* estructurales¹⁷. Esta literatura enfatiza que en el *VAR* estructural es necesario incluir una variable nominal, como la inflación, para que el modelo distinga entre las fluctuaciones nominales y las reales de las diferentes variables. Es decir, al modelo se le debe determinar un ancla nominal para poder diferenciar entre los “*shocks*” reales y los nominales. La tasa de interés, por su parte, contiene una gran cantidad de información pertinente para la identificación de la componente transitoria de la producción.

En este tipo de modelos la política monetaria afecta a la economía real en el corto plazo como en el marco *IS/LM* tradicional. La diferencia esencial se encuentra en que las ecuaciones agregadas de comportamiento provienen explícitamente de programas de optimización de los hogares y de las firmas.

El modelo básico se puede representar en dos ecuaciones: una curva *IS* que relaciona inversamente la brecha de producto con la tasa de interés real y una curva de Phillips que relaciona positivamente la inflación con el *output GAP*. Los desplazamientos de *IS* corresponden a los choques de demanda. El modelo se cierra tomando la tasa de interés nominal como instrumento de política¹⁸.

El ejercicio econométrico parte de un sistema trivariado estacionario de variables Z_t , el cual se encuentra conformado por las primeras diferencias de los logaritmos de las variables índice de producción industrial sin trilla de café, $\Delta LIPROD$, e índice de precios “*core*” o sin alimentos¹⁹, $\Delta LIPC^C$, como también, de la primera

¹⁷ Véase, por ejemplo, Cecchetti (1996).

¹⁸ Véase una descripción de este tipo de modelos en Clarida R. et al. (1999).

¹⁹ En el trabajo original se utiliza el crecimiento de los precios al consumidor, esta variable, en nuestro caso, produce un efecto de contaminación de demanda. Al utilizar el sistema incluyendo el *IPC*, se genera para 1991 una utilización de capacidad muy por encima de aquella que sería consistente con la crisis industrial de dicho período.

diferencia de la tasa de interés real de los *CDT* a 90 días, $\Delta TCDTR$, y de un vector de “*shocks*” estructurales tales como los presentados en (1):

$$(1) \quad Z_t \begin{bmatrix} \Delta LIPROD \\ \Delta LIPC^C \\ \Delta TCDTR \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{d1t} \\ \varepsilon_{d2t} \end{bmatrix}$$

donde: ε_s representa un “*shock*” de oferta, el cual tiene un efecto permanente sobre el índice de producción, en tanto que ε_{d1} y ε_{d2} son “*shocks*” de demanda, cuyos efectos son de carácter temporal como lo plantea Amisano y Giannini (1997).

La representación de media móvil asociada al modelo estructural ya mencionado está dada por:

$$(2) \quad Z_t = \Gamma_0 \varepsilon_t + \Gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \Gamma(L) \varepsilon_t$$

$$E \begin{bmatrix} \varepsilon_t \varepsilon_t' \end{bmatrix} = I_3$$

De tal forma que, para la identificación del modelo estructural, (2), se requiere la estimación de su correspondiente forma reducida o *VAR* estándar²⁰, ecuación (3):

$$(3) \quad Z_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i Z_{t-i} + e_t$$

donde: e_t son las innovaciones de la forma reducida, cuya matriz de varianza-covarianza es $E[e_t e_t'] = \Sigma$. Dado que el modelo presentado en (3) es estacionario, admite, de acuerdo con el teorema de representación de Wold, una representación *VMA*, ecuación (4).

$$(4) \quad Z_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots = C(L) e_t$$

²⁰ Es de señalar que la formulación (3) se presenta de manera general. Sin embargo, en nuestro caso, el modelo *VAR* estándar incluye también intercepta, variables “*dummies*” estacionales centradas y una variable “*dummy*” de intervención, la cual toma el valor de una en el segundo trimestre de 1989 y cero en caso contrario. Esta última variable se incluye con el propósito de incorporar el efecto de un valor atípico del sistema considerado.

Así, la relación entre los “*shocks*” estructurales y las innovaciones de la forma reducida está dada por la ecuación (5):

$$(5) \quad C(L)e_t = \Gamma(L)\varepsilon_t$$

suponiendo que $\Gamma(0)$ es una matriz no singular, se tiene que:

$$(6) \quad \begin{aligned} e_t &= \Gamma_0^{-1} \varepsilon_t \\ C(L) &= \Gamma(L)\Gamma_0^{-1} \end{aligned}$$

Finalmente, se tiene que la matriz de efectos de largo plazo de los residuales de la forma reducida $C(1)$ está relacionada con la matriz equivalente de los “*shocks*” estructurales a través de:

$$(7) \quad \Gamma(1) = C(1)\Gamma_0$$

como también, la matriz de varianza-covarianza de la forma reducida puede descomponerse como sigue:

$$(8) \quad \Sigma_e = \Gamma(0)\Gamma_0'$$

La ecuación (8) puede interpretarse como un sistema de seis ecuaciones y nueve incógnitas. De tal manera que, la identificación de Γ_0 requiere la imposición de tres restricciones adicionales. En esencia, la descomposición de Blanchard-Quah consiste en la imposición de restricciones sobre la matriz de efectos de largo plazo de los “*shocks*” estructurales.

Con el fin de incorporar las restricciones de Blanchard-Quah²¹ o de largo plazo se define la matriz de varianza-covarianza de largo plazo, a partir del modelo VAR estándar:

$$(9) \quad F = C(1)\Sigma_e C(1)'$$

donde

²¹ Una explicación sobre la incorporación de las restricciones de largo plazo se tiene en Melo L. F. et al. (1998).

$$(10) \quad C(1) = (I_3 - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)^{-1}$$

Igualmente,

$$(11) \quad F = \Gamma(1)\Gamma(1)'$$

Las restricciones de neutralidad de largo plazo implican que la matriz de efectos de largo plazo $\Gamma(1)$ sea una matriz triangular. Así, ésta puede estimarse a través de la descomposición de Choleski de la matriz F . La estimación de esta matriz posibilita, entre otros, la estimación de la matriz, ecuación (7), como también, la recuperación de los “*shocks*” estructurales.

Una vez se determinan los “*shocks*” estructurales ε_t , y las matrices $\Gamma(L)$ ²² a través de la ecuación (6), la razón de la utilización de la capacidad o brecha del producto industrial se calcula a partir de la integración de la serie resultante de la ecuación (12):

$$(12) \quad \sum_{l=0}^h \hat{\Gamma}_{12}(l) \hat{\varepsilon}_{d1t-l} + \sum_{l=0}^h \hat{\Gamma}_{13}(l) \hat{\varepsilon}_{d2t-l}$$

B. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Dado que las series bajo análisis son integradas de orden uno, $I(1)$, como se constata a través de la prueba de raíz unitaria de KPSS, Anexo 1, se hace necesario llevar a cabo pruebas sobre cointegración con el fin de discernir si se sigue una metodología VAR estructural o si por el contrario, se debe estimar un VEC estructural. Es necesario aclarar que somos conscientes de que desde un punto de vista económico, es poco probable que se presente esta relación de largo plazo entre las variables que conforman nuestro sistema pero la metodología econométrica exige que se revise este aspecto.

²²

$$\Gamma(L)_{3 \times 3} = \begin{bmatrix} \Gamma_{11}(L) & \dots & \Gamma_{13}(L) \\ & \ddots & \\ \Gamma_{31}(L) & \dots & \Gamma_{33}(L) \end{bmatrix}$$

El análisis de cointegración, se lleva a cabo considerando de uno a 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, se sigue el esquema de revisión de existencia de cointegración presentado en Misas y Oliveros (2000). La selección de estos modelos se basa en el hecho de 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, la selección de determinísticas propuesta por Johansen (1994).

En términos generales si existe la cointegración y ésta es coherente con la teoría económica, la selección de los componentes determinísticos se lleva a cabo a través de pruebas de exclusión (véase, 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 (véase, Lütkepohl, 1993). Dada esta estrategia de análisis, los resultados presentados en el Anexo 2 permiten concluir que las variables bajo análisis no exhiben tendencias estocásticas comunes, es decir, no existe un vector o vectores de cointegración entre ellas. Por consiguiente, el ejercicio puede llevarse a cabo a través del enfoque *VAR* estructural.

C. ESTIMACIÓN DEL VAR ESTÁNDAR

La determinación de la longitud del *VAR* estándar sobre las variables estacionarias que se presentó en la ecuación 6 y de la cual parte la modelación *VAR* estructural, se lleva a cabo con base en el comportamiento de los residuales (ruido blanco y normalidad multivariada) asociados con los modelos que consideran de uno a seis rezagos. De acuerdo con DeSerres y Guay (1995), se selecciona como la longitud adecuada a aquella que exhiba un comportamiento óptimo multivariado en los residuales y sea la mayor en longitud²³ dentro de las analizadas.

En el Anexo 3, se presentan los resultados de las pruebas sobre normalidad y ruido blanco multivariados. La selección del rezago cuatro como longitud óptima se basa en los puntos anteriormente mencionados. 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 $\alpha = 5\%$. Por su parte, en el Anexo 4 se presenta la estimación del

²³ Como lo señalan DeSerres y Guoy (1995), la utilización de una estructura de rezagos excesivamente parsimoniosa en el *VAR* estándar puede llevar a un sesgo significativo en la estimación de los componentes estructurales.

VAR estándar, VAR(4). Es de señalar que dicha modelación incluye también variables “*dummies*” estacionales centradas y una variable “*dummy*” de intervención.

IV. RESULTADOS A PARTIR DEL VAR ESTRUCTURAL

A. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA

En el Cuadro 1, se presenta la descomposición de la varianza del error de pronóstico del índice de producción industrial sin trilla de café para diferentes horizontes. Como se observa, a un horizonte de tres años los “*shocks*” de demanda todavía explican una mayor proporción, aproximadamente 62,0%, de la varianza del error de pronóstico del índice de producción, *LIPROD*, en tanto que, el peso de los “*shocks*” de oferta no supera el 37,0% de dicha explicación. Sin embargo, al considerar un horizonte de seis años, la importancia se revierte, son los “*shocks*” de oferta los de mayor peso en dicha explicación, 60,0%. Al examinar que sucede a los cien (100) trimestres, se observa que la tendencia se mantiene y ya los dos “*shocks*” de demanda explican tan solo el 10,0% de la varianza del error de pronóstico.

Al igual que en el resultado obtenido por Lalonde (1999), en nuestro caso la contaminación de los “*shocks*” de oferta por “*shocks*” monetarios no parece ser un

Cuadro 1
Porcentaje de la varianza del error de pronóstico correspondiente a Liprod

Horizonte Trimestre	ϵ_s	ϵ_{d1}	ϵ_{d2}
1	31,87	65,20	2,91
4	23,93	74,34	1,71
8	27,28	71,37	1,33
12	37,02	61,94	1,03
24	59,59	39,81	0,59
48	79,53	20,17	0,29
100	90,55	9,31	0,13

Fuente: Cálculos del autor.

problema, dado que los “shocks” de demanda en el largo plazo explican la varianza del error de pronóstico de los precios en un 72,0%. Así, la capacidad productiva generada por el modelo puede entenderse como una variable *proxy* del nivel de producción alcanzado sin presiones inflacionarias.

B. ANÁLISIS DE IMPULSO-RESPUESTA

En el Gráfico 2, se presentan las respuestas del índice de producción industrial ante los diferentes “shocks” de oferta y de demanda. Los intervalos de confianza correspondientes se construyen bajo las técnicas de Bootstrapping a un nivel de confianza del 90,0%, considerando en dicho ejercicio 1.000 replicaciones²⁴. Como se observa, ante un “shock” positivo de oferta a partir del sexto trimestre aproximadamente, la producción industrial aumenta significativamente y al cabo de unos ocho años se estabiliza en un nivel superior al inicial. Por su parte, el primer “shock” de demanda lleva a un aumento de la producción industrial durante el año posterior al evento, a partir de ese momento su efecto declina y se va atenuando progresivamente. Cabe anotar que, la significancia se alcanza entre el primero y el séptimo trimestres.

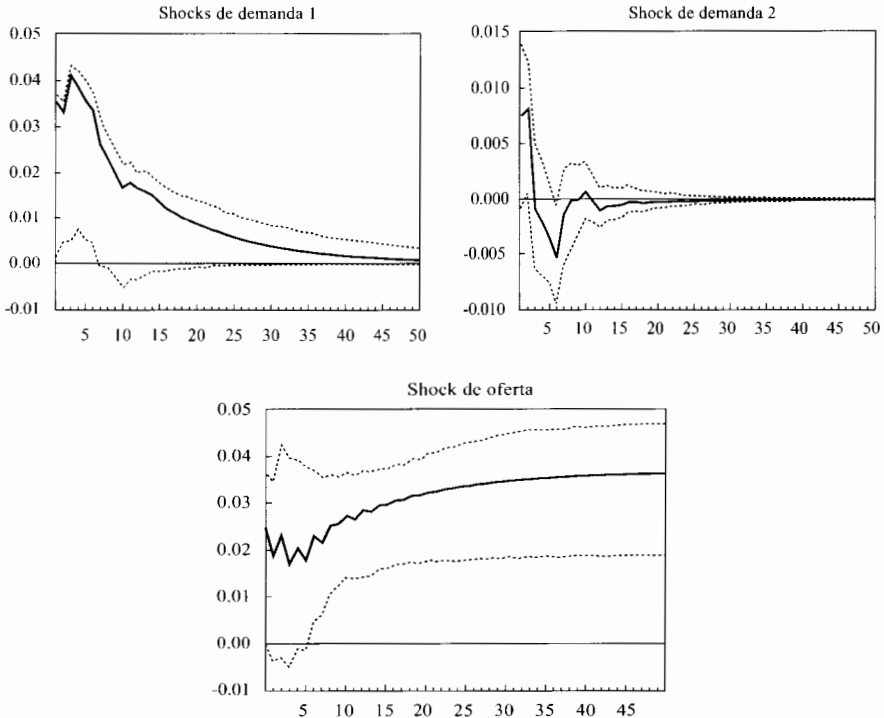
El segundo “shock” de demanda, de otro lado, genera en un primer momento un aumento de la producción industrial, posteriormente, a partir del segundo trimestre el producto cae y vuelve a subir estabilizándose alrededor de cero. Una característica de este resultado es que en todo momento, o tal vez con excepción de algunos pocos puntos específicos, la variable puede ser cero como lo muestra el intervalo de confianza.

C. LA RAZÓN DE LA UTILIZACIÓN DE CAPACIDAD Y LA BRECHA DEL PRODUCTO INDUSTRIAL

En el Gráfico 3 se presentan dos medidas de la brecha de la producción industrial. Construidas, la primera, a través de los “shocks” de demanda estimados mediante el VAR Estructural, *RUC*, y la segunda, *GAPCI*, con base en las respuestas acerca del nivel de la utilización de la capacidad instalada, obtenidas en la encuesta cualitativa de Fedesarrollo. La brecha *GAPCI* se construye en este caso como la diferencia entre la media de la serie y el resultado de su promedio

²⁴ Se agradece de manera especial a L. F. Melo, quien permitió el uso de su código SAS para la construcción de dichos intervalos.

Gráfico 2
 Respuesta del producto industrial a los diferentes "shocks"



Fuente: Autor.

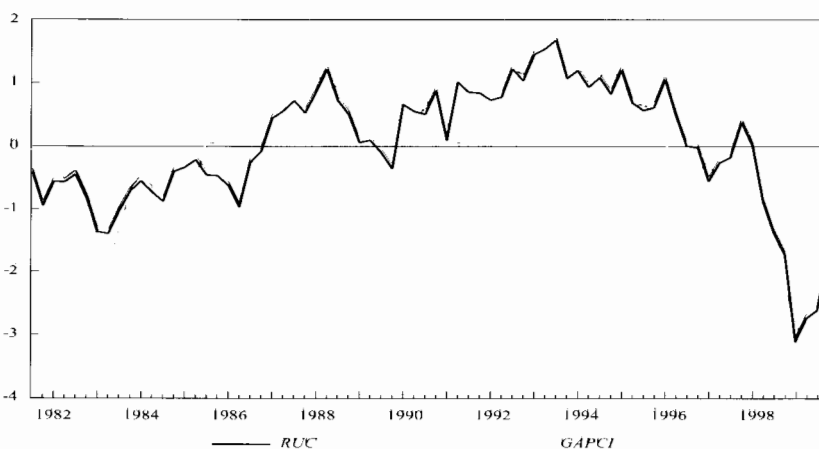
móvil de orden tres centrado²⁵. Es de señalar que, el Gráfico 3 presenta las series *RUC* y *GAPCI* normalizadas²⁶.

Consideramos que esta comparación resulta de gran utilidad, sobre todo si se tiene en cuenta la trayectoria y difusión de la serie de capacidad instalada de Fedesarrollo, la cual se examina en diversos contextos y discusiones sobre la evolución de la economía colombiana.

²⁵ La selección del promedio móvil de orden tres se llevó a cabo a través de la comparación de su desempeño como predictor de la inflación en un modelo tipo Curva de Phillips con los desempeños de otros promedios móviles.

²⁶ Es decir, cada serie tiene media cero y desviación estándar igual a uno.

Gráfico 3
Medidas normalizadas del GAP de la producción industrial



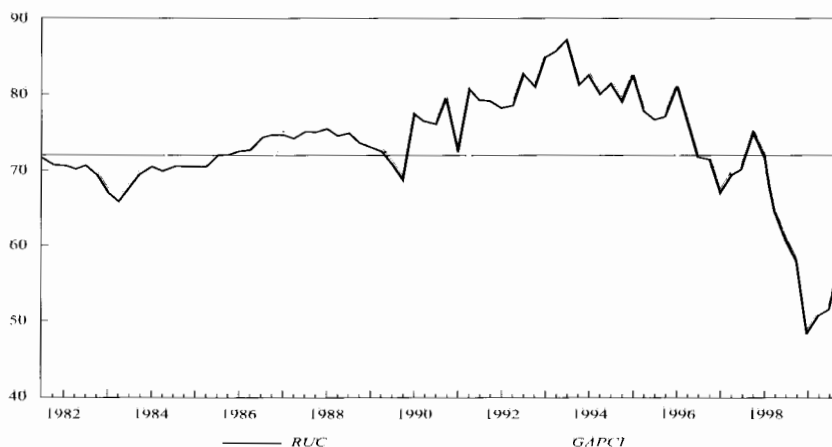
Fuente: Autor.

Es notorio constatar cómo las series tienen movimientos muy similares durante el período de análisis. Tal vez el único lapso donde muestran comportamientos disímiles es el comprendido entre 1986 y 1987, en donde la serie *GAPCI* muestra un exceso de demanda, mientras que *RUC* registra un exceso de oferta. Sin embargo, en general las fases de los ciclos coinciden y están bien definidas en los dos casos. Se observa con claridad una fase de exceso de demanda que se inicia en 1991 y termina en 1996. Desde ese momento se inicia la fase de exceso de oferta de la recesión actual. A principios de 1999 se da un quiebre en la serie y el GAP (brecha) negativo comienza a disminuir en las dos medidas.

Sin embargo, si bien las dos series siguen aproximadamente los mismos movimientos, la volatilidad de cada una de ellas es muy diferente. En el gráfico 4 se ilustra un aspecto esencial de las series de utilización de la capacidad instalada tomadas en la forma en que se presentan normalmente a la opinión pública. Es decir, se presentan las series en porcentaje de utilización de la capacidad²⁷. Como se observa, de acuerdo con la medida de Fedesarrollo la utilización de capacidad

²⁷ Para poder realizar este cálculo con la serie *RUC*, fue necesario centrarla con relación al promedio de la serie de Fedesarrollo, promedio que corresponde a la línea horizontal continua en el gráfico.

Gráfico 4
 Porcentaje de utilización de la capacidad instalada



Fuente: Autor.

instalada en Colombia llega al 60,0%, solamente a la altura del primer trimestre de 1999, en lo más profundo de la actual recesión. Por el contrario, la serie construida a partir del modelo VAR estructural muestra fluctuaciones más acentuadas. En la actual recesión, en particular, la industria trabajó, en el punto más bajo, a tasas de menos del 50,0% de la capacidad instalada. En el auge de la primera parte de los 90 la industria alcanzó utilizaciones de capacidad cercanas al 90,0%.

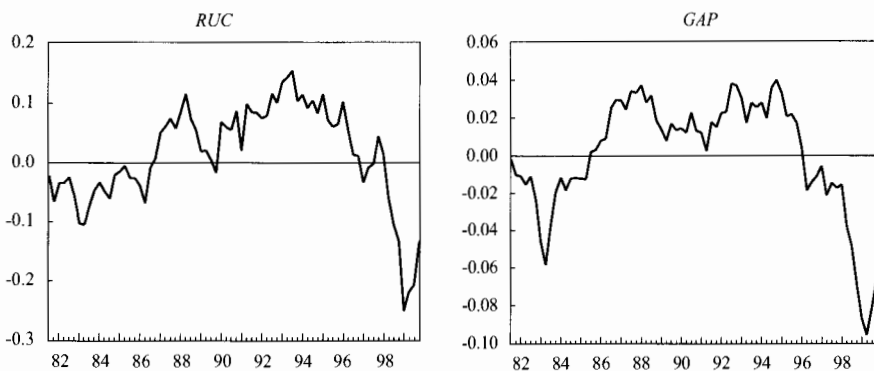
Otra forma de ver el mismo punto se observa en los gráficos 5 y 6. En el Gráfico 5 se presentan las dos medidas en sus escalas correspondientes, en tanto que, en el Gráfico 6 se utiliza la misma escala para cada caso.

D. CAPACIDAD PRODUCTIVA DE LA INDUSTRIA

De otro lado, en el Gráfico 7 se presentan las series correspondientes al nivel de producción industrial y a la capacidad productiva de la industria²⁸. Esta última

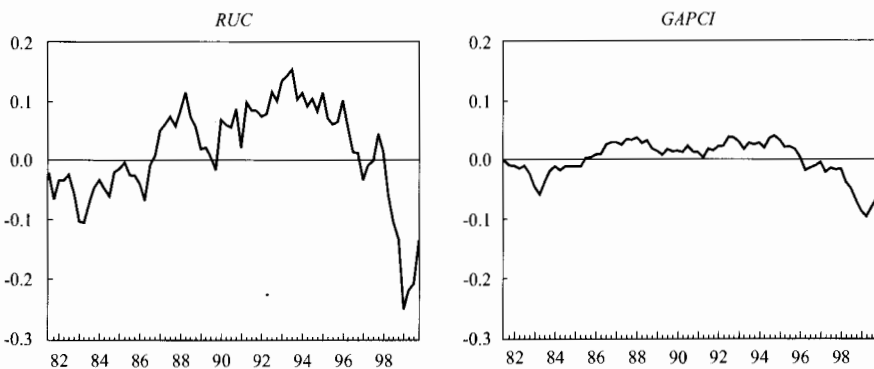
²⁸ La serie LIPROD permanente se obtiene a partir de la diferencia entre la serie observada y la componente transitoria integrada. Es de señalar que en dicho proceso de integración se considera el valor promedio de la componente transitoria como punto de partida.

Gráfico 5
Brechas de producto representadas en su escala



Fuente: Autor.

Gráfico 6
Brechas de producto representadas en la misma escala

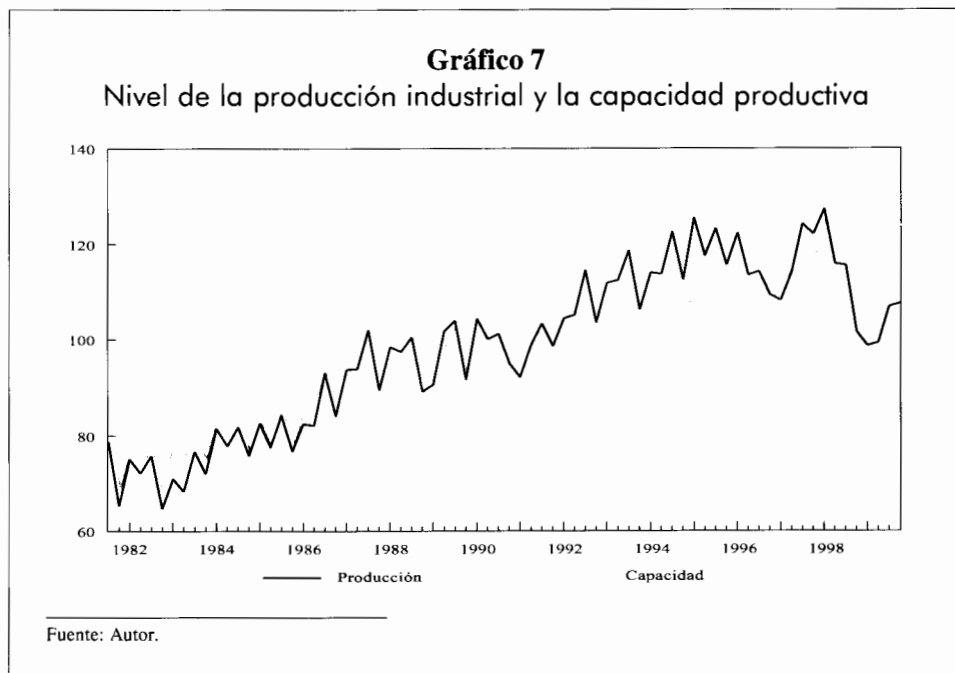


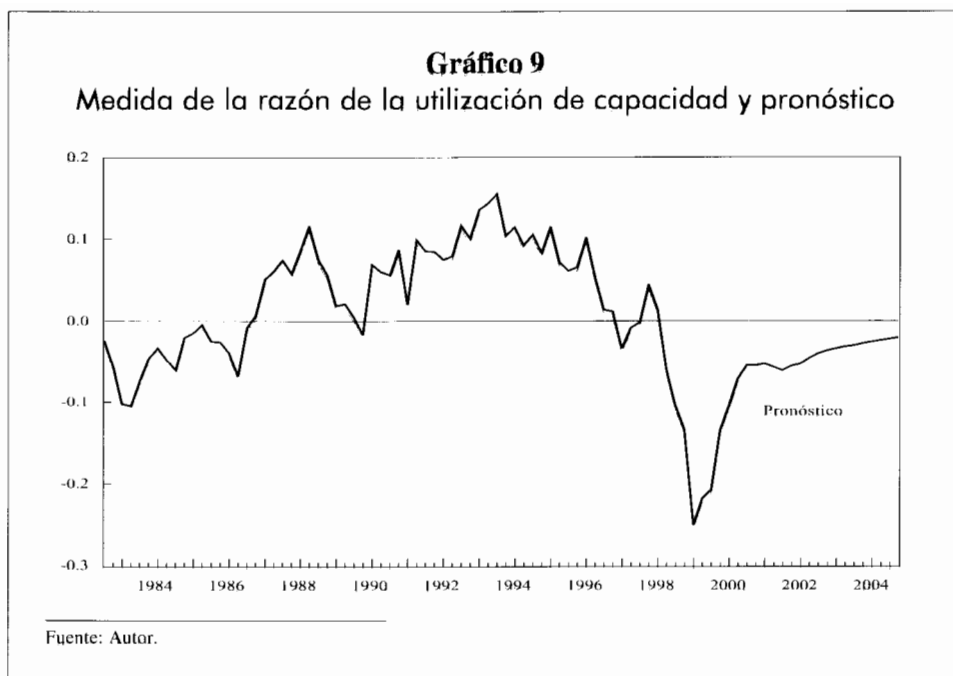
Fuente: Autor.

construida a través de los “*shocks*” estructurales asociados a la oferta. En el Gráfico 8 se presentan las tasas de crecimiento anual del índice de producción industrial y de la capacidad productiva de la industria.

Con respecto a la medida de la capacidad productiva obtenida es conveniente realizar algunas consideraciones. En general, la capacidad productiva puede analizarse por intermedio de una función de producción con varios factores de producción (trabajo, capital, energía). En ese caso, se deben definir completamente las sustituciones y/o complementariedades entre los factores. También es importante, en este contexto, la distinción entre el progreso técnico autónomo o incorporado a uno u otro factor.

Ahora bien, las dificultades asociadas con esta vía de investigación son considerables. Se pueden anotar al menos dos de ellas: la complejidad de los fenómenos en juego es grande y los datos necesarios para el análisis son difíciles, por no decir imposibles, de obtener para el caso colombiano (acervo de capital industrial trimestral, obsolescencia). La óptica que hemos seguido da una idea razonable de la capacidad productiva al estar ésta asociada al producto permanente de la producción industrial.





nóstico de la brecha de la producción industrial o razón de la utilización de capacidad, (*RUC*), para el período comprendido entre el primer trimestre de 2000 y el cuarto trimestre de 2004.

V. PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN Y PODER EXPLICATIVO

Una de las formas de establecer la validez de la nueva medida de brecha de la producción industrial (*RUC*) es a través de la evaluación de su desempeño en la construcción de pronóstico de la inflación utilizando modelos del tipo de indicadores de inflación y de curva de Phillips. Dicha evaluación se lleva a cabo mediante la comparación de sus resultados con los obtenidos al considerar la medida de la brecha de la utilización de la capacidad instalada generada con base en la encuesta de Fedesarrollo.

En una primera etapa se comparan los resultados obtenidos, al considerar las dos diferentes medidas de brecha, a través de un modelo indicador de inflación. Este tipo de modelos examina la relación entre los precios al consumidor y una variable de análisis y posteriormente, evalúa su habilidad para pronosticar la inflación. El esquema de modelación, es sencillo, incluye como variables explicativas rezagos

de la variable dependiente (inflación trimestral) y rezagos de la brecha correspondiente. La estimación se realiza para el período comprendido entre el segundo trimestre de 1983 y el cuarto de 1999.

El Cuadro 2 presenta las estimaciones correspondientes a cada uno de los ejercicios econométricos. Los dos modelos presentan una especificación similar tanto

Cuadro 2
Estimación de modelos indicadores

	Modelo indicador 1 (SVAR)		Modelo indicador 2 (Fedesarrollo)	
	β	Probabilidad	β	Probabilidad
<i>C</i>	0,0240	0,0031	0,0223	0,0062
<i>DQ1</i>	0,0374	0,0000	0,0324	0,0000
<i>DQ2</i>	0,0189	0,0004	0,0193	0,0003
<i>DQ3</i>	-0,0132	0,0102	-0,0088	0,0759
<i>DU862</i>	-0,0573	0,0001	-0,0626	0,0000
<i>DLIPC(-4)</i>	0,2605	0,0232	0,3070	0,0088
<i>DLIPC(-6)</i>	0,2685	0,0172	0,2496	0,0241
<i>RUC(-1)</i>	0,0843	0,0002		
<i>RUC(-7)</i>	-0,0800	0,0050		
<i>GAPCI(-1)</i>			0,2891	0,0000
<i>GAPCI(-7)</i>			-0,2045	0,0243
<i>R</i>	0,786		0,789	
\bar{R}^2	0,756		0,760	
<i>S. E.</i> de regresión	0,0124		0,0122	
<i>SCR</i>	0,0089		0,0088	
Akaike Inf. Criterio	-5,814		-5,848	
<i>D-W</i>	1,653		1,668	
<i>Log Likelihood</i>	203,78		207,85	
<i>Ljung-Box (18)</i>	Prob. 0,798		Prob. 0,884	
Jarque-Bera	Prob. 0,561		Prob. 0,850	

Fuente: Cálculos del autor.

en las variables explicativas como en sus rezagos. En los dos casos, la medida correspondiente a la brecha de la producción industrial tiene un efecto positivo sobre la inflación, efecto esperado teóricamente. Estadísticas tales como el \bar{R}^2 , el criterio de información de Akaike, el *Log Likelihood* y la suma de residuales al cuadro (*SRC*), no presentan diferencias numéricas considerables.

Dado que las estadísticas básicas del análisis de regresión no permiten concluir cuál de los dos modelos es mejor, se llevan a cabo pruebas de “*encompassing*” sobre modelos, con el fin de poder establecer si uno de ellos envuelve al otro, es decir, si uno de los modelos puede explicar el comportamiento relevante del otro o modelo rival (véase, Hendry, 1995; Charemza y Deadman, 1997; Mizon y Richard, 1986 y Davidson y MacKinnon, 1981). En este contexto, vamos a entender los dos modelos indicadores como rivales que compiten entre sí, donde la rivalidad la impone la medida de la brecha de la producción industrial que cada uno considera.

El Cuadro 3 presenta los resultados de las pruebas de “*encompassing*” llevadas a cabo sobre los modelos indicadores. Como se deriva de dichos resultados, no existe evidencia para rechazar la hipótesis de que el modelo indicador 2, aquel que contiene a la medida de la brecha del producto industrial estimado a partir de la encuesta de Fedesarrollo, contiene el modelo indicador 1.

Cuadro 3
Pruebas de “*encompasses*” Modelos indicadores

Test LA: F_{67}^2	Test J: J_{67}^2	Test WET: N_1	Test WET: N_2
Modelo indicador 1 “ <i>encompasses</i> ” Modelo indicador 2			
3,811 (0,028)	5,939 (0,017)	6,949 (0,030)	3,474 (0,038)
Modelo indicador 2 “ <i>encompasses</i> ” Modelo indicador 1			
1,414 (0,251)	0,591 (0,444)	2,789 (0,247)	1,394 (0,256)
Nota: “P-value” entre paréntesis.			

El Cuadro 4 presenta los resultados de las medidas de evaluación por horizonte y por tipo de modelo indicador. La calidad de los pronósticos del modelo indicador 2 supera los del modelo indicador 1³¹. Sin embargo, el mejor desempeño del cual se habla no se puede verificar estadísticamente, por ejemplo, a través de la prueba de Granger y Newbold (1997) utilizada por Melo y Castaño (1998), dado el reducido tamaño de la muestra.

Cuadro 4

Medidas de evaluación de pronóstico de los Modelos indicadores

Horizonte	Modelo indicador 1		Modelo indicador 2	
	<i>RMS</i>	<i>MAE</i>	<i>RMS</i>	<i>MAE</i>
1	1,337	1,061	1,298	1,085
2	2,325	1,690	2,088	1,671
3	3,237	2,336	2,652	2,124
4	4,228	3,172	3,211	2,703

Fuente: Cálculos del autor.

Una segunda evaluación de los pronósticos se lleva a cabo mediante un modelo más completo de Curva de Phillips, (véase López y Misas, 1999). En este modelo se incluye como brecha del producto cada una de las medidas bajo análisis³². Los resultados de la estimación se presentan en el Cuadro 5. También, en este caso, las medidas de brecha presentan un efecto positivo sobre la inflación trimestral.

³¹ Dado el número de replicaciones por horizonte, el mejor desempeño es desde una perspectiva puramente numérica.

³² La forma del modelo de curva de Phillips utilizado es:

$$\pi_t = A(L)^n \pi_{t,t-n}^e + B(L)^n \pi_{t-n} + C(L)^n (y_{t-n} - y_{t-n}^*)$$

Donde

π_t = Diferencia entre los logaritmos de los niveles de precios en t y $t-1$.

$\pi_{t,t-n}^e$ = Expectativa de inflación para t , dada la información en $t-n$.

$y_{t-n} - y_{t-n}^*$ = Producto corriente menos el nivel de largo plazo los dos en $t-n$.

En la estimación, las expectativas de inflación se construyen con base en las probabilidades obtenidas a partir de un modelo "switching" (véase, Hamilton, 1994). Se toma la probabilidad (PROB) correspondiente a un régimen. Véase López y Misas (1999).

Cuadro 5
Estimación de modelos indicadores

	Curva de Phillips 1		Curva de Phillips 2	
	β	Probabilidad	β	Probabilidad
<i>C</i>	0,0076	0,3257	0,0112	0,1651
<i>DQ1</i>	0,0321	0,0000	0,0328	0,0000
<i>DQ2</i>	0,0185	0,0002	0,0192	0,0001
<i>DQ3</i>	-0,0128	0,0055	-0,0109	0,0179
<i>DU862</i>	-0,0695	0,0000	-0,0699	0,0000
<i>DLIPC(-4)</i>	0,3402	0,0020	0,3213	0,0038
<i>DLIPC(-6)</i>	0,2745	0,0076	0,2655	0,0098
<i>DLPIMP(-2)</i>	0,1508	0,0405	0,1382	0,0567
<i>PROB</i>	0,0134	0,0019	0,0097	0,0616
<i>RUC(-1)</i>	0,0578	0,0069		
<i>GAPCI(-1)</i>			0,1715	0,0014
<i>R</i>	0,806		0,808	
\bar{R}^2	0,778		0,780	
<i>S. E.</i> de regresión	0,0115		0,0114	
<i>SCR</i>	0,0082		0,0082	
Akaike Inf. Criterio	-5,957		-5,965	
<i>D-W</i>	1,844		1,856	
<i>Log Likelihood</i>	224,46		224,76	
<i>Ljung-Box (18)</i>	Prob. 0,713		Prob. 0,690	
Jarque-Bera	Prob. 0,423		Prob. 0,620	

Fuente: Cálculos del autor.

De la misma forma que en el caso de los modelos indicadores, las dos estimaciones de curva de Phillips reportan estadísticas que no presentan diferencias considerables. Con un propósito similar al ya explicado, se llevan a cabo pruebas de “*encompassing*” sobre los modelos de curva de Phillips. El Cuadro 6 presenta los resultados de los tests de “*encompassing*”, de los cuales se puede concluir que no existe evidencia para decir que uno de los dos modelos “*encompass*” o contiene al otro.

Cuadro 6
Pruebas de "encompasses" Modelos de la Curva de Phillips

Test LA: F_{68}^2	Test J: J_{68}^2	Test WET: N_1	Test WET: N_2
Modelo Curva de Phillips 1 "encompasses" Modelo Curva de Phillips 2			
0,925 (0,340)	0,926 (0,340)	0,927 (0,335)	0,927 (0,339)
Modelo Curva de Phillips 2 "encompasses" Curva de Phillips 1			
0,109 (0,741)	0,110 (0,741)	0,112 (0,738)	0,111 (0,739)

Nota: "P-value" entre paréntesis.

Finalmente, la evaluación de pronósticos se lleva a cabo utilizando el esquema antes mencionado. El Cuadro 7 reporta las estadísticas de evaluación de pronósticos derivados del modelo de curva de Phillips. En este caso, el modelo que presenta una estadística *RMS* menor es el de la curva de Phillips que utiliza como medida de brecha de la producción industrial a la construida con base en los "shocks" de demanda del VAR estructural.

Cuadro 7
Medidas de evaluación de pronóstico, Modelos de la Curva de Phillips

Horizonte	Curva de Phillips 1 (SVAR)		Curva de Phillips 2 (Fedesarrollo)	
	<i>RMS</i>	<i>MAE</i>	<i>RMS</i>	<i>MAE</i>
1	1,137	0,910	1,169	0,959
2	1,692	1,280	1,778	1,416
3	2,153	1,634	2,250	1,876
4	2,721	2,063	2,800	2,358

Fuente: Cálculos del autor.

VI. CONCLUSIONES

En este documento se utiliza la metodología VAR estructural para separar la producción industrial en sus componentes permanente, o capacidad de la industria, y transitorio, o utilización de la capacidad instalada. Con dicha metodología se tiene ventajas tales como la capacidad de proyectar la evolución de los componentes y de analizar sus comportamientos a la luz del sistema macroeconómico seleccionado. Así mismo, en el caso de las variables no observadas, y de especial interés, es importante contar con diferentes métodos que permitan realizar una aproximación de éstas. Es en este contexto que se debe entender el aporte de este trabajo.

Tomando la medida obtenida de la utilización de capacidad instalada como una variable indicadora de la coyuntura económica, se tiene una visión muy completa de las fases del ciclo económico y, en particular, de la recesión presente. En su peor momento, la utilización de la capacidad instalada desciende a niveles mucho más bajos que los reportados en la tradicional encuesta de Fedesarrollo, la cual, hay que precisar, tiene una cobertura mucho menor que aquella obtenida en la muestra mensual manufacturera del *DANE*, con la cual se construye el índice de producción industrial.

Al comparar la brecha de producto construida con la metodología econométrica con aquella obtenida transformando la información sobre utilización de la capacidad instalada de Fedesarrollo, es destacable la similitud que tienen sus movimientos en la mayoría de los casos, si bien los movimientos son más amplios en el primer caso. Las dos medidas coinciden en registrar una reducción en la brecha de producto en los últimos cinco trimestres.

De otro lado, en cuanto a las posibilidades de la utilización de la medida para predecir la inflación, los resultados son muy alentadores. Si bien en el contexto de los modelos indicadores la medida de Fedesarrollo permite mejores pronósticos y anida (“*encompass*”) al modelo que considera la brecha generada a través del modelo econométrico, un resultado contrario se obtiene al nivel de evaluación de pronósticos cuando se trabaja con el modelo de Curva de Phillips. Sin embargo, en este caso, los dos modelos son muy similares, como lo demuestran los valores de los coeficientes obtenidos en las estimaciones y las pruebas de “*encompassing*”, las cuales no llevan a demostrar la superioridad de un modelo de Phillips sobre el otro.

La conclusión final de este trabajo es que la metodología propuesta acá representa una herramienta de gran alcance para la labor de un banco central. Permite construir un indicador indispensable en el seguimiento del ciclo económico y de las presiones inflacionarias en la economía.

REFERENCIAS

- Amisano, G.; Giannini, C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, Second Edition.
- Aranda, M.; R. González; Petitbo, J. (1994). "Las encuestas de opiniones empresariales: un instrumento útil para conocer la coyuntura industrial" *Economía Industrial* No. 299, Ministerio de Industria y Energía de España.
- Astley, M.; Yates, T. (1999). "Inflation and Real Disequilibria" *Bank of England, WP* 103.
- Beveridge, S.; Nelson, C. (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.
- Blanchard, O.; Fischer, S. (1989). *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.
- Blanchard, O. J.; Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *The American Economic Review*, No. 79, September.
- Bonilla, M. (2000). "Cambio tecnológico y estructura ocupacional en la industria manufacturera colombiana (1987-1997)", Mimeo.
- Carrizosa, M. (1984). "Trimestralización del Producto Interno Bruto en Colombia" Informe de consultoría para el *Departamento Nacional de Planeación*.
- Castaño, E.; Melo, L. F. (1998). "Métodos de combinación de pronósticos: Una aplicación a la inflación colombiana", Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 109.
- Cecchetti, S. (1996). "Inflation Indicators and Inflation Policy", Working Paper No. 5161, *NBER*.
- Charemza, W. W.; Deadman, D. F. (1997). *New Directions in Econometrics Practice*, Edward Elgar, Second Edition.
- Clarida, R.; Galí J.; Gertler, M. (1999). *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*.

- Cogley, T.; Nason, J. (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, pp. 258-278.
- Corrado C.; J. Matthey, J. (1997). "Capacity Utilization", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, pp. 151-168.
- Davidson, R.; Mackinnon, J. (1981). "Several Test for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, Vol. 49, No. 3.
- DeSerres, A.; Guay, A. (1995). "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions", Working Paper 95-9, *Bank of Canada*.
- Dupasquier, Ch.; Guay, A.; St. Amant, P. (1997). "A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap", Working Paper, *Bank of Canada*.
- Granger, C. W. J.; Newbold, P. (1977). *Forecasting Economic Time Series*, New York Academic Press, Referenciado por: Castaño y Melo, 1998.
- Gordon, R. (1999). "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying *NAIRU*", Paper Presented at Brookings Panel on Economic Activity.
- Guay, A.; St. Amant, P. (1996). "Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycle", Technical Report, No. 78, Ottawa, *Bank of Canada*.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Harvey, A. C.; Prescott, E. (1993). "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, No. 3, pp. 231-247.
- Hendry, D. (1995). *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Hodrick, R.; Prescott, E., (1980). "Post-War *US* Business Cycles: An empirical investigation", *Carnegie-Mellon University*, Mimeo.
- Johansen, S. (1994) "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables"; *Econometric Reviews*, No. 13.

- _____, (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*, Advanced Text in Econometrics, Oxford University Press.
- Kennedy, J. (1998). "An Analysis of Time-Series Estimates of Capacity Utilization", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 20 No. 1, pp. 160-170.
- Kuttner, K. (1992). "Monetary policy with uncertain estimates of potential output", *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago.
- King, R.; Plosser, G.; Stock, J.; Watson, M. (1991). "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, No. 81, pp. 819-840.
- Klein, L. (1969). "Some Theoretical Issues in the Measurement of Capacity", *Econometrica*, Vol. 28, No. 2, pp. 272-286.
- Lalonde R.; Page, J.; St. Amant, P. (1998). "Une nouvelle méthode d'estimation de l'écart de production et son application aux Etats-Unis, au Canada et à l'Allemagne", *Bank of Canada*, Working Paper, 98-13.
- Lalonde, R. (1999). "The U. S. Capacity Utilization Rate: A New Estimation Approach", *Bank Of Canada*, Working Paper, 99-14.
- Laxton D.; Tetlow, R. (1992). "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output", *Bank of Canada*, Technical Report, No. 59.
- López, E.; Misas, M. (1999). "Un examen empírico de la Curva de Phillips en Colombia", *Banco de la República*, Borradores de Economía, No.117.
- Lucas, R. (1977). "Understanding Business Cycles", de *Stabilization of the Domestic and International Economy*, No. 5 de la Serie Carnegie-Rochester sobre Política Pública, editada por Karl Brunner y Allan Meltzer.
- Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Second Edition.
- Mayo S.; Reynaud, M. (1995). "Industrie Manufacturière: de l'investissement aux capacités de production", *Insee, Economie et Statistique*, No. 281.
- Melo, Luis F.; Hamman, F. (1998). "Inflación básica. Una estimación basada en modelos VAR estructurales", *Banco de la República*, Borradores de Economía, No. 93.

- Melo, Luis 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. 83.
- Misas, M.; Oliveros, H. (2000). "Funciones de demanda considerando diferentes agregados", *Banco de la República*, mimeo.
- Mizon, G.; Richard, J. F. (1986). "The Encompassing Principle and its Application to Testing Non-nested Hypotheses", *Econometrica*, Vol. 54, No. 3.
- Quah, D. (1992). "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds", *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, pp. 107-118.
- Shapiro, M. (1989). "Assessing the Federal Reserve's Measures of Capacity and Utilization", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1.
- Shapiro, M.; Watson, M. W. (1988). "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual*.
- St. Amant, P.; van Norden, S. (1997). "Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada", *Bank of Canada*, Technical Report, No.79.
- Svensson, L. (1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review*, Vol. 43, pp.1111-1146.
- Van Norden, S. (1995). "Why is so Hard to Measure the Current Output Gap", *Bank of Canada*, Mimeo.
- Watson, M. W. (1986). "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, No. 1, pp. 49-75.

ANEXO 1

Prueba sobre existencia de raíz unitaria: k_{pss}

Variab les	Estadística de prueba	Valor crítico $\alpha = 0,05$
Niveles		
<i>LIPROD</i>	$\eta_{\tau} = 0,2517$	0,146
<i>LIPC^c</i>	$\eta_{\tau} = 0,2566$	0,146
<i>TCDTR</i>	$\eta_{\mu} = 0,407$	0,463
Diferencias		
Δ <i>LIPROD</i>	$\eta_{\mu} = 0,1171$	0,463
Δ <i>LIPC^c</i>	$\eta_{\mu} = 0,374$	0,463
Δ <i>TCDTR</i>	$\eta_{\mu} = 0,052$	0,463

Nota: En la estimación de la ventana de Barlett se utiliza L_4 .

ANEXO 2

Análisis de cointegración bajo Johansen

Rezagos	Vectores de Cointegración	Pruebas multivariadas				Vector(es) de cointegración	Pruebas multivariadas			Exclusión
		Normalidad	Auto-correlación				Exclusión estacionariedad			
			NM	LB	LM(1)		LM(4)	LIPROD	LIPC ^c	
Modelo CIDRIFT (**)										
1	1	0,69	0,08	0,01	0,00	(1 0,220 -0,012 -0,040)	15,44 VC = 3,84 55,49 VC = 7,81	1,24 VC = 3,84 53,25 VC = 7,81	8,91 VC = 3,84 33,58 VC = 7,81	4,08 VC = 3,84
2	1	0,37	0,08	0,22	0,00	(1 0,095 -0,046 -0,018)	2,40 VC = 3,84 38,71 VC = 7,81	0,05 VC = 3,84 38,81 VC = 7,81	20,73 VC = 3,84 17,03 VC = 7,81	0,60 VC = 3,84
3	1	0,28	0,04	0,28	0,96	(1 0,264 -0,034 -0,025)	2,54 VC = 3,84 28,48 VC = 7,81	0,56 VC = 3,84 29,70 VC = 7,81	11,19 VC = 3,84 15,80 VC = 7,81	1,93 VC = 3,84
4	1	0,22	0,09	0,01	0,00	(1 0,995 -0,087 -0,070)	0,62 VC = 3,84 30,86 VC = 7,81	2,36 VC = 3,84 31,60 VC = 7,81	18,30 VC = 3,84 19,10 VC = 7,81	4,01 VC = 3,84
5	0									
6	0									
Modelo DRIFT (**)										
1	2	0,45	0,00	0,00	0,00	$\begin{pmatrix} 1 & -0,180 & -0,012 \\ 1 & -0,111 & 0,017 \end{pmatrix}$	27,87 VC = 5,99 12,81 VC = 3,84	35,34 VC = 5,99 13,65 VC = 3,84	21,93 VC = 5,99 7,10 VC = 3,84	
2	1	0,47	0,08	0,24	0,00	(1 -0,256 -0,051)	2,06 VC = 3,84 38,11 VC = 5,99	6,20 VC = 3,84 38,21 VC = 5,99	20,74 VC = 3,84 16,43 VC = 5,99	
3	1	0,46	0,07	0,36	0,95	(1 -0,216 -0,033)	2,42 VC = 3,84 26,55 VC = 5,99	5,11 VC = 3,84 27,77 VC = 5,99	9,34 VC = 3,84 13,88 VC = 5,99	
4	1	0,29	0,13	0,01	0,00	(1 -0,532 -0,184)	0,13 VC = 3,84 26,85 VC = 5,99	1,54 VC = 3,84 27,59 VC = 5,99	14,47 VC = 3,84 15,09 VC = 5,99	
5	1	0,11	0,12	0,33	0,97	(1 -0,140 0,007)	22,56 VC = 3,84 30,21 VC = 5,99	18,38 VC = 3,84 31,17 VC = 5,99	3,65 VC = 3,84 27,67 VC = 5,99	
6	0									

(*) En la determinación del número de vectores de cointegración se utiliza la prueba de la traza, con corrección por tamaño de muestra, a un nivel de significancia de $\alpha = 0,1$.

(**) Los modelos consideran variables "dummies" estacionales centradas y una variable de intervención en el segundo trimestre de 1989.

Fuente: Cálculos del autor.

ANEXO 3

Resultados de las pruebas multivariadas sobre: ruido blanco y normalidad

Rezago	Ruido blanco Pormanteau Ajustado	Normalidad		
		Apuntamiento	Simetría	Prueba 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	0,028	0,539	0,394	0,523
2	0,039	0,400	0,168	0,239
3	0,056	0,302	0,095	0,115
4	0,289	0,344	0,048	0,077
5	0,550	0,436	0,009	0,025
6	0,185	0,388	0,002	0,006

Fuente: Cálculos del autor.

ANEXO 4

Estimación VAR (4)

Muestra ajustada 1981:3 1999:4
 Observaciones incluidas: 74
 Estadístico "t" en paréntesis

	<i>DLIPROD</i>	<i>DLCORE</i>	<i>DTCDTR</i>
<i>DLIPROD</i> (-1)	-0,104699 (-0,82834)	0,037945 (1,59629)	-1,741307 (-0,23972)
<i>DLIPROD</i> (-2)	0,092021 (0,71200)	0,035333 (1,45368)	-3,914457 (-0,52702)
<i>DLIPROD</i> (-3)	-0,100534 (-0,79509)	0,062276 (2,61891)	6,474263 (0,89096)
<i>DLIPROD</i> (-4)	-0,116918 (-0,87524)	-0,010128 (-0,40315)	13,48968 (1,75715)
<i>DLCORE</i> (-1)	0,554146 (0,86044)	0,283044 (2,33693)	16,10096 (0,43502)
<i>DLCORE</i> (-2)	-0,762389 (-1,14970)	0,150474 (1,20660)	-105,1593 (-2,75942)
<i>DLCORE</i> (-3)	0,514706 (0,76996)	0,147941 (1,17677)	51,16926 (1,33192)
<i>DLCORE</i> (-4)	-1,063075 (-1,68146)	0,334205 (2,81081)	56,05346 (1,54272)
<i>DTCDTR</i> (-1)	0,000697 (0,34142)	0,000656 (1,70932)	0,231730 (1,97565)
<i>DTCDTR</i> (-2)	-0,005332 (-2,43335)	7,46E-06 (0,01811)	-0,326984 (-2,59681)
<i>DTCDTR</i> (-3)	0,000987 (0,42979)	-0,000321 (-0,74431)	0,141823 (1,07471)
<i>DTCDTR</i> (-4)	-0,001482 (-0,67225)	-0,000337 (-0,81397)	-0,447733 (-3,53449)
<i>C</i>	0,044027 (1,54040)	0,002470 (0,45954)	-1,050388 (-0,63947)
<i>DQ1</i>	0,183959 (3,73795)	0,039589 (4,27741)	-6,487786 (-2,29389)
<i>DQ2</i>	0,091561 (2,08248)	0,009084 (1,09858)	-2,657503 (-1,05173)
<i>DQ3</i>	0,154986 (3,29499)	0,010324 (1,16708)	2,228664 (0,82446)
<i>DU892</i>	0,126318 (2,62546)	0,010110 (1,11731)	1,925009 (0,69620)

ANEXO 4 (CONTINUACIÓN)

Estimación VAR (4)

Muestra ajustada 1981:3 1999:4
 Observaciones incluidas: 74
 Estadístico "t" en paréntesis

	<i>DLIPROD</i>	<i>DLCORE</i>	<i>DTCDTR</i>
<i>R</i> -cuadrado	0,756490	0,861358	0,395494
<i>R</i> -cuadrado ajustado	0,688136	0,822440	0,225808
Suma res. cuadrados	0,111497	0,003943	368,2459
<i>S. E.</i> ecuación	0,044228	0,008318	2,541742
<i>F</i> -estadística	11,06729	22,13310	2,330742
<i>Log</i> likelihood	135,4180	259,0703	-164,3748
Akaike <i>AIC</i>	-3,200486	-6,542441	4,902022
Schwarz <i>SC</i>	-2,671174	-6,013128	5,431335
Promedio de la dependiente	0,005169	0,048788	-0,005803
<i>S. D.</i> dependiente	0,079198	0,019739	2,888732

Determinante de la matriz de covarianza de los res.	2,88E-07
<i>Log</i> Likelihood	242,1742
Akaike criterio	-5,166871
Schwarz criterio	-3,578935

Fuente: Cálculos del autor.