



BANCO DE LA REPÚBLICA
SUBGERENCIA DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

LA UTILIZACIÓN DE LA CAPACIDAD INSTALADA DE LA INDUSTRIA EN COLOMBIA:
UN NUEVO ENFOQUE

MARTHA MISAS A Y ENRIQUE LOPEZ E*

JUNIO 16 DE 2000

* Investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República (Banco Central de Colombia). Se agradecen los comentarios y sugerencias de R. Lalonde del Banco Central del Canada y de los asistentes al Seminario de Fedesarrollo. Igualmente, los aportes académicos recibidos de Luis F. Melo y los comentarios de M. Urrutia, H. Oliveros y C. E. Posada a una versión anterior de este trabajo. Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

1. 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 es utilizada ampliamente como indicador de coyuntura o como medida de los desequilibrios en los mercados de bienes en modelos macroeconómicos uniecuacionales o completos. En estos últimos, 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. 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 la componente transitoria no observada de la producción real o de una parte de esta última. Si la producción real estuviese conformada por una componente transitoria 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 están 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 ser tratado como una tendencia determinística específica. Como resultado, varios procedimientos alternativos han sido desarrollados 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 las componentes permanente y transitoria basada en métodos univariados dentro de los cuales se encuentran los enfoques de componentes no observadas de Watson (1986), Beveridge y Nelson (1991) y el filtro de Kalman¹ univariado.

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

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 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 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 de calidad defectuosa². Recientemente, se dio a conocer una nueva serie trimestral de producto, construida por el instituto de estadística (DANE), sobre la cual no existe documentación acerca de la metodología seguida en su construcción. 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 poco formales.

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 es examinada 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 del gap del producto industrial o razón de la utilización de capacidad instalada. En la siguiente

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

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.

2. Problemática General.

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

2.1 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 como caracterizar ésta.

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 transitorios³ -"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 es debida a los "shocks" permanentes y por construcción es no estacionaria. En tanto que, la parte del producto que proviene de los "shocks" transitorios puede ser vista 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

³ Es decir, que se diluyen o desaparecen a través del tiempo

potencial será percibido 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 esta existe, muchos enfoques pueden ser utilizados 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.

De acuerdo con Guay y St-Amant (1996), los filtros mecánicos tienen un mal desempeño en la identificación de la componente cíclica 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 centre 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 son construidas⁴. Pero el rasgo más característico de estos métodos es que generan ciclos muchos más extensos que los definidos como ciclos de negocios en la literatura sobre el tema 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 éstos es la imposición de restricciones de largo plazo económicamente fundamentadas sobre modelos de vectores autorregresivos. Autores como Blanchard y Quah (1989), Shapiro y Watson (1988) y King,

⁴ 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.

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 al componente cíclico del producto asociado con la tendencia de la inflación 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). 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 sistema.

2. 2 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 muchos economistas esta constatación se constituye en un rasgo esencial de la teoría macroeconómica 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 al 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 inflación⁵.

Por consiguiente, una buena medición de esta variable es indispensable. Al respecto se puede hablar de dos grandes aproximaciones a su medición, la primera, con información proveniente exclusivamente de encuestas cualitativas y la segunda que combina a la anterior 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 Europa⁶. 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 encuestas⁷. El segundo enfoque es el utilizado en 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 año⁸. 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 es ajustado por una regresión sobre el acervo de capital y finalmente interpolado para llegar al dato mensual Shapiro (1989).

En Colombia se calculan dos medidas de la utilización de capacidad instalada (ANDI y Fedesarrollo), gráfico 1, las cuales son obtenidas 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 ampliamente conocida internacionalmente⁹. Estas medidas se citan frecuentemente en las discusiones sobre el comportamiento de la actividad económica y solo recientemente, se examinan, como uno de

⁵ Ver, por ejemplo, el examen que hace Cecchetti (1995) sobre los indicadores de inflación para Estados Unidos.

⁶ La primera encuesta de este tipo la realizó el instituto de estadística alemán (IFO) en 1949.

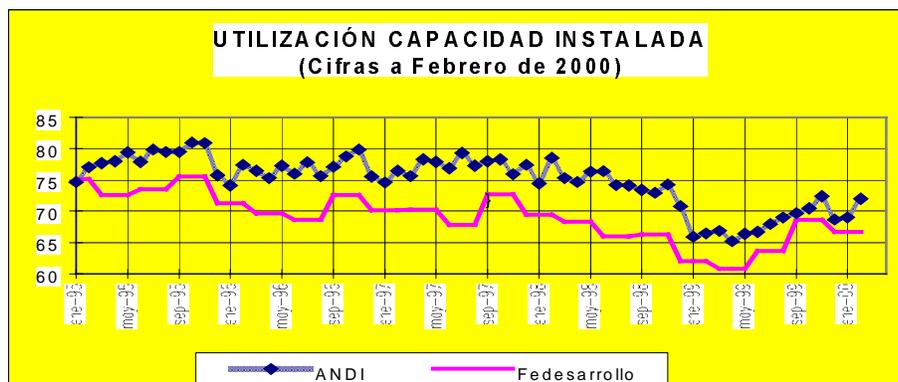
⁷ La cual se hace trimestralmente en una encuesta especial (Aranda et al., 1994)

⁸ 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.

⁹ Desde 1962 en toda Europa se realizan este tipo de encuestas.

los indicadores del comportamiento del mercado de bienes, en el contexto de la problemática de la inflación¹⁰. Una transformación lineal de la medida de Fedesarrollo es utilizada como la brecha del producto dentro de un modelo de pronóstico de la inflación¹¹ 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 Corrado y Matthey (1997).

GRÁFICO 1



2.3 Otras reflexiones sobre las medidas de utilización de la capacidad instalada

Las medidas de la utilización de la capacidad instalada no pueden ser concebidas de manera independiente de un contexto teórico¹². 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 a 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 es ofrecida por Klein (1960), muy cercana al concepto utilizado actualmente por la Reserva Federal de los E.E.U.U., donde la capacidad de producir

¹⁰ Ver la sección correspondiente en el Informe de Inflación Trimestral del Banco de la República.

¹¹ Tipo Curva de Phillips.

¹² Aunque acá debemos aclarar que nuestro propósito no es resolver los problemas conceptuales.

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.

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)¹³.

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 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.

¹³ 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 base en las series de la inversión pasada con la substracción 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 I la inversión se tiene:

$$\begin{aligned}
 K_n &= K_{n-1} + I_n - D_n \Leftrightarrow \\
 K_n - K_{n-1} &= I_n - D_n
 \end{aligned}
 \tag{1*}$$

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

$$D_n / K_{n-1}
 \tag{2*}$$

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 son observadas.

$$\begin{aligned}
 PP &= PE / TUC \\
 o \\
 PP &= VAB / TUC
 \end{aligned}
 \tag{3*}$$

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

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.

3. Metodología Propuesta

3.1 El VAR estructural

En esta sección se presenta la formulación básica correspondiente a la modelación VAR estructural utilizada en la estimación del gap del producto industrial o 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 trimestre 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 desarrollos de la literatura empírica sobre los VAR estructurales¹⁴. 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.

Siguiendo a Lalonde (1999), 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 alimentos¹⁵, $\Delta LIPC^c$, como también, de la primera 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):

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

¹⁴ Ver por ejemplo Cechetti (1999).

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 Amisano y Giannini (1997).

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

$$\begin{aligned} Z_t &= \Gamma(0)\varepsilon_t + \Gamma(1)\varepsilon_{t-1} + \dots = \Gamma(L)\varepsilon_t \\ E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] &= I_3 \end{aligned} \quad (2)$$

De tal forma que, para la identificación del modelo estructural, (2), se requiere de la estimación de su correspondiente forma reducida o VAR estándar¹⁶, ecuación (3):

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

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 al teorema de representación de Wold, una representación VMA, ecuación (4).

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

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

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

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

$$\begin{aligned} e_t &= \Gamma(0)\varepsilon_t \\ C(L) &= \Gamma(L)\Gamma(0)^{-1} \end{aligned} \quad (6)$$

¹⁵ 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.

¹⁶ Es de señalar que la formulación (3) se presenta de manera general. Sin embargo, en nuestro caso, el modelo VAR estándar incluye también intercepto, variables “dummies” estacionales centradas y una variable “dummy” de intervención, la cual toma el valor de uno 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.

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:

$$\Gamma(1) = C(1)\Gamma(0) \quad (7)$$

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

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

La ecuación (8) puede ser interpretada como un sistema de 6 ecuaciones y 9 incógnitas. De tal manera que, la identificación de $\Gamma(0)$ requiere de 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 $\Gamma(1)$.

Con el fin de incorporar las restricciones de Blanchard-Quah¹⁷ o de largo plazo se define la matriz de varianza-covarianza de largo plazo a partir del modelo VAR estándar:

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

donde

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

Igualmente,

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

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 ser estimada a través de la descomposición de Choleski de la matriz F . La estimación de esta matriz posibilita, entre otros, la estimación de la matriz $\Gamma(0)$, ecuación (7), como también, la recuperación de los “shocks” estructurales.

Una vez se determinan los “shocks” estructurales ε_t y las matrices $\Gamma(L)$ ¹⁸ a través de la ecuación (6), la razón de la utilización de la capacidad o gap del producto industrial se calcula a partir de la integración de la serie resultante de la ecuación (12):

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

¹⁷ Una explicación sobre la incorporación de las restricciones de largo plazo se tiene en Melo L. F. et al. (1998).

¹⁸ $\Gamma(L)_{3x3} = \begin{bmatrix} \Gamma_{11}(L) & \dots & \Gamma_{13}(L) \\ & \vdots & \\ \Gamma_{31}(L) & \dots & \Gamma_{33}(L) \end{bmatrix}$

3.2 Análisis de cointegración

Dado que las series bajo análisis son integradas de orden uno, $I(1)$, como se constata a través de las 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.

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 terminos generales si existe la cointegración y ésta es coherente con la teoría económica, 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). 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.

3.3 Estimación del VAR estándar

La determinación de la longitud del VAR estándar sobre las variables estacionarias que se presentó en la ecuación 6 y del 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 longitud¹⁹ 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 VAR estándar, VAR(4). Es de señalar que, dicha modelación incluye también variables “dummies” estacionales centradas y una variable “dummy” de intervención.

4.Resultados a partir del VAR estructural

4.1. 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%, de la varianza del error de pronóstico del índice de producción, LIPROD, en tanto que, el peso de los “shoks” de oferta no supera el 37% de dicha explicación. Sin embargo, al considerar un horizonte de 6 años, la importancia se revierte, son los “shocks” de oferta los de mayor peso en dicha explicación, 60%. Al examinar que sucede a los cien trimestres se observa que la tendencia se mantiene y ya los dos “shocks” de demanda explican tan solo el 10% de la varianza del error de pronóstico.

CUADRO 1
PORCENTAJE DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO
CORRESPONDIENTE A LIPROD

| Horizonte Trimestres | \mathcal{E}_s | \mathcal{E}_{d1} | \mathcal{E}_{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 |

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.

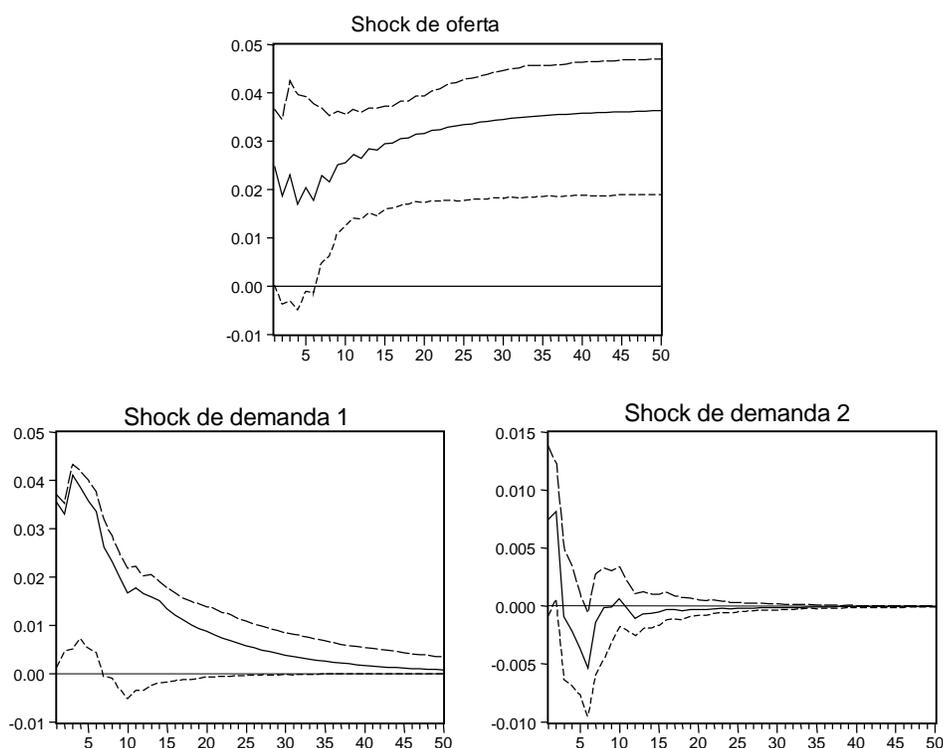
Al igual que en el resultado obtenido por Lalonde (1999), en nuestro caso la contaminación de los “shocks” de oferta por “shocks” monetarios no parece ser un problema, dado que los “shocks” de demanda en el largo plazo explican a la varianza del error de pronóstico de los precios en un 72%. Así, la capacidad productiva generada por el modelo puede ser entendida como una variable *proxy* del nivel de producción alcanzado sin presiones inflacionarias.

4.2. 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 son construidos bajo las técnicas de Bootstrapping a un nivel de confianza del 90.0%, considerando en dicho ejercicio 1000 replicaciones²⁰. 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 trimestre.

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.

GRÁFICO 2
RESPUESTA DEL PRODUCTO INDUSTRIAL A LOS DIFERENTES “SHOCKS”



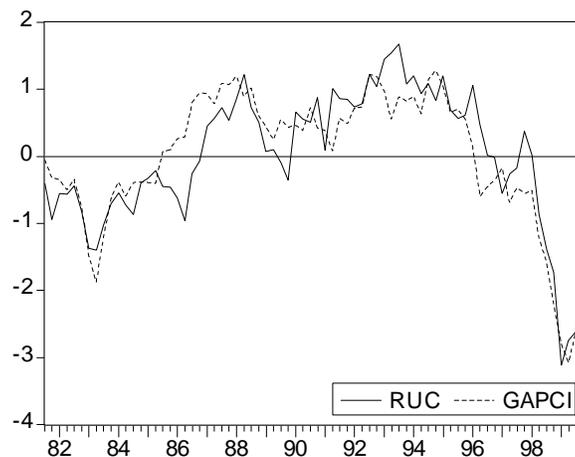
4.3. La razón de la utilización de capacidad y la brecha del producto industrial

En el gráfico 3 se presentan dos medidas del gap 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 móvil de orden tres centrado²¹. Es de señalar que, el gráfico 3 presenta las series RUC y GAPCI normalizadas²².

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 es examinada en diversos contextos y discusiones sobre la evolución de la economía colombiana.

Es notorio constatar como 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 negativo comienza a disminuir en las dos medidas.

GRÁFICO 3
MEDIDAS NORMALIZADAS DEL GAP DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL



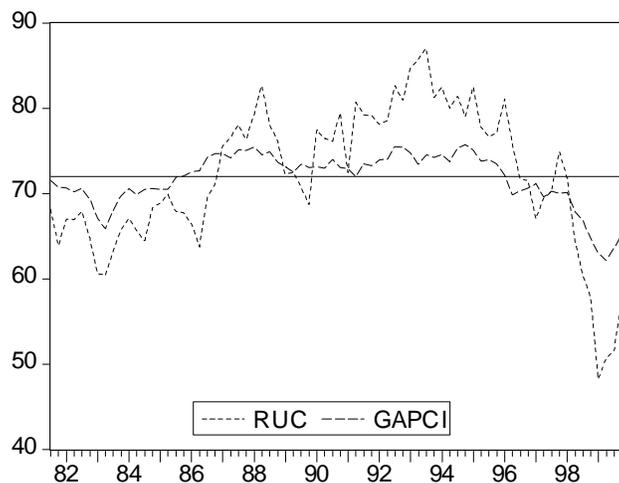
²⁰ Se agradece de manera especial a L. F. Melo quien permitió el uso de su código SAS para la construcción de dichos intervalos.

²¹ 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.

²² Es decir, cada serie tiene media cero y desviación estándar igual a uno.

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 3A se ilustra un aspecto esencial de las series de utilización de la capacidad instalada tomadas en la forma en que presentan normalmente a la opinión pública. Es decir, se presentan las series en porcentaje de utilización de la capacidad²³. Como se observa, de acuerdo a la medida de FEDESARROLLO la utilización de capacidad instalada en Colombia llega al 60%, 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% de la capacidad instalada. En el auge de la primera parte de los noventa la industria alcanzó utilidades de capacidad cercanas al 90%.

GRÁFICO 3A
PORCENTAJE DE UTILIZACIÓN DE LA CAPACIDAD INSTALADA



Otra forma de ver el mismo punto se observa en los gráficos 4 y 5. En el gráfico 4 se presentan las dos medidas en sus escalas correspondientes, en tanto que, en el gráfico 5 se utiliza la misma escala para cada caso.

²³ 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
BRECHAS DE PRODUCTO REPRESENTADAS EN SU ESCALA

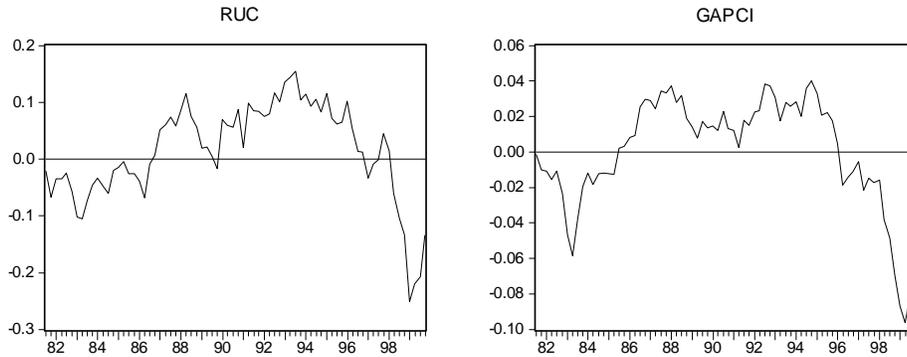
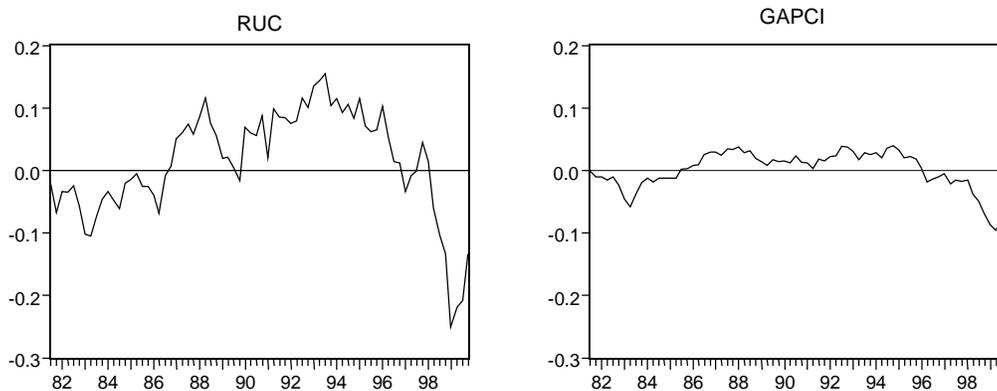


GRÁFICO 5
BRECHAS DE PRODUCTO REPRESENTADAS EN LA MISMA ESCALA



4.4 Capacidad Productiva de la Industria

De otro lado, en el gráfico 6 se presentan las series correspondientes al nivel de producción industrial y a la capacidad productiva de la industria²⁴. Esta última construida a través de los “shocks” estructurales asociados a la oferta. En el gráfico 7 se presentan las tasas de crecimiento anual del índice de producción industrial y de la capacidad productiva de la industria.

²⁴ 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 6
NIVEL DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL Y LA CAPACIDAD PRODUCTIVA

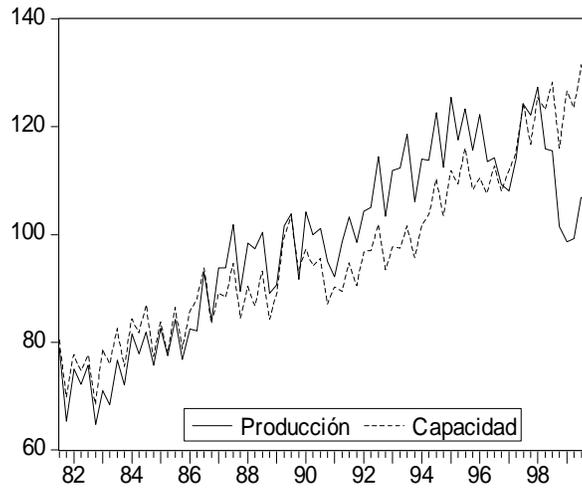
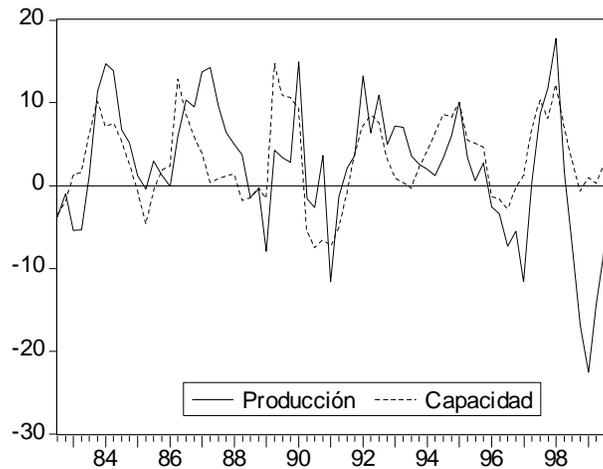


GRÁFICO 7
TASAS DE CRECIMIENTO DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL
Y DE LA CAPACIDAD PRODUCTIVA



Con respecto a la medida de la capacidad productiva obtenida es conveniente realizar algunas consideraciones. En general, la capacidad productiva puede ser analizada 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

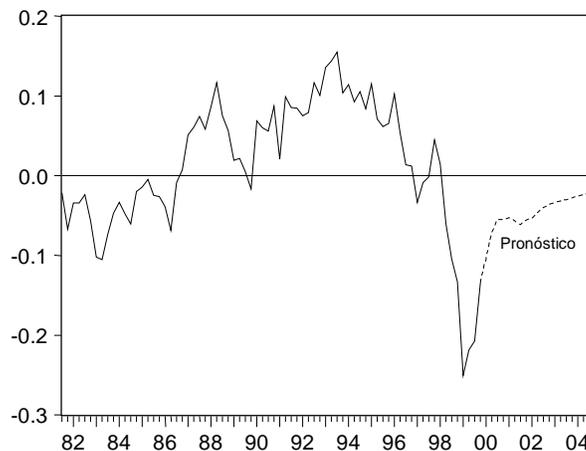
seguido da una idea razonable de la capacidad productiva al estar ésta asociada al producto permanente de la producción industrial.

Los gráficos registran que la capacidad productiva de la industria colombiana creció a un ritmo acelerado con anterioridad a la recesión. En otras palabras, el capital productivo se incrementó en medio de un proceso de innovación tecnológica que se dio al parecer, en palabras de Bonilla (2000), como respuesta estratégica dirigida a la consolidación de fortalezas competitivas en un escenario de ampliación de la competencia internacional.

4.5 Pronóstico de la razón de la utilización de capacidad

La metodología utilizada permite la construcción de pronósticos fuera de muestra para la brecha o razón de la utilización de la capacidad instalada, RUC. Los pronósticos se construyen con base en la representación VMA de los “*shocks*” estructurales, correspondientes a los “*shocks*” de demanda, ecuación (12)²⁵. Estos pronósticos representan solo los efectos esperados, en el período de pronóstico, de los “*shocks*” que ocurrieron en el período de estimación dado que no conocemos los valores de los “*shocks*” futuros²⁶. El gráfico 8 presenta el pronóstico del gap 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.

GRÁFICO 8
MEDIDA DE LA RAZÓN DE LA UTILIZACIÓN DE CAPACIDAD
Y PRONÓSTICO



5. 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

²⁵ Es necesario llevar a cabo un proceso de integración.

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 entre sus resultados y 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 gap, 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 del gap correspondiente. La estimación se realiza para el período comprendido entre el segundo trimestre de 1983 y el cuarto trimestre de 1999.

El Cuadro 2 presenta las estimaciones correspondientes a cada uno de los ejercicios econométricos. Los dos modelos presentan una especificación similar tanto en las variables explicativas como en sus rezagos. En los dos casos, la medida correspondiente al gap 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 cual de los dos modelos es mejor, se llevan a cabo pruebas de “encompassing” sobre modelos con el fin de poder establecer si uno de los modelos envuelve al otro, es decir, si uno de los modelos puede explicar el comportamiento relevante del otro modelo o modelo rival(Hendry,1995; Charemza y Deadman, 1997; Mizon y Richard ,1986 y Davidson y MacKinnon,1981). En este contexto, vamos a entender a los dos modelos indicadores como modelos rivales que compiten entre si, donde la rivalidad la impone la medida del gap 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 del gap del producto industrial estimado a partir de la encuesta de Fedesarrollo, contiene al modelo indicador 1.

²⁶ Estos se suponen iguales a cero.

CUADRO 2
ESTIMACIÓN DE MODELOS INDICADORES

| | Modelo Indicador 1 (SVAR) | | Modelo Indicador 2 (Fedesarrollo) | |
|----------------------|------------------------------|--------|--------------------------------------|--------|
| | β | Prob. | β | Prob. |
| C | 0.0240 | 0.0031 | 0.0223 | 0.0062 |
| DQ1 | 0.0374 | 0.0000 | 0.0324 | 0.0000 |
| DQ2 | 0.0189 | 0.0004 | 0.0193 | 0.0003 |
| DQ3 | -0.0132 | 0.0102 | -0.0088 | 0.0759 |
| DU862 | -0.0573 | 0.0001 | -0.0626 | 0.0000 |
| DLIPC(-4) | 0.2605 | 0.0232 | 0.3070 | 0.0088 |
| DLIPC(-6) | 0.2685 | 0.0172 | 0.2496 | 0.0241 |
| RUC(-1) | 0.0843 | 0.0002 | | |
| RUC(-7) | -0.0800 | 0.0050 | | |
| GAPCI(-1) | | | 0.2891 | 0.0000 |
| GAPCI(-7) | | | -0.2045 | 0.0243 |
| R | 0.786 | | 0.789 | |
| \bar{R}^2 | 0.756 | | 0.760 | |
| S.E. de Regresión | 0.0124 | | 0.0122 | |
| SCR | 0.0089 | | 0.0088 | |
| Akaike Inf. Criterio | -5.814 | | -5.848 | |
| D-W | 1.653 | | 1.668 | |
| Log Likelihood | 203.78 | | 207.85 | |
| Ljung-Box (18) | Prob. 0.798 | | Prob. 0.884 | |
| Jarque –Bera | Prob. 0.561 | | Prob. 0.850 | |

CUADRO 3
PRUEBAS DE “ENCOMPASSING”
MODELOS INDICADORES

| Test LA : F_{67}^2 | Test J : J_{67}^2 | Test WET : N_1 | Test WET : N_2 |
|---|---------------------|------------------|------------------|
| Modelo Indicador 1 “encompasses” Modelo Indicador 2 | | | |
| 3.811 (0.028) | 5.939 (0.017) | 6.949 (0.030) | 3.474 (0.038) |
| Modelo Indicador 2 “encompasses” Modelo Indicador 1 | | | |
| 1.414 (0.251) | 0.591 (0.444) | 2.789 (0.247) | 1.394 (0.256) |

**“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 a los del modelo indicador 1²⁷. Sin embargo, el mejor desempeño del cual se habla no se puede verificar

²⁷ Dado el número de replicaciones por horizonte, el mejor desempeño es desde una perspectiva puramente numérica.

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 | |
|-----------|--------------------|-------|--------------------|-------|
| | RMS | MAE | RMS | MAE |
| 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 |

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

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.

Finalmente, la evaluación de pronósticos se lleva a cabo utilizando el esquema anteriormente 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 modelo de curva de Phillips que utiliza como medida de gap de la producción industrial a la construida con base en los “shocks” de demanda del VAR estructural.

CUADRO 5
 MODELOS DE CURVA DE PHILLIPS

| | Curva de Phillips 1 | | Curva de Phillips 2 | |
|----------------------|---------------------|--------|---------------------|--------|
| | β | Prob. | β | Prob. |
| C | 0.0076 | 0.3257 | 0.0112 | 0.1651 |
| DQ1 | 0.0321 | 0.0000 | 0.0328 | 0.0000 |
| DQ2 | 0.0185 | 0.0002 | 0.0192 | 0.0001 |
| DQ3 | -0.0128 | 0.0055 | -0.0109 | 0.0179 |
| DU862 | -0.0695 | 0.0000 | -0.0699 | 0.0000 |
| DLIPC(-4) | 0.3402 | 0.0020 | 0.3213 | 0.0038 |
| DLIPC(-6) | 0.2745 | 0.0076 | 0.2655 | 0.0098 |
| DLPIMP(-2) | 0.1508 | 0.0405 | 0.1382 | 0.0567 |
| PROB | 0.0134 | 0.0019 | 0.0097 | 0.0616 |
| RUC(-1) | 0.0578 | 0.0069 | | |
| GAPCI(-1) | | | 0.1715 | 0.0014 |
| R | 0.806 | | 0.808 | |
| \bar{R}^2 | 0.778 | | 0.780 | |
| S.E. de Regresión | 0.0115 | | 0.0114 | |
| SCR | 0.0082 | | 0.0082 | |
| Akaike Inf. Criterio | -5.957 | | -5.965 | |
| D-W | 1.844 | | 1.856 | |
| Log Likelihood | 224.46 | | 224.76 | |
| Ljung-Box (18) | Prob. 0.713 | | Prob. 0.690 | |
| Jarque –Bera | Prob. 0.423 | | Prob. 0.620 | |

CUADRO 6
 PRUEBAS DE "ENCOMPASSING"
 MODELOS DE 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" Modelo Curva de Phillips 1 | | | |
| 0.109 (0.741) | 0.110 (0.741) | 0.112 (0.738) | 0.111 (0.739) |

CUADRO 7
 MEDIDAS DE EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO
 MODELOS DE CURVA DE PHILLIPS

| Horizonte | Curva de Phillips 1 SVAR | | Curva de Phillips 2 Fedesarrollo | |
|-----------|-----------------------------|-------|-------------------------------------|-------|
| | RMS | MAE | RMS | MAE |
| 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 |

6. 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 las 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 en el que se debe entender el aporte de este trabajo.

Tomando la medida obtenida de la utilización de la capacidad instalada como una variable indicadora de la coyuntura económica se tiene una visión muy completa de la fases del ciclo económico y, en particular, de la recesión presente. En su peor momento la utilización de la capacidad instalada desciende a niveles muchos 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 el gap generado 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 un 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.

Bibliografía

- Amisano, G. and C. Giannini (1997) **Topics in Structural VAR Econometrics**, Springer, Second Edition.
- Aranda, M., R. González y J. Petitbo (1994) "Las Encuestas de Opiniones Empresariales : Un Instrumento Util para Conocer la Coyuntura Industrial" Economía Industrial No.299, Ministerio de Industria y Energía de España.
- Beveridge, S. and C. Nelson (1981) "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle", Journal of Monetary Economics, No. 7, March.
- Blanchard, O. and S. Fischer (1989) **Lectures on Macroeconomics**, MIT Press.
- Blanchard, O. J. and D. Quah (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.
- Castaño, E y L. F. Melo (1998) "Métodos de combinación de pronósticos: Una aplicación a la inflación colombiana", Borradores de Economía, Banco de la República, No. 109.
- Cecchetti S. (1995) " Inflation Indicators and Inflation Policy" ,WP No.5161 del NBER.
- Charemza, W. W. and D. F. Deadman (1997) **New Directions in Econometrics Practice**, Edward Elgar, Second Edition.
- Cogley, T. and J. Nason (1995) "Effects of the Hodrick Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series : Implications for Business Cycle Research", Journal of Economic Dynamics and Control 19 pp. 258-278.
- Corrado C. and J. Matthey (1997) "Capacity Utilization", The Journal of Economic Perspectives. Vol. 11 No.1 pp. 151-168.
- Davidson, R. and J. Mackinnon (1981) "Several Test for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", Econometrica, Vol. 49, No. 3
- DeSerres, A. and A. Guay (1995) "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions", Working Paper 95-9, Bank of Canada.
- Dupasquier Ch., A Guay and P. St-Amant (1997) "A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap", Working Paper Bank Of Canada.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1977) **Forecasting Economic Time Series**, New York Academic Press, **Referenciado por:** Castaño y Melo 1998.
- Guay, A. and P. St-Amant (1996) "Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycle", Technical Report No. 78. Ottawa. Bank of Canada.
- Harvey, A.C. and E. Prescott (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. and E. Prescott (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., G. Plosser, J. Stock and M. Watson (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., J. Page and P. St. Amant (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. and R. Tetlow (1992) "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output" , Bank of Canada, Technical Report, No. 59.

López E. y M. Misas (1997) " 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. and M. Reynaud (1995) "Industrie Manufacturière: de l'investissement aux capacités de production", Insee, *Economie et Statistique*, No.281.

Melo, L. F. y F. Hamman (1998) "Inflación Básica. Una estimación basada en modelos VAR estructurales", Banco de la República, Borradores de Economía, No. 93.

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

Misas, M y H. Oliveros (2000) "Funciones de Demanda considerando Diferentes Agregados", Banco de la República, mimeo.

Mizon, G. and J.F. Richard (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. and M.W. Watson (1988) "Sources of Business Cycle Fluctuations", NBER Macroeconomics Annual.

St. Amant and van Norden (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 RAIZ UNITARIA: KPSS

| Variable | Estadística de prueba | Valor Crítico $\alpha = 0.05$ |
|----------------------------|------------------------------|---|
| Niveles | | |
| LIPROD | $\eta_{\tau}=0.2517$ | 0.146 |
| LIPC ^C | $\eta_{\tau}=0.2566$ | 0.146 |
| TCDTR | $\eta_{\mu}=0.470$ | 0.463 |
| Diferencias | | |
| Δ LIPROD | $\eta_{\mu}=0.1171$ | 0.463 |
| Δ LIPC ^C | $\eta_{\mu}=0.374$ | 0.463 |
| Δ TCDTR | $\eta_{\mu}=0.052$ | 0.463 |

En la estimación de la ventana de Barlett se utiliza L_4

ANEXO 2
ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN BAJO JOHANSEN

| | Vectores de Cointegración | Pruebas Multivariadas | | | | Vector(es) de Cointegración | Pruebas Multivariadas | | | | Exclusión |
|------------------|---------------------------|-----------------------|-----------------|-------|-------|---|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------|-----------|
| | | Normalidad | Autocorrelación | | | | Exclusión Estacionariedad | | | | |
| Rezagos | r * | NM | LB | LM(1) | LM(4) | | LIPROD | LIPC ^C | TCDTR | T | |
| 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.

ANEXO 3

RESULTADOS DE LAS PRUEBAS MULTIVARIADAS SOBRE:
RUIDO BLANCO Y NORMALIDAD

| Rezago | Ruido Blanco | Normalidad | | |
|--------|-----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| | Pormanteau Ajustado | 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 |

ANEXO 4
ESTIMACION VAR(4)

| Sample(Adjusted) 1981:3 1999:4 Included observations: 74 after adjusting endpoints "t" statistics in parentheses | | | |
|--|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | DLIPROD | DLCORE | DTCDTR |
| DLIPROD(-1) | -0.104699 (-0.82834) | 0.037945 (1.59629) | -1.741307 (-0.23972) |
| DLIPROD(-2) | 0.092021 (0.71200) | 0.035333 (1.45368) | -3.914457 (-0.52702) |
| DLIPROD(-3) | -0.100534 (-0.79509) | 0.062276 (2.61891) | 6.474263 (0.89096) |
| DLIPROD(-4) | -0.116918 (-0.87524) | -0.010128 (-0.40315) | 13.48968 (1.75715) |
| DLCORE(-1) | 0.554146 (0.86044) | 0.283044 (2.33693) | 16.10096 (0.43502) |
| DLCORE(-2) | -0.762389 (-1.14970) | 0.150474 (1.20660) | -105.1593 (-2.75942) |
| DLCORE(-3) | 0.514706 (0.76996) | 0.147941 (1.17677) | 51.16926 (1.33192) |
| DLCORE(-4) | -1.063075 (-1.68146) | 0.334205 (2.81081) | 56.05346 (1.54272) |
| DTCDTR(-1) | 0.000697 (0.34142) | 0.000656 (1.70932) | 0.231730 (1.97565) |
| DTCDTR(-2) | -0.005332 (-2.43335) | 7.46E-06 (0.01811) | -0.326984 (-2.59681) |
| DTCDTR(-3) | 0.000987 (0.42979) | -0.000321 (-0.74431) | 0.141823 (1.07471) |
| DTCDTR(-4) | -0.001482 (-0.67225) | -0.000337 (-0.81397) | -0.447733 (-3.53449) |
| C | 0.044027 (1.54040) | 0.002470 (0.45954) | -1.050388 (-0.63947) |
| DQ1 | 0.183959 (3.73795) | 0.039589 (4.27741) | -6.487786 (-2.29389) |
| DQ2 | 0.091561 (2.08248) | 0.009084 (1.09858) | -2.657503 (-1.05173) |
| DQ3 | 0.154986 (3.29499) | 0.010324 (1.16708) | 2.228664 (0.82446) |
| DU892 | 0.126318 (2.62546) | 0.010110 (1.11731) | 1.925009 (0.69620) |
| R-squared | 0.756490 | 0.861358 | 0.395494 |
| Adj. R-squared | 0.688136 | 0.822440 | 0.225808 |
| Sum sq. resids | 0.111497 | 0.003943 | 368.2459 |
| S.E. equation | 0.044228 | 0.008318 | 2.541742 |
| F-statistic | 11.06729 | 22.13310 | 2.330742 |
| Log likelihood | 135.4180 | 259.0703 | -164.3748 |
| Akaike AIC | -3.200486 | -6.542441 | 4.902022 |
| Schwarz SC | -2.671174 | -6.013128 | 5.431335 |
| Mean dependent | 0.005169 | 0.048788 | -0.005803 |
| S.D. dependent | 0.079198 | 0.019739 | 2.888732 |
| Determinant Residual Covariance 2.88E-07 | | | |
| Log Likelihood 242.1742 | | | |
| Akaike Information Criteria -5.166871 | | | |
| Schwarz Criteria -3.578935 | | | |