



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloy sociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Harmath Fernández, Pedro Alexander; Mora Mora, José U.; Acevedo Rueda, Rafael Alexis

La brecha del producto y el producto potencial en Venezuela: una estimación SVAR

Desarrollo y Sociedad, núm. 71, 2013, pp. 43-81

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169128382002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

La brecha del producto y el producto potencial en Venezuela: una estimación SVAR¹

Output Gap and Potential GDP in Venezuela: A SVAR Estimation

Pedro Alexander Harmath Fernández²

José U. Mora Mora³

Rafael Alexis Acevedo Rueda⁴

DOI: 10.13043/DYS.71.2

Resumen

Este artículo estima la brecha del PIB para Venezuela por medio de un modelo de vectores autorregresivo estructural y el método de descomposición de Blanchard y Quah para el período 1999:1–2010:4. Se usó información trimestral

-
- 1 Este artículo es un producto del proyecto de investigación "PIB potencial en Venezuela. Una estimación SVAR", inscrito en el CDCHT-UCLA con el código 002-RCT-2012 y adscrito a la Unidad de Investigación en Ciencias Matemáticas (UICM) del Decanato de Ciencias y Tecnología de la Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado (UCLA). Los autores declaran que el orden de aparición de sus nombres no indica jerarquía entre ellos en cuanto al trabajo realizado, ya que todos aceptan tener la misma proporción de autoría.
 - 2 Profesor asistente del Departamento de Investigación de Operaciones y Estadística del Decanato de Ciencias y Tecnología de la Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado. Máster en Economía (ULA, Venezuela) y estudiante del Doctorado en Matemáticas (UCLA, Venezuela). Correo electrónico: pedro.harmath@ucla.edu.ve.
 - 3 Profesor titular y director del Instituto de Investigaciones Económicas (IIES) de la Universidad de Los Andes (ULA, Venezuela). Máster y Ph.D. en Economía (University of Illinois at Chicago, Estados Unidos). Correo electrónico: jumora@ula.ve.
 - 4 Profesor asistente del Departamento de Estudios Básicos y Sociales de la Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado. Máster en Economía (ULA, Venezuela) y Doctor en Gerencia (Universidad Yacambú, Venezuela). Correo electrónico: rafaelacevedorueda@yahoo.es.

Este artículo fue recibido el 23 de abril de 2012; modificado el 20 de abril de 2013 y, finalmente, aceptado el 24 de abril de 2013.

para la tasa de inflación, el producto interno bruto real, la tasa de desocupación y los precios de realización del barril de petróleo; se identificaron *shocks* fiscales y monetarios por el lado de la demanda, y tecnológicos y laborales por el lado de la oferta. Los resultados empíricos revelan que aunque inicialmente existe una amplia brecha entre el producto real y el potencial, esta tiende a cerrarse progresivamente hacia finales del período como consecuencia del aumento de los precios del petróleo. Las proyecciones revelan que la brecha pudiera eventualmente caer como resultado de la contracción económica observada durante los años 2009 y 2010.

Palabras clave: ciclos económicos, producto potencial, inflación, precios del petróleo, modelos SVAR.

Clasificación JEL: E22, O47, P44, C01.

Abstract

This paper estimates the GDP gap in Venezuela by means of the structural VAR methodology and the Blanchard and Quah decomposition for the period 1999:1–2010:4. We use quarterly data for the inflation rate, real GDP, unemployment rate, and oil prices. We identify fiscal and monetary innovations on the demand side and technological and labor market disturbances on the supply side. Empirical results reveal that even though there is a wide gap between real and potential GDP at the beginning of the period, it tends to narrow towards the end of the period as a result of the rise in oil prices. The GDP sample forecast shows that this gap, eventually, could fall as a result of the contraction in economic activity during 2009 and 2010.

Key words: Business cycles, potential output, inflation, oil prices, SVAR models.

JEL classification: E22, O47, P44, C01.

Introducción

El estudio detallado sobre el comportamiento de diferentes variables macroeconómicas como el producto interno bruto, la inflación, el desempleo, precios

del petróleo, entre otras, ha sido, e intuitivamente debe ser, de gran utilidad para los distintos Bancos Centrales de diversos países al momento de tomar decisiones en términos de optar por la aplicación de nuevas políticas económicas. Es reconocido en el ámbito de la economía cuantitativa que las diversas relaciones dinámicas que surgen entre las diferentes variables de una economía particular en un período de tiempo específico permiten evaluar sus desequilibrios reales y determinar en forma más o menos clara la fase del ciclo en que se encuentra la economía. En este sentido, la evaluación o el examen de los desequilibrios se realiza tradicionalmente mediante la determinación del producto interno bruto (PIB) potencial y la brecha que lo separa de la producción corriente.

Se debe destacar que en la literatura económica se encuentran dos definiciones del PIB potencial. Por un lado, se le conceptualiza como el máximo nivel de producción que puede mantener una economía bajo presiones inflacionarias, mientras que, por otro, se le define como el nivel máximo de producción sostenible sin tensiones excesivas de la economía y, más precisamente, sin aceleración de la inflación. Por lo tanto, si el PIB potencial se encuentra determinado por la cantidad y la eficiencia de los factores de producción disponibles, este debe entenderse como un indicador de equilibrio de la oferta en un determinado plazo; así, la brecha del producto pasa a representar una medida de las desviaciones del producto observado con respecto al indicador antes mencionado, siendo ello un desequilibrio real en el que una brecha positiva indica que los niveles de productividad en un momento determinado se encuentran por encima de la tendencia del producto.

En vista de que el PIB potencial y su correspondiente brecha son variables no observables, se han desarrollado una gran cantidad de técnicas econométricas para estimarlas. Entre ellas se encuentran los filtros de Hodrick y Prescott (1980) y de Beveridge y Nelson (1981) que separan una serie de tiempo en sus componentes permanente y cíclico; los modelos multivariados de Beveridge y Nelson (1981); y los modelos vectoriales autorregresivos estructurales (SVAR o VAR estructural) propuestos por Blanchard y Quah (1989). La primera técnica asigna los movimientos en el producto de manera proporcional entre la oferta y la demanda, induciéndolas a una correlación positiva, lo cual ha generado controversias ya que no existe en realidad razón alguna para que los choques de demanda y oferta se comporten siempre de esta forma; las otras dos técnicas aíslan los efectos de las influencias estructurales y cíclicas sobre el producto

mediante algunos métodos basados en la teoría económica, entre los que se encuentran las estimaciones de funciones de producción Cobb-Douglas; sin embargo, se ha demostrado a través del tiempo que los modelos SVAR permiten un mejor tratamiento de los *shocks* de oferta y demanda que afectan el comportamiento del PIB potencial en un determinado plazo.

La presente investigación indaga sobre el comportamiento del PIB potencial en Venezuela entre los años 1999 y 2010. En la obtención de las estimaciones se utilizó la metodología SVAR y la de estimación de modelos vectoriales autorregresivos (VAR) propuesta por Sims (1980), tomando en cuenta las variables tasa de inflación, producto interno bruto real, tasa de desocupación y precio de realización del petróleo. Una vez concebido el modelo en su forma estándar se estimó el mismo en su forma estructural, considerando los choques de demanda, fiscales y monetarios, y los choques de oferta, tecnológicos y de desempleo, para así finalmente proporcionar el indicador de la posición de la economía venezolana en el período antes mencionado y generar un entorno de discusión apropiado en cuanto al comportamiento de los desequilibrios reales en la economía venezolana.

El artículo se encuentra estructurado en cuatro secciones, aparte de la presente introducción. La primera aborda una revisión de la literatura sobre el tema mientras que la segunda presenta el desarrollo de la metodología utilizada. Seguidamente, la tercera sección muestra los resultados empíricos obtenidos y su discusión. Finalmente, en la cuarta, se presentan las conclusiones y recomendaciones derivadas de esta investigación.

I. Revisión de la literatura

Debido a la naturaleza del tema y a la importancia que representa para cualquier economía, incluida la de Venezuela, el análisis de la evolución de los desequilibrios reales, se han llevado a cabo investigaciones relacionadas con el comportamiento del PIB potencial, la tasa natural de desempleo y otros indicadores en un período de tiempo determinado, haciendo uso de diversas metodologías, entre ellas la utilizada en esta investigación.

Blanchard y Quah (1989) presentan el modelo vectorial autorregresivo estructural (SVAR) e interpretan las fluctuaciones en el PIB y el desempleo como

perturbaciones que tienen un efecto permanente sobre el producto real, del lado de la oferta, y aquellas con un efecto transitorio en el comportamiento de este, del lado de la demanda. Dichos autores muestran estimaciones para la economía de Estados Unidos y consideran para el estudio un total de cuarenta años (1950–1990); concluyen que las perturbaciones de la demanda ejercen un efecto “abombado” (sinusoidal) en el comportamiento de las variables antes mencionadas, el cual comienza a declinar entre tres y cinco años, mientras que las de la oferta tienen un efecto sobre el producto que se acumula a través del tiempo y perdura casi en forma constante después de cinco años. Blanchard y Quah (1989) también deducen que las perturbaciones de la demanda contribuyen sustancialmente a las fluctuaciones del producto en un horizonte a corto y mediano plazo, lo que dejó abierta la posibilidad de realizar trabajos adicionales que permitiesen refinar las estructuras de identificación de los *shocks* de oferta y demanda considerados para este tipo de modelos econométricos.

Astley y Yates (1999) presentan un conjunto de ideas en cuanto a los métodos frecuentemente utilizados para construir medidas de desequilibrios reales o brechas, como la del PIB, y examinan su relación con la inflación. En primer lugar, proporcionan algunas ideas acerca de la curva de Phillips, el filtro de Hodrick-Prescott y el filtro de Kalman, y explican cómo intervienen, desde el punto de vista estadístico y económico, algunos *shocks* de demanda y de oferta y cómo estas estimaciones pueden utilizarse para la construcción de las brechas o *gaps*. Posteriormente, presentan estimaciones de la brecha del producto, el desempleo y la capacidad utilizada para la economía del Reino Unido, a partir del filtro de Hodrick-Prescott y la construcción de un único sistema SVAR en el que se consideran las variables precio del petróleo, tasa de inflación, PIB real, desempleo y la capacidad utilizada de la industria. Identifican perturbaciones de demanda: fiscales y monetarias; de oferta: tecnológicas y de desempleo; y la perturbación de los precios del petróleo. El período analizado corresponde a 1975–1998. Uno de los hallazgos fundamentales de la investigación es que la brecha del producto es más pequeña y volátil que las demás brechas presentadas, e incluso la brecha estimada del desempleo es la más significativa y la que muestra mayores fluctuaciones. Los autores concluyen y recomiendan que se lleve a cabo una extensión del análisis, incluyendo el tipo de cambio como una variable endógena adicional, para ampliar el entorno en cuanto a la identificación de las perturbaciones de política monetaria consideradas.

Por su parte, Claus (1999) presenta una medida del PIB potencial para Nueva Zelanda obtenida a partir de la metodología SVAR. Para el desarrollo del estudio utiliza datos trimestrales, que van desde 1970:1 hasta 1998:3, y toma en cuenta para el sistema las variables endógenas PIB real, el número de trabajadores de tiempo completo y una medida de la capacidad utilizada obtenida a partir de una encuesta. Por otro lado, el autor incluye dos *shocks* o perturbaciones de demanda y uno de oferta, para así establecer como punto de partida un modelo de tercer orden o SVAR (3). Los resultados del PIB potencial estimado indican que para la economía neozelandesa se observa un exceso de demanda respecto al PIB real, desde el primer trimestre del período considerado hasta principios del año 1990, en el cual surge una recesión bastante prolongada y significativa, lo que evidencia que los niveles de consumo se incrementan cuando se prevén niveles salariales más altos.

Otro antecedente relevante para esta investigación se encuentra en Misas y López (2001), quienes a partir de la utilización de un modelo SVAR proveen estimaciones de las brechas del PIB y el desempleo para Colombia, durante el período 1980-2000. Los autores establecen como punto de partida un sistema de variables entre las que consideran la tasa de inflación, el PIB, la tasa de desempleo y la capacidad utilizada de la industria, así como los *shocks* de demanda fiscales y monetarios y los de oferta tecnológicos y de desempleo. Entre los hallazgos fundamentales del estudio destaca el hecho de que las dos brechas, tanto la del PIB como la de la tasa de desempleo, se cierran a finales del período considerado. Finalmente, concluyen que los componentes transitorios se acercan a los permanentes, de acuerdo con los pronósticos del trabajo, y por ello los resultados pueden interpretarse como la recuperación de la economía colombiana, por lo menos del modo en que lo reflejan los datos disponibles al realizarse el trabajo.

Harmath (2005) proporciona el cálculo de dos indicadores de la posición de la economía venezolana: el PIB potencial y la tasa natural de desempleo. En el trabajo se consideran datos trimestrales para los años 1984-2004 y se realiza un desarrollo empírico similar al de Misas y López (2001). Harmath (2005) concluye que el comportamiento obtenido para las brechas del PIB y la tasa de desempleo es un indicio de que, para finales de esa época, existe un acercamiento parcial de la economía venezolana a una situación de pleno empleo, dado que las brechas se van cerrando significativamente y, además, se deduce que el caso de la estimación del PIB potencial es complejo, ya que se observa

una mayor persistencia de los *shocks* fiscales y monetarios en su comportamiento a lo largo del tiempo, donde el desenvolvimiento temporal de la brecha del producto pareciese indicar que la inflación representa la principal fuente de variación en el comportamiento de la brecha en el período considerado.

Como último antecedente se presenta el trabajo de Cartaya, Dorta, Pérez y Zambrano (2008), quienes estiman la brecha del PIB en Venezuela mediante cinco métodos econométricos. Los autores utilizan cuatro de ellos para realizar estimaciones con datos trimestrales de la brecha del PIB no petrolero y aplican el filtro de Hodrick-Prescott para determinar un parámetro de suavización (λ) que optimiza el ajuste de una curva de Phillips; hacen uso del filtro de Kalman sobre un modelo estructural pequeño; estiman un modelo SVAR con tres variables y desarrollan un análisis de componentes principales en un conjunto de 27 variables. De estos métodos, los tres primeros fueron ajustados para el período 1994-2006 y el cuarto para el período 1993-2006. Además, utilizan una función de producción para estimar la brecha del producto global, con datos mensuales para el período 1999:1-2007:5. La evidencia empírica muestra que las correlaciones simples observadas entre las brechas encontradas son positivas y, a su vez, los métodos reflejan una brecha positiva en los últimos dos años, aunque con niveles muy diferentes, lo que señala consensualmente que la economía venezolana pudiese estar sujeta a importantes presiones inflacionarias. Finalmente, los autores evalúan la capacidad de las brechas estimadas para pronosticar la inflación en un análisis de desempeño fuera de la muestra para el período 2001-2006 y así, mediante las posibles trayectorias (escenarios) predichas para la brecha del producto antes mencionada, diseñar políticas monetarias que permitan alcanzar cierta estabilidad en los precios.

Siguiendo algunas ideas expuestas en la introducción, es de suma importancia enfatizar acerca de la diversidad de enfoques utilizados para la estimación del producto potencial, entre los que destacan: a) métodos de extracción de tendencia, como los filtros de Baxter-King y Hodrick-Prescott (univariado). Estos métodos son considerados un poco mecánicos y su debilidad subyace en que ambos no están soportados en bases económicas que les proporcionen mayor validez teórica, b) métodos de extracción de tendencia y componentes no observados, como el de Beveridge-Nelson (univariado). Estos métodos, aunque consideran, aparte del componente de tendencia, otros factores no observables, como los *shocks* de demanda y oferta, suponen que la influencia

de tales *shocks* sobre los movimientos del producto se da equitativamente, lo cual es un supuesto muy fuerte y cuestionable en lo que concierne a la teoría económica tradicional y c) métodos estructurales, entre los que destacan los sistemas multivariados de Beveridge-Nelson, las funciones de producción tipo Cobb-Douglas, y los modelos VAR estructurales. Estas técnicas de modelización separan los movimientos permanentes y transitorios del producto, basándose en fuertes supuestos teóricos muy arraigados, lo cual genera una dinámica entre las variables endógenas y exógenas bastante rica y algunas veces difícil de comprender y canalizar.

A pesar de que los modelos SVAR permiten sopesar de manera aceptable la posible influencia de las perturbaciones en los factores de demanda y oferta sobre el comportamiento de la producción potencial, debe quedar muy claro que pueden generarse problemas en el proceso de inferencia, tales como cierta incertidumbre sobre la brecha estimada debido a problemas con los valores finales de la muestra, o afectaciones en las estimaciones por cambios bruscos en algunos ciclos económicos. Además de ello, si se toman en cuenta algunos aportes metodológicos recientes, como el filtro de Hodrick-Prescott modificado propuesto por Kaiser y Maravall (1999), cuya alternativa permite neutralizar posibles ciclos espurios generados por el filtro original mediante la consideración de componentes propios de los modelos ARIMA, se puede deducir que aun cuando los resultados presentados en este trabajo han sido obtenidos a partir de un método estructural como el referido arriba, se tiene conciencia de sus fortalezas y debilidades, del terreno que han ganado otros enfoques en lo que respecta a la estimación del PIB potencial y que existe la posibilidad de abordar el tema objeto de análisis mediante diversas alternativas de modelización, por todo lo mencionado anteriormente.

Finalmente, este trabajo tiene su fundamento metodológico en las contribuciones de Blanchard y Quah (1989) y en los enfoques abordados en los trabajos de Astley y Yates (1999) y Misas y López (2001). Por otro lado, se diferencia del trabajo de Cartaya *et al.* (2008) en que en la presente investigación se utiliza el PIB total en vez del producto no petrolero, la muestra es más reciente y cubre el período 1999-2010, mientras que el otro va de 1993 a 2006, y en que aquí la brecha del producto se estima específicamente por medio de un modelo SVAR.

II. Metodología

Como se mencionó, la presente investigación se basa en la metodología SVAR sugerida por Blanchard y Quah (1989) y en los enfoques abordados en los trabajos de Astley y Yates (1999) y Misas y López (2001), con restricciones de largo plazo (RLP). Para ello, considérese un sistema estacionario⁵ Y_t y un vector de perturbaciones estructurales ξ_t , tal como se definen a continuación:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \Delta INF_t \\ \Delta LPIB_t \\ \Delta TD_t \\ \Delta LPRP_t \end{bmatrix}, \quad \xi_t = \begin{bmatrix} \xi^{IS} \\ \xi^{TEC} \\ \xi^{LAB} \\ \xi^{LM} \end{bmatrix} \quad (1)$$

En primer lugar, el vector Y_t está conformado por series estacionarias; es decir, por las primeras diferencias de la tasa de desocupación (TD), de la tasa de inflación (INF), del logaritmo del producto interno bruto real (PIB) y del logaritmo del precio de realización del petróleo (PRP). En segundo lugar, el sistema hace posible identificar los efectos de cuatro *shocks* estructurales, algunos de los cuales permiten estimar la brecha del producto, tal y como se explica más adelante. El vector de *shocks* estructurales considera: a) *shocks* IS o innovaciones reales del lado de la demanda agregada que pueden reflejar movimientos en el gasto público, cambios en los esquemas impositivos, cambios en las preferencias o en la composición del gasto de los consumidores, cambios en la composición de la inversión, cambios en la composición y magnitud de las exportaciones o importaciones, o variaciones del déficit del sector público, entre otros, b) *shocks* LM o innovaciones monetarias de demanda agregada asociadas a cambios en la oferta monetaria o en las tasas de interés, en la demanda de dinero o en la velocidad de circulación, c) *shocks* LAB (innovaciones del lado de la oferta agregada) que reflejan cambios en los mercados laborales y que pueden conducir a movimientos de largo plazo en el empleo/desempleo y d) *shocks* TEC o perturbaciones (del lado de la oferta agregada) asociadas a cambios en la productividad de los factores, o en la forma de la función de producción.

5 Las variables bajo transformación logarítmica son integradas de orden 1. Véase sección 3B.

Para llevar a cabo la identificación de los efectos de las innovaciones en las variables en estudio, se requiere pasar de la forma reducida del modelo VAR a una representación media móvil (MA) estructural, expresando el vector $[Y_t]$ en función de las perturbaciones estructurales $[\xi_t]$, tal y como sigue⁶:

$$Y_t = c_0 \xi_t + c_1 \xi_{t-1} + c_2 \xi_{t-2} + \dots \quad (2)$$

para el cual se cumple que $\Sigma_\xi = I_4$ y donde $[\xi_t]$ es un vector de residuos estructurales ortonormales con matriz de varianzas y covarianzas $\Sigma_\xi = E[\xi_t \xi_t']$. La identificación del modelo presentado en la ecuación (2) requiere de la estimación de su correspondiente forma reducida (o VAR estándar) y de la imposición de un conjunto de restricciones. En ese sentido, la metodología utilizada en este trabajo parte de la idea básica de que las restricciones están basadas en la limitación de algunos efectos permanentes de ciertas perturbaciones sobre algunas variables en el largo plazo, dejando que la dinámica de corto plazo sea completamente libre.

El VAR en forma estándar se muestra en la ecuación (3):

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

con $\Sigma_\varepsilon = E[\varepsilon_t \varepsilon_t']$. La selección de las restricciones de largo plazo obliga necesariamente a recurrir a la teoría. En este sentido, es importante destacar que aun cuando en el estado actual de la macroeconomía existe un aparente consenso sobre las causas de las fluctuaciones económicas y cuáles de estas causas tienen efectos transitorios o permanentes, el debate pareciera apuntar a que solo los *shocks* del lado de la oferta tienden a perdurar en el largo plazo. No obstante, los neokeynesianos sugieren que algunas decisiones de política fiscal pudieran tener no solo consecuencias transitorias sino permanentes sobre el producto real. Como resultado de este aparente consenso, el presente trabajo explora los efectos sobre un modelo VAR estructural de la imposición de algunas restricciones de largo plazo en el comportamiento del producto real y evidentemente en la brecha del producto. Para ello se considera una serie de posibles restricciones, como las que se muestran en el cuadro 1. Una relación del tipo RLP implica en el contexto de la teoría económica tradicional una restricción de largo plazo, es decir, un *shock* que no tiene efecto sobre el

6 Representación VMA del modelo SVAR.

comportamiento de largo plazo de la variable endógena en particular. En otras palabras, es un efecto que se diluye a lo largo del tiempo.

Cuadro 1. Posibles restricciones de identificación

Innovación	Efecto sobre la variable:			
	Tasa de inflación	PIB real	Tasa de desocupación	Precio del petróleo
IS	RLP	RLP	RLP	
Tecnológica	RLP		RLP	
Laboral	RLP			
LM		RLP	RLP	

RLP: Restricción de largo plazo.

La imposición de estas restricciones se fundamenta en los trabajos de Blanchard y Quah (1989), Astley y Yates (1999) y Misas y López (2001), entre otros, en los que las variables de interés son el producto real y la tasa de inflación. Las restricciones sobre otras variables son más complejas de explicar y no existe un consenso al respecto. De manera más precisa, siguiendo a Astley y Yates (1999) y Misas y López (2001), se supone que las innovaciones provenientes del lado de la IS y los *shocks* tecnológicos y laborales no tienen efectos sobre la inflación en el largo plazo. Estas restricciones implican que en el largo plazo la inflación puede ser vista más como un fenómeno monetario y que su variación sea explicada únicamente por *shocks* monetarios o del lado de la LM. Respecto al PIB, en concordancia con el trabajo pionero de Blanchard y Quah (1989), se supone que su comportamiento no es afectado en el largo plazo por perturbaciones provenientes del lado de la demanda; en otras palabras, de acuerdo con el aparente consenso de la macroeconomía, se espera que los movimientos del producto real de largo plazo sean generados por *shocks* del lado de la oferta (tecnológicos y laborales). Seguidamente, y en un todo de acuerdo con la teoría tradicional, las innovaciones provenientes del lado de la demanda agregada no ejercen efecto alguno sobre el comportamiento de la tasa de desocupación en el largo plazo, así como tampoco las innovaciones tecnológicas. Es decir, teóricamente, solo las innovaciones provenientes del mercado laboral afectan la tasa de desocupación en el largo plazo. Finalmente, si bien en trabajos como el de Astley y Yates (1999) los *shocks* de oferta y demanda no afectan los precios del crudo en el mercado internacional en el largo plazo, ya que Inglaterra es un productor pequeño, en este trabajo se permite que las

innovaciones de oferta y demanda sí puedan afectar los precios del crudo a nivel internacional, de manera que se pueda capturar toda la dinámica de su evolución en el tiempo⁷.

Las posibles restricciones de identificación consideradas en el cuadro 1 pueden ser impuestas sobre la matriz de multiplicadores de largo plazo, $c(1) = \sum_{i=0}^{\infty} c_i$, la cual puede ser representada de la siguiente manera:

$$c(1) = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} \\ \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} \\ \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} \\ \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{i,j} \end{bmatrix} \quad (4)$$

donde cada coeficiente c_{ij} de la matriz indica el efecto de largo plazo del j -ésimo *shock* sobre la i -ésima variable. Cada coeficiente en (4) indica la variación que tiene cada una de las variables endógenas ante la influencia de las innovaciones de demanda y oferta consideradas en el estudio. El conjunto de restricciones presentadas en el cuadro 1 permite conformar la matriz de multiplicadores $c(1)$ de diferentes maneras, siempre y cuando cumpla con la condición de orden, con el propósito de que el modelo estructural a estimar

7 Vale la pena destacar que hasta la fecha no hay en Venezuela trabajos relacionados con la metodología SVAR que consideren los precios del petróleo como una variable endógena. Existe un trabajo de Mora (2008), en el que se utilizan los precios del petróleo como variable exógena y el método de descomposición de Cholesky en un modelo VAR y que muestra que algunos de sus resultados son cualitativamente similares a los obtenidos en este trabajo. Por otra parte, la inclusión de los precios del petróleo en nuestro sistema de variables interdependientes busca abrir aún más el horizonte de conocimiento en lo que respecta a investigaciones de esta índole para el país y Latinoamérica. En un principio, se pensó llevar a cabo el trabajo incluyendo en el sistema de variables la capacidad utilizada de la industria y en el vector de "innovaciones" estructurales, el de petróleo. Debido a la dificultad de obtener información estadística referente a la capacidad utilizada y a la falta de información para construir una *proxy* de esta, se consideró incluir dentro de dicho sistema la serie de los precios del petróleo. El hecho de considerar cuatro variables endógenas imposibilita la inclusión del *shock* de petróleo en el vector antes mencionado, ya que no puede considerarse una cantidad de innovaciones mayor al número de variables endógenas a estimar.

sea estrictamente identificado. En estos términos, la condición de orden exige que el número de restricciones impuestas, en este caso de largo plazo, debe ser igual a $n(n-1)/2$, siendo n el número de variables del sistema. Así, de las ocho posibles restricciones iniciales de identificación plasmadas en el cuadro 1, y por ende, argumentadas teóricamente arriba, son consideradas $4 \times (4-1)/2 = 6$, seis restricciones impuestas en la matriz $c(1)$, a efectos de cumplir con la condición de orden. Así, la matriz de multiplicadores de largo plazo $c(1)$ es representada finalmente como:

$$c(1) = \begin{bmatrix} 0 & \sum_{i=0}^{\infty} c_{12} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{13} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{14} \\ 0 & \sum_{i=0}^{\infty} c_{22} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{23} & 0 \\ 0 & 0 & \sum_{i=0}^{\infty} c_{33} & 0 \\ \sum_{i=0}^{\infty} c_{41} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{42} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{43} & \sum_{i=0}^{\infty} c_{44} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & c_{12}^{(1)} & c_{13}^{(1)} & c_{14}^{(1)} \\ 0 & c_{22}^{(1)} & c_{23}^{(1)} & 0 \\ 0 & 0 & c_{33}^{(1)} & 0 \\ c_{41}^{(1)} & c_{42}^{(1)} & c_{43}^{(1)} & c_{44}^{(1)} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Este ordenamiento de las variables en el vector Y_t puede interpretarse de la siguiente manera: a) el crecimiento del nivel de precios es neutral en el largo plazo ante la influencia de perturbaciones fiscales, tecnológicas y de la tasa de desempleo, b) los *shocks* de demanda, es decir, los del tipo fiscal y monetarios, no afectan en el largo plazo el producto real, c) la tasa de desocupación solo se ve afectada en el largo plazo por innovaciones provenientes del mercado laboral y d) los precios del barril de petróleo no se encuentran sujetos a restricciones de largo plazo.

Es a partir de la matriz de multiplicadores de largo plazo (ecuación 5) que se utiliza la representación SVAR para construir la brecha de producto. En este sentido, existen varios aspectos metodológicos que deben tomarse en cuenta para alcanzar una estimación adecuada de la forma estructural. Dado Y_t , un vector que contiene las variables endógenas del sistema, según Amisano y Giannini (1997), un modelo SVAR en particular puede generarse partiendo de la siguiente igualdad:

$$A\varepsilon_t = B\xi_t \quad (6)$$

donde ε_t representa un vector de residuos de la forma estándar (o forma reducida), mientras que ξ_t es un vector de residuos estructurales no observados. A y B son matrices de dimensión n a ser estimadas. Las innovaciones estructurales ξ_t se suponen ortonormales, con una matriz de covarianza de la forma $E[\xi_t \xi_t'] = I$ y una matriz identidad que impone una serie de restricciones de identificación sobre A y B . Específicamente, se tiene que A es una matriz de relaciones contemporáneas entre las variables endógenas y B es una matriz que permite a los *shocks* estructurales tener efectos sobre más de una variable endógena. Según el método de Blanchard y Quah se supone que $A = I$ lo que implica que no existan relaciones contemporáneas entre las variables endógenas.

Dado que los *shocks* estructurales son concebidos como variables exógenas que influyen sobre las variables endógenas del sistema según la relación $A = I$, posmultiplicando (6) por B^{-1} se obtiene el siguiente resultado:

$$B^{-1}I\varepsilon_t = B^{-1}B\xi_t \quad (7)$$

Tomando en cuenta la relación $B^{-1}B = I$, se tiene:

$$\xi_t = B^{-1}I\varepsilon_t \quad (8)$$

El desarrollo matricial (8) permite de esta manera recuperar los errores estructurales del modelo. Otra de las relaciones matriciales sugeridas por Amisano y Giannini (1997) es la siguiente:

$$c_0 = B^{-1}c(1) \quad (9)$$

en la que cada coeficiente de la matriz estimada c_0 representa la influencia que tiene cada una de las innovaciones sobre las variables endógenas del sistema estimado.

En general, un modelo VAR estructural puede entenderse como un modelo de ecuaciones simultáneas; por consiguiente, la etapa de identificación en el modelo estructural se alcanza siempre y cuando el conjunto de restricciones impuestas cumpla con la condición de orden. Además, vale la pena destacar que en el aspecto concerniente a la estimación del modelo estructural esta etapa solo puede realizarse siempre y cuando puedan recuperarse los parámetros estructurales a través de la imposición de cierto tipo de restricciones. En ese

sentido, la matriz $c(1)$ considerada en el estudio no solo cumple con las condiciones de orden, sino que además ha sido seleccionada de tal manera que, de las posibles restricciones de identificación señaladas en el cuadro 1, sean incluidas las que corresponden al PIB, ya que sobre ella se calcula la respectiva brecha. Esta es solo una posible representación matricial para el sistema propuesto por la investigación, de lo que se deduce que no existe una metodología específica en cuanto a la selección de restricciones independientes del marco macroeconómico propiamente dicho, lo que lleva a un proceso cauteloso, en cuanto a identificar adecuadamente el modelo propuesto⁸.

Una vez estimado el modelo en su forma estructural, el diagnóstico del desequilibrio real se efectúa a partir de la determinación del PIB potencial y de la brecha que lo separa del producto real obtenido. De acuerdo con el conjunto de restricciones teóricas impuestas en (5), la brecha del producto puede ser estimada a partir de la integración de la serie resultante de la suma de los *shocks* transitorios, es decir, aquellos que en teoría no influyen en el largo plazo sobre la producción. Para la investigación en particular, lo anterior implica que la brecha se construye a partir de las innovaciones fiscales (IS) y monetarias (LM). En consecuencia, se tiene:

$$\Delta LPIB_t^{BRECHA} = \prod_t c_{21}^{(0)} \xi_t^{IS} + \prod_t c_{24}^{(0)} \xi_t^{LM} \quad (10)$$

En este contexto, se define el integrado al proceso mediante el cual se recupera la serie en logaritmos, después de haber llevado a cabo el proceso de diferenciación⁹, y, de ahí se tiene:

$$LPIB_t^{BRECHA} = \text{Integrado}(\Delta LPIB_t^{BRECHA}) \quad (11)$$

El PIB potencial se calcula como el observado menos su brecha, es decir:

$$LPIB_t^{POT} = LPIB_t - LPIB_t^{BRECHA} \quad (12)$$

8 Los modelos de ecuaciones simultáneas presentan regularmente varios inconvenientes, pues no son fáciles de estimar y para identificarlos se requiere imponer una serie de restricciones, las cuales no siempre pueden ser justificadas desde un punto de vista económico.

9 La integración de la serie parte de un valor inicial igual al promedio de la serie $\Delta LPIB_t^{BRECHA}$, la cual por construcción es estacionaria.

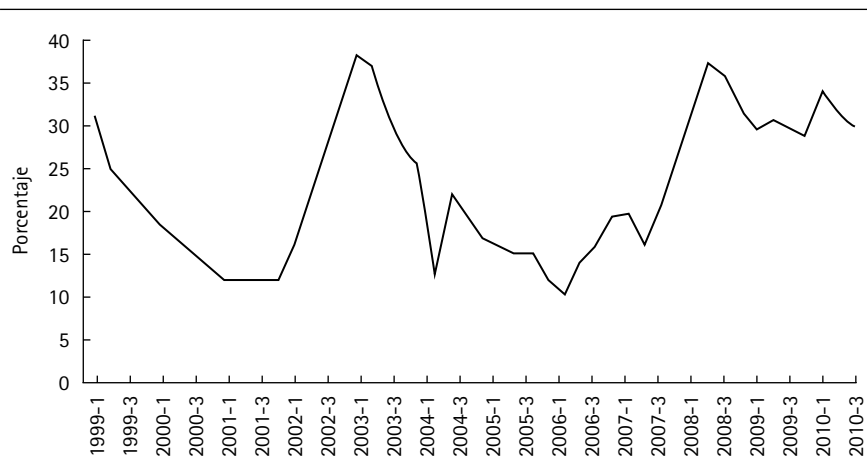
III. Resultados empíricos

En las investigaciones económicas que utilizan modelos SVAR hay una serie de etapas fundamentales previas a la de estimación, como lo son el análisis de la información dentro de un contexto económico particular y la transformación y análisis estadístico de la base de datos que se va a utilizar en el estudio. Por esta razón, en primer lugar se realiza una evaluación histórica de las variables incluidas en la investigación y se hace, en segundo lugar, un breve análisis de política económica para cada una de ellas. Posteriormente, se presentan los resultados y el análisis de las pruebas de raíz unitaria y de cointegración de las series objeto de estudio, para poder explicar cómo se llevó a cabo la estimación del modelo estándar y comentar algunos resultados obtenidos a partir de la metodología. Seguidamente, se presenta el análisis de impulso-respuesta del modelo estructural para así exponer y explicar algunos resultados obtenidos para la brecha del producto y sus implicaciones para el análisis de política económica.

A. Evaluación histórica de las variables

Como se ha señalado, este trabajo utiliza información trimestral para el período 1999:1-2010:4 que se obtuvo de diversas fuentes. El PIB real y el índice de precios al consumidor utilizado para calcular la tasa de inflación se obtuvieron de la base de datos del Banco Central de Venezuela (BCV). Los precios de realización del petróleo se obtuvieron de la Agencia de Administración de Información de Energía de Estados Unidos (EIA, por sus siglas en inglés) y la tasa de desocupación se obtuvo del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Venezuela.

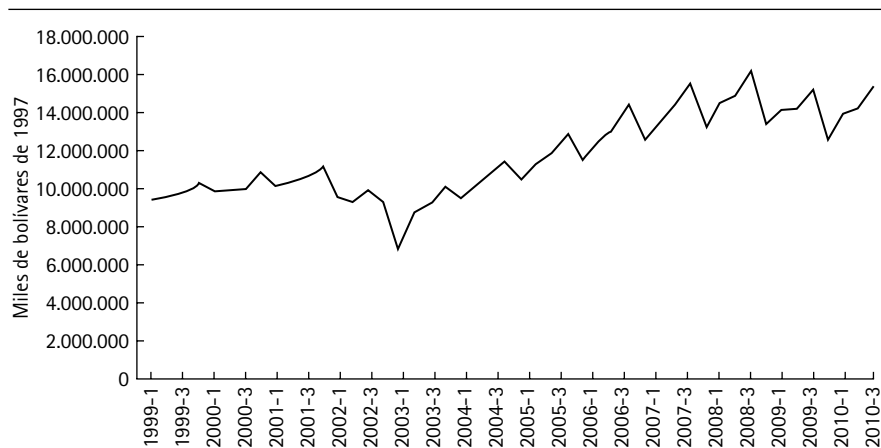
Respecto a la tasa de inflación, en el gráfico 1, se observa que ha tenido un comportamiento no estacionario para el período en estudio ya que no ha fluctuado alrededor de un valor promedio; por el contrario, presenta patrones de variabilidad bastante marcados en su entorno. En el gráfico se observan dos períodos con el mayor repunte inflacionario; el primero de ellos comienza en el segundo trimestre del año 2002 y se extiende hasta el primer trimestre del año posterior. El otro abarca apenas dos trimestres, el último del año 2007 y el primero del año 2008, siendo este más pronunciado que el anterior.

Gráfico 1. Tasa de inflación

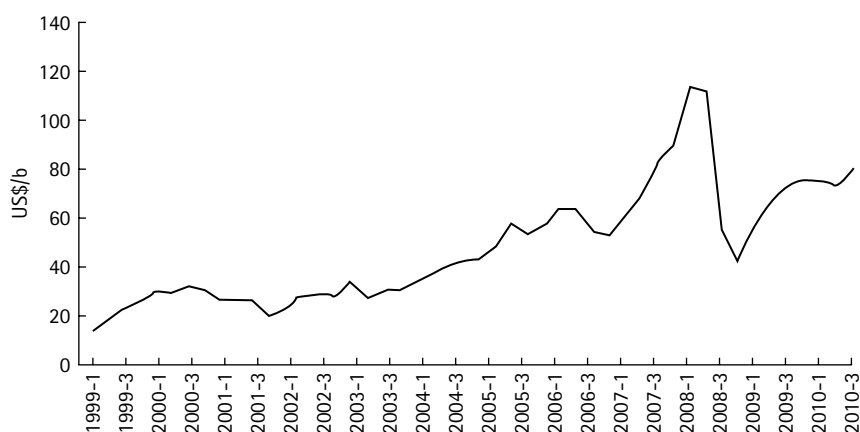
Fuente: BCV y cálculos propios.

Respecto a la evolución del PIB real que se presenta en el gráfico 2, la serie muestra una tendencia aproximadamente lineal creciente, así como un patrón marcado de estacionalidad en el primer y el cuarto trimestre de cada año. En términos globales, el PIB venezolano ha aumentado, en promedio, con el paso del tiempo, excepto en el año 2002 y a comienzos del 2003, como consecuencia principalmente de los paros petroleros de abril de 2002 y de diciembre de 2002 a febrero de 2003. Por otra parte, si bien es cierto que a partir del segundo semestre de 2003 brota un crecimiento en el producto, incluso superior al de años anteriores, a partir del segundo trimestre de 2009 hay una leve caída en los niveles de producción nacional, tal y como se observa en el gráfico.

Por otro lado, en cuanto a los precios de realización del petróleo que se presentan en el gráfico 3, estos reflejan claramente una tendencia al alza, no obstante se observan algunas oscilaciones bien importantes. A mediados del año 2007 se nota un aumento considerable de los precios que llegan a un tope entre el segundo y el tercer trimestre del 2008. Como fecha histórica, destaca que en enero de 2008 el precio del petróleo OPEP superó los US\$ 100/barril por primera vez en su historia y alcanzó los US\$ 147/barril en julio del mismo año. Ambas épocas coinciden con el hecho de que en Venezuela se registró para el primer trimestre de 2008 un precio promedio por barril del crudo en el orden de los US\$ 93/barril, el cual llegó a su tope en el segundo trimestre, con un precio promedio de aproximadamente US\$ 118/barril.

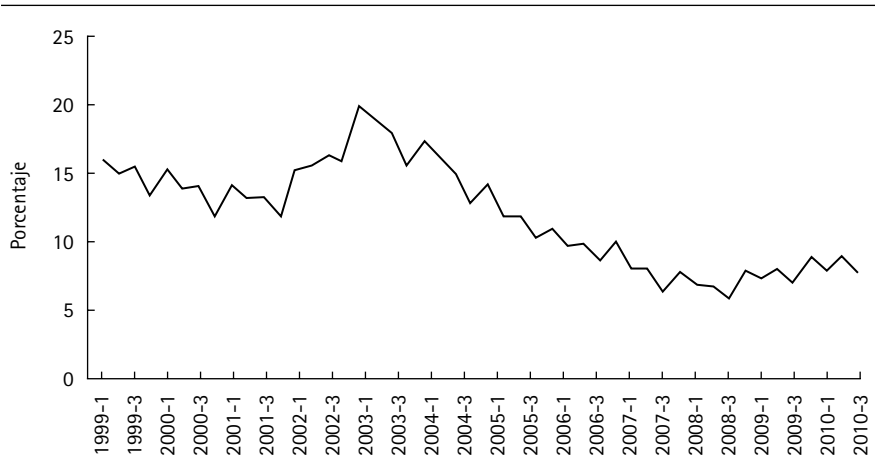
Gráfico 2. Producto interno bruto

Fuente: BCV.

Gráfico 3. Precio de realización del petróleo

Fuente: Agencia de Administración de la Información de la Energía de los Estados Unidos y cálculos propios.

Finalmente, la tasa de desocupación, que se presenta en el gráfico 4, muestra una tendencia significativamente decreciente a lo largo del tiempo, excepto en el último trimestre del año 2002 y los dos primeros trimestres de 2003, época que coincide con los despidos realizados en Petróleos de Venezuela S.A. (PDVSA), a raíz de los desacuerdos ocurridos entre un grupo significativo de trabajadores del sector petrolero y el ejecutivo nacional (los paros petroleros mencionados anteriormente).

Gráfico 4. Tasa de desocupación

Fuente: INE.

No está de más acotar que las variables incluidas en el estudio no presentan un comportamiento estacionario y, por tanto, es importante determinar el grado de integración de estas, siendo ello una condición necesaria para la estimación del modelo estándar.

B. Análisis de integración y cointegración de las series

Evaluar las condiciones de estacionariedad de las series consideradas en la investigación implica determinar bajo qué condiciones las series fluctúan alrededor de un valor promedio (oscilan en un punto de gravedad y, por ende, hay patrones de "equilibrio serial") y poseen un comportamiento de variabilidad relativamente constante a lo largo del tiempo. Para tal fin, se aplica en este estudio el test de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentado (ADF) y el de Phillips-Perron aumentado (APP)¹⁰, ambos basados en la hipótesis nula de que la variable en cuestión tiene una raíz unitaria, es decir, no es estacionaria.

¹⁰ Para una mayor explicación metodológica de estas pruebas, consúltese Quantitative Microeconomic Software, LLC (2007).

Cuadro 2. Test de raíz unitaria

Series	Series en niveles: x_t					
	ADF			APP		
	I	II	III	I	II	III
INF	-1,7233	-2,2927	-0,5657	-2,1611	-2,6135	-0,6827
LPIB	-1,0142	-2,4180	0,7590	-1,4758	-3,2668*	1,6256
LPRP	-1,3248	-3,7682*	1,2046	-2,1704	-3,1179	1,3257
TD	-1,2539	-3,9046**	-0,7953	-1,3019	-2,3692	-1,9355*

ADF: Dickey-Fuller aumentado; APP: Phillips-Perron aumentado.

Los rezagos fueron predeterminados bajo el criterio de información de Akaike (AIC).

I: Intercepto; II: Intercepto y tendencia; III: Sin variable exógena.

Hipótesis nula: "La serie tiene raíz unitaria".

Regla de decisión: Si $p > \alpha$ no se rechaza la hipótesis nula. Si $p < \alpha$ se rechaza. $\alpha = 0,1$; 0,05 y 0,01 (para los niveles 10%, 5% y 1%, respectivamente). *, ** y *** denotan rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1%.

Cuadro 3. Test de raíz unitaria

Series	Series en primeras diferencias					
	ADF			APP		
	I	II	III	I	II	III
INF	-5,4037***	-5,3425***	-5,4621***	-5,4103***	-5,3536***	-5,4696***
LPIB	-2,5064	-2,4800	-2,3979**	-20,7909***	-22,4476***	-10,3666***
LPRP	-5,9056***	-5,8326***	-5,6735***	-5,9321***	-5,7172***	-5,3069***
TD	-2,1123	-2,0876	-2,0838**	-10,8797***	-10,7567***	-10,6237***

ADF: Dickey-Fuller aumentado; APP: Phillips-Perron aumentado.

Los rezagos fueron predeterminados bajo el criterio de información de Akaike (AIC).

I: Intercepto; II: Intercepto y tendencia; III: Sin variable exógena.

Hipótesis nula: "La serie tiene raíz unitaria".

Regla de decisión: si $p > \alpha$ no se rechaza la hipótesis nula. Si $p < \alpha$ se rechaza. $\alpha = 0,1$; 0,05 y 0,01 (para los niveles 10%, 5% y 1%, respectivamente). *, ** y *** denotan rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1%.

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria se muestran en los cuadros 2 (series en niveles) y 3 (series en primeras diferencias). De acuerdo con los resultados, no existen evidencias concluyentes de que las series en niveles sean estacionarias o $I(0)$. Por el contrario, la evidencia empírica apunta a que las primeras diferencias de las series son estacionarias y, por tanto, se concluye que las series en niveles son integradas de orden 1 o $I(1)$.

Para corroborar las condiciones de estacionariedad expuestas anteriormente, aparte de las pruebas de raíz unitaria ADF y APP, fue realizado el test de raíz

unitaria de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para las series en niveles y en primeras diferencias (véase anexo 1). Partiendo de la hipótesis nula de que las series en cuestión son estacionarias (no tienen raíz unitaria), las pruebas de KPSS en términos globales, reflejan que las series temporales alcanzan un nivel de estacionariedad en su estado original, específicamente cuando se recogen en forma conjunta las variables exógenas de intercepto y tendencia, esta última bastante marcada en el PIB real, los precios del petróleo y la tasa de desocupación. Evidentemente, este resultado contrasta con las pruebas ADF y APP. Debido a la discrepancia entre los resultados reflejados por el test de KPSS y las pruebas ADF y APP, se consideró como diagnóstico final discernir a partir del comportamiento gráfico (véase anexo 2). Claramente se tiene que, como contraparte del comportamiento de las series originales expuestas en las gráficas anteriores, las gráficas de las variables INF, LPIB, LPRP y TD en primera diferencia reflejan que en efecto, estas alcanzan un comportamiento adecuado en media y varianza bajo tal transformación. En otras palabras, las series son integradas de orden 1, $I(1)$, en sus niveles.

Con base en los resultados anteriores, se procedió a realizar el análisis de cointegración mediante las pruebas de cointegración de Johansen (traza y máximo valor propio), las cuales permiten determinar si existe al menos una relación de equilibrio de largo plazo con las series en niveles. Si no existe, entonces, la metodología a emplear en la investigación es un VAR estructural; en caso contrario, debe estimarse un Vector de Corrección de Errores (VEC) estructural. Los resultados sugieren que las estimaciones debían realizarse por medio de un SVAR (véase anexo 3) considerando las primeras diferencias de las series ya que, independientemente de los escenarios que fueron considerados, su comportamiento a lo largo del tiempo no obedece a una relación de equilibrio en el largo plazo¹¹.

C. Estimación del modelo VAR estándar

Dados los resultados obtenidos previamente se procedió a estimar el modelo en forma estándar con las primeras diferencias de las series. Para ello, el primer paso consistió en seleccionar el número de rezagos o retardos apropiados de la forma reducida, ya que si el número de rezagos escogidos es muy bajo es probable que no se capture completamente la dinámica del sistema que

11 Ello justifica el vector Y_t propuesto en (1).

está siendo modelado, mientras que si es demasiado alto, se corre el riesgo de perder grados de libertad y tener que estimar un número muy grande de parámetros¹². Para los datos en cuestión, la mayoría de los criterios estadísticos de selección sugieren estimar un modelo con una longitud de cuatro rezagos, pues este minimiza el valor de la mayoría de ellos (véase anexo 4).

Una vez seleccionado el número de rezagos que se tomaron en cuenta, el siguiente paso correspondió a la estimación del modelo. En este caso se estimó un VAR (4) que incluyó algunas variables dicotómicas: la primera de ellas corresponde a una del tipo escalón que comprende los períodos 2002:4–2003:1. Tal variable artificial fue incluida en el modelo con el propósito de recoger el impacto que tuvo sobre la economía venezolana la agudización del paro petrolero, lo que se reflejó en una vertiginosa caída del PIB real, una caída menos relevante en los precios del crudo y, un alza significativa en los niveles de desocupación e inflación¹³. La segunda de ellas fue incluida en el período 2007:2–2008:3 con el propósito de recoger la influencia causada por el alza de los precios del petróleo en el mercado mundial sobre el dinamismo económico observado en el país, incluso hasta la actualidad. Además, fue considerada una variable dicotómica estacional correspondiente al primer trimestre de cada año para la muestra con la que se pretende capturar el efecto estacional observado para la serie del producto a través del tiempo¹⁴. Los resultados obtenidos arrojan que en forma general el modelo se ajusta a los datos al observar los valores de los coeficientes de determinación R^2 y los estadísticos F para las ecuaciones estimadas (véase anexo 5).

En el anexo 6 se muestran los resultados de las pruebas de normalidad y correlación serial. A un nivel de significación del 1% no existen razones estadísticas suficientes para rechazar la hipótesis de que los términos de perturbación

12 Sims (1980) sugiere que la selección del número óptimo de rezagos depende de la frecuencia de las series. Con el fin de discernir en cuanto a la longitud de los retardos con base en los criterios de selección frecuentemente utilizados, Sims recomienda seleccionar entre 1 y 3 rezagos para datos con periodicidad anual, entre 4 y 8 rezagos para datos trimestrales y entre 9 y 12 rezagos para datos con periodicidad mensual.

13 De hecho, la variable dicotómica es estadísticamente significativa para las cuatro ecuaciones estimadas del modelo VAR.

14 Nótese que el PIB real también refleja un patrón de estacionalidad bastante marcado durante el cuarto trimestre de cada año para la muestra; sin embargo, a pesar de que en principio fue incluida otra variable dicotómica estacional para recoger tal comportamiento, esta no fue estadísticamente significativa y, por ende, fue omitida.

aleatoria siguen un comportamiento normal multivariante. Además, no se encuentra evidencia de que haya patrones de correlación serial entre los residuos y, por ende, todo indica que están dadas las condiciones necesarias para pasar a la etapa de concepción del modelo en su forma estructural. La forma definitiva del VAR estructural reposa en el VAR estándar.

D. Análisis de impulso-respuesta

El análisis de impulso-respuesta permite observar el efecto que producen los *shocks* de oferta y demanda sobre las variables del sistema. Con base en la teoría económica y para hacer inferencias sobre el sistema estructural propuesto, en el cuadro 4, se presenta un conjunto de predicciones teóricas acerca del efecto esperado de las diferentes innovaciones sobre las variables endógenas¹⁵.

Cuadro 4. Respuesta esperada de la variable ante un *shock* positivo

Innovación	Efecto sobre la variable			
	Tasa de inflación	PIB real	Tasa de desocupación	Precio del petróleo
IS	↑(RLP)	↑(RLP)	↓(RLP)	¿?
Tecnológica	↓	↑	¿? (RLP)	¿?
Laboral	↑	↓	↑	¿?
LM	↑	↑(RLP)	↓(RLP)	¿?

↑ = incremento; ↓ = disminución; RLP = respuesta esperada la cual tiende a cero en el largo plazo;

¿? = no existe un criterio definido sobre la respuesta esperada.

El gráfico 5 muestra las funciones de impulso-respuesta de las variables endógenas ante los *shocks* estructurales. En la mayoría de los casos responden tal y como lo sugiere la teoría económica y los hallazgos de Mora (2008). No obstante, es importante precisar los patrones de respuesta de las variables ante los diferentes *shocks*.

Considérese en primer lugar la respuesta de la tasa de inflación. Aun cuando en el corto plazo se observa una disminución de la inflación como consecuencia de un impacto positivo del *shock* de demanda fiscal IS, hay un punto de inflexión en el cual el efecto es positivo, hasta que este se diluye en el largo

15 Para mayor detalle, véanse Astley y Yates (1999), Claus (1999), Misas y López (2001) y Harmath (2005), entre otros.

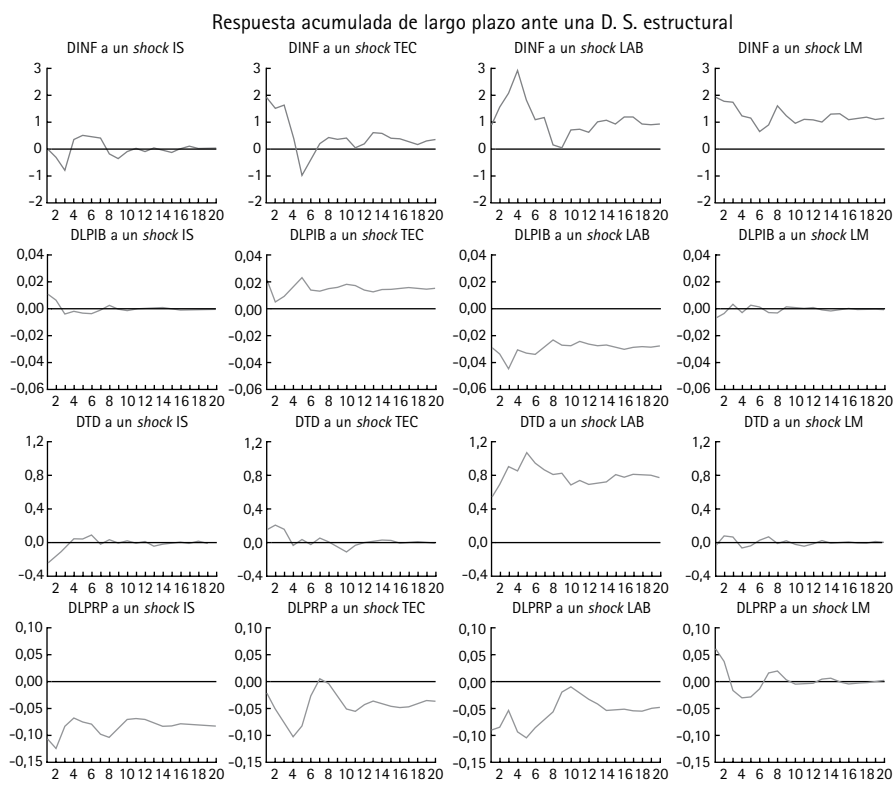
plazo. A su vez, la variable en cuestión presenta el comportamiento esperado en el largo plazo ante la influencia de innovaciones monetarias, tecnológicas y de desempleo, tal y como se explica más adelante. De hecho, aunque no se consideraron en el sistema estructural (5) restricciones en el largo plazo para la respuesta de los niveles inflacionarios ante *shocks* de oferta, en ambas funciones de impulso-respuesta se observa un comportamiento como el sugerido en el cuadro 4.

Las innovaciones monetarias, al igual que las innovaciones fiscales, no tienen ningún tipo de influencia de largo plazo sobre las variables reales PIB y tasa de desocupación. Por su parte, los *shocks* tecnológicos tienen efectos permanentes positivos sobre el producto real y ocasionan una disminución de la tasa de inflación y de los precios del petróleo. La adopción de nuevas tecnologías trae consigo aumentos de productividad que ocasionan un aumento permanente del producto real; además, la producción a un menor costo induce a bajas permanentes en la variabilidad de la tasa de inflación. Los efectos de un *shock* tecnológico sobre los movimientos de la tasa de desocupación son insignificantes debido a la restricción impuesta (véase cuadro 1). Finalmente, los avances tecnológicos pudieran provocar una reducción significativa de los precios del petróleo en el mercado mundial. Infortunadamente, debido a la carencia de información estadística al respecto, no es posible demostrar esta posible correlación. Se sospecha que esta correlación pudiera ser negativa pero muy pequeña en cuanto a su magnitud.

Luego, la atención se concentra en la tasa de desocupación y los precios del petróleo. En primer lugar, la tasa de desocupación, debido a las restricciones impuestas, tiende a aumentar en el corto plazo como consecuencia de *shocks* del mercado laboral, se estabiliza a un valor elevado y permanece relativamente constante en el largo plazo. Con respecto a los precios del petróleo es de destacar que estos no responden a innovaciones monetarias; no obstante, su comportamiento se ve negativamente afectado por *shocks* fiscales, tecnológicos y laborales. El impacto de los *shocks* fiscales (IS) sobre los precios del crudo pudiera estar relacionado con el hecho de que la producción petrolera aumentaría con las expansiones fiscales, por el hecho de que PDVSA es una empresa estatal y, dado que Venezuela es un productor importante de crudo en el contexto mundial, los precios pudieran verse afectados negativamente. Lo mismo ocurriría con los *shocks* tecnológicos y laborales. Aumentos significativos de productividad o mejoras en el mercado laboral que aumentaran el

empleo pudieran tener efectos permanentes sobre la producción y, por tanto, sobre los precios del crudo.

Gráfico 5. Funciones impulso-respuesta en el VAR estructural



Fuente: cálculos propios.

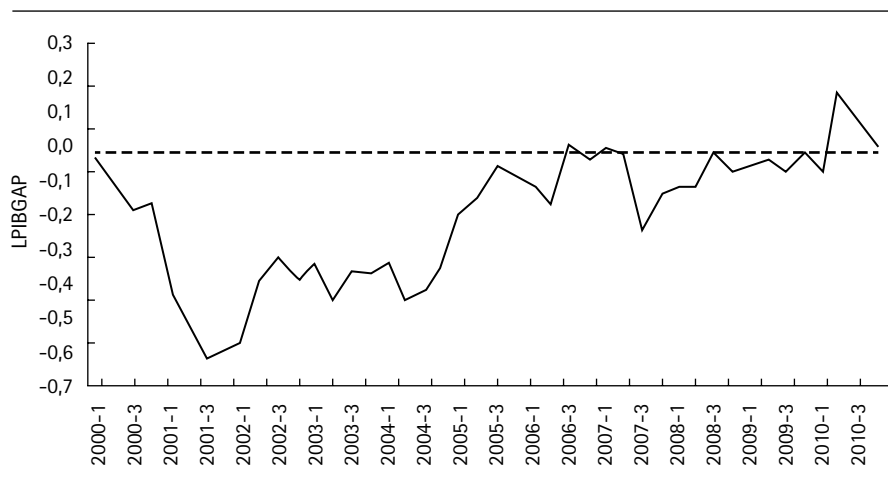
A manera de resumen, el comportamiento de las funciones impulso-respuesta es consistente con los hallazgos reportados en la literatura. Los *shocks* producidos del lado de la oferta (tecnológicos y desempleo) tienden a tener efectos permanentes sobre el producto real y evidentemente sobre la tasa de desempleo con efectos insignificantes sobre la tasa de inflación. Los efectos sobre la tasa de inflación son mayores en el corto plazo que en el largo plazo. Por otra parte, las innovaciones originadas del lado de la demanda (*shocks* fiscales y monetarios) tienden a afectar levemente el producto real, el empleo y la inflación en el corto plazo; no obstante, los efectos de largo plazo son insignificantes, con excepción de la tasa de inflación, que se ve afectada de manera

muy importante por las innovaciones monetarias. Finalmente, en cuanto a los precios del barril de petróleo, se puede decir que existe mayor libertad para la interpretación de sus funciones de impulso-respuesta, debido a todos los posibles escenarios que pueden ser considerados y al rol que ejerce Venezuela como uno de los principales exportadores del mundo.

E. La brecha del producto

El gráfico 6 presenta la estimación de la brecha del PIB. Los resultados obtenidos muestran ciertos hechos importantes que vale la pena destacar. En primer lugar, la brecha estimada tiende a tener un comportamiento cualitativamente muy similar al obtenido por Cartaya *et al.* (2008), al menos durante el período que se considera en este trabajo. Segundo, al observar el gráfico se aprecia que al inicio del período la brecha tiende a hacerse más negativa y alcanza su menor valor (el más negativo) en el tercer trimestre del año 2001. Después cambia su tendencia y la brecha negativa comienza a desaparecer gradualmente y se cierra, en el tercer trimestre del año 2006. Luego se observa una brecha negativa oscilante pero de menor amplitud, comparada con la observada durante los primeros años de la muestra. Finalmente, la brecha se vuelve positiva a partir del primer trimestre de 2010.

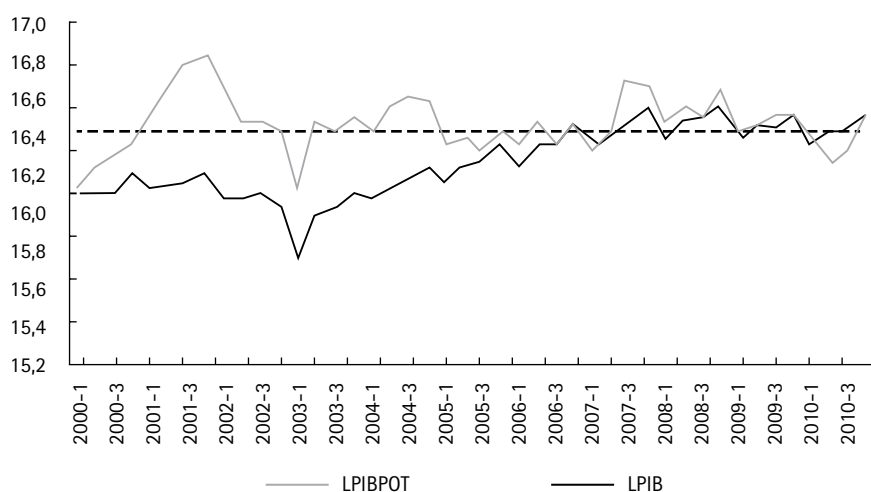
Gráfico 6. Brecha del producto



Fuente: cálculos propios.

El gráfico 7 muestra el comportamiento durante el período del PIB potencial y el PIB observado. De acuerdo con el gráfico, se observa una separación serial prolongada entre el producto potencial y el producto observado hasta el tercer trimestre de 2006; sin embargo, durante este período de separación (brecha negativa) es importante destacar la tendencia negativa mostrada por el PIB observado hasta mediados de 2003 y el significativo cambio de tendencia a partir de ese momento. El PIB potencial, aunque oscilante, se ha mantenido relativamente constante. Sin embargo, muestra una caída abrupta entre el cuarto trimestre de 2001 y el primer trimestre de 2003, seguida de un retorno a valores cercanos al de su tendencia. Fue entre el cuarto trimestre de 2001 y el primer trimestre de 2003 cuando se produjeron los dos paros petroleros que paralizaron la actividad económica del país. Venezuela estaba inmersa en una serie de desequilibrios macroeconómicos, políticos y sociales muy agudos. Una de las razones que pudieran explicar ese cambio de tendencia del PIB observado a partir del primer trimestre de 2003 es la recuperación sostenida de los precios del petróleo y su impacto sobre la economía venezolana. Después del tercer trimestre del año 2006, el PIB observado y el PIB potencial han mostrado un movimiento conjunto, pero con este último ligeramente por encima del primero.

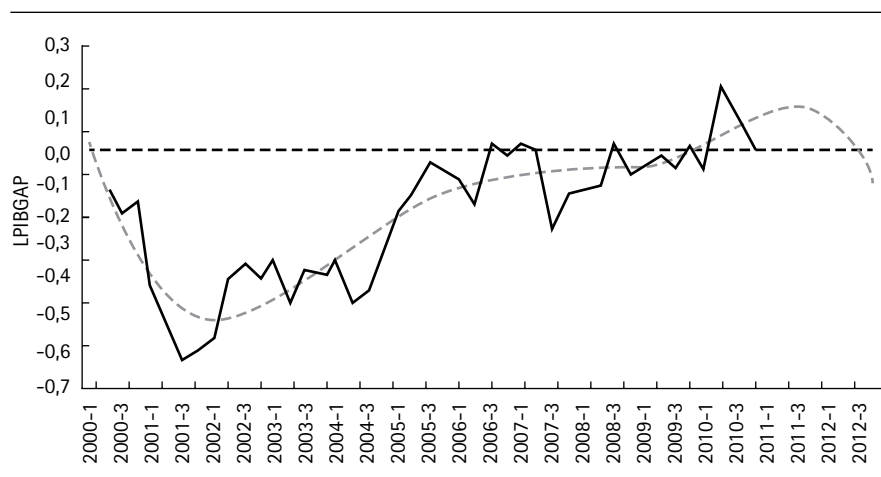
Gráfico 7. PIB observado y potencial



Fuente: cálculos propios.

Finalmente, el gráfico 8 muestra el pronóstico de la evolución de la brecha en el corto plazo¹⁶. De acuerdo con el gráfico, se observa a partir de 2010 una proyección positiva de la brecha que alcanza su valor máximo en el primer trimestre de 2012 para luego iniciar una caída brusca. Estas oscilaciones de la brecha proyectada alrededor de cero se deben al acercamiento proyectado entre la producción real y el producto potencial.

Gráfico 8. Pronósticos de la brecha del producto



Fuente: cálculos propios.

F. Implicaciones de política económica

En primer lugar, es importante destacar que el producto observado, en promedio, presenta una tendencia creciente a lo largo del período considerado para este trabajo, pero este se contrajo en un 1,4% en el año 2010 con respecto al año 2009, a pesar de que se registró un alza del 0,6% en el último trimestre de 2010, luego de seis trimestres de caída consecutiva (2008:2-2009:3). Por otra parte, se ha observado que la brecha entre el producto real observado y el potencial se ha venido cerrando progresivamente, que el comportamiento de los precios del petróleo es muy importante para el desenvolvimiento de la actividad económica y que el uso de la política fiscal y monetaria es limitado ya que no producen efectos permanentes sobre el producto real. Entonces, la

16 Tales pronósticos fueron realizados ajustando por mínimos cuadrados un simple modelo a la serie de la brecha del producto y luego, pronosticando a dos años.

aplicación de políticas por el lado de la demanda (fiscales y monetarias) que estimulen la economía en el corto plazo, solo generará inflación en el largo plazo. En el corto plazo producirá aumentos del producto real, pero los precios también lo harán, y este aumento de precios afectará las expectativas de los agentes económicos, la economía se contraerá para dejar el producto real inalterado y la tasa de inflación aumentará. El costo de estimular la actividad económica es un aumento de la inflación en el largo plazo. En ese sentido, tales resultados son consistentes con los hallados por Mora (2008).

En presencia de este dilema de política, es necesario introducir otras políticas públicas que modifiquen el sistema de incentivos que afecten el mercado laboral y, por ende, la oferta real de bienes y servicios. Es importante prestar atención a la inversión no solo en capital físico reproducible, sino también en el capital humano, ya que de esta manera se puede hacer crecer la productividad y, en consecuencia, se pudiera esperar que la política tenga efectos permanentes sobre el empleo, el producto real y la inflación.

IV. Conclusiones

En este trabajo se planteó como objetivo fundamental el de obtener una estimación del producto potencial y de la brecha que lo separa de la producción corriente haciendo uso de la metodología VAR estructural (SVAR). De manera precisa se estimó un modelo SVAR de cuatro rezagos con las primeras diferencias de la tasa de inflación, la tasa de desempleo y de los logaritmos del PIB real y de los precios del petróleo.

De acuerdo con el modelo estructural estimado, los *shocks* producidos del lado de la oferta (tecnológicos y laborales) tienden a tener efectos permanentes sobre el producto real y evidentemente sobre la tasa de desempleo con efectos muy pequeños sobre la tasa de inflación. Los efectos sobre la tasa de inflación tienden a ser mayores en el corto plazo que en el largo plazo. Por otra parte, las innovaciones originadas del lado de la demanda (*shocks* fiscales y monetarios) tienden a afectar levemente el producto real, el empleo y la inflación en el corto plazo pero sus efectos de largo plazo son insignificantes con excepción de la tasa de inflación que se ve afectada de manera muy importante por las innovaciones monetarias. Finalmente, en cuanto a los precios del barril de petróleo, estos resultados reflejan que aunque Venezuela

es una economía pequeña, la importancia que tiene en el mercado mundial como productor de petróleo es significativa ya que influye ligeramente en el comportamiento de los precios.

Con respecto a la brecha del producto real se observa una brecha relativamente amplia en los primeros años del período, con una caída muy pronunciada entre 2001:4 y 2003:1. Luego, aunque el producto potencial aumenta relativamente muy poco, se observa un crecimiento muy acelerado del producto real que ocasiona un cierre progresivo de la brecha hacia finales del período en consideración.

Finalmente, las conclusiones a las que se llegó por medio de esta investigación permiten inferir que el escenario esperado para la economía venezolana en el corto plazo no es del todo pesimista, según los resultados del modelo planteado. Sin embargo, se debe resaltar que la posibilidad de que esta inferencia sea correcta y se mantenga en el largo plazo dependerá de la combinación de políticas económicas que busquen incentivar las inversiones no solo en capital físico sino también en capital humano con consecuencias importantes en el empleo, el producto real y la inflación, pues si esto no se realiza, el impacto de las políticas fiscales y monetarias se diluirá en el largo plazo.

Referencias

1. AMISANO, G. y GIANNINI, C. (1997). *Topics in structural VAR econometrics* (2nd ed.). Springer.
2. ASTLEY, M. y YATES, T. (1999). "Inflation and real disequilibria". (*Working Paper* 103). Bank of England.
3. BANCO CENTRAL DE VENEZUELA. Agregados macroeconómicos. PIB por sectores institucionales. Precios constantes. Base 1997. Trimestral. Disponible en <http://www.bcv.org.ve/c2/indicadores.asp>. 10 de septiembre de 2010.
4. BANCO CENTRAL DE VENEZUELA. Índice de precios al consumidor del área metropolitana de Caracas. Índices y variaciones porcentuales.

Serie desde 1950 (mensual). Disponible en <http://www.bcv.org.ve/c2/indicadores.asp>. 10 de septiembre de 2010.

5. BEVERIDGE, S. y NELSON, C. (1981). "A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 7:151-174.
6. BLANCHARD, O. y QUAH, D. (1989). "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances". *The American Economic Review*, 79(4):655-673.
7. CARTAYA, V., DORTA, M., PÉREZ, J. y ZAMBRANO, J. (2008). "La brecha del producto en Venezuela: algunas opciones para su estimación". (Documento de Trabajo 102). Banco Central de Venezuela.
8. CLAUS, I. (1999). Estimating potential output for New Zealand: A structural VAR approach (Discussion Paper DP2000/03). Reserve Bank of New Zealand.
9. HARMATH, P. (2005). *Desequilibrios reales en Venezuela durante el período 1984-2004*. Trabajo de grado, Escuela de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de los Andes, Mérida, Venezuela.
10. HODRICK, R. J. y E. C. PRESCOTT (1980), Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation (Discussion Paper 451). Carnegie Mellon University.
11. KAISER, R. y MARAVALL, A. (1999). "Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter". *Spanish Economic Review*, 1:175-206.
12. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2010). Indicadores básicos de la fuerza de trabajo. Disponible en <http://www.ine.gob.ve/hogares/SeleccionHogares.asp>. 10 de septiembre de 2010.

13. MISAS, M. y LÓPEZ, E. (2001). "Desequilibrios reales en Colombia". (Borradores Semanales de Economía). Banco de la República.
14. MORA, J. (2008). "Relative importance of foreign and domestic shocks in the Venezuelan economy", *Economía*, 33(25):61-86, enero-junio.
15. SIMS, C. (1980). "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48(1):1-48.
16. U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION (2010). World crude oil prices. Venezuela, Tia Juana Light 31°. Disponible en http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet_pri_wco_k_w.htm. 13 de septiembre de 2010.

Anexos

Anexo 1. Prueba de raíz unitaria de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Cuadro A1.1. Series en niveles

	I	II
INF	0,2903	0,1021
LPIB	1,0675***	0,1646**
LPRP	1,2052***	0,0925
TD	0,9466***	0,1741**

I: Intercepto; II: Intercepto y tendencia.

Hipótesis nula: "La serie es estacionaria".

Regla de decisión: si $p > \alpha$ no se rechaza la hipótesis nula. Si $p < \alpha$ se rechaza.

$\alpha = 0,1; 0,05$ y $0,01$ (para los niveles: 10%, 5% y 1%, respectivamente).

*, ** y *** denotan rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1%.

Cuadro A1.2. Series en primeras diferencias

	I	II
INF	0,1140	0,0594
LPIB	0,1159	0,0916
LPRP	0,1099	0,0509
TD	0,1214	0,1195*

I: Intercepto; II: Intercepto y tendencia.

Hipótesis nula: "La serie es estacionaria".

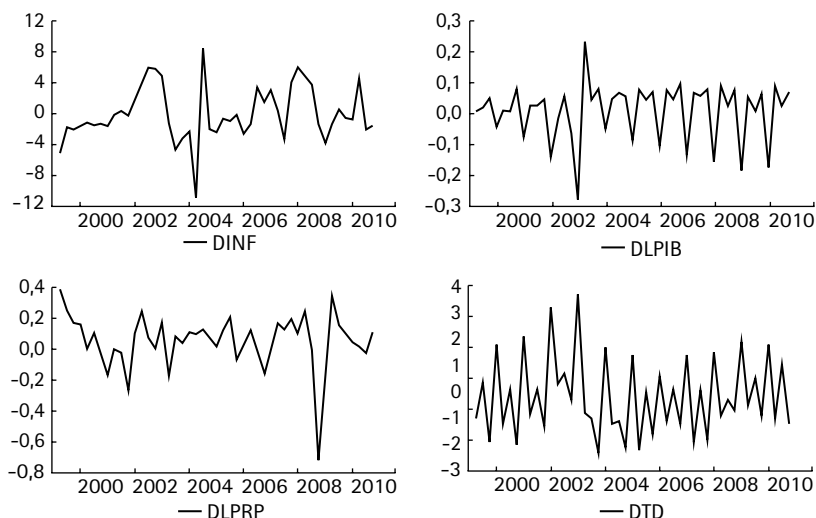
Regla de decisión: si $p > \alpha$ no se rechaza la hipótesis nula. Si $p < \alpha$ se rechaza.

$\alpha = 0,1; 0,05$ y $0,01$ (para los niveles: 10%, 5% y 1%, respectivamente).

*, ** y *** denotan rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1%.

Anexo 2. Series en primera diferencia

Gráfico A2. Series en primera diferencia



Fuente: cálculos propios.

Anexo 3. Test de cointegración de Johansen

Cuadro A3. Test de cointegración de Johansen

Muestra: 1999:1-2010:4

Observaciones incluidas: 41

Series: DINF DLPIB DTD DLPRP

Intervalos de rezagos: 1 a 5

Tendencia	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Rango o No. de E. C.	No intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Seleccionadas (nivel del 5%). Número de relaciones de cointegración por modelo					
Traza	1	0	4	0	0
Máx.-autovalor	0	0	0	0	0

Anexo 4. Criterios de selección de rezagos

Cuadro A4. Criterio de selección del orden de los rezagos

Variables endógenas: DINF DLPIB DTD DLPRP						
Variables exógenas: C						
Muestra: 1999:1– 2010:4						
Observaciones incluidas: 43						
Rezagó	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-112,7234	NA	0,002679	5,428994	5,592827*	5,489411
1	-90,45441	39,35911	0,002010	5,137414	5,956577	5,439496
2	-70,54501	31,48463	0,001711	4,955582	6,430075	5,499329
3	-55,73293	20,66802	0,001906	5,010834	7,140657	5,796247
4	-13,05681	51,60833*	0,000612*	3,770084*	6,555238	4,797163*

* Indica el orden de rezago seleccionado según el criterio

LR: Test estadístico LR secuencial modificado (cada test al 5%)

FPE: Error final de predicción

AIC: Criterio de información de Akaike

SC: Criterio de información de Schwarz

HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn

Anexo 5. Modelo VAR estándar

Cuadro A5. Vector autorregresivo estimado

Muestra (ajustada): 2000:2–2010:4				
Observaciones incluidas: 43 luego del ajuste de puntos finales				
Errores estándar en () & estadísticos -t en []				
	DINF	DLPIB	DTD	DLPRP
DINF(-1)	-0,107477 (0,16455) [-0,65316]	-0,001838 (0,00221) [-0,83274]	0,076404 (0,03424) [2,23152]	-0,015043 (0,00874) [-1,72146]
DINF(-2)	-0,132707 (0,17955) [-0,73913]	0,002238 (0,00241) [0,92941]	0,016804 (0,03736) [0,44979]	-0,018087 (0,00953) [-1,89699]
DINF(-3)	-0,179466 (0,18021) [-0,99590]	0,003349 (0,00242) [1,38566]	-0,072908 (0,03750) [-1,94440]	-0,017795 (0,00957) [-1,85952]
DINF(-4)	-0,258097 (0,15822) [-1,63127]	0,001945 (0,00212) [0,91657]	0,021950 (0,03292) [0,66674]	-0,002306 (0,00840) [-0,27450]

Cuadro A5. Vector autorregresivo estimado (continuación)

	DINF	DLPIB	DTD	DLPRP
DLPIB(-1)	-14,11944 (13,8208) [-1,02161]	-0,426235 (0,18539) [-2,29914]	-3,737396 (2,87576) [-1,29962]	-0,258157 (0,73395) [-0,35174]
DLPIB(-2)	-4,280750 (17,3262) [-0,24707]	-0,104961 (0,23241) [-0,45162]	-5,503860 (3,60514) [-1,52667]	-0,351780 (0,92011) [-0,38233]
DLPIB(-3)	-29,86030 (17,2913) [-1,72690]	0,103430 (0,23194) [0,44593]	-5,645319 (3,59788) [-1,56907]	-0,304088 (0,91825) [-0,33116]
DLPIB(-4)	-41,05351 (14,3517) [-2,86053]	0,188475 (0,19251) [0,97904]	-4,025105 (2,98623) [-1,34789]	-0,140003 (0,76215) [-0,18370]
DTD(-1)	0,760250 (0,87924) [0,86467]	-0,021941 (0,01179) [-1,86036]	-0,140595 (0,18295) [-0,76850]	0,033197 (0,04669) [0,71098]
DTD(-2)	1,213086 (1,01650) [1,19340]	-0,007539 (0,01364) [-0,55292]	-0,192457 (0,21151) [-0,90993]	0,010272 (0,05398) [0,19029]
DTD(-3)	-1,642502 (0,97778) [-1,67983]	0,018427 (0,01312) [1,40497]	-0,473530 (0,20345) [-2,32748]	-0,021199 (0,05192) [-0,40826]
DTD(-4)	-2,579340 (0,80092) [-3,22046]	0,004517 (0,01074) [0,42049]	0,230471 (0,16665) [1,38295]	0,041636 (0,04253) [0,97891]
DLPRP(-1)	-0,271019 (3,86803) [-0,07007]	0,050736 (0,05188) [0,97786]	-0,888411 (0,80484) [-1,10384]	0,067619 (0,20541) [0,32919]
DLPRP(-2)	2,867798 (3,59896) [0,79684]	0,104600 (0,04828) [2,16673]	-1,088706 (0,74885) [-1,45383]	-0,388109 (0,19112) [-2,03068]
DLPRP(-3)	-6,805774 (3,58382) [-1,89903]	-0,026873 (0,04807) [-0,55901]	-0,807169 (0,74570) [-1,08243]	0,166990 (0,19032) [0,87742]
DLPRP(-4)	4,509425 (3,41205) [1,32162]	0,017786 (0,04577) [0,38860]	-0,381565 (0,70996) [-0,53744]	-0,172386 (0,18120) [-0,95137]
C	-1,298780 (1,06026) [-1,22497]	0,052129 (0,01422) [3,66536]	-0,330324 (0,22061) [-1,49731]	0,031808 (0,05630) [0,56493]

Cuadro A5. Vector autorregresivo estimado (continuación)

D1	8,656077 (2,82889) [3,05989]	-0,187239 (0,03795) [-4,93435]	1,528435 (0,58862) [2,59664]	0,298353 (0,15023) [1,98600]
D2	5,454641 (1,80207) [3,02688]	-0,024862 (0,02417) [-1,02851]	-0,238908 (0,37497) [-0,63715]	0,258900 (0,09570) [2,70536]
@SEAS(1)	2,852922 (3,49718) [0,81578]	-0,146162 (0,04691) [-3,11578]	1,273852 (0,72768) [1,75058]	-0,070840 (0,18572) [-0,38144]
R-cuadrado	0,649897	0,913866	0,908035	0,584969
R-cuadrado ajust.	0,360681	0,842713	0,832063	0,242117
Estadístico-F	2,247102	12,84353	11,95234	1,706184
Log verosimilitud	-93,00920	92,38421	-25,50534	33,21667
Akaike AIC	5,256242	-3,366708	2,116528	-0,614729
Schwarz SC	6,075405	-2,547545	2,935690	0,204434
Log verosimilitud (ajustado g.l.)		-27,50596		
Criterio de Información de Akaike		5,000277		
Criterio de Schwarz		8,276929		

Anexo 6. Pruebas multivariadas de los residuos

Cuadro A6.1. Test de normalidad de Urzúa

Test de normalidad residual VAR

Ortogonalización: covarianza residual (Urzúa)

H0: los residuos son normal multivariante

Muestra: 1999:1-2010:4

Observaciones incluidas: 43

Componente	Oblicuidad	Chi-cuadrado	gl	Prob.
1	0,142394	0,166823	1	0,6830
2	0,122646	0,123761	1	0,7250
3	-0,021580	0,003831	1	0,9506
4	-0,018275	0,002748	1	0,9582
Conjunto		0,297164	4	0,9900
Componente	Kurtosis	Chi-cuadrado	gl	Prob.
1	0,729283	11,50572	1	0,0007
2	0,678682	12,05773	1	0,0005
3	0,725968	11,54148	1	0,0007
4	0,638578	12,50442	1	0,0004
Conjunto		47,60935	4	0,0000
Componente	Jarque-Bera	Chi-cuadrado	Prob.	
1	11,67254	2	0,0029	
2	12,18149	2	0,0023	
3	11,54531	2	0,0031	
4	12,50717	2	0,0019	
Conjunto	74,41227	55	0,0417	

Cuadro A6.2. Test del multiplicador de Lagrange

Test de correlación residual serial LM VAR

H0: no hay correlación al rezago de orden h

Muestra: 1999:1-2010:4

Observaciones incluidas: 43

Rezagos	Est. LM	Prob.
1	15,27113	0,5049
2	24,24101	0,0844
3	12,89138	0,6807
4	24,09820	0,0874
5	14,07975	0,5928
6	20,51050	0,1981
7	21,19339	0,1712
8	19,21805	0,2575
9	20,06392	0,2174
10	10,37592	0,8463
11	17,61478	0,3469
12	21,58159	0,1572

Probs. para un chi-cuadrado con 16 g.l.

Anexo 7. Estimación VAR estructural

Cuadro A7. Estimación VAR Estructural

Muestra (ajustada): 2000:2-2010:4

Observaciones incluidas: 43 luego del ajuste de puntos finales

Modelo: $Ae = Bu$ donde $E[uu'] = I$

Tipos de restricción: largo plazo:

0	C(2)	C(5)	C(9)	
0	C(3)	C(6)	0	
0	0	C(7)	0	
C(1)	C(4)	C(8)	C(10)	
	Coficiente	Error estándar	Estadístico-z	Prob.
C(1)	0,078897	0,008508	9,273618	0,0000
C(2)	0,332538	0,180738	1,839888	0,0658
C(3)	0,015339	0,001654	9,273618	0,0000
C(4)	-0,039576	0,012768	-3,099599	0,0019
C(5)	0,931391	0,209855	4,438249	0,0000
C(6)	-0,027768	0,003800	-7,307870	0,0000
C(7)	0,779354	0,084040	9,273618	0,0000
C(8)	-0,045134	0,014315	-3,152875	0,0016
C(9)	1,161621	0,125261	9,273618	0,0000
C(10)	0,001541	0,012033	0,128045	0,8981
Log verosimilitud	-27,50596			
Matriz A estimada				
1,000000	0,000000	0,000000	0,000000	
0,000000	1,000000	0,000000	0,000000	
0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	
0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	
Matriz B estimada				
0,023703	1,939836	0,848531	1,948443	
0,011539	0,022904	-0,028023	-0,006841	
-0,249775	0,150753	0,520973	-0,044201	
-0,104608	-0,018604	-0,089337	0,063878	