

## **Otro País Exportador Neto de Petróleo y sus Reacciones Macroeconómicas ante Cambios del Precio: Colombia.**

**Jorge Mario Uribe Gil**  
**Inés María Ulloa Villegas\***

### **Resumen**

En este documento se exploran las reacciones de las principales variables macroeconómicas en Colombia ante cambios en el precio del petróleo. Las variables incluidas reflejan el ambiente de un modelo típico en el contexto de la *Nueva Macroeconomía Abierta*, se incluyen el producto interno, producción industrial, desempleo, tipo de cambio real, tasas de interés local e internacional, índice accionario e inflación. Las estimaciones econométricas se realizan con modelos como el S-VARX y el S-VECX y se encuentra que, en términos generales, Colombia responde ante los choques del precio del petróleo como cabría esperarse para un país exportador neto, es decir, positivamente ante un incremento del precio y de forma no significativa ante un descenso.

Palabras Claves: petróleo, Colombia, asimetría de choques, SVAR.

**Códigos JEL: Q43, E17, E32, C32.**

### **Abstract**

This paper explores the reactions in the national data series of key macroeconomic variables in Colombia to changes in international oil prices. The variables included reflect the environment of a typical national model in the context of the New Open Macroeconomics framework, with consideration of gross domestic product, industrial production, unemployment, real exchange rate, interest rates (local and international), the national stock index and inflation. Using econometric specifications such as S-VARX and S-VECX, we find that, overall, Colombia responds to oil price shocks as one would expect for a net exporting country, i.e. positively to increases in the oil price and non-significantly to a decline.

Key Words: Petroleum, Colombia, asymmetry of shocks, SVAR.

**JEL Codes: Q43, E17, E32, C32.**

---

\* Profesores del Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Los autores agradecen la asistencia de investigación a Stephanía Mosquera y Natalia Restrepo, al igual que a la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas y al CIDSE de la Universidad del Valle por los recursos en tiempo y dinero destinados a este proyecto. Cualquier error que pudiera existir es responsabilidad exclusiva de los autores. Contacto: mariouribegil@hotmail.com; ines.ulloa@correounivalle.edu.co.

## Introducción

Enfatizar la importancia del petróleo en la economía mundial sería un tema redundante y sobre el cual difícilmente hay discrepancia. Los precios del petróleo afectan la economía a través de la demanda y de la oferta. A mediados del siglo XIX el uso del petróleo se circunscribe principalmente a servir de fuente de iluminación y aun desde antes del inicio de su explotación comercial, en 1859 en Pennsylvania, fue considerado un bien primario de gran valor. Hamilton (2011) estima que hacia la mitad del siglo XIX, antes del logro del coronel Drake al obtener petróleo subterráneo a través de la perforación de pozos, el barril de petróleo alcanzó precios hasta de US\$80, que a precios del año 2009 correspondería a cerca de US\$1900 el barril. A partir del año 1860 aumenta la producción de petróleo dramáticamente, se cuadruplica, y disminuye su precio promedio a US\$9,60 el barril, que corresponde a US\$228 en precios del año 2009. No obstante esta importante fluctuación en los precios, el avance tecnológico posibilitó su explotación a gran escala y el desarrollo industrial la intensificación de su uso, de tal forma que la importancia económica del petróleo creció abrumadoramente. Dvir y Rogoff (2010) muestran cómo las fluctuaciones en el precio en la última mitad del siglo XIX podrían compararse con las fluctuaciones ocurridas con posterioridad a 1973; sin embargo el impacto económico de las mismas es de proporciones disímiles<sup>1</sup>. Su mayor importancia económica, aunada a la existencia de pocos sustitutos económicamente explotables, ha focalizado el interés geopolítico por los países productores de petróleo y con reservas probadas, siendo por lo tanto el trasfondo y motor de diversos conflictos y guerras en los últimos cuarenta años.

Un aumento en los precios del petróleo conlleva disminuciones en la producción mundial y en el empleo. Hamilton (2003, 2010) muestra que las recesiones de la postguerra en los Estados Unidos, en su mayoría, estuvieron precedidas de incrementos significativos en los precios del petróleo. La importancia del precio del petróleo sobre el devenir económico en general ha sido el objeto de gran cantidad de trabajos y no pocas controversias, uno de cuyos énfasis es la relación no lineal entre ellos: el incremento de los precios afecta la economía, mientras la disminución de los mismos no lo hace, o su efecto es considerablemente menor (Hamilton, 1983, 1996, 2003, 2010)<sup>2</sup>. Cuando se trata de analizar los impactos macroeconómicos de la variación en los precios del petróleo, en los países importadores netos, se ha encontrado evidencia de que estos efectos no sólo son negativos sino que son más fuertes que los que se presentan en los países exportadores netos (Bjørnland, 2009; Jiménez-Rodríguez y Sánchez, 2004), dando así fuerza a la hipótesis sobre la no linealidad de los efectos.

En este documento se exploran las reacciones de las principales variables macroeconómicas en Colombia ante cambios en el precio del petróleo. Las variables incluidas reflejan el ambiente de un modelo típico en el contexto de la *Nueva Macroeconomía Abierta*: producto interno, producción industrial, desempleo, tipo de cambio real, tasas de interés local e internacional, índice accionario e inflación. Al usar distintas especificaciones econométricas (S-VARX, S-VECX), se encuentra que, en términos generales, Colombia

<sup>1</sup>En el caso de los Estados Unidos, la producción de petróleo en 1900 correspondía a 0,4% del producto nacional. La demanda de petróleo para el año 2008 corresponde a 4.8% del producto.

<sup>2</sup>Véase Bjørnland (2009) para una buena síntesis de diversos trabajos.

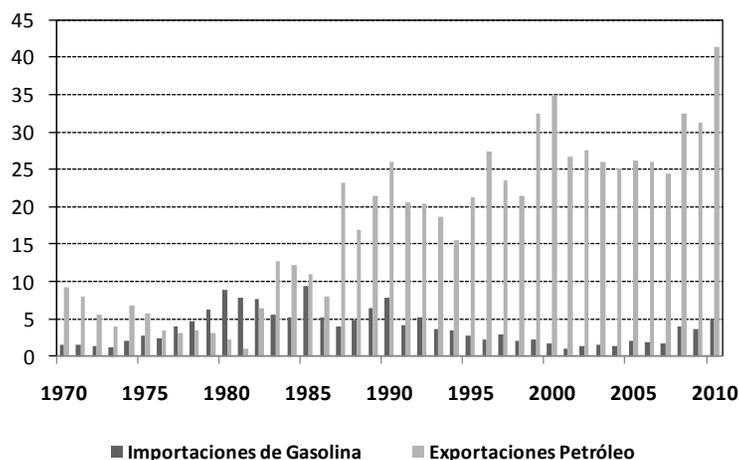
responde ante los choques del precio del petróleo como cabría esperarse para un país exportador neto, es decir, positivamente ante un incremento del precio y de forma no significativa ante un descenso.

Este trabajo consta de cinco secciones adicionales a esta introducción, en la primera se revisan algunos antecedentes que motivan el estudio; en la segunda se presenta el modelo con el que se trabajó y se expone la metodología econométrica; en la tercera se exponen los resultados de la estimación para Colombia; en la cuarta se realizan pruebas de robustez a la especificación del modelo y la quinta concluye.

## 1. Antecedentes

Colombia pasó de ser importador neto a ser exportador neto de petróleo a mediados de los años ochenta. En el año 2010 las exportaciones de petróleo correspondieron al 41% del total de exportaciones del país, a la vez que las importaciones de gasolina correspondieron al 5% del total de importaciones, Gráfica 1, y la inversión extranjera en el sector petrolero alcanzó el 30% de la inversión extranjera en el país. La participación del sector minero en el PIB colombiano correspondía a 1,76% en 1980 mientras en el año 2010 corresponde a 7,09%<sup>3</sup>. De esta forma la variación en los precios del petróleo es hoy una variable que debe influir de manera importante en el devenir económico colombiano; identificar esos impactos es el objeto del presente trabajo.

**Gráfica 1. Exportaciones de Petróleo e Importaciones de Gasolina Colombia 1970-2010**



**Fuente:** 1970-1996 DNP; 1997-2011 DANE. **Nota:** Las exportaciones de petróleo incluyen a sus derivados y las importaciones de gasolina a todos los productos de refinación del petróleo.

<sup>3</sup>La participación de los hidrocarburos en el PIB colombiano se encuentra desagregada desde 1990 y ha fluctuado entre 3,2% del PIB en 1994 y 7,7% en 1999; en el año 2010 se estima que representa el 4,9% del PIB. Según información del Ministerio de Hacienda el sector minero-energético creció en el año 2009 a una tasa del 9,6% anual.

Adicionalmente, al tener en cuenta el proceso de apertura en la participación accionaria en Ecopetrol, el panorama del mercado accionario colombiano ha cambiado de manera sustancial: la acción de Ecopetrol hace parte de la canasta de acciones que componen el IGBC desde el segundo trimestre de 2008, y para el segundo trimestre de 2011 corresponde al 19% de éste, mientras la acción de la firma canadiense Pacific Rubiales, cuya actividad principal en Colombia se desarrolla en la explotación petrolera y de gas, corresponde al 25,8% del mismo. Con este ejemplo es clara la importancia que tiene hoy para el comportamiento del índice del mercado de valores colombiano el sector minero, y en especial los hidrocarburos, y por ende debería ser plausible el impacto que sobre el mercado de valores colombiano pueda tener la variación en el precio de un recurso natural no renovable como es el petróleo. Sin embargo en este estudio se encuentra que el índice de la bolsa de valores colombiana no reacciona ante cambios en el precio del petróleo, resultado que es consistente con lo encontrado en Uribe (2011a): el comportamiento del IGBC depende preponderantemente de los portafolios de inversión de los fondos de pensiones colombianos, dando pues indicios de la poca profundidad actual del mercado.

Un aumento en los precios del petróleo implica una transferencia de riqueza de los países importadores a los países exportadores. Por lo tanto en un país exportador neto de petróleo un aumento en los precios debe ocasionar aumentos en el ingreso y en la riqueza, que se espera conlleven incrementos en el nivel de actividad económica, al menos en el mediano y largo plazos. Estos efectos positivos serán más importantes en la medida en que el mayor ingreso sea gastado en la economía doméstica, el sector petrolero sirva de dinamizador de la economía y se realice una política activa que acompañe este dinamismo (Bjørnland, 2000, 2009). No obstante, los mayores ingresos externos pueden traer consigo procesos de apreciación de la moneda local y concretarse incluso en situaciones de enfermedad holandesa. Es más, varios estudios empíricos han mostrado que algunos países exportadores no se benefician del incremento en los precios, como es el caso de Canadá y el Reino Unido y más bien enfrentan efectos adversos, debido a los impactos recesivos de este aumento en precios sobre los países importadores de petróleo, que deprimen la demanda internacional de los otros bienes exportados (Jiménez-Rodríguez y Sánchez, 2004). Es decir, los efectos de alzas en los precios del petróleo pueden ser positivos o negativos para una economía exportadora neta, dependiendo del canal de transmisión que sea más importante para ella.

Si se trata de un país importador neto de petróleo se espera que un aumento en el precio ocasione un aumento en los costos de producción y de transporte, disminuciones en el producto y por ende menor ingreso disponible y menor demanda agregada. Sin embargo la investigación empírica no ha mostrado que los países importadores netos enfrenten efectos positivos sobre su actividad económica cuando el precio del petróleo disminuye; es decir los efectos macroeconómicos de los precios del petróleo son claramente asimétricos (Hamilton, 1983,1996, 2003, 2010).

El impacto de la variación en los precios del petróleo sobre los mercados de valores ha sido menos estudiado. Se espera que ante la variación en los precios se generen cambios en las perspectivas económicas y las condiciones de producción de las firmas, y por lo tanto, si el

mercado de valores es eficiente informacionalmente, los precios de las acciones reflejarán rápidamente estos impactos (Bjørnland, 2009).

En Colombia, en las décadas de los setenta y los ochenta, se realizaron numerosos estudios que directa o indirectamente estuvieron relacionados con los impactos de los precios del petróleo sobre la economía colombiana, la demanda energética, el nivel de precios, las condiciones de abastecimiento, las posibilidades de crecimiento de la nación gracias a la extracción petrolera, etc.<sup>4</sup>. Recientemente el tema se ha puesto en boga nuevamente, como consecuencia de la alta volatilidad de los precios del crudo en los mercados internacionales, ante lo cual han surgido estudios enfocados en revisar el impacto del mercado de petróleo: sobre el nivel general de precios (Rincón, 2008; Rincón, 2009), sobre el mercado minorista de la gasolina (Hofstetter y Tovar, 2008), impactos fiscales y sobre otras variables macro (González y Zapata, 2005; Echeverry, Navas, Navas y Gómez, 2009), sobre el ciclo económico (Linás, 2002), el consumo y el crecimiento (García, 2005), sobre el sector externo (González y Mesa, 2007), o sobre la actividad real a nivel sectorial (Perilla, 2009). Ninguno de estos trabajos tiene el enfoque general, ni la aproximación econométrica a través de vectores autorregresivos cointegrados que se exponen en este estudio, la cual permite derivar nuevas conclusiones de política y explorar diferentes mecanismos de transmisión.

## 2. El Modelo

En esta sección se presentan los modelos econométricos utilizados para poner a prueba la hipótesis de que los choques petroleros deben tener un impacto significativo en la economía colombiana, con signos similares a los reportados en la literatura internacional para países exportadores netos de petróleo (Bjørnland, 2009; Mendoza y Vera, 2010).

El modelo estimado refleja las características de una economía pequeña y relativamente abierta a los mercados internacionales, enmarcada en el contexto de la Nueva Síntesis Neoclásica. Una revisión de estos modelos, así como de la literatura sobre la Nueva Macroeconomía Abierta en la que se inspira este estudio, se puede encontrar en Corsetti, Dedola y Leduc (2010), Svensson (2000) o en Clarida, Galí y Gertler (2001). En este contexto, se considerará endógena la interacción entre los precios del petróleo y las respuestas de política monetaria por parte del Banco Central, institución que trata de influir sobre el tipo de interés a través de ajustes en la tasa de intervención en la economía; esta endogeneidad debe ser considerada explícitamente pues de lo contrario se podrían distorsionar significativamente los resultados finales.

De esta forma, las variables seleccionadas deben incluir una tasa de interés que refleje los impactos de la política monetaria y las expectativas sobre la misma; una variable nominal objetivo, que en el caso colombiano es un índice de precios; medidas de la actividad real como lo son el desempleo, el producto interno o un índice de producción industrial; una tasa de interés de los mercados internacionales que pueda tener injerencia sobre los asuntos

---

<sup>4</sup>Ver Perrilla (2009) para las referencias más relevantes de la época.

locales, el tipo de cambio real y un índice que refleje las posibilidades de inversión financiera de los agentes en firmas del sector real, cuyos beneficios están sujetos a choques estocásticos sobre la producción y la demanda. Para este ejercicio las variables seleccionadas, con una frecuencia mensual, son:

- ( $i_t$ ) Tasa de interés nominal que refleja la política monetaria y las expectativas sobre la misma. Se tomó la tasa promedio de captación de los certificados de depósito a término fijo de los bancos comerciales, con un plazo de 90 días. La información se tomó de la página web del Banco de la República y el Departamento Nacional de Planeación, DNP.
- ( $\pi_t$ ) Índice de Precios al Consumidor. Variable de referencia para la toma de decisiones de política monetaria en Colombia. La información se tomó de la página web del Banco de la República.
- ( $u_t$ ) Tasa de desempleo de las trece ciudades más grandes. La inclusión de esta variable en lugar de la tasa de desempleo total nacional obedece a que se dispone en Colombia de una serie más larga de datos con frecuencia mensual en este caso. La información se tomó de la página web del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE)
- ( $ipi_t$ ) Índice de Producción de la Industria Manufacturera publicado en la página web del Banco de la República.
- ( $igbc_t$ ) Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia que representa los precios en el mercado de acciones. Este índice está disponible desde julio de 2001. Para los datos anteriores se realizó el empalme de las series con el Índice de la Bolsa de Bogotá (IBB). Esta información se tomó de la página web de la Bolsa de Valores de Colombia y del Banco de la República.
- ( $i_t^*$ ) Tasa LIBOR (*London Interbank Offered Rate*) a tres meses. Se tomó de la página web del DNP.
- ( $op_t$ ) Precios *spot* del petróleo *West Texas Intermediate*, en el mercado estadounidense<sup>5</sup>. Esta información se tomó de la página de *Energy Information Administration* (EIA).
- ( $itcr_t$ ) Índice de Tipo de Cambio Real publicado por el Banco de la República de Colombia. Un incremento del  $itcr_t$  equivale a una depreciación del peso colombiano.

Con las variables descritas anteriormente se estimó un Vector Autoregresivo, VAR, como el descrito a continuación:

$$[1] \quad Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \xi_t,$$

<sup>5</sup>Este petróleo es de más baja calidad que el Brent, razón por la cual refleja mejor las cotizaciones del producto exportado por Colombia.

donde  $Y_t$  es un vector ( $8 \times 1$ ) que contiene las variables endógenas discutidas antes,  $\alpha$  es un vector de intersecciones también de dimensión ( $8 \times 1$ ),  $A_i$  es la matriz  $i$ -ésima de dimensión ( $8 \times 8$ ) que contiene los coeficientes autoregresivos de los  $p$  rezagos involucrados,  $\xi_t$  es un vector ( $8 \times 1$ ) de residuales ruido blanco de la expresión en forma reducida del modelo. Si el sistema VAR es estable entonces tiene una representación de medias móviles:

$$[2] \quad Y_t = \zeta + \sum_{i=0}^{\infty} B_i v_{t-i},$$

Donde  $B_i = (I_n - \sum_{i=1}^p A_i L^i)^{-1}$  y  $\zeta = (I_n - \sum_{i=1}^p A_i)^{-1} \alpha$ . La correlación transversal de los residuales en [2] impide que puedan ser interpretados como choques estructurales sobre cada serie, razón por la cual debe llegarse a una matriz ortogonal. Existen varias formas para lograrlo, como se puede revisar en Enders (2004); una metodología frecuentemente utilizada es la que hace uso de la factorización de Cholesky de la matriz de varianzas y covarianzas. En esta metodología, para lograr la identificación del modelo, es necesario establecer un orden de exogeneidad contemporánea entre las variables del sistema, es decir, establecer *ex ante* cuáles variables son más afectadas por choques contemporáneos de las demás series, y cuáles lo son menos; este orden debe responder a criterios teóricos. De Bjørnland (2009) se tiene que un orden apropiado podría ser el siguiente:  $Y_t = [op_t, i_t^*, u_t, ipi_t, \pi_t, i_t, itcr_t, igbc_t]'$ . De esta forma, el modelo en [2] puede verse como:

$$[3] \quad Y_t = \zeta + B_0 v_t + \sum_{i=1}^{\infty} B_i v_{t-i},$$

Donde  $B_0$  es una matriz triangular inferior que contiene los coeficientes que miden los efectos contemporáneos sobre las variables del sistema de los choques ortogonales (estructurales), contenidos en  $v_t = [v^{op}, v^{i^*}, v^u, v^{ipi}, v^\pi, v^i, v^{itcr}, v^{igbc}]'_t$ .

El ordenamiento de los choques refleja básicamente el supuesto de economía pequeña, de ahí que las variables más exógenas contemporáneamente sean los precios del crudo y la tasa de interés mundial. Las variables reales responden más lentamente que las variables nominales antes los choques, por lo cual siguen en orden de exogeneidad: la tasa de desempleo y el índice de producción industrial, en particular el desempleo no respondería contemporáneamente ante los choques del índice de producción. Después se encuentran las variables nominales: inflación y tasa de interés local; se supone que la tasa responde a los movimientos de la inflación (*inflation targeting*), aunque contemporáneamente la tasa de inflación no responde a los choques en la tasa de interés de mercado; sobre este punto se puede argumentar que los precios tardan en reaccionar ante los choques de política monetaria que afectan directamente a la tasa de interés. Finalmente, siguiendo la Hipótesis de los Mercados Eficientes, se han incluido: el índice de tipo de cambio real y el índice de la bolsa de valores de Colombia, como las más endógenas. Más adelante se plantean pruebas de robustez, como la construcción de una Función de Impulso Respuesta Generalizada (Pesaran y Shin, 1998), que no depende del ordenamiento de las variables. Los resultados son robustos ante todas las especificaciones analizadas. Lo anterior se revisa con detalle en la Sección 4.

El modelo en [2] y [3] debe ser modificado de forma tal que la tasa de interés internacional sea considerada una variable puramente exógena (S-VARX)<sup>6</sup>, ya que no es coherente suponer que los rezagos de las variables de la economía colombiana la afecten en alguna medida (supuesto de economía pequeña). Así, las ecuaciones serían modificadas por:

$$[4] \quad Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \theta_i x_{t-i} + v_t,$$

$$[5] \quad Y_t = \zeta + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{B}_i v_{t-i},$$

donde  $x_{t-i}$  es un vector que contiene las variables exógenas (en este caso la tasa de interés externa y sus rezagos). Consideraciones similares podrían ser tenidas en cuenta sobre el precio del petróleo, pero con el fin de evitar problemas de endogeneidad, referenciados frecuentemente en la literatura, se ha supuesto que el precio del petróleo es exógeno sólo contemporáneamente. Este enfoque es seguido por Bjørnland (2009) en una aplicación reciente a la economía noruega.

### 2.1. Cointegración y Especificación del Sistema

Se dice que un grupo de variables están cointegradas cuando una combinación lineal de ellas es estacionaria, y cada una de ellas es integrada en un orden mayor que cero. La cointegración está asociada con relaciones de equilibrio, que implican que las variables no se pueden mover libremente en el corto plazo, sino respetando ciertos patrones mutuamente determinados. Formalmente Engle y Granger (1987) definen que los componentes del vector  $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})$  están cointegrados en orden  $d, b$ ,  $Y_t \sim CI(d, b)$  si:

- i) Todos los componentes de  $Y_t$  son integrados de orden  $d$ .
- ii) Existe un vector  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  tal que la combinación lineal  $\beta' Y_t$  es integrada de orden  $d - b$ , donde  $b > 0$ .

Existen diversas formas para examinar la posible cointegración en las series, todas ellas parten de que las variables originales, en niveles, son integradas de orden mayor que cero, mientras que sus combinaciones lineales son estacionarias. Luego, para probar la cointegración, es necesario determinar primero si las variables en el sistema son  $I(1)$ , o  $I(0)$ <sup>7</sup>.

Los estadísticos de prueba utilizados para examinar el grado de integración de las series en este estudio, se dividen en dos: en el primer caso la hipótesis nula es de raíz unitaria. En este grupo se incluyen los estadísticos de Dickey y Fuller (1979) y Dickey y Fuller Aumentado [ADF, propuestos por Said and Dickey (1984)]. El segundo grupo tiene como hipótesis nula la estacionariedad de las variables (series  $I(0)$ ). Este es el caso del estadístico propuesto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), KPSS. Las pruebas permiten distintas configuraciones para el proceso subyacente con el fin de descartar su estacionariedad, por ejemplo, permiten que las series sean estacionarias en

<sup>6</sup> Modelo de Vector Autorregresivo Estructural con variable exógena, por sus siglas en inglés.

<sup>7</sup> En general, el orden de integración podría ser mayor que uno y aún así las series podrían estar cointegradas, toda vez que una combinación lineal de éstas sea de menor orden de integración que el original.

niveles o estacionarias en tendencia, con distintos rezagos. A su vez ambos tipos de pruebas son complementarios debido a la variación en la hipótesis nula.

A manera de ilustración, considérense los estadísticos ADF y KPSS. En el primer caso, supóngase el modelo con intercepto y tendencia para cada una de las series que componen a  $Y_t$  en [1]:

$$[6] \quad \Delta y_{j,t} = a_{j0} + \gamma_j y_{j,t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{j,t-i+1} + a_{j2}t + \varepsilon_{jt}, \quad j = 1 \dots N$$

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , y donde  $Y_t = [y_{1t}, \dots, y_{nt}]$ .

La prueba ADF consiste en determinar si  $\gamma_j$  es estadísticamente igual a cero, en cuyo caso existen raíces unitarias<sup>8</sup>. Los valores críticos cambian en los casos en los que se incluyan constante, tendencia, o constante y tendencia en la regresión estimada en [4]; aunque no cambian en las versiones generalizadas de las pruebas que incluyen más de un rezago, en relación con los resultados reportados por primera vez en Dickey y Fuller (1979) y más recientemente de forma robusta (con mayor número de simulaciones y de casos posibles) por MacKinnon (2010), los cuales son utilizados en este estudio.

En el caso del estadístico KPSS, se tiene que la hipótesis nula es de estacionariedad. De esta forma, si se considera el modelo en [1], se tiene que cada uno de sus componentes:

$$[7] \quad y_{j,t} = \beta_j' D_{j,t} + \mu_{j,t} + u_{j,t}, \quad j = 1 \dots N$$

$$\mu_{j,t} = \mu_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t}; \quad \varepsilon_{j,t} \sim RB(0, \sigma_{\varepsilon_j}^2),$$

donde  $D_t = 1$ , o  $D_t = [1, t]$  dependiendo de la hipótesis alternativa que se quiera considerar, es decir: si el proceso original es estacionario con intercepto o es estacionario en tendencia.  $u_{jt}$  es  $I(0)$  y puede ser heteroscedástico. La hipótesis nula del test KPSS es  $H_0: \sigma_{\varepsilon}^2 = 0$ , lo cual implica que  $\mu_t$  es constante y la serie es estacionaria. El estadístico de prueba que se utiliza en el test KPSS es un estadístico de Multiplicadores de Lagrange (LM):

$$[8] \quad KPSS_j = (T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{jt}^2) / \hat{\lambda}_j^2,$$

Donde  $\hat{S}_{j,t}^2 = \sum_{m=1}^t \hat{u}_{j,m}$  y  $\hat{u}_{j,t}$  es el residual de la regresión de  $y_{jt}$  en  $D_{jt}$  y  $\hat{\lambda}_j^2$  es una estimación consistente de la varianza de largo plazo de  $u_{jt}$  que hace uso de  $\hat{u}_{jt}$ . En particular en este estudio se utilizó el método de Newey y West (1987) para estimar esta varianza de largo plazo; dicha estimación es *Heteroscedastic and Autocorrelative Consistent* (HAC). Los valores críticos necesarios para la contrastación de la hipótesis nula son proveídos por Kwiatkowski, *et al.* (1992).

Una vez se detecta la presencia de raíces unitarias en la muestra, se debe determinar si existen relaciones de cointegración entre las series. Para llevar a cabo esta tarea también existen distintas alternativas. En particular, aquí se emplearon los estadísticos propuestos

<sup>8</sup>Técnicamente es necesario hacer la prueba la cantidad de veces que sea necesaria, después de diferenciar la serie hasta lograr la estacionariedad. Si basta con la primera diferenciación, las series son  $I(1)$ .

por Engle y Granger (1987), Engle y Yoo (1987) y Phillips y Oularis (1990), pero en la versión modificada (con más simulaciones) de MacKinnon (2010). También se utilizaron los estadísticos multiecuacionales de la traza y el máximo valor propio, propuestos por Johansen (1988), ya que estos últimos permiten más de una relación de cointegración. Los estadísticos uniecuacionales básicamente buscan realizar una prueba de raíces unitarias ADF, como las explicadas antes, sobre los residuales del modelo lineal que contiene las series en niveles que se supone están cointegradas (las 8 series en [1]). Si las variables están cointegradas los residuales deben ser  $I(0)$ , si no lo están deben ser  $I(1)$ . Por supuesto, para determinar esto se debe tener en cuenta que se está trabajando sobre el residuo de una regresión preliminar y no sobre la variable original, razón por la cual es necesario ajustar los valores críticos de los intervalos de confianza asociados con los estadísticos de prueba.

Por otra parte, la metodología de Johansen (1988) está basada en el análisis del rango de la matriz de cointegración<sup>9</sup>. Si el rango de esta matriz es mayor que cero, se dice que existe al menos una relación de cointegración; por supuesto, también es posible determinar cuántas relaciones de cointegración no es posible rechazar como estadísticamente distintas de cero, determinando a la vez el número de vectores de cointegración existentes en la muestra. Esta metodología tiene la desventaja de que algunas veces en muestra, los coeficientes de la matriz de cointegración parecen no ser robustos ante la introducción de datos adicionales.

Dado lo anterior, si se tiene que las variables incluidas en [4] son integradas de orden 1, la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) es superconsistente, siempre y cuando las series estén cointegradas, tal y cómo lo demostraron Sims, Stock y Watson (1990). Si las variables son no estacionarias, pero las series no están cointegradas, las regresiones por MCO son espurias (Engle y Granger, 1974; Phillips, 1986) y las series deben ser diferenciadas para estimar el VAR, tal y como lo señala Hamilton (1994). No obstante, no existe consenso en la literatura sobre el método de estimación apropiado bajo cointegración, puesto que si bien Sims, *et al.* (1990) rescatan las estimaciones en niveles por MCO en estos casos, otros autores como, Lütkepohl (2006), Granger (2001) y Enders (2004) recomiendan el uso de Vectores de Corrección del Error, VEC, para la estimación. Los VEC descomponen la estimación en dos partes: una matriz de coeficientes de largo plazo, o de corrección del error, y unas matrices de coeficientes de corto plazo que se estiman sobre el VAR en diferencias. La especificación VEC en este caso se expresa en [9]:

$$[9] \quad \Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-p} + u_t,$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}, \Pi = \alpha \beta'$$

El problema de esta especificación radica en que la imposición errónea de una o varias restricciones sobre la especificación VEC, podría llevar a la inconsistencia de las estimaciones tal y como lo señalan Sims, *et al.* (1990).

Por lo anterior, siguiendo las recomendaciones de Hamilton (1994), en este estudio se compararon los resultados de la especificación en niveles del S-VARX y las estimaciones

<sup>9</sup>La matriz  $\Pi$  en la ecuación [9].

del S-VECX<sup>10</sup>, puesto que, como se verá en la siguiente sección, las series empleadas tienen raíces unitarias en niveles, y están cointegradas.

### 3. Efecto de los Choques en el Precio del Petróleo sobre la Economía Colombiana.

#### 3.1. Efecto en un periodo reciente (periodo 2000-2010)

Los resultados que se reportan en esta sección se realizaron con datos de frecuencia mensual entre enero de 2000 y diciembre de 2010, para las series descritas en la Sección 2. En el Gráfico 2 se presentan las variables endógenas del modelo. A las series que no están en porcentajes se les aplicó la transformación de logaritmo natural para facilitar la interpretación de los coeficientes asociados como elasticidades.

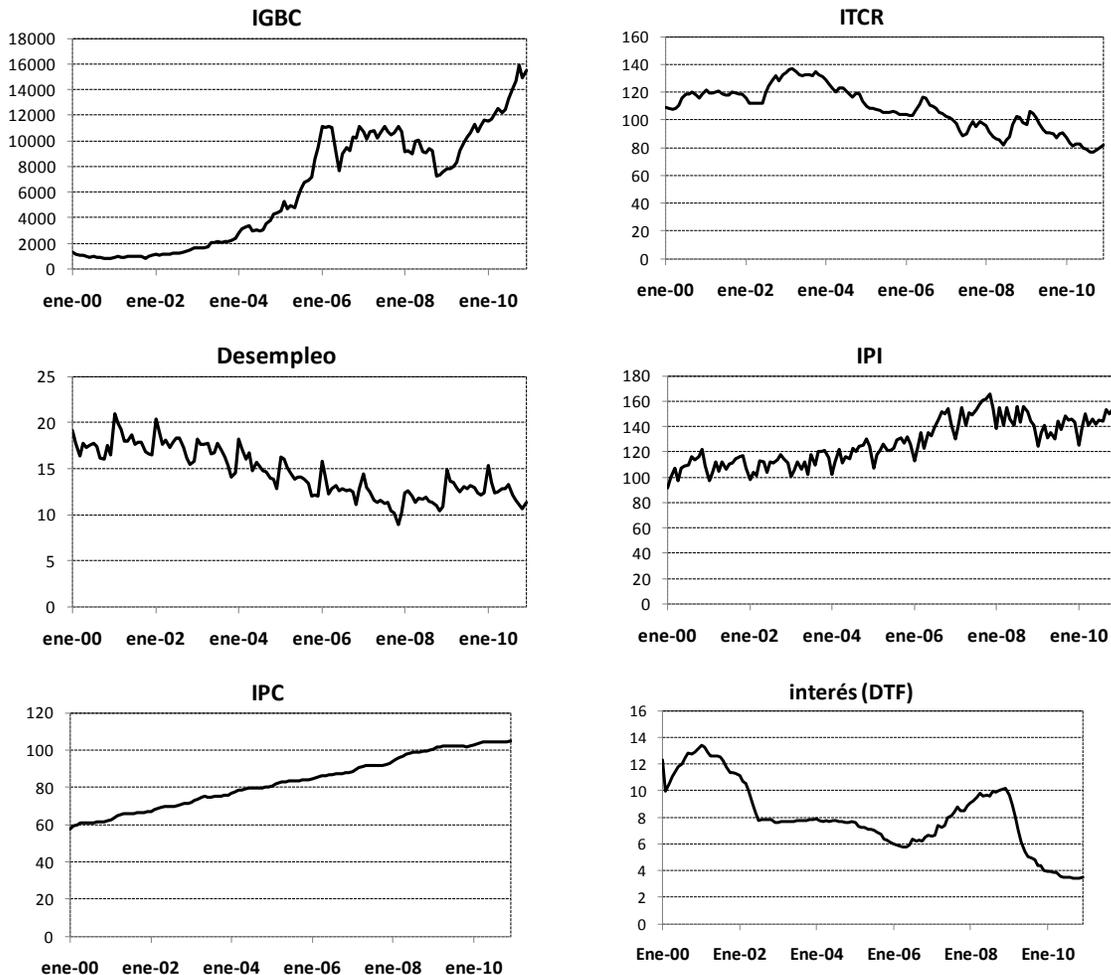
Para determinar el orden del S-VARX en niveles se incluyó el menor número de rezagos para lograr la no autocorrelación de los residuales en el sistema, según el estadístico Multiplicadores de Lagrange (LM), al mismo tiempo que se buscó la normalidad multivariada. El mejor modelo con los datos mensuales resultó ser un VARX (7), con la tasa de interés externa y siete de sus rezagos como variables exógenas. Las pruebas de raíz unitaria<sup>11</sup> indican que todas las series son  $I(1)$  y están cointegradas, por lo cual el modelo S-VARX en niveles o el modelo S-VECX son apropiados.

**Gráfico 2. Series Nacionales y Precio Internacional del Petróleo WTI**



<sup>10</sup> Vector de Corrección del Error estructural con variable exógena.

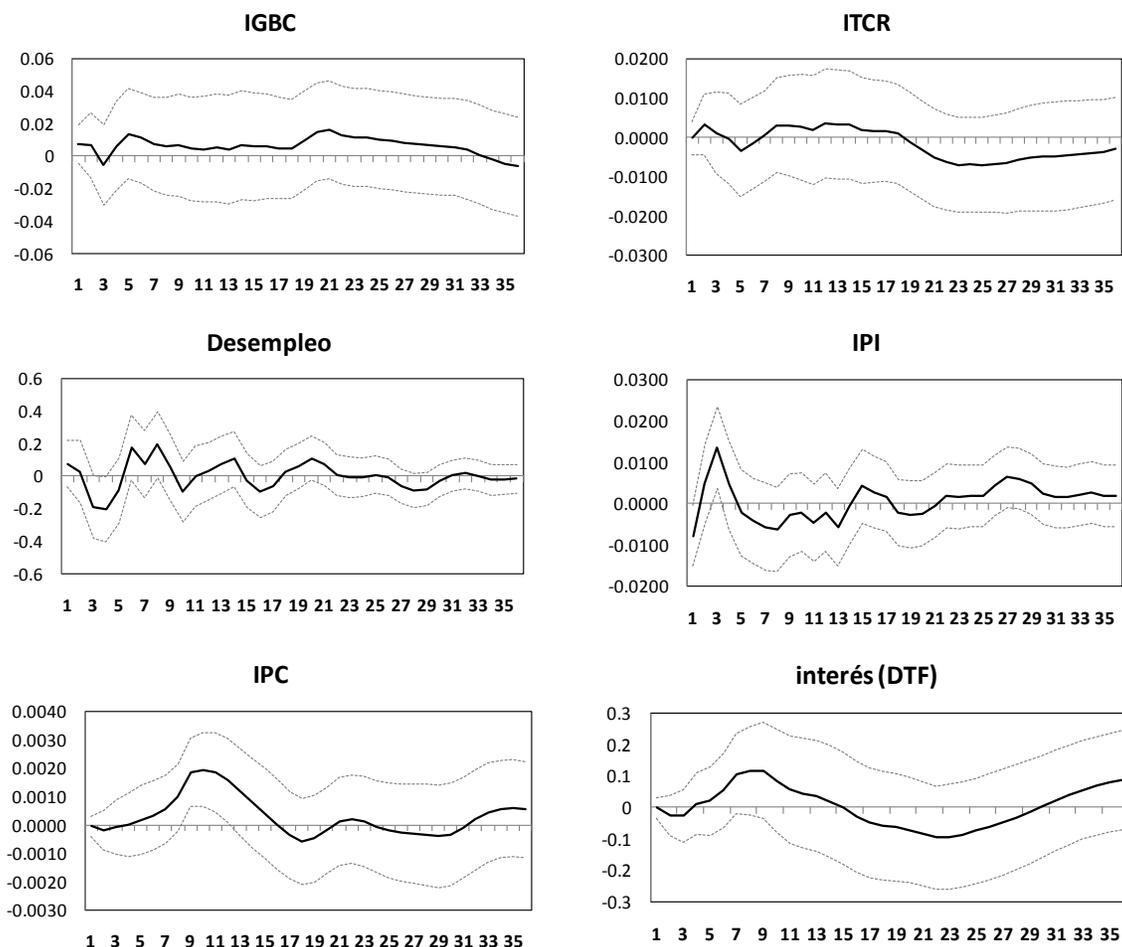
<sup>11</sup> Algunas de las pruebas utilizadas no se presentan por cuestiones de espacio. Se realizaron pruebas sobre combinaciones lineales con diferentes variables dependientes, y sobre los residuales del VAR. En la mayoría de los casos no se puede rechazar la hipótesis de cointegración en coherencia con lo sugerido por la metodología de Johansen. En todos los casos tanto trimestral como mensualmente se detecta evidencia de raíces unitarias en las series en niveles.



**Fuente:** del DANE se tomó en IPC y el desempleo, del Banco de la República la DTF, el IPI y el ITCR, de *Energy Information Administration* el precio del petróleo WTI (OP), de la página de la BVC del IGBC, y del Banco de la República el IBB con el cual se empalmó en julio de 2001 la primera serie. Los índices de tipo de cambio, producción industrial, precios, acciones, se presentan en puntos; el desempleo y la DTF en porcentajes, en tanto que el WTI se presenta en dólares por barril.

En el Gráfico 3 se presentan las funciones de impulso-respuesta de las series colombianas ante un choque en el precio del petróleo, el cual está estandarizado, es ortogonal según la factorización de Cholesky y está ajustado por grados de libertad.

**Gráfico 3. Funciones de Impulso Respuesta de las Variables Colombianas ante Choques en el Precio del Petróleo en el Modelo S-VARX (muestra mensual 2000-2010)**



Del análisis del Gráfico 3 es posible evidenciar que los choques sobre el precio del petróleo afectan a la economía colombiana de la forma que se espera teóricamente para una economía que es exportadora neta de este recurso, lo cual es coherente con resultados anteriores para Colombia, enfocados en la relación entre crecimiento y precios del petróleo (Perilla, 2009), así como lo encontrado para otras economía como es el caso de Noruega (Bjørnland, 2009) y Venezuela (Mendoza y Vera, 2010). Por ejemplo, después de un choque positivo en el precio del petróleo se presenta una disminución muy rápida de la tasa de desempleo (21 puntos básicos en el mes 4). Después de ese punto el choque produce movimientos oscilatorios en la tasa que desaparecen cerca de dos años después. Por su parte, el índice de producción industrial también responde positivamente, con el máximo repunte en el mes 3 después del choque, aunque el efecto continúa siendo positivo durante todo el primer semestre.

La rápida reacción de estas variables reales, aunque estadísticamente distinta de cero, no permite articular la hipótesis de encadenamientos industriales que desencadenaría una

mayor demanda (que como se verá aplica para un período muestral más prolongado), sino que parece dar señales sobre expectativas positivas acerca del devenir económico después de que se produce el choque, expectativas que son adelantadas por el sector industrial de la economía. Es decir, la demanda futura esperada se incrementa, puesto que se esperan mayores ingresos por concepto de exportaciones, lo cual lleva a incrementar la producción y un poco después la demanda de trabajo. Esta mayor demanda podría deberse en gran parte al incremento inmediato del gasto fiscal, amparado en recursos futuros provenientes de la explotación petrolera en mejores términos; también a la expectativa de mayores subsidios (como el de la gasolina), y en general, al incremento esperado de la riqueza nacional.

Por su parte, también las variables nominales responden ante el choque como se esperaría. La tasa de inflación tiene un repunte positivo que llega a su punto máximo casi un año después de éste (meses 10 y 11). La tasa de interés de la economía se adelanta al repunte en precios, tal vez previendo respuestas contractivas de la política monetaria por parte del banco central, las cuales no deberían producirse bajo un esquema de inflación objetivo si se trata únicamente de un choque de costos a la oferta, pero que bien podrán presentarse si el choque presupone un fuerte componente de demanda, que es lo que parece suceder en este caso. De esta forma, la tasa de interés alcanza un máximo entre 7 y 9 meses después del choque. Cabe anotar que el efecto en este caso tanto para un país importador neto como para un exportador neto es el mismo. En el primer caso un choque de precios del petrolero se asocia con mayores costos marginales de producción (incremento de los precios de la gasolina), razón por la cual se incrementan los precios de los bienes finales; mientras que en el segundo (las expectativas de) una mayor demanda efectiva, presiona(n) los precios de la economía al alza. Como ambos efectos sobre los precios tienen el mismo signo, no es posible diferenciarlos, ni determinar cuál es mayor. No obstante, el efecto sobre las tasas de interés es enteramente atribuible al canal de la demanda (ya que los choques de oferta se “acomodan” en un esquema de inflación objetivo).

Finalmente, el índice de tipo de cambio real y el índice de la bolsa de valores no reaccionan significativamente ante el choque. Este resultado sobre el tipo de cambio real es similar al reportado para países como Noruega en el estudio de Jiménez-Rodríguez y Sánchez (2004). En Noruega, al igual que sucedía en Colombia hasta el año 2009, se activan automáticamente subsidios internos cuando se presentan altos precios del petróleo en los mercados internacionales; en el caso de Noruega, subsidios explícitos a la industria manufacturera (Bjørnland, 1998) y en el caso colombiano, subsidios a la gasolina, ya que ésta es predominantemente importada.

Los subsidios, que en Colombia estaban a cargo de Ecopetrol, como empresa mayoritariamente estatal, contribuyen a explicar el mejor desempeño de las variables reales (incluso en términos de demanda esperada), y a mantener la tasa de interés de mercado relativamente baja, a la vez que impulsan una depreciación de la moneda local (debido a la mayor liquidez que se irriga en la economía, manteniendo la condición de no arbitraje en tasas de interés). Estos subsidios neutralizan el efecto de apreciación que frecuentemente está asociado con los problemas de la “enfermedad holandesa” para países exportadores a gran escala de un recurso natural (*commodity*). De esta forma los subsidios ayudarían a

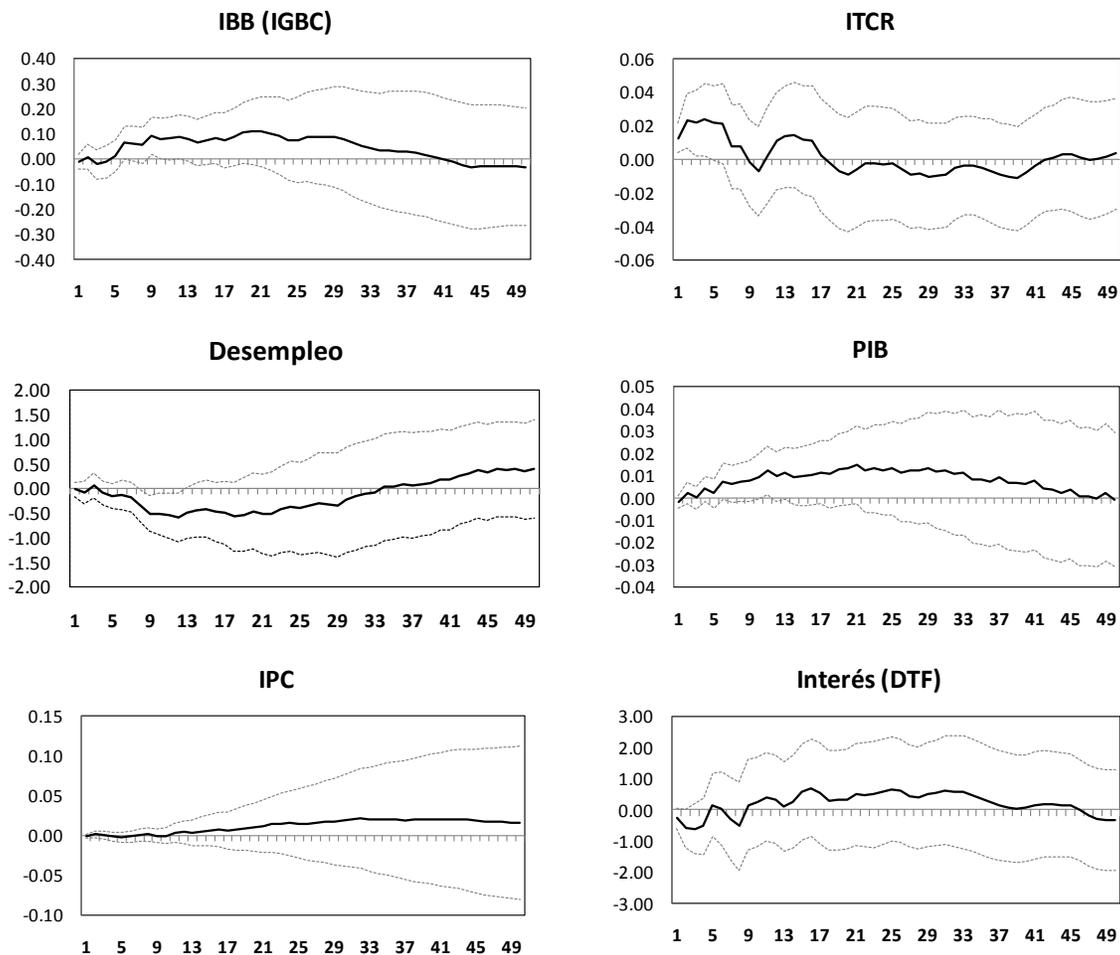
explicar el buen desempeño de países como Noruega y Colombia ante choques positivos del precio del petróleo, en contraste con la respuesta negativa encontrada para países como el Reino Unido, que también es un exportador neto del recurso. El efecto adverso encontrado en el Reino Unido es explicado por la gran apreciación de la libra esterlina una vez se produce el choque y la falta de mecanismos de estabilización internos como los subsidios automáticos con los que sí cuenta Noruega (Jiménez-Rodríguez y Sánchez, 2004) y según se observa, para el periodo de muestra, Colombia.

Finalmente, la situación del mercado de acciones aparenta ser un resultado contra intuitivo. Por un lado, los mejores fundamentales económicos que han sido descritos en esta sección, una vez se presenta un choque positivo sobre el precio del petróleo, deberían reflejarse en un incremento del índice, toda vez que la cotización de las empresas que transan en el mercado, debería reflejar el valor esperado de los dividendos futuros de cada una de éstas, los cuales, por supuesto, son una función creciente de la riqueza nacional, cuyos vaivenes constituyen un riesgo sistémico no diversificable. No obstante, esta indiferencia del índice ante el choque ya no sorprende, cuando se analiza la estructura del mercado de acciones colombiano detalladamente: se trata de un mercado pequeño, concentrado e ilíquido, cuando se mide con cualquier indicador disponible y sobretodo influido en exceso por la dinámica de los portafolios de los Fondos de Pensiones (Uribe 2011a). Esta situación hace que el mercado no responda en gran medida antes determinantes macroeconómicos externos, es decir, es desintegrado del mercado financiero mundial (Uribe, 2007), poco propenso al contagio internacional (Uribe, 2011b), e inelástico antes los fundamentales macroeconómicos locales (Uribe, 2011a). Lo anterior explica en gran medida, por qué una vez más, un fundamental tan importante como el precio del petróleo para la economía colombiana, no surte ningún efecto sobre las cotizaciones de las empresas que transan en bolsa.

### *3.2. Efecto en un Intervalo Prolongado (periodo 1980-2010)*

En el Gráfico 4 se presentan las funciones de impulso respuesta para un S-VARX(9), con la tasa de interés externa y nueve de sus rezagos como variables exógenas, para una estimación con datos trimestrales desde el primer trimestre de 1980 hasta el cuarto de 2010. Se incluyó el PIB trimestral en la estimación en lugar del IPI, puesto que con esta frecuencia sí está disponible en el DANE. Las series de las demás variables fueron empalmadas, cuando fue necesario, con datos del DNP.

**Gráfico 4. Funciones de Impulso Respuesta de las Variables Colombianas ante Choques en el Precio del Petróleo en el Modelo S-VARX (muestra trimestral 1980-2010)**



Como se puede apreciar en el Gráfico 4 los principales resultados se mantienen. Durante el período 1980-2010, Colombia responde en términos generales como un país exportador neto de petróleo ante choques en el precio de este recurso. No obstante, los tiempos de respuesta cambian considerablemente, de forma tal que la hipótesis de encadenamientos industriales se hace vigente. De esta forma se tiene que el PIB responde positivamente ante los choques petroleros, de forma significativa pasados los primeros 11 trimestres, momento en el que la respuesta alcanza un pico. Por su parte, la tasa de desempleo se reduce considerablemente, hasta alcanzar un efecto mínimo de 60 puntos básicos 10 trimestres después de producido el choque. ¿Por qué cambian tanto los tiempos de respuesta, siendo que los efectos son estadísticamente significativos en ambas muestras? Es posible que en la muestra que involucra el período más largo, los choques deben esperar a que se produzca efectivamente una mayor demanda industrial en la economía, debido a los mayores recursos vía exportaciones de los que dispone la nación en este caso. No obstante, los agentes parecen haber incorporado este efecto positivo dentro de sus expectativas, de forma

tal que las reacciones en el período que va desde 2000 hasta 2010 se presentan mucho más rápido, toda vez que no es necesario esperar una mayor demanda efectiva, sino que la sola expectativa de una mayor demanda futura, basta para jalonar la producción industrial y la demanda de trabajo rápidamente.

Por el lado nominal, se tiene que el índice de precios no responde ante los choques en el petróleo para la muestra ampliada. Mientras que la tasa de interés responde en el sentido contrario al que se observa en la muestra mensual 2000-2010. Hay que tener en cuenta que el esquema de inflación objetivo que había sido anunciado desde 1996 por el banco central de Colombia, entra a operar efectivamente después de las crisis de 1999 (Gómez, 2006), cuando el Banco de la República decide adoptar, el 25 de septiembre, la flotación del tipo de cambio, en lugar de la banda cambiaria que operaba desde 1994. Dado lo anterior, es posible afirmar que los efectos encontrados en el periodo 2000-2010, positivos y significativos sobre los precios y positivos sobre las tasas de interés de la economía, se deben más al objetivo explícito del Banco de la República con relación a un nivel de precios (*inflation targeting*) y a los efectos sobre las expectativas del mercado que este esquema engendra, que a un efecto directo de los precios del petróleo vía insumos (gasolina) sobre las variables nominales de la economía. Alternativamente, se podría pensar que el mecanismo de transmisión sobre los precios vía un incremento de la demanda esperada ha cobrado mayor relevancia en décadas recientes (Sección 3.1.).

Se encuentran efectos significativos de los choques petroleros sobre el ITCR y el IGBC. El índice de tipo de cambio real responde depreciándose durante los 8 trimestres inmediatamente posteriores al choque, y luego corrige con una apreciación que dura la mitad de este lapso. Como se mencionó antes, a pesar de que un choque positivo en el petróleo suele tener un efecto de apreciación sobre una economía exportadora neta de este recurso, el mecanismo de subsidios a la gasolina que se mencionó en la Sección 3.1, podría sustentar teóricamente la depreciación neta que se observa en el caso colombiano. Hay que tener en cuenta que estos subsidios surten un efecto considerablemente mayor para la muestra ampliada, dado el desmonte gradual de los mismos que se puso en práctica en décadas recientes en Colombia, hasta llegar a su supresión total para finales del año 2009; por esta razón, la depreciación significativa de la moneda después del choque en el intervalo 1980-2010, ya no lo es cuando se considera únicamente el lapso 2000-2010.

En términos generales, se podría afirmar que si el efecto sigue siendo positivo sobre las variables reales en la muestra más reciente, como se vio antes, esto se debe en gran parte a un ajuste positivo de las expectativas de los agentes, más que a los efectos multiplicadores del subsidio, que evidentemente todavía están presentes en la modelación. Una hipótesis alternativa que se explora en Bjørnland (2009) para explicar la depreciación neta de la monea local, se basa en una posible desincronización entre las reacciones de las tasas de interés internas y externas. De esta forma, sí las tasas de interés mundiales se elevan antes que las internas ante un choque petrolero, este efecto podría generar una apreciación que tiende a revertirse pasado algún tiempo, para que se cumpla el principio de arbitraje en los mercados internacionales. Esta segunda hipótesis también es consistente con los datos colombianos.

Finalmente, el efecto que se encuentra sobre el índice de acciones es el esperado. Un incremento de la demanda y el bienestar nacional, debido a los mayores precios del crudo, representa cambios favorables en los fundamentales para el mercado de valores interno, con lo cual se produce una mayor cotización de las empresas en bolsa. Resulta sorprendente que el efecto se aprecie en la muestra ampliada y no así en la muestra más reciente, dado que en esta última Ecopetrol juega un papel fundamental directamente, ya que cotiza en bolsa desde el año 2007, además es la empresa más grande de Colombia para el año 2011, y las exportaciones de petróleo han alcanzado máximos históricos en estas mismas fechas, tal y como se mencionó antes. Lo anterior daría indicio de que el mercado de acciones responde cada vez menos a sus fundamentales y más a dinámicas exógenas de las carteras institucionales, por ejemplo.

#### **4. Especificaciones Alternativas y Pruebas de Robustez**

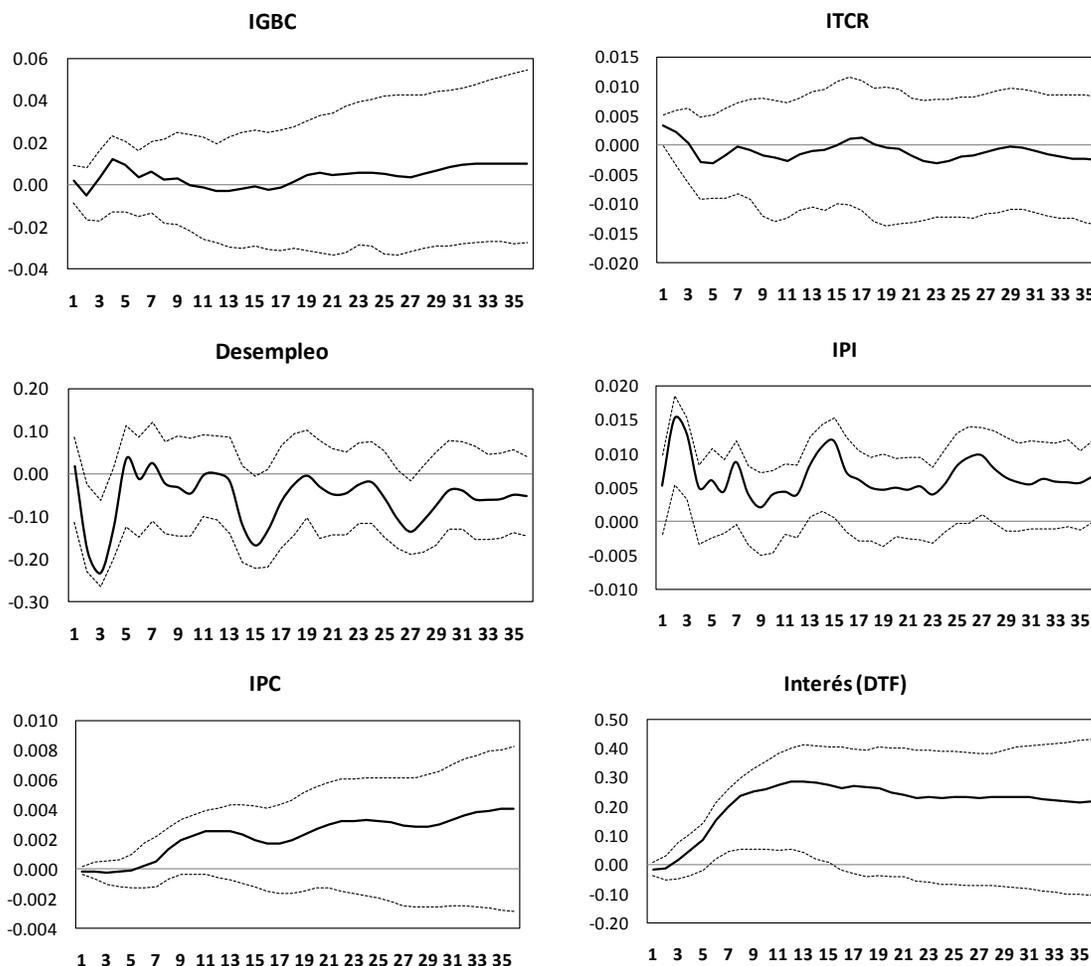
En esta sección se realizan pruebas de robustez al modelo. Las pruebas consisten en la estimación de un modelo S-VECX, en lugar de un S-VARX en niveles; la construcción de una Función de Impulso Respuesta Generalizada que es robusta ante el ordenamiento de las variables y la inclusión de otras variables para medir los choques petroleros de forma no lineal, de uso frecuente en la literatura. Otras pruebas como la estimación del S-VARX con tendencia y las mismas pruebas para la muestra trimestral también se realizaron pero no se presentan los resultados por razones de concreción. En todos los casos se encuentran los mismos efectos generales analizados en la sección anterior; las pocas excepciones las constituyen la estimación de las respuestas no lineales para la muestra trimestral, las cuales no parecen ser significativas [lo cual es coherente con los resultados de Perilla (2009)].

##### *Modelo S-VECX*

Como se explicó en la sección anterior no existe consenso en la literatura sobre la forma correcta de especificación del modelo de vectores cointegrados. En el Gráfico 5 se presentan las funciones de impulso respuesta del modelo VEC especificado en [9], con la inclusión de la tasa de interés internacional como variable exógena.

**Gráfico 5. Funciones de Impulso Respuesta en el Modelo S-VECX**

(muestra mensual 1980-2010)



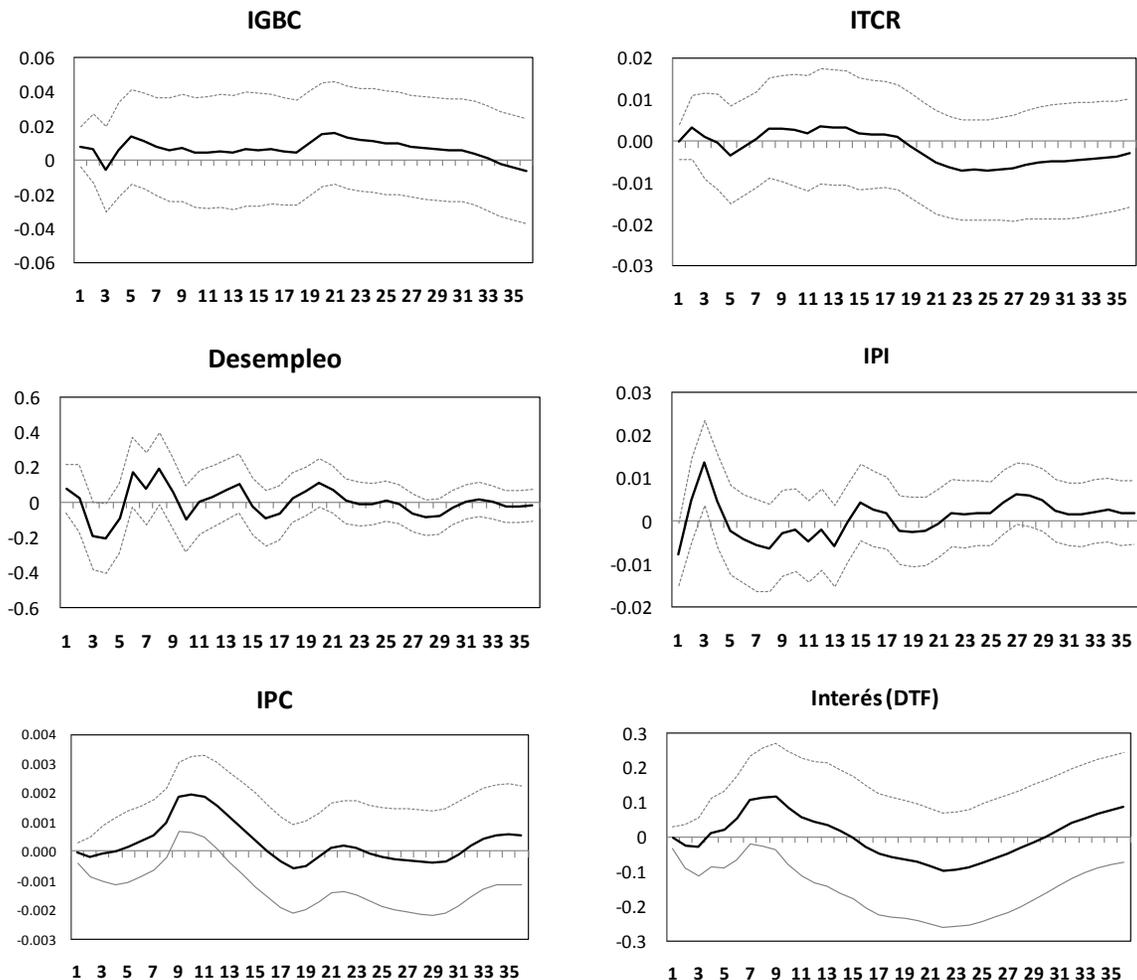
Como se puede apreciar los resultados generales se mantienen en la especificación VEC. No obstante, en algunos casos, debido a la especificación del vector de cointegración, el efecto de los choques en el precio del petróleo no desaparece pasados unos meses como sucede en el modelo VAR, sino que la función de impulso respuesta se estabiliza en un nivel distinto al inicial. Este es el caso de las variables nominales tasa de interés e índice de precios, que ante un choque petrolero cambian su nivel de equilibrio hacia un punto superior al inicial. Es decir el efecto de un choque petrolero temporal, que no se repite, es permanente sobre el nivel de estas variables.

*4.1. Función de Impulso Respuesta Generalizada*

Una crítica frecuente al uso de la factorización de Cholesky para generar las funciones de impulso respuesta (FIR) del VAR estructural, es que éstas dependen en gran medida del

orden establecido para asignar el grado de exogeneidad contemporánea de las variables del sistema. Pesaran y Shin (1998) proponen una FIR generalizada (FIRG), robusta ante tal ordenamiento. Los detalles de la construcción se omiten, pero en este caso el conjunto de residuos ortogonalizados es construido aplicando un factor de Cholesky específico computado para la variable sobre la que se produce el choque como la más endógena.

**Gráfico 6. Funciones de Impulso Respuesta Generalizadas S-VARX  
(muestra mensual 1980-2010)**



Las FIRG son muy similares a las reportadas en el Gráfico 3, lo cual funciona como una prueba de robustez para el ordenamiento teórico explicado en la sección anterior. Cualquier ordenamiento distinto conducirá a respuestas similares a las reportadas en este estudio.

#### 4.2. Respuestas Asimétricas Ante los Cambios en los Precios del Petróleo

En la literatura que explora las reacciones de las variables macroeconómicas ante los cambios en los precios del petróleo se suele analizar el efecto de los cambios negativos y

positivos por separado. La razón se encuentra en los trabajos seminales de Morck (1989) quien muestra que los efectos del precio del petróleo sobre el crecimiento del PIB en Estados Unidos, son asimétricos; de hecho, los cambios positivos tienen implicaciones más significativas sobre la predicción de la actividad real que los descensos en el precio.

Subsecuentes investigaciones confirman el anterior resultado. Para el caso estadounidense se encuentran los estudios de Lee, Ni y Ratti (1995), Balke, Brown y Yücel (2002), Hamilton (1996, 2003, 2010), Davis and Haltiwanger (2001), Kilian y Vigfusson (2009), entre otros; para otros países miembros de OECD se pueden citar a Cuñado y Pérez de García (2003), Jiménez-Rodríguez y Sánchez (2004), Kim (2009), entre otros. Efectos similares se encuentran para Venezuela en el trabajo de Mendoza y Vera (2010). En el caso colombiano sólo el estudio de Perilla (2009) explora los efectos no lineales del cambio en los precios sobre la actividad sectorial de la economía, sin encontrar efectos significativos para los incrementos.

Las variables utilizadas en este estudio son las propuestas por Mork (1989) y Hamilton (2003):

$$\Delta op_t^+ = \max[0, \Delta op_t]$$

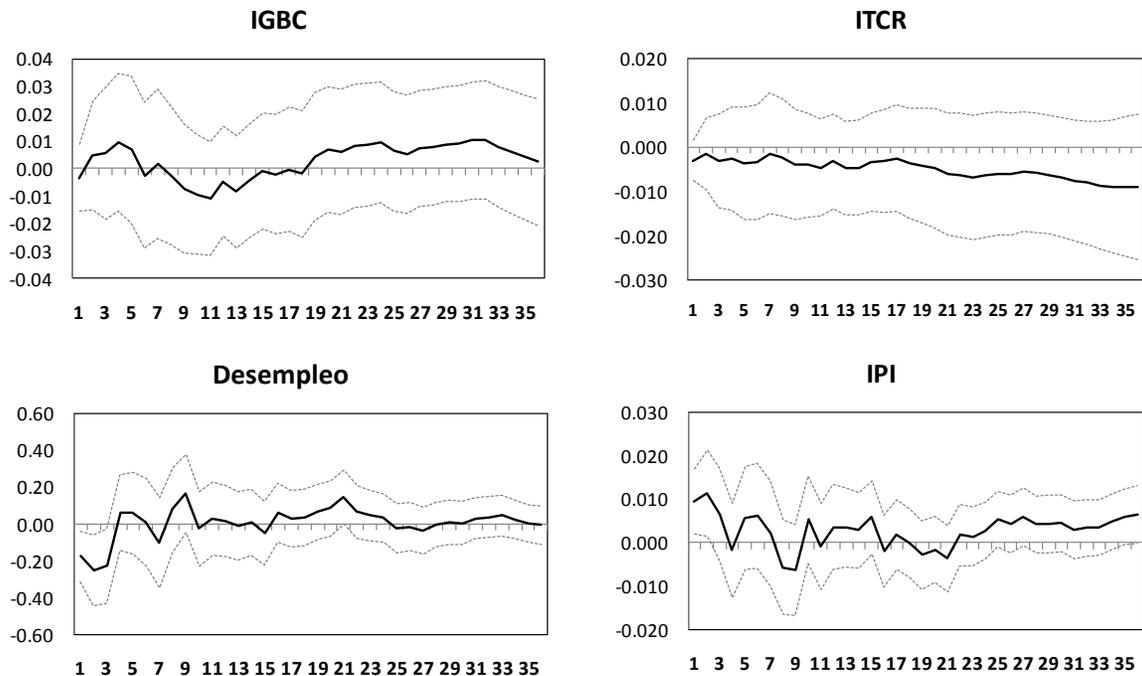
donde  $\Delta op_t = op_t - op_{t-1}$ , son los cambios en los logaritmos del precio del petróleo.

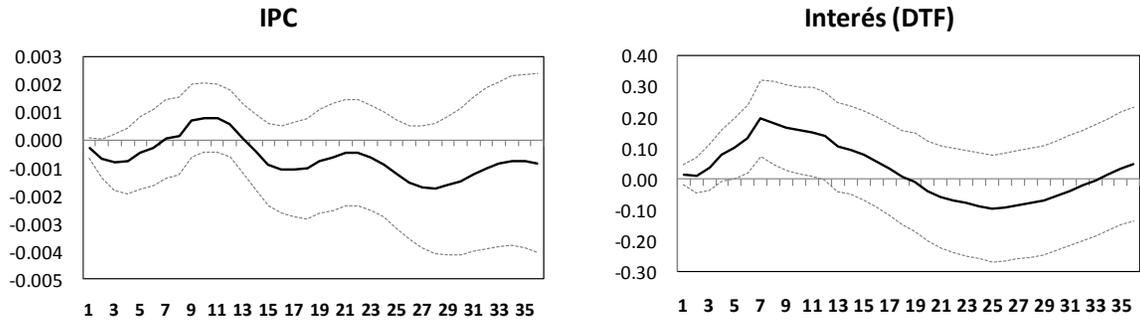
$$netop_t = \max[0, op_t - \max(wti_{t-1}, wti_{t-2} \dots, wti_{t-12})]$$

La inclusión de la segunda variable como *proxy* de los precios del petróleo,  $netop_t$ , obedece a la observación hecha por Hamilton (2003) según la cual los agentes responden significativamente sólo ante cambios pronunciados en el precio para un período dado, por ejemplo un año; correcciones menores no deberían tener un efecto significativo. Otras propuestas como las de Lee *et al.* (1995), también de uso frecuente en la literatura, se han dejado por fuera por razones de concreción. Las correlaciones entre las variables  $\Delta op_t, \Delta op_t^+, \Delta op_t^-, netop_t$  se presentan en la Tabla 1; las FIR que utilizan las especificaciones  $\Delta op_t^+, \Delta op_t^-$  en lugar del  $op_t$  se presentan en los Gráficos 7 y 8. Estas variables han sido acumuladas en un índice con el fin de poder ser incluidas en el modelo S-VARX, que está en niveles. Otra alternativa sería incluirlas tal y como están en el modelo S-VECX. Por razones de coherencia se utilizó la primera aproximación.

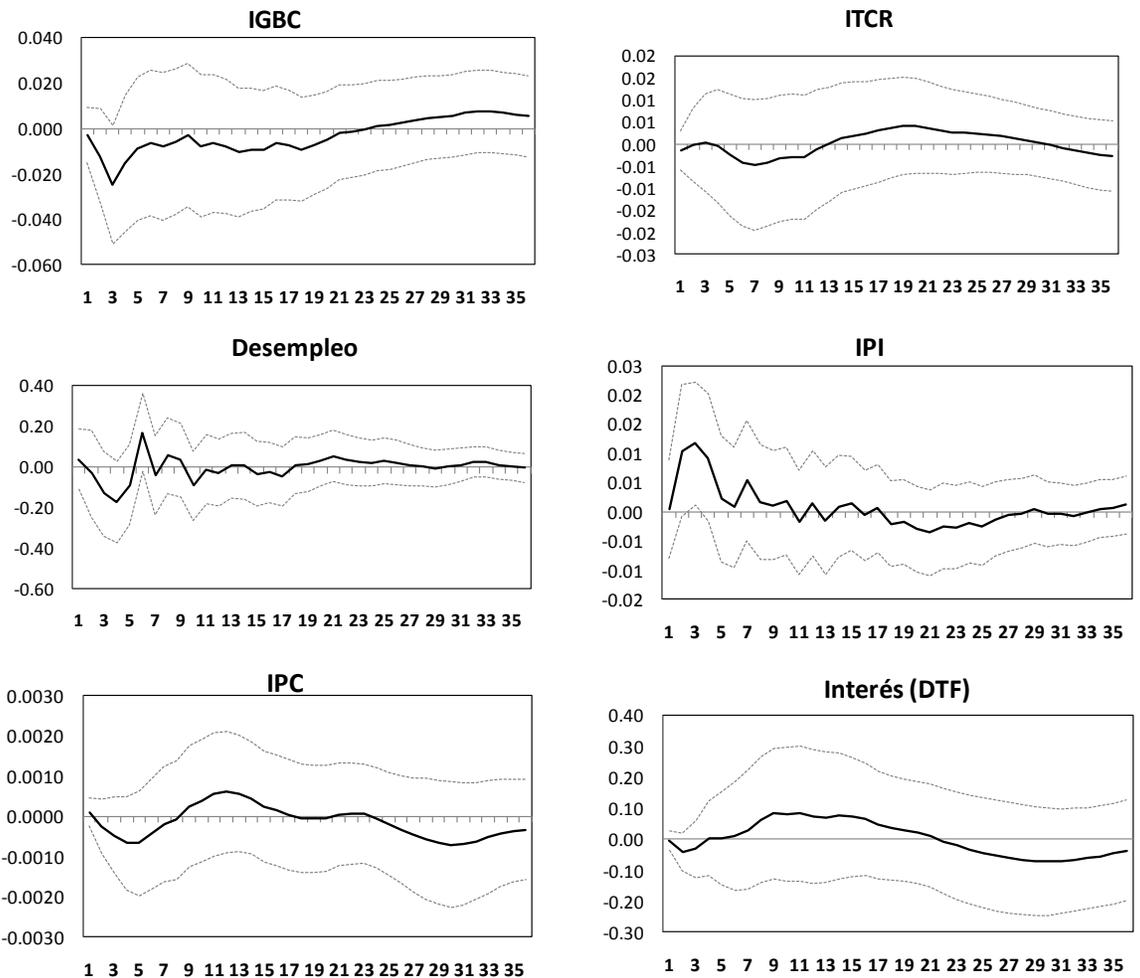
**Tabla 1. Correlaciones entre Distintas Variables Proxy de Choques en el Precio del Petróleo.**

Correlación de Pearson				
	$\Delta op$	$\Delta op^-$	$\Delta op^+$	$netop$
$\Delta op$	1.00000	0.88570	0.82927	-0.01959
$\Delta op^-$	0.88570	1.00000	0.47503	0.01541
$\Delta op^+$	0.82927	0.47503	1.00000	-0.05569
$netop$	-0.01959	0.01541	-0.05569	1.00000
Correlación de Spearman				
	$\Delta op$	$\Delta op^-$	$\Delta op^+$	$netop$
$\Delta op$	1.00000	0.89272	0.96435	-0.06406
$\Delta op^-$	0.89272	1.00000	0.84438	-0.06953
$\Delta op^+$	0.96435	0.84438	1.00000	-0.07966
$netop$	-0.06406	-0.06953	-0.07966	1.00000
Tao de Kendall				
	$\Delta op$	$\Delta op^-$	$\Delta op^+$	$netop$
$\Delta op$	1	0.6563711	0.8319436	-0.048503
$\Delta op^-$	0.6563711	0.6563711	0.4883147	-0.040752
$\Delta op^+$	0.8319436	0.4883147	0.8319436	-0.058015
$netop$	-0.048503	-0.040752	-0.058015	1

**Gráfico 7. Funciones de Impulso Respuesta en el modelo S-VARX con Efectos Asimétricos de los Choques Positivos.**



**Gráfico 8. Funciones de Impulso Respuesta en el modelo S-VARX con Efectos Asimétricos de los Choques Negativos.**



En este estudio se encuentra que algunas de las especificaciones no lineales sí resultan significativas una vez incorporadas en el modelo S-VARX para la muestra mensual 2000-2010; los signos y la significancia son similares a los que reporta para países exportadores netos de petróleo Morck, Olsen y Mysen (1994). La economía colombiana responde en mayor medida ante los incrementos del precio que ante su descenso, como se puede apreciar en las Gráficas 7 y 8. Esto es coherente toda vez que la transferencia de riqueza de países importadores netos hacia exportadores netos se produce sólo cuando hay un incremento de los precios internacionales del crudo; y ya que una disminución de los precios del petróleo no implicó menores subsidios a la gasolina en Colombia en el periodo analizado<sup>12</sup>. Finalmente, los choques que incluyen a las especificaciones  $netop_t$  en la muestra mensual y  $\Delta op_t^+$ ,  $\Delta op_t^-$ , en la muestra trimestral resultan no significativos.

## 5. Conclusiones

Colombia responde ante los cambios en los precios del petróleo en los mercados internacionales de acuerdo con lo que cabría esperarse para un país exportador neto de este recurso. Ante un incremento del precio del petróleo presenta reducciones significativas en el desempleo, incrementos en el PIB y la producción industrial, presiones inflacionarias, e incrementos en los índices bursátiles (esto último al menos en el período 1980-2010). No obstante, los efectos sobre las variables nominales son distintos si se estudia una muestra mensual de 2000 a 2010, o una trimestral de 1980 a 2010. En la primera las presiones inflacionarias son mayores y la tasa de interés de mercado responde ante el choque significativamente; en la segunda las reacciones no son significativas. De la misma forma, en el período ampliado, al choque positivo del petróleo lo sigue una depreciación real significativa, en tanto que en la muestra mensual, no es posible definir claramente la evolución subsiguiente de esta variable.

En ambas muestras de estudio también difieren considerablemente los tiempos de reacción de las variables. En la muestra 1980-2010 los efectos del choque petrolero son de más largo plazo (estructurales), en tanto que en la muestra 2000-2010 estos son más inmediatos y también más cortos, tal vez se trata de efectos atribuibles en gran medida a las expectativas de los agentes, creadas con base en los choques pasados.

Otros países exportadores netos de petróleo, como es el caso de Noruega, comparten el tipo de respuestas macroeconómicas ante los choques petroleros que se encuentran en este estudio para Colombia. Mientras que otros más, dentro de los cuales el mejor ejemplo es el Reino Unido, no lo hacen. El primer grupo tiene en común con Colombia que durante el período de análisis contó con subsidios que se activaban automáticamente ante los choques petroleros, lo cual logra atenuar en gran medida la apreciación esperada ante un choque de este tipo y mantiene la tasa de interés de mercado en niveles relativamente bajos, lo que a su vez permite que el efecto del choque sea positivo en términos netos sobre la actividad real.

---

<sup>12</sup> Ver Rincón (2008, 2009) para un análisis detallado de la forma en la que operaban en Colombia los subsidios a la gasolina.

Se encuentra también evidencia de efectos asimétricos de los cambios en el precio del petróleo: las respuestas son significativas ante incrementos del precio y no así ante sus descensos.

En el caso Colombiano los menores efectos estructurales que se encuentran en la muestra mensual más reciente podrían deberse en gran medida al desmonte gradual de los subsidios a la gasolina en el intervalo de estudio. Ante lo cual cabría esperar que en el futuro, Colombia respondiera negativamente ante los incrementos en los precios del petróleo tal y como lo hacen los países importadores netos del recurso, o el Reino Unido.

---

**REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- Balke, N. S.; Brown, S. y Yücel, M. “Oil Price Shocks and the U.S. Economy: Where Does the Asymmetry Originate?”, *Energy Journal*, vol. XXIII, núm. 3, Cleveland, International Association for Energy Economics, pp. 27-52, 2002.
- Bjørnland, H.C. “The Economic Effects of North Sea Oil on the Manufacturing Sector”, *Scottish Journal of Political Economy*, vol. XLV, núm.5, Oxford, Scottish Economic Society, pp. 553-585, 1998.
- Bjørnland, H.C. “The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks – a Comparative Study”, *The Manchester School of Economic Studies*, vol. LXVIII, pp. 578-607, Oxford, University of Manchester, 2000.
- Bjørnland, H.C. “Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country”, *Scottish Journal of Political Economy*, vol. LVI, núm. 2, pp. 232-53, Oxford, 2009.
- Clarida, R.; Galí J. y Gertler, M. “Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach”, *American Economic Review Papers and Proceeding*, vol. XCI, núm. 2, pp. 248-52, Pittsburgh, Septiembre de 2005.
- Corsetti, G.; Dedola, L. y Leduc, S., “Optimal Monetary Policy in Open Economies”, *CEPR Discussion Papers*, consultado el 23 de febrero de 2011 en <<http://www.frbsf.org/publications/economics/papers/2010/wp10-13bk.pdf>>, 2010.
- Davis, S.J. y Haltiwanger, J. “Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes”, *Journal of Monetary Economics*, vol. XLVIII, núm.3, pp. 465-512, Rochester, 2001.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A.. “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root” *Journal of the American Statistical Association*, vol. LXXIV, núm. 366, pp. 427-31, Washington, junio de 1979.
- Dvir, E. y Rogoff, K. “The Three Epochs of Oil”. Working Paper Boston College and Harvard University, consultado el 23 de febrero de 2010 en <[http://www.economics.harvard.edu/files/faculty/51\\_Three\\_Epochs\\_of\\_Oil.pdf](http://www.economics.harvard.edu/files/faculty/51_Three_Epochs_of_Oil.pdf)>, 2010
- Echeverry, J.; Navas, J.; Navas, V. y Gómez, M. P. “Oil in Colombia: History, Regulation and Macroeconomic Impact”, *Documentos CEDE*, Universidad de los Andes, núm. 10, Bogotá, 2009.
- Enders, W. *Applied Econometrics Time Series*, 2 Ed., Hoboken, New Jersey, John Wiley & Sons, 2004
- Engle, R.F. y Granger, C. W. J. “Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, vol. II, 2, núm. 2, pp. 111-20, julio de 1974.
- Engle, R.F. y Granger, C. W. J. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, vol. LV, núm. 2, pp. 251-76, Princeton, marzo de 1987.
- Engle, R.F. y Yoo, B. “Forecasting and Testing in Co-integrated Systems,” *Journal of Econometrics*, vol. XXXV, núm. 1, pp. 143–59, mayo de 1987.
- García, D. “Economic Growth, Consumption and Oil Scarcity in Colombia: A Ramsey Model, Time Series and Panel Data Approach”, *Borradores del CIE*, Universidad

- de Antioquia, núm.12, consultado el 18 de febrero de 2011 en <[http://economicas.udea.edu.co/docs/publicaciones/BorradCIE\\_12.pdf](http://economicas.udea.edu.co/docs/publicaciones/BorradCIE_12.pdf)>, 2005.
- Gómez, J. “La Política Monetaria en Colombia”, Borradores de Economía, Banco de la República de Colombia, núm. 394, consultado el 18 de febrero de 2011 en <<http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra394.pdf>>, 2006.
- González, J. y Mesa, R. J. “Los Ingresos del Petróleo como Mecanismo de Ajuste Externo en Colombia: 2000-2007”, *Perfil de Coyuntura Económica*, núm. 9, consultado el 4 de febrero de 2011 en <[http://economicas.udea.edu.co/docs/publicaciones/PerfilCoyunt\\_No9\\_agosto\\_2007.pdf](http://economicas.udea.edu.co/docs/publicaciones/PerfilCoyunt_No9_agosto_2007.pdf)>, 2007.
- González, J.I. y Zapata, J. “El Manejo de los Recursos Naturales No Renovables: Sus Impactos Fiscales y Macroeconómicos”, Fedesarrollo, CID, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, 2005.
- Granger, C.W. J. “Spurious Regressions in Econometrics” en Baltagi, Badi H. A *Companion of Theoretical Econometrics*, pp.557-61, Oxford: Blackwell, 2001.
- Hamilton, J.D. “Oil and the Macroeconomy since World War II”, *The Journal of Political Economy*, vol. 91, núm.2, pp. 228-248, Chicago, abril de 1983.
- Hamilton, J.D. *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press, 1994.
- Hamilton, J.D. “This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship”, *Journal of Monetary Economics*, vol. XXXVIII, núm. 2, pp. 215-20, Rochester, octubre de 1996.
- Hamilton, J.D. “What Is an Oil Shock?”, *Journal of Econometrics*, vol. CXIII, núm.2, pp. 363-98, abril de 2003.
- Hamilton, J.D. “Nonlinearities and the Macroeconomic Effects of Oil Prices”, *Working Papers*, NBER, núm.16186, consultado el 15 de febrero de 2011 en <<http://www.nber.org/papers/w16186.pdf>>, 2010.
- Hamilton, J.D. “Historical Oil Shocks”, *Working Papers*, NBER, núm. 16790, consultado el 5 de marzo de 2011 en <<http://www.nber.org/papers/w16790.pdf>>, 2011.
- Hofstetter, M. y Tovar, J. “Asymmetric Price Adjustments under Ever- Increasing Costs. Evidence from the Retail Gasoline Market in Colombia”, *Documentos CEDE*, Universidad de los Andes, núm. 21, Bogotá, 2008.
- Jiménez-Rodríguez, R. y Sánchez, M. “Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries”, *Working Papers Series*, núm. 362, European Central Bank, 2004.
- Johansen, S. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economics, Dynamics and Control*, vol. XII, núm. 2-3, pp. 231-54, Amsterdam, octubre de 1988.
- Kilian, L. y Vigfusson, R. “Are the Responses of the U.S. Economy Asymmetric in Energy Price Increases and Decreases?” *Working Paper*, University of Michigan, consultado el 13 de febrero de 2011 en <<http://www-personal.umich.edu/~lkilian/kvsubmission.pdf>>, 2009.
- Kim, D.H. “What is an Oil Shock: Panel Data Evidence”, *Discussion Paper Series*, Korea University, núm.1007, consultado el 28 de febrero de 2011 en <<http://econ.korea.ac.kr/~ri/WorkingPapers/w1007.pdf>>, 2009.

- Kwiatkowski, D. ; Phillips, P.C; Schmidt, P. y Shin, Y. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, vol. LIV, núm. 1-3 , pp. 159-178, diciembre de 1992.
- Lee, K.; Ni, S. y Ratti, R.A. "Oil Shocks and Macroeconomy: The Role of Price Variability", *The Energy Journal*, vol. XVI, núm.4, pp. 39-56, Cleveland, 1995.
- Llinás, M. "Incidencia de la Volatilidad de los Precios del Petróleo en la Determinación del Ciclo Económico", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. L, núm. 1, pp. 1-66, Bogotá, septiembre de 2002
- Lütkepohl, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin, Springer, 2006.
- MacKinnon, J.C. "Critical Values for Cointegration Tests", *Queen's Economics Department Working Paper* núm. 1227, 2010.
- Mendoza, O. y Vera, D. "The Asymmetric Effects of Oil Shocks on an Oil-Exporting Economy", *Cuadernos de Economía*, vol. XLVII, núm.135, pp. 3-13, Bogotá, mayo de 2010.
- Mork, K.A. "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy*, vol. XCVII, núm.3, pp. 740-44, Chicago, junio de 1989.
- Mork, K. A.; Olsen, O. y Mysen, H.T. "Macroeconomic Responses to Oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries", *The Energy Journal*, vol. XV, núm. 4, pp. 19-36, Cleveland, 1994.
- Newey, W.K. y West, K.D. "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, vol. LV, núm. 3, pp. 703-08, Princeton, mayo de 1987.
- Perilla, J.R. "Descomposición Sectorial y Dinámica del Impacto de los Precios del Petróleo sobre el Crecimiento Económico en Colombia", *Archivos de Economía*, DNP, consultado el 9 de marzo de 2011 en <<http://www.dnp.gov.co/PortalWeb/LinkClick.aspx?fileticket=FJOLBNz9jxc%3D&tabid=897>>, 2009.
- Pesaran, M. H. y Shin, Y. "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models," *Economics Letters*, vol. LVIII, núm.1, pp. 17-29, enero de 1998.
- Phillips, P. C. B. y Ouliaris, S. "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration" *Econometrica*, vol. LVIII, núm. 1, pp. 165-93, Princeton, enero de 1990.
- Phillips, P. C. B. "Regression Theory for Near-Integrated Time Series", *Econometrica*, vol. LVI, núm. 5, pp. 1021-43, Princeton, septiembre de 1988.
- Rincón, H. "Los Consumidores Colombianos de Combustibles Reciben Subsidios o en Neto Pagan Impuestos", *Borradores de Economía*, Banco de la República de Colombia, núm. 540, consultado el 12 de febrero de 2011 en <<http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra540.pdf>>, 2008.
- Rincón, H. "Precios de los Combustibles e Inflación", *Borradores de Economía*, Banco de la República de Colombia, núm. 581, consultado el 14 de febrero de 2011 en <<http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra581.pdf>>, 2009.
- Said, S.E. y Dickey, D.A. "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, vol. LXXI, núm. 3, pp. 599-607, Great Britain, diciembre de 1984.

- Sims, C.A.; Stock, J.H. y Watson, M.A. “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots”, *Econometrica*, vol. LVIII, núm.1, pp.113-44, Princeton, enero de 1990.
- Svensson, L. E. O. “Open-Economy Inflation Targeting”, *Journal of International Economics*, vol. L, núm.1 , pp. 155–83, Madison, febrero de 2000.
- Uribe, J.M. “Caracterización del Mercado Accionario Colombiano, 2001-2006: un Análisis Comparativo”, *Borradores de Economía*, Banco de la República de Colombia, núm. 456, consultado el 6 de marzo de 2011 en<<http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra456.pdf>>, 2007.
- Uribe, J.M. “Mercado de Acciones Colombiano. Determinantes Macroeconómicos y Papel de las AFP”, *Documentos de Trabajo del CIDSE*, Universidad del Valle, núm. 138, Cali, 2011a.
- Uribe, J.M. “Una Metodología Alternativa para la Estimación del Contagio Financiero Mediante Coeficientes de Dependencia Asintótica”, a publicarse en *Lecturas de Economía*, Universidad de Antioquia, Medellín, 2011b.