

La relación precio del petróleo y crecimiento económico en Bolivia: el rol de la política económica

Darwin Ugarte Ontiveros *

Osmar Bolívar Rosales *

* El contenido del presente documento es de responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

Nota editorial. El presente documento fue presentado en el 8vo Encuentro de Economistas de Bolivia organizado por el Banco Central de Bolivia en la ciudad de Sucre, Bolivia, entre el 10 y 11 de septiembre de 2015. Los autores fueron ganadores del primer premio en la Categoría Abierta de este certamen académico.

RESUMEN

Este trabajo presenta la primera evidencia para Bolivia sobre la relación precio internacional del petróleo, la política fiscal y crecimiento económico. El mismo tiene dos objetivos: determinar si el gasto es pro-cíclico o contra-cíclico al precio del petróleo; y evaluar el rol de la política fiscal como un instrumento amortiguador del efecto del precio del petróleo sobre el crecimiento económico boliviano.

Utilizando datos mensuales para el período julio 2005-mayo 2015, se estima una ecuación de la política fiscal que vincula el gasto público a los *shocks* en el precio del petróleo. Los resultados sugieren que el gasto público se eleva menos que proporcional al aumento de los ingresos del petróleo (contra-ciclicidad). A su vez, se especifica una función para obtener las elasticidades del producto respecto al precio del petróleo, al gasto y respecto a la interacción de ambas variables. Se obtiene que ésta última tiene un signo negativo, es decir, que el efecto neto de las caídas en el precio del petróleo sobre el producto disminuye a medida que aumenta el gasto. Como robustez, adicionalmente se utiliza la especificación propuesta por Hamilton (2003) y un modelo de VAR estructural (SVAR). La generalidad de los resultados es la misma.

Clasificación JEL: C50, E62, E66

Palabras clave: Crecimiento económico, política fiscal, precios del petróleo

Relationship between oil price and economic growth in Bolivia: the economic policy role

ABSTRACT

This paper presents the first evidence about the relationship between international oil price, fiscal policy and economic growth in Bolivia. It has two objectives: to determine if public expenditures are procyclical or counter-cyclical regarding oil price; and to evaluate the role of fiscal policy as a buffer instrument of oil price effect on Bolivian economic growth. Using monthly data for the period of July 2005 - May 2015, it is estimated a fiscal policy equation which links public spending to oil price shocks. Results suggest that public spending increasing is less than proportional regarding increasing of oil incomes (countercyclicity). In turn, it is specified a function in order to obtain product elasticities respect to oil prices, to expenditure, and to both variables interacting each other. The last one has negative sign, namely net effect of oil price downfalls on product decreases as expenditure increases. As a robustness test, the econometric specification proposed by Hamilton (2003) and a Structural VAR (SVAR) model are used. The generality of results is the same.

JEL Classification: C50, E62, E66

Keywords: *Economic growth, fiscal policy, oil prices*

I. Introducción

Debido a la volatilidad en los precios del petróleo, los países exportadores de este recurso históricamente han enfrentado grandes fluctuaciones en sus ingresos por el comercio de estos derivados, las mismas que han influido en la volatilidad del producto y en la reducción de las tasas de crecimiento a largo plazo en muchos de estos países.

Al observarse las tasas de crecimiento de los países exportadores de petróleo durante el período 1960-2000, se tiene que los países exportadores de petróleo experimentaron tasas de crecimiento promedio más bajas que el grupo de países en desarrollo y el grupo de países no petroleros, fenómeno denominado en la literatura como “la maldición de los recursos naturales” o la “paradoja de la abundancia” (Sachs y Warner, 2001), (véase Frankel, 2010 para una revisión más actualizada de este tema). Sin embargo, considerando que dentro el grupo de países exportadores de petróleo, el *performance* en términos de crecimiento varía ampliamente (algunos lo hacen mejor que otros), la literatura sobre la maldición de los recursos ha desplazado recientemente su atención a la explicación de estas variaciones. Mientras la mayoría de los trabajos se han enfocado en explicar las variaciones en el crecimiento de estos países considerando factores económicos, políticos e institucionales,¹ una rama reciente de la literatura ha sugerido el “mecanismo de la política fiscal” como un factor fundamental que explica la relación precio del petróleo y crecimiento económico en estos países (véase El Anshasy, 2012 y Collier et al., 2010).

Así, las decisiones de política fiscal podrían convertir las ganancias inesperadas del precio del petróleo en una maldición en algunos países y en una bendición en otros. De la misma manera, la política de gasto fiscal puede amortiguar los efectos negativos de las crisis del precio del petróleo y restaurar el crecimiento, (El Anshasy et al. 2012). En Bolivia, es frecuente el argumento de que el ritmo positivo de crecimiento ha

¹ Algunos de estos trabajos son los de Hausmann y Rigobon (2002), Sala-i-Martin y Subramanian (2003), Isham et al. (2004), y Mehlum et al. (2006).

sido un producto de los altos precios internacionales del petróleo. A su vez, es frecuente el argumento de que el resultado axiomático a períodos de descensos en los precios internacionales del petróleo, es una recesión, prescindiendo en el razonamiento, en ambos casos, del rol de la política fiscal.

El presente trabajo tiene dos objetivos: inicialmente se investiga empíricamente el efecto de las variaciones en el precio del petróleo en la determinación de la política fiscal boliviana, es decir, si el gasto es pro-cíclico o contra-cíclico al precio del petróleo; en segundo lugar, se analiza el rol de la política fiscal como un instrumento amortiguador del efecto del precio del petróleo sobre el crecimiento económico boliviano.

Utilizando datos mensuales para el período julio 2005-mayo 2015, en esta investigación inicialmente se estima una ecuación de la política fiscal que vincula el gasto público a los *shocks* en el precio del petróleo. Los resultados sugieren que el gasto público se eleva menos que proporcionalmente al aumento de los ingresos del petróleo, lo que refleja prudencia en la política fiscal ante variaciones en el precio del petróleo. A su vez, se especifica una función para obtener las elasticidades del producto respecto al precio del petróleo, respecto al gasto y respecto a la combinación de ambas variables; adicionalmente, se utiliza la especificación propuesta por Hamilton (2003) para el análisis de los *shocks* en el precio del petróleo y un modelo de VAR estructural (SVAR) para dar mayor robustez a las conclusiones. Los resultados sugieren que la elasticidad del producto al gasto y al precio del petróleo son positivas, mientras que el efecto combinado de ambos es negativo; simulaciones realizadas permiten concluir que la elasticidad neta del producto con el precio del petróleo en épocas de crisis se reduce a 0,012 si el Estado interviene con el nivel promedio del gasto real en estos períodos (Bs1900). La generalidad de estos resultados se mantiene utilizando el enfoque de Hamilton (2013) y un modelo SVAR. Estos resultados tienen importantes implicaciones de política: reaccionando a las caídas en el precio del petróleo con aumentos del gasto, disminuye considerablemente el efecto recesivo del precio del petróleo sobre el crecimiento económico.

En la literatura económica, muchos trabajos han investigado la política fiscal óptima para los países exportadores de petróleo, véase por ejemplo Engel y Valdés (2000); Leigh y Olters (2006); van der Ploeg y Venables (2009). Son pocos sin embargo los trabajos que analizan cómo la política fiscal en estos países responde a las crisis de precios del petróleo y su volatilidad. Bollino (2007), Arezki e Ismail (2010), El Anshasy (2012), El Anshasy et al. (2012) llegan a la conclusión de que los precios del petróleo influyen en la política fiscal y que éste puede ser un mecanismo de propagación fundamental para la transmisión de los precios del petróleo. Ossowski et al. (2008) hacen hincapié en la capacidad institucional para absorber con eficacia y eficiencia los aumentos en el precio del petróleo. Villafuerte y López-Murphy (2010) y Chemingui y Roa (2008) entre otros, proporcionan evidencia sobre el carácter pro-cíclico del gasto público en los países productores de petróleo, ya que en estos países, la política fiscal se encontraría guiada por el objetivo de crear más empleo en el sector público y aumentar los ingresos a los ciudadanos como un medio para distribuir los ingresos de este sector.

En Bolivia, a conocimiento de los autores, no existe un trabajo publicado que analice la relación entre las variaciones del precio del petróleo, el gasto fiscal y el crecimiento económico.

El documento se encuentra estructurado de la siguiente forma: en la siguiente sección se presentan algunas estadísticas descriptivas sobre la relación entre las variables objeto de análisis; en la tercera sección se describen las diferentes estrategias metodológicas aplicadas en el artículo seguidas de sus resultados y análisis para mejor comprensión del lector. La sección cuarta concluye.

II. Hechos estilizados

II.1. La relación precio del petróleo-crecimiento económico: una comparación global

Si las tasas positivas de crecimiento económico son producto automático de elevados precios internacionales del petróleo, se podría inferir que

todos los países exportadores de petróleo y sus derivados han crecido a ritmos importantes al ser beneficiados de la misma manera por los altos precios del petróleo en los últimos años. Para ilustrar si este es el caso, a continuación se presenta la evolución del crecimiento anual del PIB real per cápita durante el período 2006-2013² para Bolivia y países similares en términos de: (i) las exportaciones de hidrocarburos en porcentaje del PIB y (ii) las exportaciones de hidrocarburos en porcentaje de las exportaciones totales.^{3, 4} Si se cumpliera la hipótesis que altos precios del petróleo están asociados directamente con altas tasas de crecimiento, todos estos países deberían acompañar con tasas elevadas de crecimiento a los altos precios del petróleo.

Como se puede apreciar, los países con características similares a Bolivia en términos de exportaciones de hidrocarburos han respondido de diferente manera a los precios del petróleo. Así, el Gráfico 1 muestra que en el 2013, cuando el precio promedio del petróleo fue de \$us 97,9 el barril, Bolivia (cuya exportación de hidrocarburos en porcentaje del PIB fue de 21,2%) creció en 5,2%, mientras que Ecuador (15,0%) creció en 3,0% y Noruega (20,1%) se desaceleró en -0,6%.

2 Durante este período el precio anual del petróleo se mantuvo estable entre \$us67 y \$us97 el barril. El precio promedio anual fue de \$us83 el barril.

3 Durante el período 2006-2013, el valor promedio de las exportaciones bolivianas de hidrocarburos en porcentaje del PIB fue de 18%. Así, se consideran países similares a aquellos con tasas promedio que oscilan entre 15% y 25%. Para el mismo período, el valor promedio de las exportaciones bolivianas de hidrocarburos como porcentaje de las exportaciones totales fue 49%. De esta manera se consideran como países similares a aquellos con ratios entre 40% y 60%.

4 Los datos provienen del Banco Mundial (World Development Indicators) y de la Organización Internacional del Comercio (World Trade Organization Statistics).

Gráfico 1: CRECIMIENTO ECONÓMICO DEL PIB REAL PER CÁPITA PARA PAÍSES SIMILARES DE ACUERDO AL CRITERIO (i)

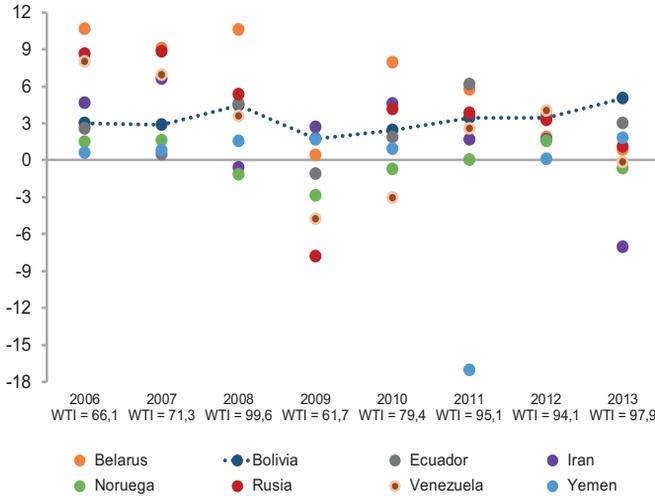
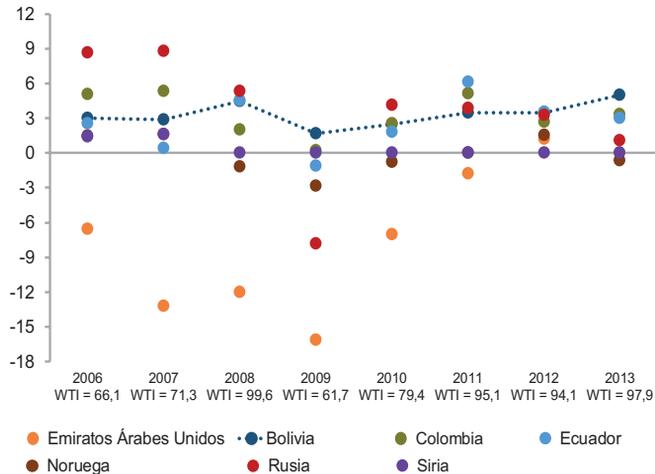


Gráfico 2: CRECIMIENTO ECONÓMICO DEL PIB REAL PER CÁPITA PARA PAÍSES SIMILARES DE ACUERDO AL CRITERIO (ii)



De igual manera, en el Gráfico 2 se observa que en el año 2012 Bolivia (cuya exportación de hidrocarburos representó el 55,0% del total exportado) creció en 3,5%, mientras que Colombia (con

un peso del 69,6% de sus exportaciones en hidrocarburos) creció solamente en 2,6%.

Por otro lado, el siguiente cuadro muestra la tasa promedio de crecimiento y la desviación estándar de esta tasa para el período 2006-2013, considerando a los países similares a Bolivia en cuanto a sus exportaciones de hidrocarburos. Como se puede apreciar, Bolivia ha sido uno de los países con menor volatilidad en su tasa de crecimiento durante este período.

Tabla 1: PROMEDIO Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LA TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB REAL PER CÁPITA (2006-2013)

	Belarus	Bolivia	Colombia	Ecuador	Emiratos	Irán	Noruega	Rusia	Siria	Venezuela	Yemen
Promedio	5,9	3,3	3,3	2,6	-7,9	1,8	-0,1	3,4	1,5	2,1	-1,2
Desv. Estándar	4,3	1,1	1,8	2,3	6,2	4,2	1,6	5,2	0,1	4,5	6,4

Esta gran heterogeneidad en los ritmos de crecimiento de los países con características similares a Bolivia, en términos de exportación de hidrocarburos y en períodos de precios elevados del petróleo, indican que la relación de esta variable con el crecimiento económico *no es directa*. Para una comparación histórica, nótese que en la década del 70, cuando la economía boliviana era altamente dependiente de las exportaciones de estaño y los precios de este mineral crecieron exponencialmente de \$us2,11 la libra fina en 1973 a \$us7,61 la libra fina en 1980, 45% de crecimiento anual en promedio, la economía boliviana creció anualmente tan sólo en 0,84% en promedio.

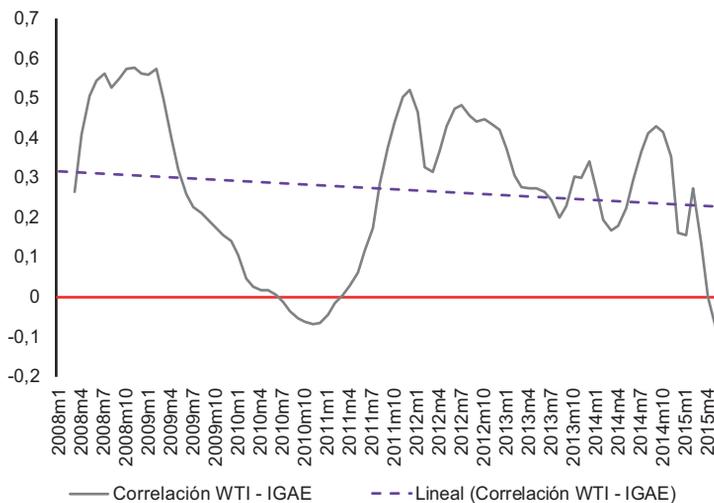
II.2. La relación precio del petróleo, gasto y crecimiento económico en Bolivia

Para analizar la relación entre el comportamiento del precio del petróleo, la política fiscal (gasto público) y el crecimiento de la economía boliviana, desde un punto de vista descriptivo, en este acápite se presentan resultados de las correlaciones móviles entre estas variables.

Para el periodo 2006 - mayo de 2015, la correlación simple entre el precio del petróleo y la actividad económica es de 0,39. En el Gráfico 3 se observa que en el transcurso del tiempo la correlación entre estas

variables se ha ido deteriorando, registrando incluso valores negativos en los últimos meses. Estos resultados sugieren que los niveles de crecimiento económico en nuestro país, sobre todo en los últimos años, estuvieron menos vinculados a las variaciones en el precio del petróleo, aspecto que da a entender que ahora existen otros factores con mayor incidencia en el desempeño del producto.

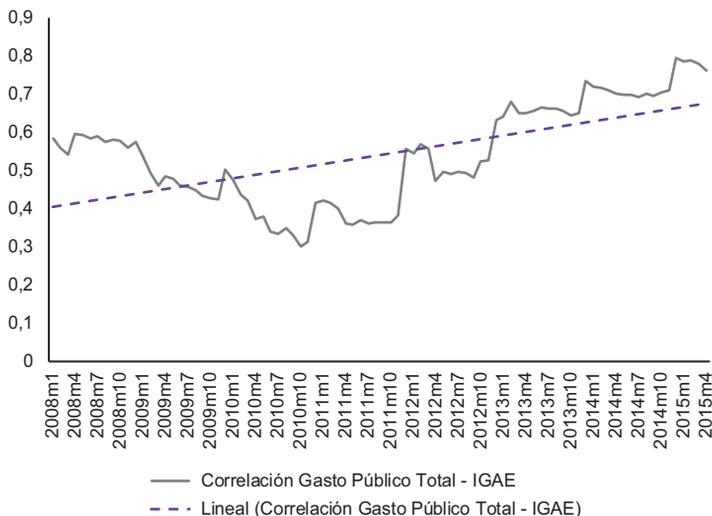
Gráfico 3: CORRELACIÓN MÓVIL ENTRE EL PRECIO DEL PETRÓLEO (WTI) Y EL IGAE



Nota: Ventanas móviles de 3 años

Por otro lado, existe evidencia de que la política fiscal es un instrumento fundamental para los niveles de crecimiento económico registrados en los últimos años (ver Ugarte, 2014). La correlación simple entre el gasto público total que nos permite aproximar la política fiscal y el IGAE es de 0,76. Además, como se observa en el Gráfico 4 la relación lineal entre estas variables se ha incrementado en el tiempo.

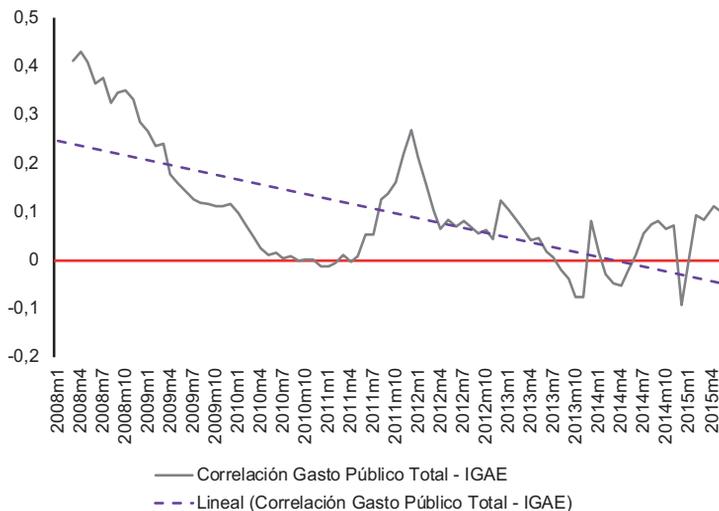
Gráfico 4: CORRELACIÓN MÓVIL ENTRE EL GASTO PÚBLICO TOTAL Y EL IGAE



Nota: Ventanas Móviles de 3 años

Por último, una de las preguntas de investigación en el presente documento es determinar si la política fiscal es pro-cíclica o no en relación al precio del petróleo. En este marco, en el Gráfico 5 se observa que la correlación entre el gasto público total y el precio del petróleo se ha deteriorado considerablemente en los últimos años y que particularmente desde la gestión 2013 la relación lineal entre estas variables es negativa en muchos casos, lo que sugiere que en épocas de precios altos/bajos el gasto público se reduce/aumenta. Esta hipótesis será testeada con mayor rigurosidad en la siguiente sección.

Gráfico 5: CORRELACIÓN MÓVIL ENTRE EL GASTO PÚBLICO TOTAL Y EL PRECIO DEL PETRÓLEO (WTI)



Nota: Ventanas Móviles de 3 años

III. Metodología y resultados

Debido al uso de diferentes estrategias metodológicas y para una mejor comprensión del lector, la presente sección está estructurada en dos secciones, cada una enfocada en responder una determinada pregunta de investigación. Al interior de cada sección, se describe(n) la(s) metodología(s) utilizada(s), los datos y los resultados obtenidos secuencialmente.

III.1. ¿Es el gasto público pro-cíclico al precio del petróleo?

Para obtener evidencia empírica sobre la ciclicidad de la política fiscal en Bolivia frente a las variaciones en el precio internacional del petróleo, se parte de los trabajos de Gavin y Perotti (1997), Talvi y Végh (2005), Kaminsky et al. (2004), Ilzetzki y Végh (2008) quienes sugieren la siguiente especificación:

$$G_t = \alpha + \beta_1 G_{t-1} + \gamma (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t$$

donde G_t representa el gasto real fiscal (gasto corriente + gasto en inversión) y $(Y_t - Y_t^*)$ representa la brecha del producto. El producto se mide por el índice de actividad económica (IGAE); α y γ son los coeficientes a ser estimados y ε_t representa el término de error.

A la anterior especificación se añade la medida de *shock* del petróleo sugerida por Lee et al. (1995):

$$WTI_t^{shock} = \frac{gWTI_t}{\sqrt{h_t}}$$

donde $gWTI_t$ representa la tasa de crecimiento del promedio de los últimos tres meses del precio del petróleo (WTI)⁵, la misma que se encuentra estandarizada por $\sqrt{h_t}$. La varianza h_t del WTI es estimada mediante un proceso GARCH(1,1).

De esta manera, la especificación utilizada para medir la relación gasto fiscal y *shocks* en el precio del petróleo viene dada por:

$$G_t = \alpha + \sum_{i=0}^1 \theta_i WTI_{t-i}^{shock} + \beta_1 G_{t-1} + \gamma(Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Como se puede apreciar en la siguiente tabla, los resultados sugieren que a medida que aumenta la tasa de crecimiento estandarizada del precio del petróleo, el gasto real disminuye, independientemente si éste es medido en términos de tasas de crecimiento (columna uno) o en niveles (columna dos).

5 Esta medida se aproxima por el precio de venta estipulado en los contratos de exportación de gas a Brasil y Argentina.

Tabla 2: LA RELACIÓN PRECIO DEL PETRÓLEO Y GASTO PÚBLICO

Variable dependiente:	(1) Tasa de crecimiento del Gasto real	(2) Ln del Gasto real
WTI shock (t)	-1.532** (-1.961)	-0.015** (-1.964)
WTI shock (t-1)	0.234 (0.332)	0.003 (0.405)
Rezago variable dependiente	-0.182 (-1.514)	0.959*** (49.176)
Brecha del producto	-0.005 (-0.029)	0.001 (0.324)
Constante	-0.267 (-0.064)	0.339* (1.922)
Controles dimensión tiempo(°)		si
Residuos ruido blanco	si	si
Observaciones	120	120

Robust t-statistics in parentheses

(°) Incluyen la variable tendencia y dummies mes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Estos resultados sugieren que los ingresos del petróleo conducen a disminuir los niveles de gasto público y/o que parte de los ingresos adicionales de un aumento del precio del petróleo mejoran el equilibrio fiscal. Esto es consistente con un motivo de prudencia por parte del gobierno en su política económica. El coeficiente negativo obtenido para los cambios en los precios del petróleo refleja la forma de responder a los períodos de auge y de crisis del precio del petróleo con la política fiscal del gasto. Un cambio positivo en el precio del petróleo aumentará el PIB y los ingresos del gobierno, el coeficiente negativo implica que el aumento en el gasto es menos que proporcional al aumento en estas variables y que una parte de los ingresos adicionales generados por un *shock* positivo se ahorra por un motivo de precaución. Por otro lado, ante descensos en el precio del petróleo el gasto aumentará en respuesta a los *shocks* negativos, probablemente con la intención de impulsar la actividad económica en estos períodos a manera de contrarrestar posibles efectos negativos en la economía.

Es decir, la política fiscal en Bolivia puede ser considerada como contra-cíclica a las variaciones en el precio del petróleo, en períodos de auge es prudente y en períodos de crisis es expansiva. Finalmente, es necesario mencionar que cambiando la medida de brecha del producto por los valores rezagados del producto, o aumentando o disminuyendo los rezagos de las medidas de *shock*, la generalidad de los resultados no cambia en absoluto.

III.2. ¿Cuál es el rol de la política fiscal en la relación precio del petróleo y crecimiento económico en Bolivia?

Para el análisis del gasto fiscal como un instrumento que aminora la relación precio del petróleo - crecimiento económico en Bolivia se utilizan tres estrategias metodológicas:

(i) Inicialmente se estiman las elasticidades del producto al precio del petróleo, al gasto y a ambos en conjunto. Considerando la siguiente especificación, el objetivo es obtener resultados cuantificables de los efectos:

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln G_t + \beta_2 \ln WTI_t + \beta_3 \ln WTI_t * \ln G_t + \beta' X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde Y_t representa el nivel de producción medido por el IGAE, WTI_t corresponde al promedio de los últimos tres meses del precio del petróleo, G_t el gasto fiscal real, X_t es una matriz de variables de control que incluye el ingreso fiscal real no relacionado con hidrocarburos, la inversión privada medida con el crédito al sector productivo, un rezago de la variable dependiente, la varianza del precio del petróleo y la tendencia. Las variables fueron desestacionalizadas utilizando el método ARIMA-X13 y se encuentran medidas en logaritmos con el objeto de obtener elasticidades interpretables. Los coeficientes de interés son β_1 , β_2 , β_3 los mismos que muestran el efecto del precio del petróleo, del gasto y de ambos en conjunto sobre el crecimiento económico, respectivamente. Los resultados de esta estimación se muestran en la Tabla 3.

Como se puede apreciar en la mencionada tabla, la elasticidad del producto al gasto es positiva, de igual manera la elasticidad del

producto respecto al precio del petróleo es significativamente positiva, mientras que el efecto combinado de ambos es negativo. El efecto marginal de las variaciones en el precio del petróleo sobre el producto vendrá dado por $\beta_1 + \beta_2 * \ln G_t$; la interpretación adecuada de $\beta_2 = 0,11$ es la elasticidad del producto y el gasto cuando el gasto real es cero, el efecto neto promedio sobre el producto dependerá del valor del gasto. Como $\beta_3 = -0,014$ tiene un signo negativo, valores elevados del gasto disminuirán el efecto del precio del petróleo sobre el crecimiento, por ejemplo, el promedio del logaritmo del gasto real en épocas de reducciones del precio del petróleo es de 7, así la elasticidad del producto con el precio del petróleo en épocas de crisis es de $\beta_2 - \beta_3 * 7 = 0,012$; para llegar a una elasticidad de cero el promedio del logaritmo del gasto real tendría que ser $\beta_2 / \beta_3 = 7,86$ equivalente a un gasto real de Bs2591 (nótese que el gasto real promedio en la muestra en períodos de reducciones del precio del petróleo es de Bs1900).

Estos resultados presentan una evidencia interesante sobre la participación del Gobierno en períodos de reducciones del precio del petróleo, pues la política fiscal se constituye en un factor que aminora los efectos negativos de esta reducción, i.e. se reduce la vulnerabilidad del crecimiento a las variaciones de los precios internacionales del petróleo.

**Tabla 3: LA ELASTICIDAD DEL PRODUCTO AL PRECIO
DEL PETRÓLEO Y GASTO PÚBLICO**

Variable dependiente:	(1) Ln IGAE
Ln Gasto real	0.073*** (2.816)
Ln WTI	0.110** (2.525)
Ln GastoxLn WTI	-0.014** (-2.352)
Ln Ingresos	0.004 (0.376)
Ln Crédito s. productivo	0.031** (2.281)
Tendencia	0.001*** (3.508)
Varianza WTI	2.213 (0.990)
Ln IGAE (t-1)	0.250*** (2.786)
Ln IGAE (t-2)	0.389*** (4.472)
Constante	0.343 (1.029)
Observaciones	117
Test de ruido blanco de los residuos	p=0.98
Robust t-statistics in parentheses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Para dar mayor robustez a estos resultados, a continuación se testea el efecto del gasto y del precio del petróleo multiplicados, sobre el crecimiento con dos modelos diferentes.

(ii) Adicionalmente, se utiliza el modelo propuesto por Hamilton (2003) como marco base para testear el rol del gasto público en la relación precio del petróleo y crecimiento. Hamilton sugiere utilizar la siguiente especificación para analizar el efecto de los *shocks* en el precio del petróleo sobre el crecimiento económico:

$$gy_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_{t-i} gy_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta_{t-i} WTI_{t-i}^{shock} + \varepsilon_t$$

donde gy_t corresponde a la tasa de crecimiento del producto y WTI_{t-i}^{shock} representa la medida de *shock* de Lee et al. (1995) expuesta anteriormente. En este marco, la ecuación a estimar para los fines de la presente investigación es la siguiente:

$$gy_t = \alpha_0 + \gamma_1 WTI_t^{shock} + \gamma_2 gG_t + \gamma_3 WTI_t^{shock} * gG_t + \sum_{i=1}^3 \beta_{t-i} gy_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta_{t-i} WTI_{t-i}^{shock} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde gG_t representa la tasa de crecimiento del gasto fiscal real⁶; los coeficientes de interés son γ_1 , γ_2 , γ_3 . Los resultados obtenidos se muestran a continuación. Como se puede apreciar, los mismos son similares a los encontrados en la anterior sección, es decir, que el efecto de un *shock* en el precio del petróleo sobre el crecimiento es positivo, al igual que el efecto de la tasa de crecimiento del gasto, mientras que el efecto de ambas variables multiplicadas es negativo.

6 Para reducir la volatilidad se usa el crecimiento del gasto público acumulado a dos meses, el efecto de utilizar el crecimiento del gasto público mensual es el mismo, sólo que añade mayor volatilidad al modelo.

Tabla 4: EL EFECTO DE UN *SHOCK* EN EL PRECIO DEL PETRÓLEO Y EL GASTO SOBRE EL CRECIMIENTO

Variable dependiente:	(1) Crecimiento IGAE
WTI shock (t)	0.283*** (3.156)
Crecimiento Gasto real	0.020** (2.014)
Crecimiento Gasto real x WTI shock	-0.015* (-1.630)
WTI shock (t-1)	0.030 (0.329)
WTI shock (t-2)	-0.134 (-1.306)
WTI shock (t-3)	0.122 (1.570)
Crecimiento IGAE (t-1)	-0.467*** (-5.628)
Crecimiento IGAE (t-2)	-0.145 (-1.363)
Crecimiento IGAE (t-3)	-0.157** (-2.523)
Dummies outliers	si
Constante	0.778*** (7.452)
Observaciones	118
Robust t-statistics in parentheses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

(iii) Con el propósito de dar mayor robustez a los resultados presentados hasta el momento, se estima un modelo de Vectores Autoregresivos Estructurales (SVAR).

a. Especificación

Partiendo de la forma reducida del VAR tenemos que:

$$x_t = \Gamma(L) x_{t-1} + u_t \quad (4)$$

donde x_t es un vector ($n \times 1$) de variables endógenas, $\Gamma(L)$ es una matriz ($n \times n$) correspondiente a un polinomio de rezagos de primer orden, u_t es un vector ($n \times 1$) de innovaciones de la forma reducida que son i.i.d. La relación entre las innovaciones de la forma reducida u_t y los *shocks* estructurales v_t , que son de nuestro interés, es representada por:

$$Au_t = Bv_t \quad (5)$$

donde las matrices ($n \times n$) A y B describen la relación instantánea entre las variables y la relación lineal entre los residuos de la forma reducida y los *shocks* estructurales, respectivamente. Se asume que los *shocks* estructurales no están correlacionados entre ellos (i.e. la matriz de varianza-covarianza de los *shocks* estructurales \sum_v es diagonal).

En la especificación empleada para este estudio, $x_t = [wti_t, g_t, g^* wti_t, y_t]$ está constituida por cuatro variables: precio del barril petróleo, wti_t , gasto público, g_t , la interacción entre las dos anteriores variables, $g^* wti_t$, y el índice general de actividad económica, y_t .

b. Identificación del modelo

Sin restricciones en los parámetros de las matrices de efectos contemporáneos (A) y de la relación lineal entre los residuos de la forma reducida y los *shocks* estructurales (B) el modelo estructural no está identificado. Por lo tanto, para aplicación empírica del SVAR, en la presente investigación se asumen las siguientes restricciones de identificación:

$$u_t^{wti} = \varepsilon_t^{wti} \quad (6)$$

$$u_t^g = \alpha_y^g u_t^y + \beta_{wti}^g \varepsilon_t^{wti} + \varepsilon_t^g \quad (7)$$

$$u_t^{g^* wti} = \alpha_{wti}^{g^* wti} u_t^{wti} + \alpha_g^{g^* wti} u_t^g + \varepsilon_t^{g^* wti} \quad (8)$$

$$u_t^y = \alpha_{wti}^y u_t^{wti} + \alpha_g^y u_t^g + \alpha_{g^* wti}^y u_t^{g^* wti} + \varepsilon_t^y \quad (9)$$

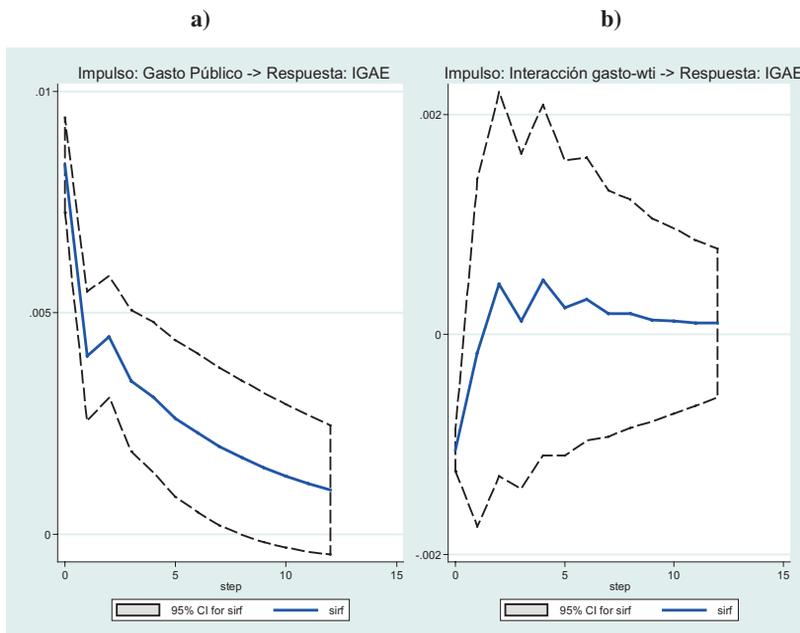
La ecuación 6 establece que los residuos de la forma reducida para el precio del barril de petróleo son iguales a los estructurales; esto

implica que para nuestro modelo la determinación de esta variable es exógena. Por otra parte, la ecuación 7 define que el gasto público es afectado contemporáneamente por *shocks* en el producto, y además existe una relación lineal con respecto a innovaciones estructurales en el precio del petróleo. Con relación a la variable que interactúa el gasto público con la variable del precio del petróleo (ecuación 8), ésta se ve afectada contemporáneamente por *shocks* en las dos variables que la constituyen. Finalmente, el producto está determinado contemporáneamente por innovaciones en el precio del petróleo, el gasto público y la interacción entre estas variables.

c. Resultados

Para la estimación del SVAR se consideró una muestra correspondiente al periodo 2005m6 – 2015m5. Todas las variables están en logaritmos. Además, se incorporaron variables de control temporal como tendencia, variables dicotómicas estacionales y la varianza del precio del petróleo.

Gráfico 6: FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA DEL GASTO PÚBLICO Y LA INTERACCIÓN DEL GASTO PÚBLICO Y EL PRECIO DEL PETRÓLEO SOBRE EL CRECIMIENTO



Los resultados de la estimación del SVAR corroboran los resultados presentados en los anteriores acápite. En primer lugar, se observa que un *shock* estructural en el gasto público tiene efectos positivos sobre el crecimiento económico. Pero además, la persistencia de este efecto es de ocho meses, dado que a partir del noveno mes los intervalos de confianza de la función impulso respuesta involucra al cero. Esta evidencia fortalece la afirmación de que la política fiscal fomenta el crecimiento económico de manera directa (Gráfico 6a).

Por otra parte, en el Gráfico 6b se evidencia que la relación entre la variable de interacción política fiscal-precio del petróleo y el producto es negativa. Este resultado confirma que, contemporáneamente, los efectos de caídas en el precio del petróleo sobre el crecimiento económico pueden ser aminorados a través de una política fiscal expansiva.

IV. Conclusiones

Este trabajo presenta la primera evidencia para Bolivia sobre la relación precio internacional del petróleo, política fiscal y crecimiento económico. Los objetivos del trabajo fueron el de determinar si el gasto es pro-cíclico o contra-cíclico al precio del petróleo; y evaluar el rol de la política fiscal como un instrumento amortiguador del efecto del precio del petróleo sobre el crecimiento económico boliviano.

Utilizando datos mensuales para el período julio 2005-mayo 2015, en esta investigación inicialmente se estima una ecuación de la política fiscal que vincula el gasto público a los *shocks* en el precio del petróleo. Los resultados sugieren que el aumento en el gasto es menos que proporcional al aumento en los precios del petróleo y que una parte de los ingresos adicionales generados por un *shock* positivo se ahorra por un motivo de precaución; es decir, la política fiscal en Bolivia puede ser considerada como contra-cíclica a las variaciones en el precio del petróleo

Para cumplir con el segundo objetivo, a su vez, se especifica una función para obtener las elasticidades del producto respecto al precio del petróleo, respecto al gasto y respecto a la combinación de ambas variables; adicionalmente, se utiliza la especificación propuesta por Hamilton (2003) para el análisis de los *shocks* en el precio del petróleo y un modelo de VAR estructural (SVAR), para dar mayor robustez a las conclusiones. Los resultados sugieren que la elasticidad del producto al gasto y al precio del petróleo son positivas, mientras que el efecto combinado de ambos es negativo, simulaciones realizadas permiten concluir que la elasticidad neta del producto con el precio del petróleo en épocas de crisis se reduce a 0,012 si el Estado interviene con el nivel promedio del gasto real en estos períodos (Bs1900). La generalidad de estos resultados se mantiene utilizando el enfoque de Hamilton (2013) y un modelo SVAR. Estos resultados tienen importantes implicaciones de política: reaccionando a las caídas del precio del petróleo con aumentos del gasto estimulantes, disminuye considerablemente el efecto del precio del petróleo sobre el crecimiento económico.

Referencias bibliográficas

- AREZKI, R. and K. ISMAIL (2010). “Boom-Bust Cycle, Asymmetrical Fiscal Response and the Dutch Disease”, IMF Working Paper WP/10/94, April
- BOLLINO, C. A. (2007). “Oil prices and the U.S. trade deficit”, *Journal of Policy Modeling*, 29(5), pp. 729–738
- COLLIER, P., R. VAN DER PLOEG, M. SPENCE, A. VENABLES (2010). “Managing Resource Revenues in Developing Economies”, IMF Staff Paper 57 (1), pp. 84-118
- EL ANSHASY, A. (2012). “Oil revenues, government spending policy, and growth”, *Public Finance and Management*, 12 (2), pp. 120-146
- EL ANSHASY A. and M. D. BRADLEY (2012). “Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries”, *Journal of Policy Modeling*, 34(5), pp. 605-620
- ENGEL, E. and R. VALDES (2000). “Optimal Fiscal Strategy for Oil Exporting Countries”, IMF Working Paper WP/00/118, June
- FRANKEL, J. A. (2010). “The Natural Resource Curse: A Survey”, NBER Working Paper No. 15836, March
- GAVIN, M. and R. PEROTTI (1997). “Fiscal Policy in Latin America” in BERNANKE, B. and J. ROTEMBERG (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12*, MIT Press, pp. 11 – 72
- HAMILTON, J. D. (2003). “What is an oil shock?”, *Journal of Econometrics*, 113 (2), pp. 363-398
- HAUSMANN, R., A. POWELL, R. RIGOBON (1993). “An Optimal Spending Rule Facing Oil Income Uncertainty (Venezuela)”, in ENGEL, E. and P. MELLER (Eds.), *External shocks and stabilization mechanisms*, Inter-American Development Bank, Washington D.C.

ILZETZKI, E. and C. A. VÉGH (2008). "Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction?", NBER Working Paper 14191, July

ISHAM, J., M. WOOLCOCK, L. PRICHETT, G. BUSBY (2005) "The Varieties of Resource Experience: Natural Resource Export Structures and the Political Economy of Economic Growth", *The World Bank Economic Review*, 19 (2), pp. 141-174

KAMINSKY, G., C. REINHART, C. VÉGH (2004). "When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies", in GERTLER, M. and K. ROGOFF (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2004, Volume 19*, MIT Press, pp. 11-82

LEE, K., S. NI, R. RATTI (1995). "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability", *The Energy Journal*, 16 (4), pp. 39-56

LEIGH, D. and J.P. OLTERS (2006). "Natural-Resource Depletion, Habit Formation, and Sustainable Fiscal Policy: Lessons from Gabon", IMF Working Paper WP/06/193, August

MEHLUM, H., MOENE, K., R. TORVIK (2006). "Institutions and the Resource Curse", *The Economic Journal*, 116 (508), pp. 1-20

OSSOWSKI, R., M. VILLAFUERTE, P. A. MEDAS, T. THOMAS (2008). "Managing the Oil Revenue Boom: The Role of Fiscal Institutions", IMF Occasional Paper 260

SACHS, J. and A. M. WARNER (2001). "Natural Resources and Economic Development. The curse of natural resources", *European Economic Review*, 45, pp. 827-838

SALA-I-MARTIN, X. and A. SUBRAMANIAN (2003). "Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria", IMF Working Paper 03/139, July

TALVI, E. and C.A. VÉGH (2005). "Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries", *Journal of Development Economics*, 78, pp. 156-190

UGARTE, D. (2014). "El multiplicador de la política fiscal en Bolivia", Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Bolivia, Documento de Trabajo

VAN DER PLOEG, F. and A.J. VENABLES (2009). "Harnessing Windfall Revenues: Optimal policies for resource-rich developing economies", University of Oxford, OxCarre Research Paper No. 2008-09, February

VILLAFUERTE, M. and P. LOPEZ-MURPHY (2010). "Fiscal policy in Oil Producing Countries during the Recent Oil Price Cycle", IMF Working Paper WP/10/28, February

APÉNDICE

PRUEBAS DE RUIDO BLANCO PARA LOS RESIDUOS

TABLA 2

Ecuación 1

Portmanteau test for white noise

Portmanteau (Q) statistic =	45.7609
Prob > chi2 (35) =	0.1053

Ecuación 2

Portmanteau test for white noise

Portmanteau (Q) statistic =	30.8095
Prob > chi2 (22) =	0.1001

TABLA 3

Portmanteau test for white noise

Portmanteau (Q) statistic =	23.6068
Prob > chi2 (40) =	0.9817

TABLA 4

Portmanteau test for white noise

Portmanteau (Q) statistic =	41.3492
Prob > chi2 (40) =	0.4115

ESTACIONAREIDAD DE LAS VARIABLES, PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Para garantizar que las variables de interés sean estacionarias lo que se hizo fue controlar por todos aquellos factores que puedan hacer de las series de interés no-estacionarias, es por ello que, en general, se introdujeron como variables de control temporal a los rezagos de las variables, la variable tendencia, variables dicotómicas estacionales y la varianza del precio del petróleo. De esta manera, se limpió cualquier efecto temporal que pudiera sesgar los resultados al ser las series no-estacionarias.

Para verificar que las variables de interés son estacionarias en el marco del modelo, inicialmente se utiliza la propiedad de “*partially out*” de la regresión múltiple y posteriormente se aplican los tests convencionales de raíz unitaria. El procedimiento es el siguiente:

Paso 1: Se hace una regresión de la variable dependiente en función de todos los regresores utilizados, incluyendo las de control temporal, excepto la variable explicativa de la que se pretende obtener el coeficiente. Se obtienen los residuos, que representan la parte de la variable dependiente no explicada por los regresores.

Paso 2: Se hace una regresión de la variable explicativa que fue excluida en el Paso 1 en función de todos los regresores utilizados (los mismos del paso 1). Se obtienen los residuos, que representan la parte de la variable explicativa excluida (ahora como variable dependiente) no explicada por los regresores.

Paso 3: Realizar el Paso 1 y el Paso 2 para cada uno de los coeficientes que son parte de la especificación del modelo.

Paso 4: *Partially out*: Regresionar los residuos del Paso 1 en función de los residuos del Paso 2, en todos los casos. Como resultado se obtienen exactamente los mismos coeficientes encontrados al estimar la especificación de interés con las variables de control temporal. Esta es la propiedad de *Partially out*.

Paso 5: Como los coeficientes estimados a través de la propiedad de *Partially out* son iguales a los obtenidos en la estimación con variables de control temporal, se puede realizar el test de raíz unitaria sobre cada uno de los residuos obtenidos en los anteriores pasos. En otras palabras, estos residuos representan a las variables de interés aisladas de cualquier efecto temporal que pudiera sesgar los resultados. En este sentido, se procede a testear si estas series son estacionarias utilizando los tests tradicionales de raíz unitaria (Dickey-Fuller y Philipps-Perron).

En este marco, a continuación se presentan las pruebas de estacionareidad en el marco del modelo, para los coeficientes de la

ecuación dos de la Tabla 2 y para el modelo de la Tabla 3, el resto de las ecuaciones al estar compuesta por variables en diferencia son estacionarias.

TABLA 2, ECUACIÓN 2

		ADF	PP
WTI shock	Residuo paso 1	-12.96*	-14.08*
	Residuo paso 2	-10.51*	-10.58*
Brecha del producto	Residuo paso 1	-13.18*	-14.27*
	Residuo paso 2	-8.12*	-7.78*

Ho: Existe raíz unitaria

(*): Se rechaza la Ho al 1% de significancia

TABLA 3

		ADF	PP
Gasto	Residuo paso 1	-8.81*	-8.76*
	Residuo paso 2	-10.05*	-10.03*
WTI	Residuo paso 1	-8.97*	-8.92*
	Residuo paso 2	-9.86*	-9.84*
Ingresos	Residuo paso 1	-9.24*	-9.22*
	Residuo paso 2	-10.75*	-10.77*
Créditos productivos	Residuo paso 1	-8.99*	-8.94*
	Residuo paso 2	-5.16*	-5.12*

Ho: Existe raíz unitaria

(*): Se rechaza la Ho al 1% de significancia

TESTS DE BONDAD DE AJUSTE DEL MODELO SVAR

Criterio óptimo de selección de rezagos

Criterio óptimo de selección de rezagos

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	481.3726	NA	4.80e-09	-7.806775	-6.530184	-7.288983
1	666.0861	312.3338	2.25e-10	-10.87429	-9.204906	-10.19718
2	765.0909	160.2078	5.01e-11*	-12.38347	-10.32129*	-11.54704*
3	773.1721	12.48910	5.87e-11	-12.23949	-9.784511	-11.24374
4	786.9069	20.22756	6.23e-11	-12.19831	-9.350528	-11.04323
5	802.3788	21.66068	6.45e-11	-12.18871	-8.948129	-10.87431
6	815.5713	17.51006	7.02e-11	-12.13766	-8.504287	-10.66394
7	828.3434	16.02309	7.76e-11	-12.07897	-8.052799	-10.44593
8	861.7056	39.42815	5.96e-11	-12.39465	-7.975680	-10.60229
9	874.2069	13.86506	6.78e-11	-12.33103	-7.519270	-10.37936
10	891.4539	17.87411	7.18e-11	-12.35371	-7.149144	-10.24271
11	906.4119	14.41410	8.06e-11	-12.33476	-6.737402	-10.06444
12	946.5860	35.79150*	5.85e-11	-12.77429*	-6.784135	-10.34465

* Indica el orden de rezago seleccionado por el criterio.

Autocorrelación

Lags	LM-Stat	Prob
1	15.93626	0.4574
2	12.83138	0.6850
3	13.45724	0.6391
4	12.93274	0.6777
5	11.57399	0.7727
6	15.64923	0.4777
7	18.25787	0.3090
8	23.66337	0.0971
9	7.968977	0.9498
10	14.16344	0.5865
11	11.46519	0.7799
12	23.66877	0.0970

Test de Estabilidad

Root	Modulus
0.991305 - 0.093440i	0.995699
0.991305 + 0.093440i	0.995699
0.472987 + 0.869384i	0.989720
0.472987 - 0.869384i	0.989720
-0.459562 + 0.849394i	0.965747
-0.459562 - 0.849394i	0.965747
-0.815026 - 0.516306i	0.964800
-0.815026 + 0.516306i	0.964800
0.821736 - 0.502752i	0.963332
0.821736 + 0.502752i	0.963332
0.923114 + 0.227900i	0.950830
0.923114 - 0.227900i	0.950830
-0.022118 + 0.946468i	0.946727
-0.022118 - 0.946468i	0.946727
-0.909197 + 0.221622i	0.935818
-0.909197 - 0.221622i	0.935818
-0.935464	0.935464
0.614684 + 0.704936i	0.935292
0.614684 - 0.704936i	0.935292
0.867039 - 0.346716i	0.933793
0.867039 + 0.346716i	0.933793
-0.172864 - 0.910890i	0.927147
-0.172864 + 0.910890i	0.927147
0.025527 - 0.924528i	0.924881
0.025527 + 0.924528i	0.924881
0.312561 + 0.869793i	0.924248
0.312561 - 0.869793i	0.924248
0.707157 + 0.588157i	0.919782
0.707157 - 0.588157i	0.919782
-0.641710 - 0.652781i	0.915376
-0.641710 + 0.652781i	0.915376
-0.850165 - 0.333685i	0.913306
-0.850165 + 0.333685i	0.913306
0.890144	0.890144
0.636151 - 0.554273i	0.843745
0.636151 + 0.554273i	0.843745
-0.840498	0.840498
-0.375686 + 0.736145i	0.826469
-0.375686 - 0.736145i	0.826469
-0.463670 - 0.675237i	0.819106
-0.463670 + 0.675237i	0.819106
0.302079 - 0.758695i	0.816621
0.302079 + 0.758695i	0.816621
-0.752929 - 0.229441i	0.787112
-0.752929 + 0.229441i	0.787112
0.689752 + 0.335347i	0.766952
0.689752 - 0.335347i	0.766952
-0.618838	0.618838

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Normalidad

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.361400	2.394517	1	0.1218
2	0.157686	0.455854	1	0.4996
3	-0.098418	0.177577	1	0.6735
4	-0.188742	0.653098	1	0.4190
Joint		3.681047	4	0.4509

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.812687	0.160812	1	0.6884
2	3.226656	0.235459	1	0.6275
3	3.140393	0.090339	1	0.7637
4	2.574157	0.831152	1	0.3619
Joint		1.317762	4	0.8584

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.555330	2	0.2787
2	0.691313	2	0.7078
3	0.267916	2	0.8746
4	1.484250	2	0.4761
Joint	4.998809	8	0.7577