

Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo



**Impacto de choques transitorios y de largo plazo en el PIB e
Inflación de Bolivia: Un modelo de vectores
autorregresivos estructurales**

Por:

Ernesto Bernal Martínez

Serie Documentos de Trabajo sobre Desarrollo

No. 05/2020

Septiembre 2020

Las opiniones expresadas en este documento pertenecen al autor y no necesariamente reflejan la posición oficial del Instituto de Investigaciones Económicas de la F.C.E.F.A. – U.T.O., ni de la Fundación INESAD (Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo). Los derechos de autor pertenecen al autor. Los documentos solamente pueden ser descargados para uso personal.



El impacto de los choques transitorios y de largo plazo en el PIB de Bolivia: Un modelo de vectores autorregresivos estructurales

Ernesto Bernal Martínez*

La Paz, septiembre 2020

Resumen

Esta investigación tiene como objetivo estimar el impacto de los choques estructurales de corto y largo plazo en el Producto Interno Bruto (PIB) y en los precios en Bolivia. La metodología utilizada fue de vectores autorregresivos estructurales con datos del Instituto Nacional de Estadística. Los resultados muestran que los choques de oferta generan un impacto positivo de largo plazo sobre el PIB de la economía, y una caída en el nivel de precios; mientras que los choques de demanda sobre el PIB y los precios en Bolivia son negativos. Además se encuentra que las crisis política, *subprime* y de los *commodities* han tenido un impacto negativo sobre el crecimiento del PIB.

Códigos JEL: E31, E32.

Palabras clave: Crecimiento, precios, vectores autorregresivos, choques transitorios, choques de largo plazo.

Abstract

This research aims to estimate the impact of short and long-term structural shocks on the Gross Domestic Product (GDP) as well as on prices in Bolivia. The methodology used was structural autoregressive vectors and the data used came from the National Institute of Statistics. Results shows that supply shocks impact positively on the GDP, and lead to a drop in the price level. The demand shocks on GDP and prices in Bolivia are negative. Furthermore, I find that the political, subprime and commodity crises have had a negative impact on GDP growth.

JEL Classification: E31, E32.

Keywords: Growth, prices, autoregressive vectors, transitory shocks, long-terms shock.

* Magister en Gestión y Políticas Públicas de la Universidad de Chile. Docente - Investigador del Instituto de Investigaciones Económicas de la F.C.E.F.A. de la U.T.O (Correo: ebernal@ing.uchile.cl).

1. INTRODUCCIÓN

Las variables, crecimiento del producto interno bruto (PIB) y precios, son importantes para cualquier país. Las oscilaciones de los precios y del PIB son tema de investigación recurrente dada su trascendencia en la economía y, su correlación con los choques de demanda y de oferta de corto y largo plazo es examinado por varios investigadores en economías desarrolladas. Sin embargo, existen escasos aportes de artículos científicos dedicados a la investigación de sus determinantes en economías en desarrollo, particularmente para el caso boliviano.

De hecho, en el país no se ha dado la atención suficiente al análisis del impacto de los choques, de corto y de largo plazo, como su persistencia en épocas estables o en crisis. En este marco, en este estudio se pretende establecer si las oscilaciones del PIB y de los precios corresponden a choques de efectos permanentes o transitorios; dado que conocer el impacto de las desviaciones económicas sobre el crecimiento y los precios es muy necesario.

También se busca estimar la refutación del crecimiento del PIB y los precios a los choques de oferta y demanda y la relación de estos choques permanentes del PIB con el nivel de precios. El estudio emplea evidencia empírica de varias investigaciones previas, entre las que se encuentran Keating y Nye (1998) y Bullard y Keating (1995). Para alcanzar esto se recurre a la metodología de vectores autorregresivos estructurales (VAR) propuesta por Blanchard y Quah (1989).

Cabe notar que la estimación del impacto de los choques, sean de corto o largo plazo, requieren más esmero, así como su perseverancia en épocas estables o en crisis. Se deben conocer las características de las fluctuaciones macroeconómicas a corto plazo como un primer paso importante en el diseño de políticas de estabilización apropiadas (Lucas, 1981).

Por último, cabe mencionar que el presente estudio de investigación es importante para dar respuesta oportuna de políticas económicas que suavicen los efectos de los choques transitorios sobre la economía y promover tasas de crecimiento estables y sostenidas del PIB y estabilidad de precios.

2. EL ESTADO DE ARTE

Los métodos multivariantes se han utilizado para explorar los choques permanentes y transitorios, y son modelos habitualmente preferentes porque utilizan información de varias series de tiempo y manejan los choques empíricos de manera independiente.

Los modelos de series temporales en Estados Unidos fueron utilizados por Nelson y Plosser (1982), en cuyo estudio no rechazaron la hipótesis de que estas series son procesos estocásticos no estacionarios con ninguna propensión a volver a una línea de tendencia. Las oscilaciones del Producto Interno Bruto (PIB) no son desvíos transitorios; según Campbell y Mankiw (1987) encontraron un cambio inesperado, de largo horizonte, en el PIB real.

Por otro lado, Shapiro y Watson (1988) utilizaron un enfoque multivariante, modelo de autorregresión y expresaron que las fluctuaciones de la producción son resultados de una composición de choques: de origen tecnológico, cambios en la oferta de trabajo y precios del petróleo.

La relación entre inflación y producción real en 27 países fue analizada con el enfoque multivariado por Bullard y Keating (1995); con el método de vectores autorregresivos estructurales (VAR) propuesto por Blanchard y Quah (1989) en un modelo de oferta y demanda agregada. Los resultados encontrados fueron que un shock permanente en la inflación no está asociado con variaciones permanentes en el nivel de producción real. Por otro lado, Keating y Nye (1998), en su estimación realizada, encontraron que los choques de producción permanente cambian el nivel de precios en la dirección opuesta, mientras los choques de producción temporales causan que el nivel de precios se mueva en la misma dirección.

En los estudios, sobre el tema, de Cashin, Mohaddes y Raissi (2012), se identifican varios mecanismos de transmisión de choques de demanda y oferta sobre la economía. Esta investigación diferencia los impactos entre positivos y negativos sobre la oferta y la demanda a corto y largo plazo. Ellos incluyen el análisis de Blanchard y Quah y VAR estructurales para estimar las fluctuaciones del PNB y el desempleo en Estados Unidos. La investigación tiene en consideración dos tipos de choques no relacionados entre ellos y son diferenciables a corto y largo plazo. Explican que el producto real se distingue entre componentes permanentes y transitorios, y muestran que el nivel de precios es afectado por choques de oferta y demanda.

Perrilla (2010) estudia el impacto de los precios del petróleo de manera directa e indirecta con vectores autorregresivos, y los resultados obtenidos muestran que existe evidencia entre el aumento de los precios petroleros y el crecimiento económico en Colombia como exportador de petróleo. En esta línea, Chuku, Sam y Effiong (2011) estiman los choques de los precios del petróleo sobre el déficit en cuenta corriente mediante la metodología de VAR.

La hipótesis de Keating y Nye (1998) fue aplicada por Toledo (2004), para evaluar la aplicación de los VAR en Puerto Rico entre 1950 y 2002. En su investigación observó que los impulsos de oferta son más importantes para la dinámica del PIB a largo plazo, y las presiones de la demanda intervienen en la dinámica a corto plazo; además que las fluctuaciones de los precios dependen de los shocks de la demanda agregada. Por otro lado, Keating (2013) examinó los impulsos respuesta de la producción frente a un shock permanente antes de la Primera Guerra Mundial y después de la Segunda Guerra Mundial. Los resultados muestran que la evidencia empírica adicional apoya la hipótesis de que un aumento (disminución) de la demanda agregada tuvo un efecto positivo (negativo) permanente sobre la producción en las economías anteriores a la Primera Guerra Mundial. Adicionalmente, observa que los éxitos aparentes con las descomposiciones de Blanchard y Quah en los datos de posguerra no significan necesariamente que las no neutralidades no sean importantes para ese período.

En Costa Rica, con la técnica de VAR en series de tiempo trimestrales para el periodo 1982 a 1995, Mayorga, Torres y Méndez (1997) analizaron el efecto de los choques de origen externo sobre la producción y el tipo de cambio. Ellos mostraron que los VAR incorporan la Función Impulso-Respuesta y la Descomposición de la Variancia (DV). Además, descubrieron un efecto simétrico de los choques; es decir, influyen con igual magnitud y duración.

En Jamaica entre 1997 y 2012, Roach (2014) usó modelos de vectores autorregresivos estructurales para estimar el efecto de los choques del precio del petróleo en variables macroeconómicas. Observó que los choques del precio del petróleo no tienen efecto permanente sobre la economía de Jamaica. Según Gonzales (2015), en su investigación del impacto de los precios del petróleo sobre el crecimiento en la economía colombiana entre 1982-2013, sostiene “la evidencia internacional” de que el principal medio de transmisión de los choques de precios del petróleo es el consumo privado, al encontrar relación entre consumo privado y producción.

León Camargo (2018) aplicó la metodología, de los vectores autorregresivos estructurales (VAR), en el Departamento del Meta en Colombia, observo que los choques de oferta de largo plazo asumen un impacto positivo en el producto y ocasionan la caída de los precios. Los choques de demanda ejercen un impacto leve y positivo sobre los precios y poco significativo sobre la producción.

Por último, en el estudio realizado por Mendoza (2013), para el caso mexicano, se muestra que los choques de oferta generan impacto positivo sobre el producto y una caída en la variación de los precios. De la misma forma, las respuestas del producto y de los precios a los choques de demanda es positiva.

3. METODOLOGIA

3.1. Vector autorregresivo estándar bivariado (VAR)

Se aplicó al caso boliviano el modelo VAR basado en el enfoque de Blanchard y Quah (1989), que facilita asociar variables económicas al restringirlas en la identificación de las relaciones estructurales para conocer el impacto de largo plazo de los choques de oferta sobre el producto.

La información estadística del PIB fue obtenida del INE, del año 1988 al 2016. La serie de tiempo cuenta 29 observaciones y se tomó el deflactor implícito del PIB. Al calcular la matriz de varianzas y covarianzas de los errores, dado el tamaño de la muestra, se utilizará un ajuste de los grados de libertad, es decir, $1 = 1/(T-1)$, en lugar del divisor para muestras grandes $1/T$, donde T es el número promedio de parámetros en la forma funcional para y_t sobre las K ecuaciones.

Según Blanchard y Quah (1989), la implementación del VAR bivariado, partirá de la comprobación de que el PIB y los precios son variables integradas de orden uno, $I(1)$. La primera diferencia del logaritmo del PIB muestra el crecimiento del PIB y la primera diferencia del logaritmo del índice de precios presenta como resultado la inflación, es decir, Δy_t y π_t . De manera formal, la representación del enfoque de Blanchard y Quah para los vectores autorregresivos es:

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^{\infty} c_{11}(i) \varepsilon \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} c_{12}(i) \varepsilon \pi_{t-1} \quad (1)$$

$$\pi_t = \sum_{i=0}^{\infty} c_{21}(i) \varepsilon \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} c_{22}(i) \varepsilon \pi_{t-1} \quad (2)$$

donde y_t es la producción, π_t son los precios y $c_{11}(i)$, $c_{12}(i)$, $c_{21}(i)$ y $c_{22}(i)$ miden la respuesta de las secuencias completas del crecimiento del PIB y los precios.

De acuerdo con Keating y Nye, (1998), en el modelo estándar de oferta y demanda agregada, los choques permanentes al producto son causados por choques de oferta, mientras que los choques temporales provienen de choques de demanda. En el enfoque de Blanchard y Quah se supone que los choques asociados a la ecuación (1) son permanentes, mientras que los choques asociados a la ecuación (2) tienen un impacto temporal. El PIB real se asocia con efectos de largo plazo y a corto plazo con los choques exógenos.

Del crecimiento del producto, se supone que los residuos presentan un efecto acumulado igual a cero:

$$\sum_{i=0}^{\infty} c_{12}(i) \varepsilon \pi_{t-1} \pi = 0 \quad (3)$$

Según Greene W. (1998) los VAR estándar tienen un inconveniente: no reconocen el origen de los choques. Esto se resuelve con los VAR estructurales (VAR). Según Watson (1994), el modelo VAR se identifica así:

$$A_0 y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde A es un operador de rezago, y_t ; y_{t-p} es la serie de tiempo con rezagos hasta p ; si se añaden variables exógenas X_t , el modelo es:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t \quad (5)$$

$$+ B_1 x_{t-1} + \dots + B_s x_{t-s} + u_t \quad t \in (-\infty, \infty)$$

El análisis de corto y largo plazo con VAR es:

$$A(I_k - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) = A \varepsilon_t = B \varepsilon_t \quad (6)$$

Se revela el operador de rezago por L , A , B y A_1, \dots, A_p , son matrices de orden $K \times K$, ε_t es un vector que representa descubrimientos cuando $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, y $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0K$ para todo $s \neq t$ y e_t es un vector $K \times 1$ de residuos ortogonalizados, es decir, $e_t \sim N(0, \Sigma)$ y $E(e_t e_s') = 0K$ para todo $s \neq t$, que son únicos, permiten la identificación, las restricciones de las matrices A y B (León Camargo, 2018).

Para identificar el VAR, según Misas y López (1999), de largo plazo, se determina la siguiente ecuación:

$$y_t = A^{-1} B e_t \quad (7)$$

$$y_t = C e_t \quad (8)$$

$$C = A^{-1}B \text{ y } \Sigma = BB' \quad (9)$$

Las restricciones en el modelo bivariado señalan que los choques de demanda tienen impacto de corto plazo sobre el PIB, y los choques de oferta tienen efecto de largo plazo. Por otro lado, los precios son influenciados por los choques de oferta y demanda. En la matriz C se aplican las restricciones de largo plazo del modelo VAR, y esta matriz C incorpora las restricciones así:

$$C = \begin{pmatrix} \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot \end{pmatrix} \quad (10)$$

Esta matriz C , en el largo plazo, considera que los choques de la demanda tienen un impacto igual a cero sobre el nivel de producto. Finalmente, se determina la influencia de los choques con los multiplicadores dinámicos después de encontrar el VAR para conocer la diferencia de la sensibilidad del PIB y los precios frente a las crisis. Es decir, los choques de demanda presentan un impacto de 0 sobre el producto de largo plazo (León Camargo, 2018).

3.2. Vectores autorregresivos estructurales (VARs)

No hay manera de tener seguridad sobre el origen correcto de los choques; tampoco existe posibilidad de identificar la causalidad de los mismos, dado que es un problema asociado con la estimación de los VAR estándar. Se aplica así un VAR estructural compuesto del crecimiento logarítmico del PIB y del crecimiento logarítmico de los precios, el VAR usado para el análisis de corto y largo plazo es el siguiente:

$$A(I_k - A_1L - I_k - A_2L^2 - \dots - A_pL^p)y_t = A\varepsilon_t = B e_t \quad (11)$$

Donde A , B y A_1, \dots, A_p son matrices de parámetros de orden $K \times K$, L es el operador de rezago, ε_t es un vector de innovaciones con $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0_k$ para todo $s \neq t$ y e_t es un vector $k \times 1$ de residuos ortogonalizados; i.e., $\sim N(0, I_k)$ y $E(e_t e_s) = 0_k$ para todo $s \neq t$. Se obtiene, la identificación, situando las restricciones sobre las matrices A y B , las cuales se consideran no singulares.

3.3. Restricciones de corto plazo: descomposición de Choleski

La descomposición de Choleski lanza una matriz de forma triangular, resultante de la restricción de un parámetro simultáneo, lo que permite la identificación del VAR. Para realizar esta restricción de corto plazo se limitan las matrices A y B :

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \cdot & 1 \end{pmatrix} \quad B = \begin{pmatrix} \cdot & 0 \\ 0 & \cdot \end{pmatrix} \quad (12)$$

La matriz A es triangular en la que se diseña que los choques exógenos de la inflación no afectan al PIB y, debido a que se deja un parámetro libre, el crecimiento del PIB si tiene un impacto sobre el crecimiento de los precios. B es una matriz diagonal que permite generar la descomposición de Choleski definiendo una matriz de corto plazo a la que se denomina P_{sr}

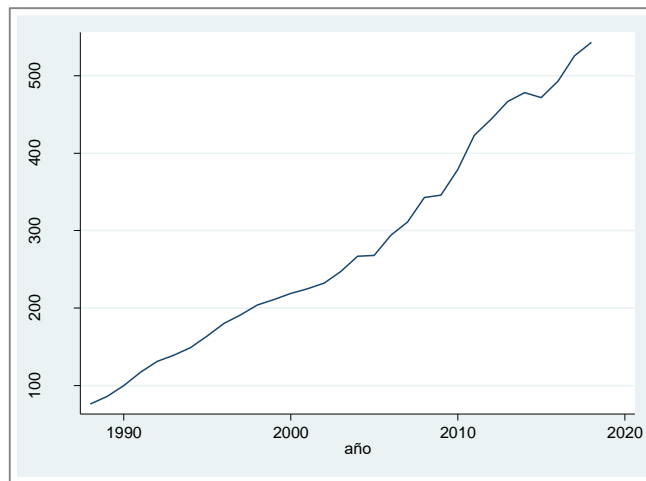
$$P_{sr} = A^{-1}B \quad (13)$$

La descomposición de Choleski se genera con P_{sr} de la matriz de varianza y covarianza.

4. RESULTADOS DEL MODELO

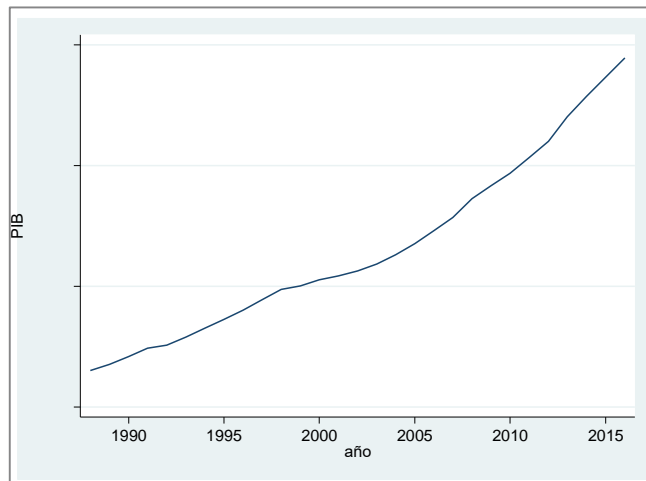
A partir del PIB, implementando la metodología de Blanchard y Quah y el VAR estructural obtenemos los choques permanentes y transitorios. Para lograr los componentes de largo y corto plazo de los precios y el PIB, se analizan estas variables para ver su estacionariedad Mendoza (2013).

Gráfico No. 1. *Deflactor del PIB*
(1988 a 2016)



Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

Gráfico No. 2. *Producto Interno Bruto de Bolivia, 1988 a 2016*



Fuente: Elaboración Propia, en base a datos del INE.

Existe algún tipo de tendencia determinística o estocástica, que indica un comportamiento no estacionario de las dos variables en niveles. Para comprobar la existencia de raíces unitarias es ventajoso realizar la prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF), contra la opción de estacionariedad en torno a la media o cerca de una tendencia determinista. Se estima la prueba ADF para el logaritmo del PIB; se prefiere el orden indicado por las razones de información de Akaike y Schwarz, que para

el PIB indica que la prueba debe contener un rezago. También se estudia la hipótesis de correlación serial en los residuos (**Anexo A1**).

La variable del PIB no es estacionaria, según la prueba ADF que demuestra que la hipótesis de raíz unitaria no puede rechazarse. Se consigue comprobar ahora que el crecimiento del PIB ($D\ln PIB$), es una variable estacionaria. Utilizando la prueba ADF, el análisis de estacionariedad del PIB, permite señalar que el nivel del PIB es una variable integrada de orden uno (**Anexo A2**). El razonamiento de Schwarz sugiere incluir un rezago en la prueba ADF; mientras que el criterio de Akaike sugiere incluir nueve rezagos (**Anexos A3, A4**).

Los precios medidos por el Deflactor implícito del PIB no son estacionarios, en los dos casos. El resultado de la primera diferencia logarítmica de los precios ($D\ln deflacpb$) es una variable estacionaria. Los precios son una variable integrada de orden uno, aplicando pruebas adicionales, la inflación es efectivamente una variable integrada de primer orden (**Anexo A5**).

4.1 Vectores Autorregresivos (VAR)

Luego de estimar, el orden de integración de las series, podemos explicar un VAR estándar y probablemente libre de dificultades de correlación serial en los residuos (**Anexo A6**). Utilizaremos el crecimiento del PIB ($D\ln PIB$) y el crecimiento de los precios ($D\ln deflacpb$), ya que pretendemos que las variables utilizadas en el modelo sean estacionarias. Adicionaremos uso de variables dummy que captan periodos de crisis, -política del 2003-2005-, - sub prime 2008 y 2009- y; -precios commodities 2014-2016- que han tenido su efecto en el PIB de Bolivia. Las variable dummy toma el valor de 1 para los años asociados a las crisis y 0 en otros años.

Las estimaciones indican que la principal opción de acuerdo al comportamiento de los datos es el orden 4. Asimismo, se está en condiciones de estimar el VAR (4), que muestra que el modelo debe incluir los rezagos del 1 al 4. También se puede inspeccionar con más detalle la conducta de los residuos de cada ecuación. En la ecuación crecimiento del PIB ($D\ln pib$) se encuentra un impacto positivo estadísticamente significativo del primer rezago del PIB. Los parámetros de las variables *dummy* sugieren que todas las crisis han tenido un impacto negativo sobre el crecimiento del PIB. La ecuación de la inflación muestra que esta variable se ve afectada negativamente por las crisis *subprime* y de *commodities* y positivamente por la crisis política (**Anexo A7**).

Cuadro No. 1. *Estimación de vectores autoregresivos, del crecimiento del PIB, del crecimiento de los precios, en Bolivia*

Dlnpib			Dlndeflacpb		
	Coef.	P> z		Coef.	P> z
Dlnpib			Dlnpib		
L1.	1.022589	0.000	L1.	.038098	0.959
L2.	-.5686548	0.042	L2.	.8480789	0.322
L3.	.4999418	0.050	L3.	.4999338	0.522
L4.	-.4516604	0.083	L4.	.1092936	0.891
Dlndeflacpb			Dlndeflacpb		
L1.	-.068056	0.437	L1.	.264501	0.323
L2.	.1801842	0.033	L2.	-.4892788	0.058
L3.	-.1365327	0.126	L3.	.217606	0.426
L4.	.0266996	0.739	L4.	.0789541	0.747
Crispol	-.0079599	0.428	Crispol	.0415707	0.176
Crisub	-.0110912	0.196	Crisub	-.0204439	0.436
Criscommo	-.0021744	0.815	Criscommo	-.0596108	0.036
Cons	.0211947	0.103	Cons	-.0010714	0.979

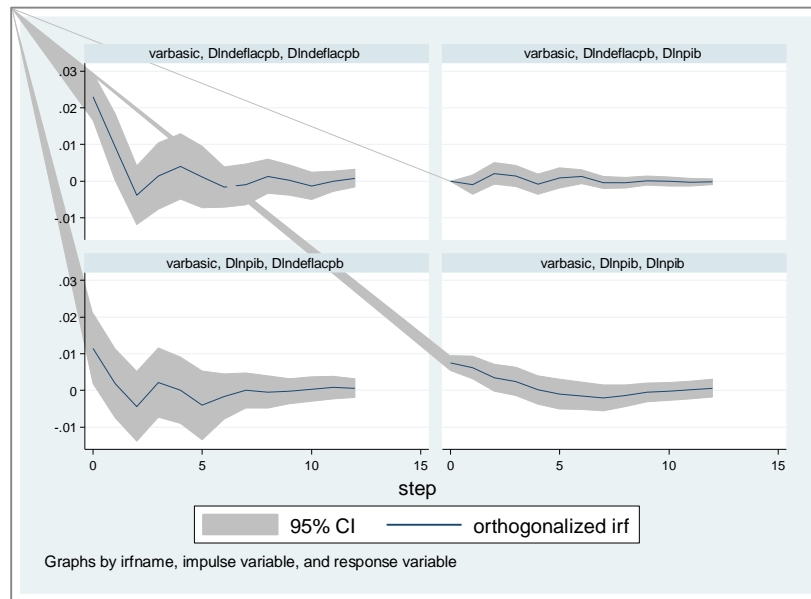
Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

Los residuos y los residuos al cuadrado del modelo deben distribuirse de manera independiente –es decir comprobar que estén libres de correlación serial-. La cuantía del estadístico y su nivel de significación confirman que no existe autocorrelación serial de los residuos. Las posibles alteraciones podrían ser los rezagos 2 y 15, los cuales expresan evidencia al 90%; que pudiera vulnerar esta dificultad para estos rezagos (**Anexo A8**).

4.2. Funciones de impulso-respuesta

En los gráficos de las funciones impulso-respuesta se puede observar las siguientes características: i) realizan un impacto positivo, los choques de la inflación, sobre la misma variable; ii) no tienen un impacto significativo, los choques de la inflación, sobre el crecimiento del PIB; iii) influyen de manera positiva al crecimiento de los precios los choques provenientes del crecimiento del PIB en los primeros periodos, aunque el impacto se disipa gradualmente y; iv) existe impacto positivo, de los choques del crecimiento del PIB, sobre la misma variable durante los primeros periodos.

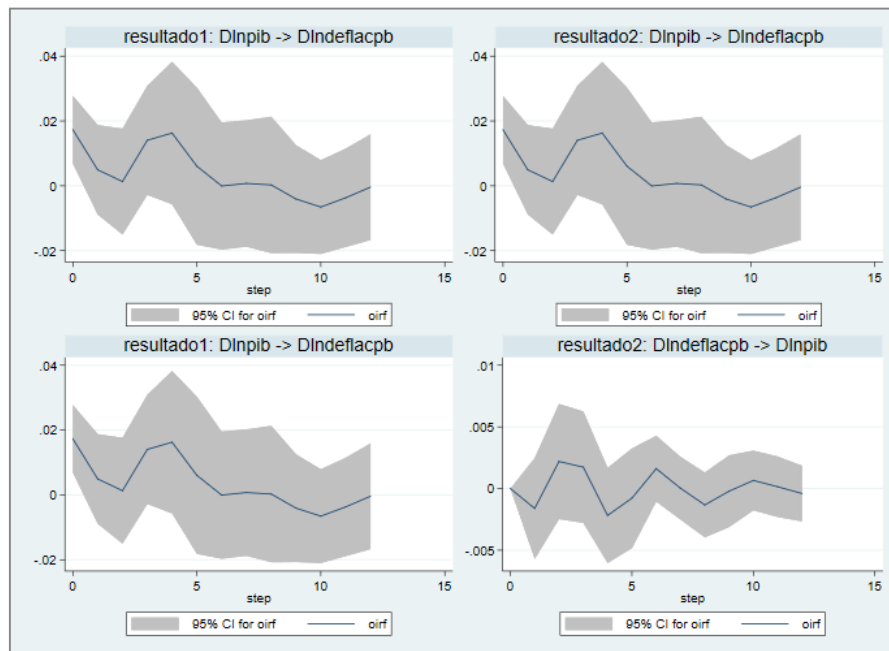
Gráfico No. 3. *Funciones impulso respuesta ortogonales entre el crecimiento del PIB y la inflación*



Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

Se examina con más detalle si el ordenamiento de las variables afecta nuestras conclusiones, se incluye las IRF ortogonales y las IRF ortogonales acumuladas.

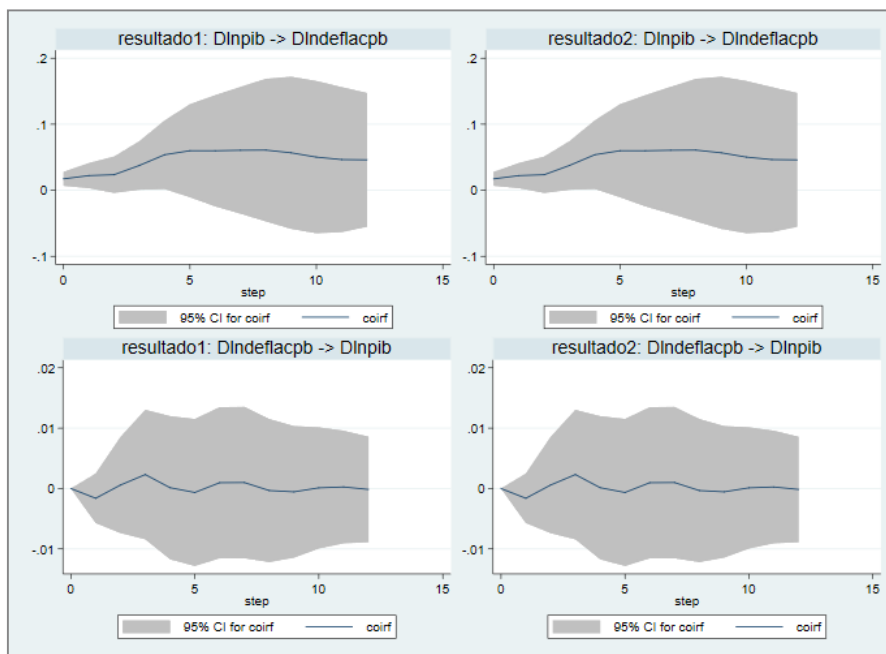
Gráfico No. 4. *Combinación de graficas de impulso respuesta ortogonales*



Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

Los resultados que se derivan de las IRF revelan que el ordenamiento de las variables no parecen afectar la interpretación acerca de los impulsos y las respuestas.

Gráfico No. 5. *Combinación de graficas de impulso respuesta ortogonalizadas acumuladas*

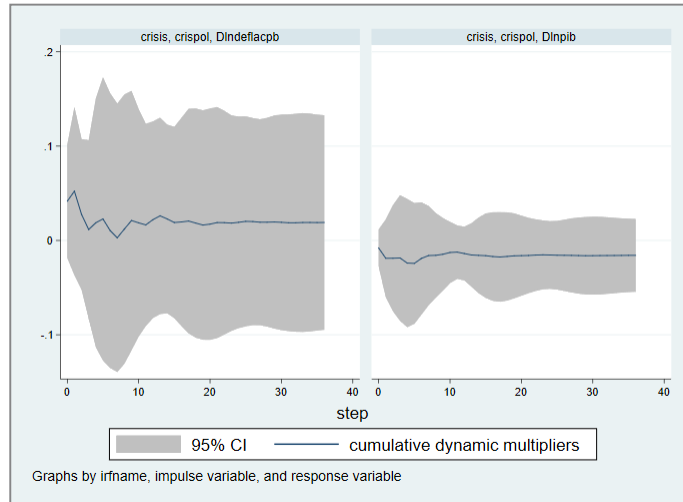


Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

4.3. El impacto de la crisis: el papel de los multiplicadores dinámicos

Las variables exógenas incluidas en forma dicotómica para distinguir las distintas crisis, en el periodo 1988 - 2016, captan tres eventos la crisis *subprime* (2008 - 2009), la crisis de los precios de los *commodities* desde el 2014 y crisis política del 2003 - 2005.

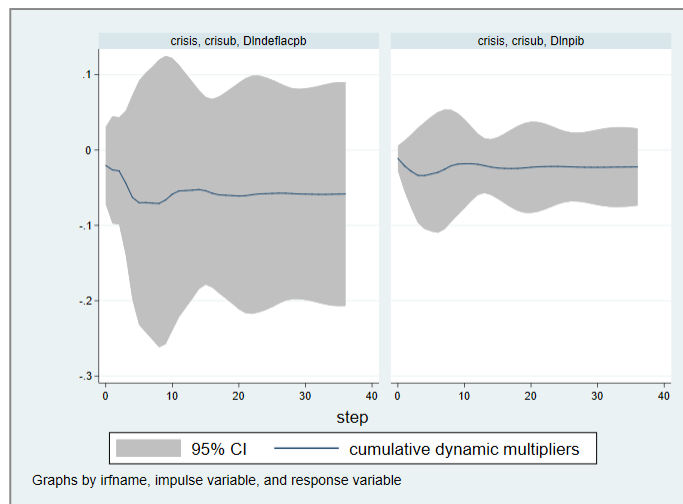
Gráfico No. 6. Impacto de la crisis política sobre el Crecimiento del PIB y la inflación



Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

La crisis política causó un efecto de los precios más profundo que el PIB, el choque a la inflación fue positivo. El PIB, inicialmente, experimentó un impacto negativo, estas respuestas iniciales fueron seguidas de un comportamiento cíclico que se disipó después de alrededor de tres años en el caso del PIB y se mantuvo en un nivel estacionario.

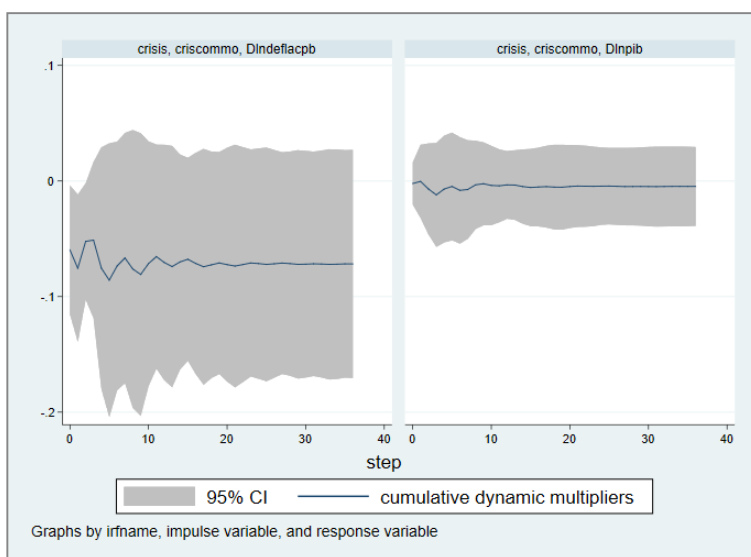
Gráfico No. 7. Impacto de la crisis subprime sobre el crecimiento del PIB y la inflación



Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

Durante la crisis *subprime* existió, en Bolivia, una caída significativa del PIB; y los precios se comportaron negativamente; estos choques fueron pequeños en relación a otras crisis y de corto plazo.

Gráfico No. 8. *Impacto de la crisis de los precios de los commodities sobre el crecimiento del PIB y la inflación*



Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

La caída de los precios de los *commodities*, a nivel internacional, tuvo sus efectos en la economía de Bolivia: el crecimiento del PIB empezó a desacelerarse, en el gráfico 8 se puede observar un efecto negativo sobre el PIB para luego presentar una tendencia estacional de crecimiento; y la actuación en los precios fue opuesta.

4.4. Restricciones de corto plazo: descomposición de Choleski

Gráfico No. 9. *Respuesta del producto a choques de los precios*

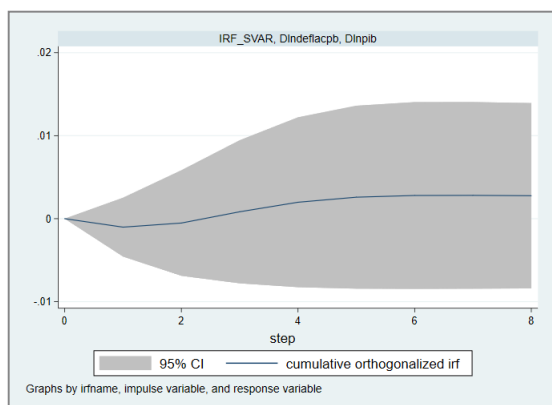
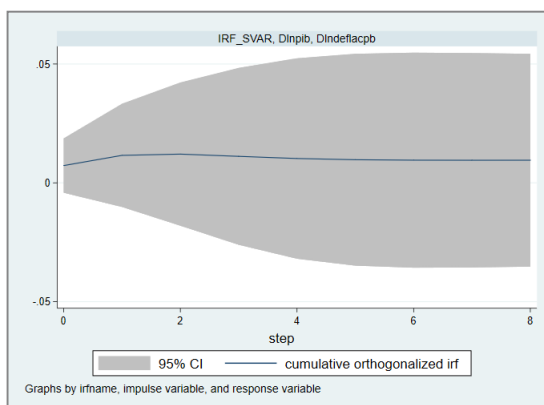


Gráfico No. 10. *Respuesta de los precios a choques del producto*



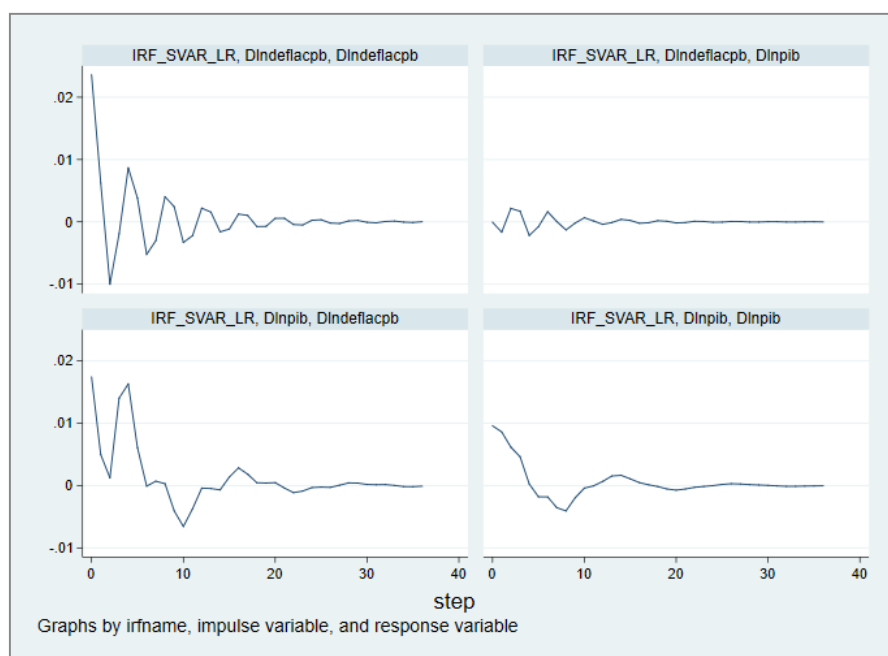
Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

Los **Gráficos No. 9 y 10** confirman que el crecimiento de los precios no tiene un efecto significativo sobre el crecimiento del PIB, y que la inflación responde de manera positiva a los choques del crecimiento del PIB. Se puede verificar que los choques del crecimiento del PIB ejercen un impacto positivo y significativo sobre el propio crecimiento del PIB, y los choques de la inflación ejercen un impacto positivo y significativo sobre esta misma variable.

4.5. Metodo de Blanchard y Quah (*identificación de largo plazo*)

En la parte superior del **Gráfico No. 11**, se observa una respuesta diferenciada de las variables a los choques de la demanda, los choques de inflación tienen un impacto negativo inicial sobre el crecimiento del producto y la respuesta siguiente es cíclica. El crecimiento de los precios reacciona positiva, cíclica y significativamente a los choques de demanda.

Gráfico No. 11. *Funciones impulso-respuesta estructurales*



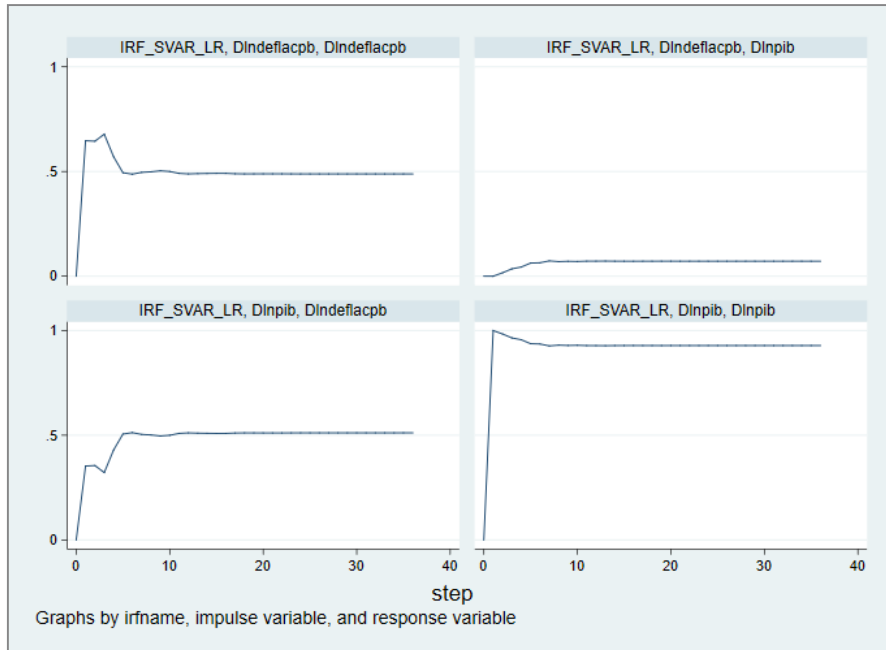
Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

El crecimiento del producto (DInpib) responde en forma positiva a los choques permanentes de la oferta. La inflación por su parte, aumenta inicialmente en respuesta al choque permanente de oferta, pero cae de forma inmediata y es significativa en adelante.

4.6. Descomposición de la varianza

Se emplea la descomposición de la varianza de los errores pronosticada.

Gráfico No. 12. *Funciones de descomposición de la varianza de los errores pronosticada*



Fuente: Elaboración propia, en base a datos del INE.

El PIB, inicialmente, experimentó un impacto negativo, que se disipó y se mantuvo en un nivel estacionario a los choques de la demanda. El crecimiento de los precios reacciona positiva y significativamente, los choques de la inflación tienen un impacto positivo sobre el crecimiento del producto.

Por último, la parte inferior del gráfico muestra que la inflación aumenta inicialmente y se conserva en respuesta al choque permanente de oferta. El crecimiento del PIB responde positivamente a los choques permanentes de la oferta

5. CONCLUSIONES

Para utilizar la metodología VAR es inevitable que las series tengan efectos permanentes, lo que se pretende observar que al menos una de ellas debe demostrar raíces unitarias para poder separar el componente de largo plazo y, efectivamente, el componente de corto plazo.

El nivel del PIB y el de los precios presentan raíces unitarias, lo cual permitió separar los componentes de largo plazo de las variables. En Bolivia, los choques de demanda solo tienen efectos temporales sobre el PIB. Con esta restricción se puede separar el componente de largo plazo del PIB y comprobar si los choques permanentes de oferta explican de manera significativa la dinámica de los precios.

Los choques de oferta agregada desempeñan un impacto positivo sobre el producto y generan una caída en el nivel de precios. El producto y los precios a los choques de demanda tienen una respuesta positiva. El análisis de impulso–respuesta en adición al VAR suministra evidencia a favor de estos resultados.

Se realizaron pruebas adicionales para determinar el orden de integración de las series; y se modeló el impacto de las crisis política, *subprime* y de los precios de los *commodities*.

En la crisis política, los precios fueron impactados de manera más profunda que el PIB, el choque a la inflación fue positiva. El PIB, inicialmente, experimentó un impacto negativo. Estas respuestas iniciales fueron seguidas de un comportamiento cíclico.

Durante la crisis *subprime*, la respuesta inicial del PIB fue una caída significativa; y la respuesta de la inflación también fue negativa.

Finalmente, la caída de los precios de los *commodities*, a nivel internacional, tuvo su efecto negativo sobre el PIB para luego presentar una tendencia estacional de crecimiento, y también efecto negativo sobre los precios.

BIBLIOGRAFÍA

- Blanchard, O. y Quah, D. (1989). The dynamics effects aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655-673.
- Brugger, S. (2010). Capital especulativo y crisis bursátil en América Latina. México, D.F., México: Editorial Eumed.
- Bullard, J. y Keting, J. (1995). The long-run relations hip between inflation and output in post war economies. *Journal of Monetary Economics*, 36, 477- 496.
- Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M. y Raissi, M. (2012). The Differential Effects of Oil Demand and Supply Shocks on the Global Economy. IMF working paper WP/12/253.
- Castle, J. y Hendry, D. (2010). A lowdimension port manteau test for non linearity. *Journal of econometrics*, 158, 231-245.
- Campbell, J. Y. y Mankiw, N. G. (1987). Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review*, 77(2), pp. 111-117.
- Chuku, Ch., Sam, N. y Effiong, E. (2011). Oil Price Shocks and the Dynamics of Current Account Balances in Nigeria. *OPEC Energy Review*, 35(2), 119-139.
- Greene W. (1998) Análisis Econométrico, 3ra. edición. Prentice Hall. Madrid.
- Gonzáles S. (2015) Impacto de los precios del petróleo sobre el crecimiento económico, evidencia, Bogotá para Colombia (1982-2013). Universidad Nacional de Colombia. Bogotá.
- Idrovo, B. (2010). ¿Cuál es el crecimiento de largo plazo de la economía chilena? una respuesta formal para una antigua pregunta. *Revista Cuadernos de Economía*.
- Keating, J. (2013). What do welearn from Blanchard and Quah decompositions of output if aggregate demand may not be long-run neutral? *Journal of Macroeconomics*.
- Keating J. y Nye, J. (1998). Permanent and Transitory Shocks in Real Output: Estimates from Nineteenth-Century and Postwar Economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(2), 231-251.
- Kaminska, I. (2008). A no arbitrag estructural vector autorregresive model of the UK yield curve. Working paper No. 357. Bank of England.
- León Camargo (2018). Choques transitorios y de largo plazo en el producto interno bruto y precios en el departamento Meta. *Economicas CUC*, Vol. 39 No. 31.
- Lucas, R. (1981). *Studies in business cycle theory*. Cambridge: Masachusetts Institute of Technology.
- Lustig, H. y Verdelhan, A. (2011). The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk: reply. *The American Economic Review*, 101(7), 3477–3500.
- Mayorga J., Torres C. y Méndez E. (1998). Efectos de los choques de origen externo sobre la producción y el tipo de cambio real de Costa Rica. Universidad Nacional Costa Rica. San José.
- Mendoza A. (2013) *Aplicaciones en Economía y Ciencias Sociales con Stata*, Publicado por Stata Press, USA.

- Misas, M. y López, E. (1999). El producto potencial en Colombia: Una estimación bajo VAR estructural. Serie cuadernos de investigación, (94).
- Nelson C. y Plosser C. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. North-Holland Publishing Company. Estados Unidos.
- Perrilla J. (2010). El Impacto de los Precios del petróleo Sobre el Crecimiento Económico en Colombia, 3ra. edición – Volumen 1. Revista de Economía del Rosario (75 - 116).
- Roach K. (2014). Un análisis estructural de los choques de precios del petróleo en la macroeconomía de Jamaica. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). Jamaica.
- Shapiro, M. y. Watson, M. (1988). Sources of Business Cycle Fluctuations. National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual, 111-48.
- Toledo W. (2004). Impulsos de demanda y oferta agregada y las fluctuaciones económicas en Puerto Rico de 1950 a 2002. Universidad de Los Andes – Venezuela. Mérida.
- Watson, M. (1994). Vector Autoregressions and Cointegration. Handbook of Econometrics, vol 4, Amsterdam: North Holland.

ANEXOS

Cuadro No. A1. Prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF) para el logaritmo del PIB de Bolivia

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 27			
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-1.321	-4.362	-3.592	-3.235	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8827					
D.lnPIB	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnPIB					
L1.	-.1162966	.0880475	-1.32	0.200	-.2984368 .0658437
LD.	.4941914	.1986269	2.49	0.021	.0833003 .9050824
_trend	.0045002	.0032433	1.39	0.179	-.0022092 .0112096
_cons	1.918586	1.43728	1.33	0.195	-1.054655 4.891827

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.

Cuadro No. A2. Prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF) primera diferencia logarítmica del PIB de Bolivia

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 28			
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-2.820	-4.352	-3.588	-3.233	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1898					
D.Dlnpib	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Dlnpib					
L1.	-.4836077	.1715172	-2.82	0.009	-.836854 -.1303614
_trend	.0001547	.0002443	0.63	0.532	-.0003484 .0006579
_cons	.0168117	.0070192	2.40	0.024	.0023554 .0312681

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.

**Cuadro No. A3. Prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF) para el
logaritmo de los Precios de Bolivia**

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 27			
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-3.572	-4.362	-3.592	-3.235	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0323					
D.lndeflacpb	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lndeflacpb					
L1.	-.3005932	.0841446	-3.57	0.002	-.4746596 - .1265269
LD.	.1475702	.1641563	0.90	0.378	-.1920129 .4871533
_trend	.0160649	.0051448	3.12	0.005	.0054222 .0267077
_cons	1.455303	.3856508	3.77	0.001	.6575231 2.253082

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.

**Cuadro No. A4. Prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF) para el
logaritmo de los Precios de Bolivia (Criterio Akaike)**

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 19			
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-1.470	-4.380	-3.600	-3.240	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8393					
D.lndeflacpb	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lndeflacpb					
L1.	-1.114438	.7583113	-1.47	0.185	-2.907559 .6786839
LD.	.6262863	.6002679	1.04	0.331	-.7931217 2.045694
L2D.	.7635372	.4309345	1.77	0.120	-.255461 1.782535
L3D.	.4525927	.4412196	1.03	0.339	-.5907259 1.495911
L4D.	.4347748	.4554539	0.95	0.372	-.6422025 1.511752
L5D.	.4340958	.4202532	1.03	0.336	-.5596452 1.427837
L6D.	.0128851	.4711956	0.03	0.979	-1.101315 1.127086
L7D.	.058055	.3683012	0.16	0.879	-.812839 .9289491
L8D.	.2105481	.353037	0.60	0.570	-.6242517 1.045348
L9D.	-.4006946	.4539113	-0.88	0.407	-1.474024 .6726352
_trend	.0603607	.0439806	1.37	0.212	-.0436368 .1643582
_cons	5.122889	3.364993	1.52	0.172	-2.834054 13.07983

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.

**Cuadro No. A5. Prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF) primera diferenci
logarítmica de los Precios de Bolivia**

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 28			
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-3.114	-4.352	-3.588	-3.233	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1029					
D.Dlndefla~b	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Dlndeflacpb					
L1.	-.5912642	.1898586	-3.11	0.005	-.9822853 -.2002432
_trend	-.0014244	.0009511	-1.50	0.147	-.0033833 .0005344
_cons	.0591944	.0246119	2.41	0.024	.0085053 .1098835

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.

**Cuadro No. A6. Estadísticos para determinar el orden de los Vectores Autorregresivos,
del crecimiento, del PIB y de los precios en Bolivia**

Selection-order criteria								
Sample: 1996 AD - 2016 AD						Number of obs = 21		
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	108.77				1.9e-07	-9.78764	-9.72287	-9.4892
1	118.671	19.801	4	0.001	1.1e-07	-10.3496	-10.2417	-9.85221
2	121.474	5.606	4	0.231	1.3e-07	-10.2356	-10.0845	-9.53925
3	128.389	13.83	4	0.008	1.0e-07	-10.5132	-10.3189	-9.61792
4	135.579	14.381	4	0.006	8.7e-08	-10.8171	-10.5796	-9.7228
5	138.611	6.0627	4	0.195	1.1e-07	-10.7248	-10.4442	-9.4316
6	150.93	24.638	4	0.000	7.1e-08	-11.5171	-11.1933	-10.0249
7	159.41	16.961	4	0.002	7.9e-08	-11.9438	-11.5768	-10.2527
8	220.761	122.7*	4	0.000	1.0e-09*	-17.4058*	-16.9956*	-15.5157*

Endogenous: Dlnpib Dlndeflacpb
Exogenous: crispol crisub _cons

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.

Cuadro No. A7. Estimación de los Vectores Autorregresivos, incluyendo 4 rezagos y las variables exógenas (crisis política, subprime y commodities) del crecimiento del PIB y de los precios en

Bolivia

Vector autoregression					
Sample:	1992 AD - 2016 AD	Number of obs	=	25	
Log likelihood	= 155.1357	AIC	=	-10.49086	
FPE	= 1.13e-07	HQIC	=	-10.16631	
Det (Sigma_ml)	= 1.40e-08	SBIC	=	-9.320736	
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
Dlnpib	12	.009589	0.6479	23.91859	0.0131
Dlndeflacpb	12	.029334	0.4844	12.21555	0.3477

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]

Dlnpib					
Dlnpib					
L1.	1.022589	.2416692	4.23	0.000	.5489259 1.496252
L2.	-.5686548	.2798188	-2.03	0.042	-1.11709 -.0202201
L3.	.4999418	.2550424	1.96	0.050	.0000679 .9998157
L4.	-.4516604	.2601924	-1.74	0.083	-.9616281 .0583073
Dlndeflacpb					
L1.	-.068056	.0875331	-0.78	0.437	-.2396178 .1035057
L2.	.1801842	.0843644	2.14	0.033	.014833 .3455353
L3.	-.1365327	.0893179	-1.53	0.126	-.3115925 .0385271
L4.	.0266996	.0800977	0.33	0.739	-.1302891 .1836882
crispol	-.0079599	.010033	-0.79	0.428	-.0276242 .0117044
crisub	-.0110912	.0085742	-1.29	0.196	-.0278963 .0057139
criscommo	-.0021744	.0093091	-0.23	0.815	-.02042 .0160711
_cons	.0211947	.0130002	1.63	0.103	-.0042853 .0466747

Dlndeflacpb					
Dlnpib					
L1.	.038098	.7392969	0.05	0.959	-1.410897 1.487093
L2.	.8480789	.8560014	0.99	0.322	-.829653 2.525811
L3.	.4999338	.7802072	0.64	0.522	-1.029244 2.029112
L4.	.1092936	.7959617	0.14	0.891	-1.450763 1.66935
Dlndeflacpb					
L1.	.264501	.267775	0.99	0.323	-.2603283 .7893304
L2.	-.4892788	.2580814	-1.90	0.058	-.995109 .0165515
L3.	.217606	.2732348	0.80	0.426	-.3179243 .7531363
L4.	.0789541	.2450292	0.32	0.747	-.4012942 .5592025
crispol	.0415707	.0306922	1.35	0.176	-.0185849 .1017263
crisub	-.0204439	.0262296	-0.78	0.436	-.0718529 .0309651
criscommo	-.0596108	.0284778	-2.09	0.036	-.1154263 -.0037953
_cons	-.0010714	.0397694	-0.03	0.979	-.079018 .0768752

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.

Cuadro No. A8. Prueba estadística de multiplicador de Lagrange sobre los residuos incluyendo 16 rezagos

Lagrange-multiplier test			
lag	chi2	df	Prob > chi2
1	1.8784	4	0.75811
2	9.2707	4	0.05468
3	2.5255	4	0.64008
4	5.7484	4	0.21875
5	1.2718	4	0.86613
6	0.3644	4	0.98529
7	1.7556	4	0.78060
8	0.9397	4	0.91879
9	0.4587	4	0.97740
10	0.9466	4	0.91778
11	1.6267	4	0.80398
12	2.5563	4	0.63459
13	4.5474	4	0.33696
14	5.3664	4	0.25172
15	7.9878	4	0.09203
16	3.4299	4	0.48862

H0: no autocorrelation at lag order

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE.