



BANCO CENTRAL DE BOLIVIA

Un indicador de tendencia inflacionaria alternativo para la economía boliviana: la inflación latente

Mauricio Mora Barrenechea *

Documento de trabajo No 02/2013

Revisado por: Daniella De Sousa Vargas

Autorizado por: Raúl Mendoza Patiño

Diciembre de 2013

* Correo electrónico: mmora@cb.bolivia. El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

Resumen

En este documento se propone una medida alternativa de indicador de tendencia inflacionaria que contribuya a comprender de mejor manera la evolución de la inflación en la economía boliviana. Para tal propósito se construye el indicador denominado inflación latente, el cual se entiende como la parte de la inflación observada que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano y largo plazo, en el marco de la hipótesis de neutralidad del dinero (una curva de Phillips vertical). Esto se logra mediante la incorporación de restricciones dinámicas a un VAR Estructural empleando la metodología de Quah y Vahey (1995) bajo las restricciones estructurales propuestas por Blanchard y Quah (1989). Los resultados reflejan que la inflación observada y la latente tuvieron un comportamiento similar en el periodo entre 1995 y 2013, excepto en algunos casos en los cuales se advirtieron *shocks* de oferta internos y/o externos.

Clasificación JEL: E31, E39, E52, E59

Palabras clave: Inflación latente, VAR Estructural, neutralidad del dinero en el largo plazo, política monetaria

An alternative core inflation indicator for the Bolivian economy: latent inflation

Abstract

An alternative measure of core inflation that can contribute to better understand the evolution of inflation in Bolivia is proposed. For this purpose I build the indicator called latent inflation, which is understood as the part of the observed inflation that has no effect on real output in the medium and long term, under the hypothesis of neutrality of money. I used a structural VAR based on Quah and Vahey (1995) methodology and the dynamic constraints proposed by Blanchard and Quah (1989). The results showed that the observed inflation and latent inflation had a similar behavior in the period between 1995 and 2013, except in some cases where internal and/or external supply shocks were observed.

JEL Classification: E31, E39, E52, E59

Keywords: Latent inflation, Structural VAR, neutrality of money in the long-run, monetary policy

I. Introducción

En la mayoría de las economías el Índice de Precios al Consumidor (IPC) es el indicador predilecto para medir el comportamiento de los precios de bienes y servicios. No obstante, este índice presenta ciertos problemas debido a la metodología que se emplea para su construcción. Uno de los principales limitantes del IPC, es el hecho que considera variaciones de precios tanto de carácter permanente como transitorio, es decir, no se puede distinguir entre *shocks* de oferta y de demanda.

En este sentido, diversos analistas y economistas concuerdan en que el IPC no refleja, de manera adecuada, el verdadero comportamiento de la inflación¹ en una economía. Esto representa un inconveniente para la toma de decisiones de política económica ya que se debe conocer el origen exacto (si es por el lado de la demanda o de la oferta) de un incremento de precios para determinar las medidas más adecuadas. Es por esta razón que la mayoría de los bancos centrales (instituciones que tienen por objetivo mantener el poder adquisitivo de las monedas locales) cuenta con medidas alternativas, denominados indicadores de tendencia inflacionaria,² que buscan depurar al IPC mediante filtros que aíslan los *shocks* transitorios y, de esta forma, obtener un indicador más fiable para las autoridades monetarias. Esta situación, no es diferente para el Banco Central de Bolivia (BCB) que cuenta con algunas medidas alternativas.³

Se consideran indicadores de tendencia inflacionaria a aquellas medidas que estiman de la manera más adecuada la tendencia de la inflación de una economía para captar los movimientos que son permanentes en los precios. Asimismo, estas medidas buscan aproximarse lo más posible a aquella inflación que se entiende como un fenómeno monetario y, por lo tanto, puede ser afectada por la política monetaria. Cabe mencionar que no existe un único método para construir un indicador de tendencia inflacionaria, pueden hallarse diversas metodologías empleadas por varias instituciones, las cuales presentan tanto ventajas como desventajas.

En la presente investigación se propone una medida alternativa de indicador de tendencia inflacionaria que contribuya a comprender mejor la evolución de la inflación en la

¹ La inflación debe ser entendida como el incremento continuo de los precios de la mayor parte de los productos que consumen las familias dentro de una economía.

² En inglés normalmente a estos indicadores alternativos se los conoce con el nombre de *core inflation*. No obstante, en español se los conoce con diferentes nombres como inflación núcleo, inflación subyacente (Cuadrado, 2001), entre otros. Mateos y Gaytán (1998) señalan que en algunos casos se utiliza la misma denominación para diversos indicadores de tendencia inflacionaria, aunque en otros puede representar la distinción entre indicadores que emplean diferentes metodologías en su construcción.

³ Para mayor información se recomienda ver el Informe de Política Monetaria (IPM) del BCB de enero de 2008.

economía boliviana. Más precisamente, lo que se busca es construir el indicador denominado *Inflación latente*.⁴ Este indicador se entiende como la parte de la inflación observada que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano y largo plazo, en el marco de la hipótesis de neutralidad del dinero (una Curva de Phillips vertical).

Esto se logra mediante la incorporación de restricciones dinámicas en un sistema de vectores autorregresivos estructurales (VAR Estructural) empleando la metodología de Quah y Vahey (1995) bajo las restricciones estructurales propuestas por Blanchard y Quah (1989) para obtener un indicador que refleje el crecimiento del nivel de precios susceptible de ser afectado por la política monetaria del BCB. Se parte de la premisa de que el IPC es afectado por dos tipos de *shocks*, el primero tiene impacto sobre la producción y la inflación, aunque no sobre la inflación latente. La segunda no afecta al producto real en el mediano y largo plazo, la medida que captura esta perturbación es lo que se conoce como inflación latente.

El presente documento está organizado de la siguiente manera: en primer lugar, se describen los diferentes tipos de indicadores de tendencia inflacionaria que existen y las metodologías que emplean. Posteriormente, se analiza las características de la inflación latente y se mencionan las experiencias de algunas economías en las que se empleó este indicador. Luego se muestra la metodología empleada para el desarrollo del Modelo del VAR Estructural y el cálculo de la inflación latente. A continuación se exponen los resultados obtenidos y algunas consideraciones sobre la metodología utilizada. Finalmente, se presentan las conclusiones de este documento.

II. Tipos de indicadores de tendencia inflacionaria

Como se mencionó, existen diferentes metodologías para calcular los indicadores de tendencia inflacionaria. De acuerdo a Jaramillo et al. (1999), estos indicadores se pueden dividir en dos grandes grupos cuya distinción principal radica en la forma en cómo se define y se mide la inflación. El primer grupo está conformado por aquellos indicadores de tendencia central del alza generalizada en los precios, esto se logra mediante la exclusión de algunos productos de la canasta familiar del IPC. Mientras que el segundo grupo, son aquellos que miden el componente permanente del IPC y se emplean técnicas estadísticas o econométricas para este propósito.

II.1 Indicadores según la definición de inflación generalizada

Estos indicadores se caracterizan por medir el componente generalizado de la inflación, es decir, el componente *“que afecta de manera simultánea, persistente y de la misma magnitud a un amplio conjunto de bienes y servicios incluidos en la canasta del IPC”*. [Jaramillo et al. 1999, *op. cit.* p. 4]. En este caso, se espera que la variación de los indicadores bajo esta definición tienda a converger en el largo plazo con la inflación calculada a partir del IPC.

⁴ En algunos documentos lo denominan Inflación Básica.

En ese sentido, el IPC tiene dos componentes, uno generalizado y otro que presenta variaciones atípicas. En este segundo grupo se observan aumentos transitorios de gran magnitud que se originan a causa de *shocks* de oferta. Por ejemplo, los alimentos, especialmente los agropecuarios, se caracterizan por ser muy sensibles a los cambios climáticos, lo cual provoca una gran volatilidad en sus precios. Para poder calcular los indicadores que se basan en esta definición se excluyen algunos bienes o servicios (los más volátiles o cuyos cambios no responden a fuerzas del mercado) del IPC. Algunos de los principales indicadores en este grupo son:

- i. **Inflación excluyendo algunos bienes y servicios de la canasta familiar:** En este caso se excluyen aquellos ítems que se consideran que tienen los precios más volátiles (alimentos) o que sus precios están regulados (servicios básicos), características que hacen que este indicador sea de fácil estimación e interpretación.

No obstante, según Jaramillo et al. (1999), p. 7 esta metodología contiene diferentes limitantes que se deben tener en consideración al momento de su aplicación. En primer lugar, al excluir algunos artículos de la canasta del IPC no solo se elimina la volatilidad de estas series sino también su propio componente tendencial. Y, en segundo lugar, los cambios en los precios de los alimentos o de los servicios pueden deberse a cambios por el lado de la demanda.

En Bolivia, el BCB cuenta con indicador denominado “Inflación Sin Alimentos”, en el cual se retiran todos los productos alimenticios y se calcula el nuevo índice que refleja un comportamiento menos volátil que el IPC total.

- ii. **Inflación Núcleo:** Este indicador se construye a partir de la separación de aquellos productos que reflejaron una mayor variación en sus precios durante un periodo determinado de tiempo. Esta metodología presenta diferentes ventajas: se puede calcular fácilmente, no es de difícil comprensión e incorpora criterios estadísticos para la elección de los ítems que se deben excluir (no se eligen arbitrariamente los componentes que deben salir de la canasta).

No obstante, este indicador también presenta algunas desventajas. De acuerdo a Jaramillo et al. (1999), p. 8, no existe una razón por la que se deba excluir los mismos bienes y servicios para un determinado periodo de tiempo, ya que esto puede provocar que se retiren artículos que contienen información relevante sobre el comportamiento de la inflación. Otro aspecto, es el hecho de que algunos bienes incluidos en el núcleo pueden presentar un comportamiento atípico en ciertos momentos, lo cual distorsionaría la evolución de este indicador. Por lo tanto, la inflación núcleo resulta ser una medida poco flexible al momento de incorporar cambios en su estructura, ya que, se debería revisar periódicamente cuales son los ítems que presentan mayor volatilidad y, de ser necesario, cambiarlos cada cierto tiempo, es decir, construir un núcleo dinámico que se actualice regularmente.

El Ente Emisor cuenta con un indicador de Inflación Núcleo el cual excluye los bienes y servicios que se determinaron que tienen los precios más volátiles y aquellos cuyos precios se encuentran regulados.

iii. **Media Truncada:** También conocido como estimador de influencia limitada propuesto por Bryan y Cecchetti (1993). Esta medida elimina aquellos productos o servicios que presentan variaciones extremas en sus precios mensualmente. Lo que se hace con estos indicadores es eliminar los artículos que reflejaron en sus precios las variaciones positivas y negativas más altas en el mes correspondiente. Se parte del supuesto de que los movimientos extremos en los precios de algunos productos están asociados a shocks de oferta específicos de ciertos sectores y que los movimientos cercanos al centro de la distribución son aquellos que reflejan con mayor exactitud las presiones de demanda.

Un punto a favor de las medias truncadas como indicador de tendencia inflacionaria, es el hecho de que permite incorporar nuevas observaciones sin alterar el comportamiento de indicador como en el caso del núcleo, además es de fácil estimación y puede obtenerse la información de manera oportuna. Sin embargo, acorde a Jaramillo et al. (1999), p. 10 su principal problema es que existe cierto grado de subjetividad al momento de determinar el nivel de truncamiento de la distribución, es decir, cuantos productos se deben excluir. Al no existir una regla que señale cuál es nivel óptimo de truncamiento muchos países cuentan con indicadores con diferentes niveles de truncamiento lo que puede hacer difícil su comparación dada su heterogeneidad.

En el BCB se cuenta con un indicador con estas características denominado "inflación subyacente", el cual excluye mensualmente los 5 bienes y/o servicios con mayor y menor variación de precios, respectivamente, así como aquellos que presentan cambios de precio provocados por factores de carácter estacional.

II.2 Indicadores según la definición de inflación permanente

El segundo grupo de indicadores de tendencia inflacionaria, según Jaramillo et al., *op. cit.*, p. 4, son aquellos que buscan calcular el componente permanente del IPC partiendo de la definición de que la inflación es un proceso estable y continuo del nivel general de precios. Por lo tanto, en este caso el IPC está conformado por dos componentes, uno es el permanente, que representa la parte estable y persistente de la inflación y puede ser afectada por la política monetaria. Mientras que el segundo segmento representa los cambios transitorios y discontinuos en el IPC, esta sección tiende a estar influenciada por shocks de oferta, cambios en los impuestos y subsidios, variaciones de los precios internacionales, entre otros. Por lo tanto, este componente no puede ser afectado por la política monetaria.

Acorde a Jaramillo et al., *op. cit.*, los indicadores que se construyen a partir de esta definición, buscan excluir los componentes transitorios de la serie del IPC, dejando un indicador de inflación asociado al comportamiento de la demanda y que puede ser afectado por la política monetaria. En la práctica se utilizan técnicas estadísticas para filtrar la serie del IPC y de esta manera obtener la inflación permanente. Existen diferentes metodologías que pueden generar una inflación suavizada a partir de la información del IPC. De acuerdo a Hernández (2008) se pueden distinguir dos tipos de metodologías

- i. **Estimación con métodos univariantes:** En este grupo se consideran las técnicas de suavizamiento o métodos de extracción de señales con paquetes estadísticos especializados. Estas técnicas aíslan las variaciones de precios que son estacionales y las transitorias o irregulares permitiendo estimar la tendencia del IPC. Existen diferentes métodos para obtener la tendencia como las medias móviles, los modelos econométricos ARIMA y los filtros estadísticos, sin embargo, cada técnica presenta algunas ventajas como desventajas.

Por ejemplo, en el caso de las medias móviles, tiene la ventaja de que la tendencia que se obtiene no varía con la inclusión de nuevos datos, no obstante, solo se puede obtener esta tendencia con un rezago de tiempo considerable. Por otra parte, los modelos ARIMA permiten obtener una tendencia contemporánea, no obstante, los resultados de estos modelos dependen del tamaño de la muestra y la tendencia puede cambiar con la inclusión de nuevos datos. Adicionalmente, según Mateos y Gaytán (1998) se puede obtener distintos resultados dependiendo de cómo se estructure el modelo ARIMA y de cuántas variables determinísticas se incluyan.

Una de las técnicas más utilizadas en muchos países es el filtro de Hodrick y Prescott (HP) que estima la tendencia de la inflación en el largo plazo mediante la minimización de la varianza alrededor de la serie observada. El grado de suavización de la tendencia está determinado por un parámetro conocido como lambda (λ). Esta técnica permite obtener una medida tendencial tomando en cuenta todos los artículos incluidos en la canasta del IPC. Empero, esta metodología tiene dos inconvenientes, por un lado, depende del tamaño de la muestra y la tendencia puede cambiar con la introducción de nuevas observaciones. Por otro lado, el nivel de suavizamiento que se escoge es arbitrario, ya que no existe en la teoría algo que indique cuál sería su valor óptimo.⁵

- ii. **Estimación con métodos multivariantes:** Estas técnicas son más recientes y se basan principalmente en el empleo de modelos de vectores autorregresivos (VAR) en los que se relaciona, normalmente, la inflación con el nivel de producción. Estos métodos superan a los univariantes debido al análisis económico que proveen, ya que dependen de un marco teórico que se establece en una primera instancia. En este subgrupo se encuentra el indicador de la inflación latente, cuyas características y metodología se explicarán en las siguientes secciones.

Es importante señalar que existen diversas metodologías y, por lo tanto, un gran número de indicadores de tendencia inflacionaria. En el presente documento sólo se mencionaron algunos de los indicadores más conocidos. Asimismo, en los últimos años se han empezado a desarrollar nuevos indicadores en base a modernas metodologías y técnicas innovadoras que no necesariamente pertenecen a alguno de los grupos mencionados anteriormente.

⁵ Existen diversos estudios que indican cual sería el parámetro lambda que se debería emplear, no obstante, son solo estimaciones.

III. Propiedades de la inflación latente

Como se mencionó anteriormente, el IPC cuenta con ciertas limitantes por lo que no reflejaría de manera adecuada el fenómeno de inflación. En ese sentido, de acuerdo a Melo y Hamann (1998) p. 4, una buena medida de inflación debe reflejar básicamente dos aspectos. En primer lugar, el indicador no debe ser afectado por fluctuaciones transitorias que se dan por el lado de la oferta de los artículos que se encuentran en la economía. Y, segundo, debe reflejar de manera adecuada la inflación de demanda de la economía. Por lo tanto, una medida que cumpla con ambos requisitos debería permitir analizar las presiones inflacionarias que pueden ser afectadas por la política monetaria.

La metodología propuesta por Quah y Vahey (1995) *op. cit.* cumple con estos aspectos partiendo de la hipótesis de que la inflación es un fenómeno monetario en el largo plazo, consistente con una Curva de Phillips vertical. Por lo tanto, la inflación no tendría efectos sobre la producción real en el mediano y largo plazo. Los autores señalan que el IPC está afectado por dos tipos de perturbaciones que no están correlacionadas entre sí. El primero puede tener un impacto significativo en el nivel de producción en el mediano y largo plazo, mientras que el segundo no tiene efectos sobre la producción después de un periodo de tiempo, aunque puede tener impactos transitorios en el corto plazo. Los autores identifican este segundo componente como la inflación latente. Es importante mencionar que esta distinción no permite identificar si las perturbaciones son a causa de shocks de oferta o de demanda. No obstante, según Bencomo et al. (2006), la mayoría de los shocks de oferta tienen un efecto permanente sobre el producto y los de demanda tienen un impacto de naturaleza transitoria.

De acuerdo a esta metodología, al comparar el comportamiento de la Inflación latente con la evolución del IPC se puede saber si existen presiones inflacionarias en la economía. Si la Inflación latente y el IPC reflejan un comportamiento similar entonces se puede inferir que no existen shocks de oferta, es decir, no existirían efectos sobre el producto en el largo plazo. Por ende, la política monetaria puede influir sobre los factores que explican el comportamiento de la inflación. Por otra parte, si existen perturbaciones negativas (positivas) que afectan el nivel de producción de largo plazo, entonces la inflación del IPC será superior (inferior) al de la Inflación latente. A medida que desaparezcan los efectos de estas perturbaciones, la inflación del IPC y la inflación latente tenderán a converger con el tiempo.

Este indicador fue utilizado ampliamente en diferentes países con diversos propósitos y obteniendo resultados favorables. Entre algunas investigaciones que se realizaron en Latinoamérica se encuentra la de Melo y Hamann (1998) *op. cit.* que calcularon la inflación latente para la economía colombiana encontrando un comportamiento coherente entre este indicador, el IPC y la evolución del producto, ya que cuando el producto creció por encima de su trayecto potencial, la inflación latente se situó por encima de la observada.

Por otra parte, Bencomo et al. (2006) *op. cit.* emplearon este método para el caso de Venezuela con la intención de que este nuevo indicador pueda ayudar a comprender mejor el comportamiento de la inflación en ese país, sus resultados arrojaron que la Inflación latente tiene un comportamiento menos volátil que la observada. Mientras que en Perú, Lavanda y Rodríguez (2011) emplearon esta técnica para obtener la descomposición histórica de la inflación distinguiendo entre *shocks* de oferta y de demanda, encontrando que las perturbaciones de demanda tuvieron una mayor participación en general, aunque en ciertos episodios los de oferta impulsaron la inflación.

También se realizaron diversos trabajos para medir las bondades de este modelo comparándolo contra otros indicadores de tendencia inflacionaria, encontrando resultados satisfactorios a favor de la inflación latente. Por ejemplo, Jaramillo et al. (1999) y Mateos y Gaytán (1998) *op. cit.* realizaron una comparación entre esta medida y otros indicadores que son empleados ampliamente en diferentes bancos centrales para los casos de Colombia y México, respectivamente. Para este propósito se analizaron los indicadores de tendencia bajo diferentes criterios, encontrando que la inflación latente, en términos generales, cuenta con buenas características al igual que otros índices, no obstante lo que distingue a la latente de los demás es que está relacionada con la teoría económica.

Otros autores también aplicaron esta metodología aunque con algunas variantes. En este caso, se encuentra el trabajo de Álvarez y Sebastián (1998) que mediante un cambio en la metodología de Quah y Vahey determinaron que la inflación del IPC contiene dos componentes una es la inflación permanente y la otra es la inflación latente. En este caso, el primer componente representa las variaciones del IPC que perduran en el tiempo y, por lo tanto, este indicador refleja el cambio continuo en el nivel general de precios.

Finalmente, en Bolivia también existen algunas investigaciones que aplicaron esta herramienta como en el caso de Hernaiz y Jiménez (2005) que gracias a esta metodología pudieron descomponer la inflación observada (la del IPC) en la inflación tendencial, el componente subyacente (Inflación latente) y el componente no subyacente. Sus resultados mostraron que la inflación observada y la subyacente tuvieron un comportamiento similar, excepto en los años noventa debido a las reformas estructurales que se dieron entre 1996 y 1997.

IV. Metodología

Se pretende estimar dos perturbaciones estructurales que afectan a la inflación y al producto ya que las mismas no son observables. Por lo tanto, se aplica el modelo de Quah y Vahey de un VAR estructural empleando las restricciones estructurales planteadas por Blanchard y Quah (1989) con el fin de identificar estas perturbaciones. Por lo tanto, para determinar el modelo que se utilizará, primero se debe definir a “*Y*” y “*P*” como los logaritmos naturales del producto y de la inflación, respectivamente. Partiendo

del supuesto de que ambas variables son integradas de orden uno $I(1)$, y no están cointegradas, se estima:⁶

$$\Delta Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_{11}(k)\mu_{1,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} C_{12}(k)\mu_{2,t-k} \quad (1)$$

$$\Delta P_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_{21}(k)\mu_{1,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} C_{22}(k)\mu_{2,t-k} \quad (2)$$

La metodología de Blanchard y Quah requiere que por lo menos una de las variables sea estacionaria, por lo que se las representa en primeras diferencias.

En el modelo descrito se encuentra la clave para identificar el componente permanente y el transitorio de la serie que se necesita. En este caso, la variable μ_{1t} , representa el efecto permanente sobre la producción. Mientras que la inflación latente está identificada por μ_{2t} , y como este componente no tiene efectos sobre la producción en el mediano y largo plazos, se debe esperar que el efecto de μ_{2t} sobre ΔY_t sea igual a cero:

$$\sum_{k=0}^{\infty} C_{12}(k)\mu_{2,t-k} = 0$$

Como esta condición debe cumplirse para cualquier μ_{2t} , entonces, se puede inferir que la condición que debe cumplirse es:

$$\sum_{k=0}^{\infty} C_{12}(k) = 0$$

Ora forma de expresarlo es en forma matricial:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}$$

En este caso $\mu_t = (\mu_{1t}, \mu_{2t})$ es un vector ruido blanco, con varianzas constantes y $C_{ij}(L)$ polinomios en el operador de rezago L . Por razones de conveniencia, en este punto se asume que la matriz de varianzas y covarianzas de los errores estructurales es igual a la matriz identidad.

Como ya se mencionó, las perturbaciones estructurales permanentes y transitorias no son observables, y se las debe calcular a partir de un modelo VAR estándar:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

⁶ Para esta sección se tomó en cuenta el modelo desarrollado por Bencomo et al. (2006) *op. cit.* y la metodología explicada en Enders (2004).

Por simplicidad, la ecuación también puede ser escrita como:

$$X_t = A_{ij}(L)LX_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Donde $A_{ij}(L)$ es un polinomio en el operador de rezago L , mientras que en el vector $e_t = (e_{1t}, e_{2t})$ los errores tienen media cero, varianza constante y no están correlacionados serialmente pero sí contemporáneamente. El elemento que permite calcular el VAR estructural a partir del VAR estándar es el hecho de que los errores de este último son términos compuestos por las perturbaciones determinadas del VAR Estructural (μ_{1t}, μ_{2t}) :

$$e_{1t} = C_{11}(0)\mu_{1t} + C_{12}(0)\mu_{2t} \quad (4)$$

$$e_{2t} = C_{21}(0)\mu_{1t} + C_{22}(0)\mu_{2t} \quad (5)$$

En forma matricial sería:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(0) & C_{12}(0) \\ C_{21}(0) & C_{22}(0) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}$$

Para implementar la restricción de largo plazo en el VAR estándar se lo debe describir. Por lo tanto, utilizando la ecuación número 3 y pasando el vector X_t al lado derecho de la ecuación tenemos:

$$[I - A(L)L]X_t = e_t$$

Despejando el vector X_t se obtiene:

$$X_t = [I - A(L)L]^{-1} e_t$$

Por simplicidad asumimos que:

$$M = |I - A(L)L|$$

Por lo tanto, llegamos a la siguiente ecuación:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = \frac{1}{M} \begin{bmatrix} 1 - A_{22}(L)L & A_{12}(L)L \\ A_{21}(L)L & 1 - A_{11}(L)L \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = \frac{1}{M} \begin{bmatrix} 1 - \sum_{k=0}^{\infty} a_{22}(k)L^{k+1} & \sum_{k=0}^{\infty} a_{12}(k)L^{k+1} \\ \sum_{k=0}^{\infty} a_{21}(k)L^{k+1} & 1 - \sum_{k=0}^{\infty} a_{11}(k)L^{k+1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Con lo que se obtiene:

$$\Delta Y_t = \frac{1}{M} \left(\left[1 - \sum_{k=0}^{\infty} a_{22}(k)L^{k+1} \right] e_{1t} + \sum_{k=0}^{\infty} a_{12}(k)L^{k+1} e_{2t} \right)$$

Tomando en cuenta que la inflación latente está identificada por μ_{2t} , y este no tiene efectos sobre la producción en el mediano y largo plazos tenemos que:

$$\sum_{k=0}^{\infty} a_{12}(k)L^{k+1} c_{12}(0)\mu_{2t} = 0$$

Esta expresión debe cumplirse para todo μ_{2t} , por lo que la restricción que necesitamos imponer es:

$$\sum_{k=0}^{\infty} a_{12}(k)L^{k+1} c_{12}(0) = 0$$

V. Estimación

Para estimar el modelo VAR estructural se emplearon como variables el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE)⁷ para representar el nivel de producción y el Índice de Precios al Consumidor desestacionalizado (IPC_SA) para reflejar el nivel de precios de la economía. Ambas variables están expresadas en logaritmos y tienen frecuencia mensual. El periodo de estimación abarca de enero de 1993 hasta diciembre de 2013.

V.1 Construcción del Modelo VAR Estructural

Antes de comenzar a estimar el modelo VAR Estructural se debe determinar el orden de integración de las variables que se utilizarán. Para esta etapa se empleó las pruebas estadísticas de Phillips-Perron y Dickey-Fuller Aumentada. Los resultados reflejaron que ambas variables son integradas de primer orden, por lo que en el modelo VAR tanto el IGAE como el IPC_SA fueron incorporados utilizando sus primeras diferencias⁸.

Luego de establecer el orden de integración de las variables se construyó el VAR. En ese sentido, para determinar el número óptimo de rezagos se utilizaron los criterios de Akaike, Schwarz y otros.⁹ Los resultados señalaron que se deberían introducir 12 rezagos. Adicionalmente, se introdujeron una constante *dummys* estacionales y estructurales.

Una vez determinado el modelo VAR más adecuado, se incorporó la restricción de identificación en la cual se determina que la inflación latente no tiene efectos sobre el nivel

⁷ Se decidió utilizar el IGAE en lugar del Producto Interno Bruto (PIB) trimestral para contar con una muestra en frecuencia mensual y, además, se puede contar con información más reciente.

⁸ Ver Apéndice A.

⁹ Ver Apéndice B.

de producción en el largo plazo. Esto se logró a partir de la creación de la una matriz 2x2 en la cual se especifica que el coeficiente $C_{12} = 0$. Posteriormente se realizó la descomposición estructural de los residuos del modelo para obtener los residuos estructurales de la inflación latente y calcular el indicador deseado.

V.2 Construcción del IPC latente¹⁰

Se parte de las ecuaciones 4 y 5, los errores del VAR estándar son términos compuestos de las perturbaciones del VAR estructural. Por un lado, están las perturbaciones no-latentes (aquellas que tienen efecto sobre la actividad económica en el mediano y largo plazos) y las perturbaciones latentes (las que tienen efectos sobre la producción solamente en el corto plazo). Es por esto, que es necesario obtener la descomposición estructural de los residuos para conseguir el residuo estructural de la inflación latente.

Se supone que en el periodo “ t ”, el residuo estructural de la inflación latente es igual a la diferencia entre la inflación observada (aquella calculada a partir del IPC) y la latente:

$$re_lat_t = dlog(ipc)_t - dlog(\widehat{latente})_t$$

Reordenando la ecuación anterior podemos calcular la inflación latente como:

$$dlog(\widehat{latente})_t = dlog(ipc)_t - re_lat_t$$

Como la ecuación está en diferencias, entonces:

$$dlog(\widehat{latente})_t = log(\widehat{latente})_t - log(\widehat{latente})_{t-1}$$

Dado que no se conoce el logaritmo del IPC latente para el periodo “ $t-1$ ”, se asume que la inflación latente es igual a la observada. En este caso tendría sería igual a la inflación observada desestacionalizada.

$$log(\widehat{latente})_{t-1} = log(ipc_sa)_{t-1}$$

Finalmente podemos determinar que el IPC latente en el periodo “ t ” es igual a:

$$log(\widehat{latente})_t = log(ipc_sa)_{t-1} + dlog(\widehat{latente})_t$$

Para obtener la inflación latente para el periodo “ $t+1$ ” se sustituye el valor de la inflación observada desestacionalizada por el valor de la inflación latente calculado para el periodo “ t ”, y así sucesivamente.

¹⁰ Para esta sección se consideró la metodología desarrollada por Bencomo *et al.* (2006) *op.cit.*

VI. Resultados

En esta sección se presenta la inflación latente calculada para la economía boliviana y se compara su evolución con la inflación observada. Posteriormente, se muestra los resultados del análisis de funciones impulso-respuesta para observar el comportamiento de la producción y la inflación ante *shocks* estructurales. Adicionalmente, se realiza una descomposición de varianzas para determinar qué proporción de la varianza de una variable es explicada por sus propias perturbaciones y qué porcentaje es determinada por las perturbaciones de la otra variable. Finalmente, se mencionan algunas consideraciones sobre la metodología empleada en este documento.

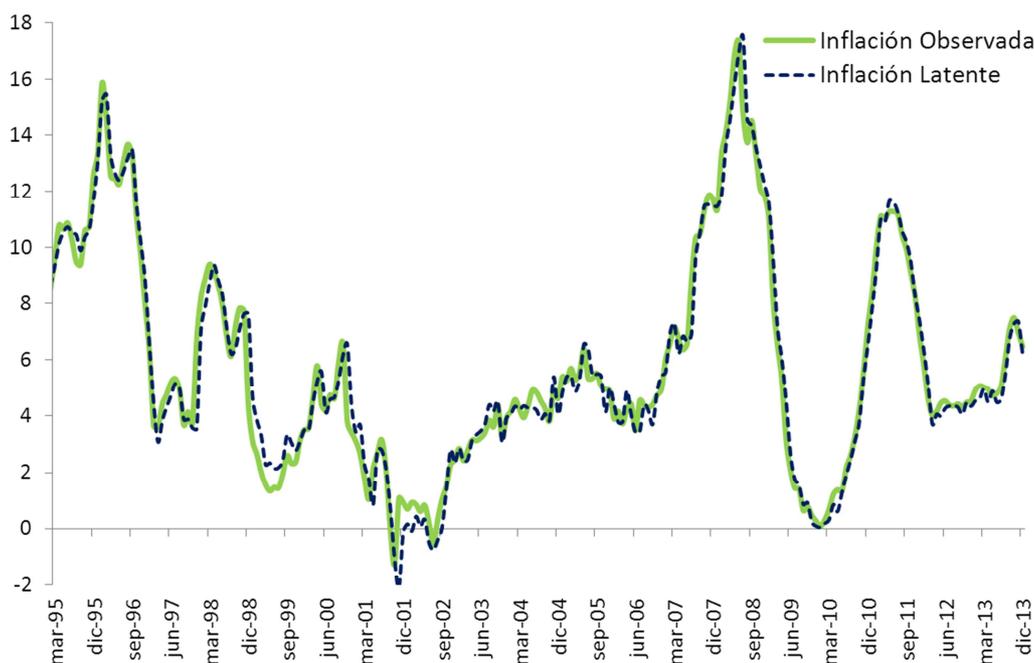
VI.1 Comportamiento de la inflación observada y la inflación latente

La inflación latente refleja el comportamiento que la observada tendría si no hubieran existido perturbaciones no-latentes. Dependiendo de cómo se comporten la observada y la latente se pueden llegar a diferentes inferencias:

- Si la inflación observada y la latente presentan un comportamiento similar, significa que no existieron perturbaciones con efectos sobre el producto en el mediano y largo plazos, es decir, no existieron *shocks* de oferta sino más bien *shocks* de demanda. Por lo tanto, la política monetaria puede afectar a los factores que determinan el comportamiento de la inflación.
- Si la inflación observada es mayor a la latente implicaría que la inflación fue afectada por *shocks* de oferta negativos (efectos climáticos, aumento de los precios internacionales, entre otros). En este caso, existen factores que no pueden ser afectados por la política monetaria. Aunque si la inflación latente refleja una tendencia ascendente significa que pueden existir presiones inflacionarias que se manifestarían después.
- Si la inflación latente se sitúa por encima de la observada, significa que la inflación pudo haber sido más alta. Es posible llegar a diferentes interpretaciones dependiendo de la tendencia de este indicador. Por un lado, si la inflación latente tiene un comportamiento descendente pudieron existir *shocks* de oferta positivos y/o la política monetaria tuvo un efecto positivo sobre la inflación. Por otro lado, si es que la latente está aumentando, entonces significa que podrían existir presiones inflacionarias.

La comparación entre la evolución de la inflación observada en Bolivia y la inflación latente calculada en este documento para el periodo 1995 y 2013 se puede observar en el Gráfico 1.

Gráfico 1: EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN OBSERVADA Y LA LATENTE
(Variaciones a doce meses, en porcentaje)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística
ELABORACIÓN: Propia

La inflación observada y la latente siguieron un comportamiento similar durante la mayor parte de la muestra. Por lo tanto, se puede inferir, en una primera instancia, que no existieron *shocks* no-latentes, es decir, no se presentaron *shocks* de largo plazo sobre el nivel de producción.

No obstante, existieron ciertos periodos en los cuales ambas inflaciones reflejaron leves disparidades que pueden atribuirse a diferentes factores. Por ejemplo, entre finales de 1998 y la mayor parte de 1999 la inflación latente se mantuvo por encima de la observada con significativas diferencias en algunos meses. En ese periodo la inflación observada se desaceleró debido al bajo dinamismo de la actividad económica y el debilitamiento de la demanda interna en esos años, según Cossio et al. (2007).

Entre 2007 y 2008 se registró un incremento extraordinario de los precios internacionales de alimentos y combustibles, debido a un importante aumento de la demanda mundial y otros factores. Por un lado, el incremento de los precios internacionales de los *commodities* ocasionó un aumento de la inflación importada y, por otro lado, fenómenos climáticos afectaron la producción normal de ciertos alimentos en la economía local generando un alza en los precios de los mismos. Si bien estos son *shocks* de oferta, ocasionaron un incremento continuo y generalizado de los precios internos lo cual generó que la inflación latente aumente, aunque en menor medida que la observada. El incremento de la inflación latente significaba que las autoridades debían aplicar una política monetaria contractiva, algo que se realizó efectivamente en ese momento.

En 2009, este panorama se revirtió con la crisis financiera internacional que ocasionó la recesión de la económica mundial. En este periodo los precios internacionales de

alimentos, combustibles y minerales atravesaron por una caída importante. En este contexto, la inflación observada y la latente reflejaron una tendencia importante a la baja llegando hasta valores cercanos a cero debido a choques de oferta positivos, por un lado, los precios internacionales disminuyeron lo que provocó que la inflación importada también se reduzca y, por otro lado, el sector agropecuario tuvo un buen desempeño lo cual estabilizó los precios internos de los alimentos. Adicionalmente, la política monetaria aplicada por el BCB (operaciones de mercado abierto de gran magnitud, aumento de las tasas de interés y otras medidas heterodoxas) durante 2007 y 2008 tuvo un impacto positivo y efectivo en la evolución de la inflación observada.¹¹

Entre 2010 y 2011, los precios internacionales volvieron a aumentar alcanzando nuevos máximos, especialmente en el caso de los alimentos. Esto se debió a que la economía mundial mostró signos de recuperación gracias a las diferentes políticas que se implementaron en varios países, especialmente, por el lado de las economías emergentes y en desarrollo. La inflación observada y la latente advirtieron una tendencia ascendente, lo cual representaba que existían presiones inflacionarias que estaban aumentando (principalmente a causa del repunte de la inflación importada y efectos climáticos adversos). Este comportamiento dio señales de que la política monetaria debía actuar para mitigar las presiones inflacionarias, algo que la Autoridad Monetaria realizó empleando nuevamente instrumentos como las OMA y otras medidas heterodoxas, aunque en menor medida con respecto al periodo 2007 y 2008. Por otra parte, el Gobierno también aplicó diferentes políticas para controlar las presiones inflacionarias.

Posteriormente, la inflación observada y la latente comenzaron a descender y mantuvieron esa tendencia hasta inicios de 2012. Este comportamiento respondió a una disminución de los precios internacionales a causa de la desaceleración de la economía mundial producto de la profundización de la crisis de deuda soberana de la Zona Euro. Por otra parte, la política monetaria también contribuyó a reducir las presiones inflacionarias.

Desde inicios de 2012 hasta mediados de 2013, la inflación observada y la latente reflejaron un comportamiento relativamente estable con una ligera tendencia al alza. Durante este periodo la inflación latente se situó por debajo de la observada lo que indicaría que no existían presiones inflacionarias significativas. No obstante, en el tercer trimestre de 2013 se observó un repunte en el comportamiento de la inflación observada alcanzando valores superiores a los de la latente, lo cual indicaría que *shocks* de oferta estaban impulsando la inflación. Efectivamente, en este momento los precios de algunos alimentos subieron por efecto de fenómenos climáticos (heladas y sequías), que mermaron la producción de algunos alimentos y, prácticas especulativas. Ante esta situación el BCB respondió aplicando una política monetaria contractiva, orientación que estuvo acorde con el movimiento de la latente. A finales de 2014, la inflación tendió a

¹¹ Cabe señalar que en ese periodo también se aplicaron otras políticas por parte del Gobierno para contener las presiones inflacionarias.

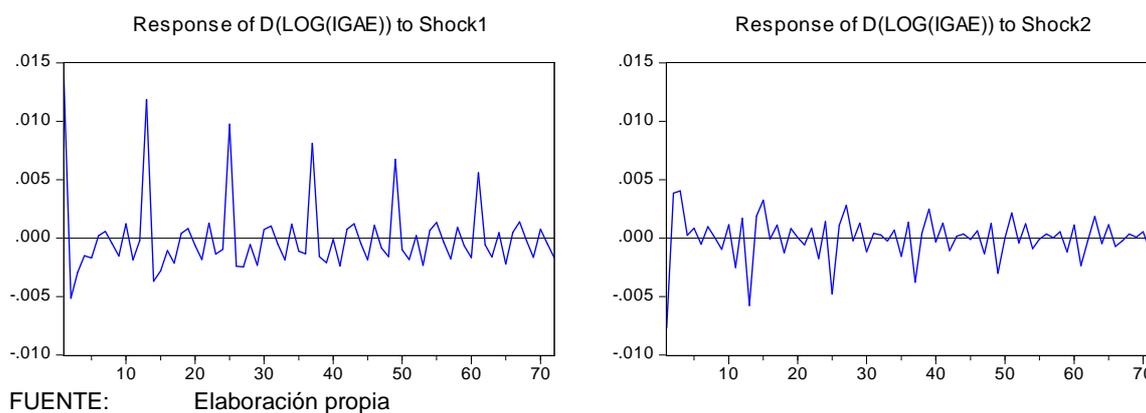
bajar debido a que el alza de los precios fue transitoria, y a las medidas aplicadas por la Autoridad Monetaria y el Gobierno Nacional.¹²

VI.2 Funciones impulso-respuesta

En esta sección se observan los resultados de las funciones impulso-respuesta de la producción y la inflación ante *shocks* no-latentes (*shock 1*) y latentes (*shock 2*). Como se mencionó, los *shocks* no-latentes son aquellos que tienen impacto en el producto en el mediano y largo plazos, y normalmente son de oferta; mientras que los *shocks* latentes tienen efecto sobre el producto en el corto plazo y desaparecen luego de un cierto tiempo, normalmente son de demanda.

Las respuestas dinámicas del producto (medido por el IGAE) ante un *shock* no-latente (*shock 1*) se pueden observar en el lado izquierdo del Gráfico 2. En el mismo se observa que esta perturbación tiene efectos bastante volátiles durante los primeros meses y los mismos son significativos hasta el mes 65 (casi 6 años). No obstante, el impacto no es de la misma magnitud en estos meses, se observa un comportamiento estacional cada 12 meses, aunque este va disminuyendo con el tiempo. Después de unos años los efectos de este *shock* son prácticamente nulos.

Gráfico 2: FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA DEL PRODUCTO



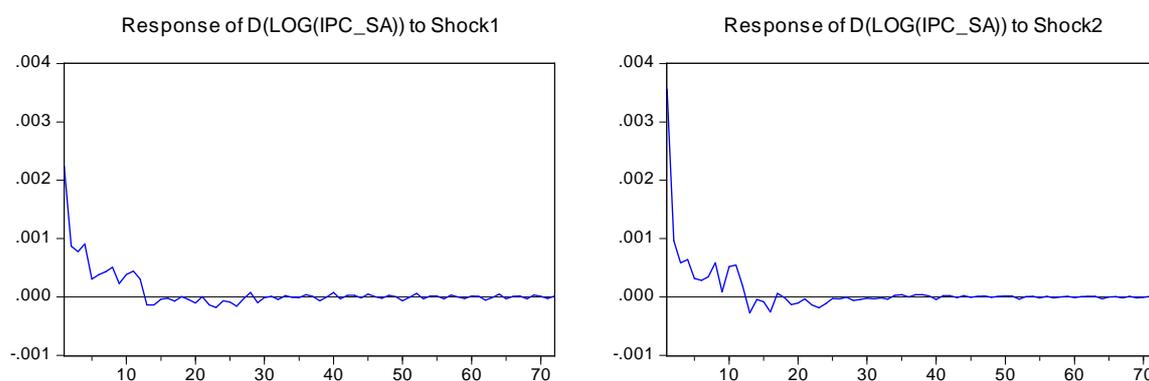
La respuesta del IGAE respecto a una perturbación latente (*shock 2*) se encuentra en el lado derecho del Gráfico 2. Se observa un impacto negativo en los primeros meses aunque tienden a ser cercanos a cero a partir del mes 40 (un poco más de 3 años), es decir, solo tiene efectos en el corto plazo. También se observa que existen efectos negativos de carácter estacional, aunque los mismos desaparecen con el tiempo. Este comportamiento es resultado de la restricción de neutralidad en el largo plazo que se impuso en el modelo del VAR Estructural.

Las funciones impulso respuesta de la inflación (medido por el IPC_SA) se observan en el Gráfico 3. Por un lado, la respuesta de la inflación ante una perturbación no-latente se

¹² Para información más detallada sobre el comportamiento de la inflación en los últimos años y las diversas medidas de política que se aplicaron en el país, se puede ver los diferentes IPM publicados por el BCB.

observan en el gráfico de la izquierda. En este caso, existe un efecto positivo y significativo en el primer mes, aunque el mismo tiende a disminuir en los siguientes meses hasta desaparecer a partir del mes 15 (poco más de 1 año). Por otro lado, la respuesta de la inflación ante un *shock* latente se encuentra en el gráfico de la derecha. Al igual que en el anterior caso, se advierte un aumento relevante en el primer mes, mayor que en el caso del *shock* no-latente, posteriormente, se observa un comportamiento volátil hasta que el impacto se vuelve nulo a partir del mes 25 (poco más de 2 años). Por lo tanto, un *shock* de demanda tiene un impacto más significativo y por un mayor periodo de tiempo sobre la inflación.

Gráfico 3: FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA DE LA INFLACIÓN



FUENTE: Elaboración propia

VI.3 Análisis de descomposición de varianzas

Una de las ventajas que ofrece trabajar con un VAR Estructural, es que se puede obtener la descomposición de varianza del error de predicción (Cuadro 1), la cual nos permite observar qué proporción de la varianza de una variable es provocada por el *shock* no-latente (*shock* 1) y qué parte por el *shock* latente (*shock* 2).

**Cuadro 1: DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN
PRODUCCIÓN INFLACIÓN**

Variance Decomposition of D(LOG(IGAE)):				Variance Decomposition of D(LOG(IPC_SA)):			
Period	S.E.	Shock 1	Shock 2	Period	S.E.	Shock 1	Shock 2
1	0,0166	76,4147	23,5853	1	0,0042	26,6484	73,3516
2	0,0182	74,8404	25,1596	2	0,0045	28,3301	71,6699
3	0,0188	72,2629	27,7371	3	0,0045	29,9659	70,0341
4	0,0189	72,3825	27,6176	4	0,0047	31,8596	68,1404
5	0,0189	72,3851	27,6149	5	0,0047	31,9463	68,0537
6	0,0189	72,3405	27,6595	6	0,0047	32,2178	67,7822
7	0,0190	72,2404	27,7596	7	0,0047	32,6869	67,3131
8	0,0190	72,2652	27,7348	8	0,0048	32,9038	67,0962
9	0,0191	72,1051	27,8949	9	0,0048	33,0050	66,9950
10	0,0192	71,7976	28,2024	10	0,0048	33,0745	66,9255
20	0,0254	72,4629	27,5371	20	0,0049	33,5528	66,4472
30	0,0292	72,5355	27,4645	30	0,0050	33,6942	66,3058
40	0,0317	72,7356	27,2644	40	0,0050	33,7281	66,2719
50	0,0336	73,0728	26,9272	50	0,0050	33,7551	66,2449

FUENTE: Elaboración propia

Los resultados en el caso de la producción (medido por el IGAE) se encuentran en el cuadro de la izquierda. Se puede observar que las perturbaciones no-latentes (*shock 1*) explican la mayor proporción de los movimientos del producto en todo el periodo de tiempo. Mientras que las perturbaciones latentes (*shock 2*) explican una menor proporción y tienden a disminuir con el tiempo. Por otro lado, en el cuadro de la derecha se observa la descomposición de varianzas para la inflación (representada por el IPC_SA). En este caso, la perturbación latente explica la mayor proporción de la varianza de la variable inflación. En términos generales, esta descomposición señala que en el periodo de análisis el comportamiento del producto fue más sensible a *shocks* de oferta, mientras que la evolución de la inflación respondió en una mayor proporción a *shocks* de demanda.

VI.4 Consideraciones sobre la inflación latente

La inflación latente es una medida que presenta diferentes ventajas, por ejemplo, a diferencia de otros indicadores de tendencia inflacionaria, no requiere que se excluyan las variaciones de ciertos productos para poder obtener una medida de inflación con un comportamiento menos volátil. Otro punto a favor es que esta medida está relacionada con la teoría económica debido a las restricciones de largo plazo, por un lado, este indicador respondería a variaciones en la demanda y en la oferta de corto plazo, por lo que se podría emplear la política monetaria en estos casos. En ese sentido, la inflación latente guarda concordancia con los conceptos macroeconómicos de equilibrio de largo plazo.

Adicionalmente, al comparar el comportamiento de la inflación observada con el de la latente se puede obtener información muy importante sobre los tipos de presiones inflacionarias que están afectando a la economía. Como mencionamos, si la inflación

observada y la latente reflejan un comportamiento similar, indicaría que no existen *shocks* de oferta que pueden afectar a la producción en el largo plazo y, por lo tanto, los cambios en el comportamiento de la inflación observada se deben a factores que pueden ser afectados por la política monetaria (Mateos y Gaytan, 1988, p.18).

No obstante, este indicador, al igual que el resto de los indicadores de tendencia inflacionaria, presenta algunas limitantes. De acuerdo a Mateos y Gaytán (1998) *op. cit.*, el principal inconveniente de esta metodología es que es paramétrica y los resultados pueden variar con cambios en los valores de las variables o la inclusión de nuevas observaciones. Este es un punto importante, ya que los valores del IGAE, a diferencia del IPC, se van ajustando en los meses siguientes. Esto se debe a que, por un lado, no todas las empresas remiten la información de manera oportuna al Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y, por otro lado, la trayectoria del IGAE se ajusta de acuerdo al comportamiento del PIB trimestral. Estos cambios en el IGAE pueden alterar los resultados del VAR Estructural.

Otro punto en contra, es el hecho de que la información del IPC se obtiene cada mes, mientras la información del IGAE está rezagada. Lo anterior resulta en un problema para los hacedores de política ya que se necesita contar con un indicador de tendencia inflacionaria que señale si existen presiones inflacionarias de manera oportuna. Si bien se puede utilizar información estimada para el caso del IGAE se pueden encontrar los problemas señalados anteriormente. Si se decide trabajar con el PIB trimestral en lugar del IGAE se encontrarían los mismos problemas.

Finalmente, es importante señalar que no existe un único modelo VAR estructural para poder calcular la inflación latente. Existen diferentes factores que pueden conllevar a que se calculen diferentes modelos de VAR estructural como la incorporación de otras variables (que estén de acuerdo a la teoría económica), la introducción de nuevas observaciones, el número de rezagos que se necesitan, entre otros.

A pesar de estos inconvenientes, es importante señalar que la inflación latente no deja de ser un indicador de tendencia inflacionaria con propiedades rescatables y que puede ser útil para los propósitos de los hacedores de política monetaria. Cabe mencionar, que con este indicador no se busca sustituir a otros indicadores de tendencia inflacionaria, sino más bien, complementarlos.

VII. Conclusiones

Debido a que el IPC presenta diferentes desventajas, se desarrollaron diferentes medidas alternativas conocidos como indicadores de tendencia inflacionaria que buscan reflejar el verdadero comportamiento de la inflación. Una de estas medidas es la inflación latente, que a diferencia de otras medidas, está relacionada con la teoría económica. Este indicador se entiende como la parte de la inflación observada que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano y largo plazos, en el marco de la hipótesis de neutralidad del dinero (una curva de Phillips vertical). Para obtener esta medida se emplea la

metodología de Quah y Vahey (1995) bajo las restricciones estructurales de Blanchard y Quah (1989).

Los resultados mostraron que entre 1995 y 2013 la inflación observada y la latente reflejaron un comportamiento similar, excepto en algunos episodios. En ciertos periodos la inflación observada se situó por encima de la latente aunque en esos momentos ese comportamiento se debió a *shocks* de oferta (efectos climáticos adversos, incremento de los precios internacionales de las materias primas, entre otros).

Los resultados de las funciones impulso-respuesta mostraron que un *shock* no-latente (oferta) tiene efectos sobre el producto (IGAE) en el largo plazo, mientras que un *shock* latente (demanda) solo tiene impacto en el corto plazo, estos resultados son congruentes con la restricción de neutralidad en el largo plazo. En el caso de la inflación (IPC_SA) un *shock* de demanda tiene un impacto más significativo y por un mayor periodo de tiempo sobre la inflación. Por otra parte, el análisis de descomposición de varianzas también mostró que el comportamiento del producto fue más sensible a *shocks* de oferta, mientras que la inflación respondió en una mayor proporción a *shocks* de demanda.

Cabe mencionar que el indicador desarrollado en este documento es una primera aproximación y la metodología empleada puede ser mejorada para obtener un indicador de tendencia inflacionaria con mejores propiedades. Asimismo, no se busca que esta medida sea sustituta de otras, sino más bien sea complementaria y contribuya a comprender mejor el comportamiento de la inflación en Bolivia.

Referencias Bibliográficas

- ÁLVAREZ L. J. y M. SEBASTIÁN, (1998). "La inflación permanente y latente en España: una perspectiva macroeconómica", *Revista Española de Economía*, 15 (1), pp. 37-65
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2008). *Informe de Política Monetaria*, enero
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2009). *Informe de Política Monetaria*, enero
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2010). *Informe de Política Monetaria*, enero
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2011). *Informe de Política Monetaria*, enero
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2012). *Informe de Política Monetaria*, enero
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2013). *Informe de Política Monetaria*, enero
- BENCOMO, J. C., H. FARÍA, H. MONTESINOS, J. R. RONDÓN (2006). "Estimación de la Inflación latente en Venezuela", Instituto de Estudios Superiores de Administración, Estudio IESA N°28
- BLANCHARD, O. J. and D. QUAH (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *The American Economic Review*, 79(4), pp. 655-673
- BRYAN, M. and S. CECCHETTI (1993). "Measuring Core Inflation". NBER Working Paper 4303, March
- COSSIO, J., M. LAGUNA, D. MARTIN, P. MENDIETA, R. MENDOZA, M. PALMERO, H. RODRÍGUEZ (2007). "La inflación y políticas del Banco Central de Bolivia", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 10, pp. 73 - 109
- CUADRADO, J. R. (2001). *Política económica objetivos e instrumentos*, Segunda edición, McGraw-Hill, Madrid, España
- ENDERS, W. (2003). *Applied Econometric Time Series*, Second Edition, John Wiley & Sons, United States
- HERNAIZ, D. y F. JIMÉNEZ, (2005). "Una estimación dinámica de la inflación subyacente para Bolivia", Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, *Análisis Económico*, 20, pp. 134 - 151
- HERNÁNDEZ, S. (2008). "El núcleo inflacionario", Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano, Notas Económicas Regionales N°6, enero
- JARAMILLO, C. F., E. CAICEDO, A. COBO, A. GONZÁLEZ, M. JALIL, J. M. JULIO, L. F. MELO (1999). "La inflación básica en Colombia: evaluación de indicadores alternativos", Banco de la República, *Borrador de Economía* N° 136, noviembre

LAVANDA, G. y G. RODRIGUEZ, (2011). "Descomposición histórica de la inflación en Perú. Distinguiendo entre choques de demanda y choques de oferta", Pontificia Universidad Católica del Perú, *Economía*, XXXIV, 67, pp. 126-162

MATEOS, C. y A. GAYTÁN, (1998). "Medidas alternativas de inflación", Banco de México, Documento de Investigación N°9802, Banco de México , julio

MELO, L. y F. HAMANN, (1998). "Inflación básica: una estimación basada en modelos VAR estructurales", Banco de la República, Borradores de Economía N°93, junio

QUAH, D. and S. P. VAHEY, (1995). "Measuring Core Inflation", *The Economic Journal*, 105 (432), pp. 1130-1144

APÉNDICES

APÉNDICE A

Resultados de las pruebas de raíz unitaria usando el estadística de Phillips-Perron para el logaritmo del IGAE, en niveles (Cuadro A.1) y en primeras diferencias (Cuadro A.2).

Cuadro A.1: PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON PARA LOGARITMO DEL INDICADOR GLOBAL DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA (IGAE) EN NIVELES

Null Hypothesis: LOGIGAE has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 31 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.874732	0.3439
Test critical values:		
1% level	-3.456730	
5% level	-2.873045	
10% level	-2.572976	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.003905
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.002461

Cuadro A.2: PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON PARA LOGARITMO DEL INDICADOR GLOBAL DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA (IGAE) EN PRIMERAS DIFERENCIAS

Null Hypothesis: D(LOGIGAE) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 27 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-23.66418	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.456840	
5% level	-2.873093	
10% level	-2.573002	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.003976
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000379

Resultados de las pruebas de raíz unitaria usando el estadístico de Dickey-Fuller Aumentada para el logaritmo del IGAE, en niveles (Cuadro A.3) y en primeras diferencias (Cuadro A.4).

Cuadro A.3: PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA PARA LOGARITMO DEL INDICADOR GLOBAL DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA (IGAE) EN NIVELES

Null Hypothesis: LOGIGAE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.905481	0.9998
Test critical values: 1% level	-3.458104	
5% level	-2.873648	
10% level	-2.573298	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro A.4: PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA PARA LOGARITMO DEL INDICADOR GLOBAL DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA (IGAE) EN PRIMERAS DIFERENCIAS

Null Hypothesis: D(LOGIGAE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.286512	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.458104	
5% level	-2.873648	
10% level	-2.573298	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Resultados de las pruebas de raíz unitaria usando el estadística de Phillips-Perron para el logaritmo del IPC_SA, en niveles (Cuadro A.5) y en primeras diferencias (Cuadro A.6).

Cuadro A.5: PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON PARA EL LOGARITMO DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR DESESTACIONALIZADO (IPC_SA) PRUEBA EN NIVELES

Null Hypothesis: LOGIPCSA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.872018	0.7959
Test critical values: 1% level	-3.456730	
5% level	-2.873045	
10% level	-2.572976	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	3.21E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.76E-05

Cuadro A.6: PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON PARA EL LOGARITMO DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR DESESTACIONALIZADO (IPC_SA) PRUEBA EN PRIMERAS DIFERENCIAS

Null Hypothesis: D(LOGIPCSA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.07646	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.456840	
5% level	-2.873093	
10% level	-2.573002	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2.81E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.43E-05

Resultados de las pruebas de raíz unitaria usando el estadístico de Dickey-Fuller Aumentada para el logaritmo del IPC_SA, en niveles (Cuadro A.7) y en primeras diferencias (Cuadro A.8).

Cuadro A.7: PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA PARA LOGARITMO DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR DESESTACIONALIZADO (IPC_SA) EN NIVELES

Null Hypothesis: LOGIPCSA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.837606	0.8062
Test critical values: 1% level	-3.456840	
5% level	-2.873093	
10% level	-2.573002	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro A.8: PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA PARA LOGARITMO DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR DESESTACIONALIZADO (IPC_SA) EN PRIMERAS DIFERENCIAS

Null Hypothesis: D(LOGIPCSA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.62736	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.456840	
5% level	-2.873093	
10% level	-2.573002	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

APÉNDICE B

Los diferentes criterios determinaron que debería introducirse 12 rezagos (Cuadro B.1).

Cuadro B.1: CRITERIOS DE SELECCIÓN DE REZAGOS DEL VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(LOG(IGAE)) D(LOG(IPC_SA))
 Exogenous variables: C @SEAS(1) @SEAS(3) @SEAS(4) DDIC1997 DMAY2000 DNOV2000 DJUL2...
 Date: 07/29/14 Time: 14:43
 Sample: 1993M01 2013M12
 Included observations: 236

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1360.534	NA	3.86e-08	-11.39436	-11.15952	-11.29969
1	1393.726	63.57062	3.01e-08	-11.64174	-11.34820	-11.52341
2	1405.580	22.50394	2.82e-08	-11.70831	-11.35605	-11.56631
3	1409.819	7.975022	2.81e-08	-11.71033	-11.29937	-11.54467
4	1447.539	70.32378	2.12e-08	-11.99609	-11.52642	-11.80676
5	1450.830	6.081563	2.13e-08	-11.99009	-11.46171	-11.77709
6	1453.803	5.441867	2.15e-08	-11.98138	-11.39429	-11.74472
7	1462.662	16.06527	2.06e-08	-12.02256	-11.37676	-11.76223
8	1476.131	24.19944	1.90e-08	-12.10281	-11.39830	-11.81881
9	1481.618	9.763884	1.88e-08	-12.11540	-11.35219	-11.80774
10	1485.617	7.050499	1.88e-08	-12.11540	-11.29348	-11.78408
11	1594.843	190.6822	7.71e-09	-13.00715	-12.12651	-12.65215
12	1620.875	45.00445*	6.40e-09*	-13.19386*	-12.25451*	-12.81520*
13	1622.401	2.611567	6.54e-09	-13.17289	-12.17483	-12.77056
14	1622.725	0.549301	6.76e-09	-13.14174	-12.08497	-12.71575
15	1627.168	7.455048	6.74e-09	-13.14549	-12.03002	-12.69583

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion