

PRESENTACIÓN

Es grato para el Banco Central de Bolivia publicar el Volumen 34 de la Revista de Análisis, el cual contiene cuatro artículos que fueron elegidos bajo un riguroso proceso de selección, que en este número abordan temas de actualidad económica relativos al sector financiero, la política cambiaria, la inversión, el crecimiento económico y la inflación.

El primer artículo titulado “Vulnerabilidad financiera: Propuesta para la estimación de un Índice de Condiciones Financieras para Bolivia” corresponde a David Zeballos, quien plantea utilizar la información contenida en distintas variables financieras para consolidarla en un Índice de Condiciones Financieras (ICF) que refleje la situación del sistema financiero. Para la construcción de dicho índice, el autor utiliza un modelo de vectores autorregresivos aumentados por factores y con coeficientes variables en el tiempo (TVP-FAVAR). Los resultados dan cuenta que el ICF es adecuado para explicar los periodos de rigidez de las condiciones financieras en la economía nacional.

El segundo artículo corresponde a Paola Yujra y titula “Estimación de un índice de presiones cambiarias”, investigación donde se identifican tanto las variables como los fundamentos que determinan las condiciones en los mercados cambiarios. A partir de esta información, construye un índice de presiones cambiarias para luego utilizar dos técnicas, una estadística y la otra econométrica (TVP-FAVAR), con las cuales comprueba que dicho índice se constituye en una medida efectiva de las presiones cambiarias detectadas en la economía.

En el artículo de Joab Valdivia y Juan Carlo acerca de los “Efectos de la inversión pública y privada en el crecimiento económico de Bolivia”, los autores buscan encontrar evidencia empírica sobre el efecto *crowding-in* que la inversión pública puede generar en la inversión privada en el corto y largo plazo. Para tal propósito, analizan, a través de los modelos VEC, los sectores de agricultura, construcción, hidrocarburos, energía, industria y minería y encuentran que este efecto se manifiesta, principalmente, en hidrocarburos, construcción y agricultura. Utilizando el modelo PVAR recursivo, también comprueban la existencia del efecto *crowding-in* buscado.

Mauricio Mora y Paola Yujra, en la investigación titulada “Evaluación de los Indicadores de Tendencia Inflacionaria”, exploran distintas metodologías que permitan contar con indicadores de inflación complementarios a los existentes y que pueden enriquecer la discusión con relación al comportamiento de la inflación. Los autores consideraron los siguientes criterios para evaluar los indicadores alternativos: volatilidad, persistencia, insesgamiento y capacidad predictiva. Los resultados encontrados muestran que los indicadores seleccionados cumplen con las cualidades requeridas que permiten tener una aproximación de las presiones de inflación originadas en el lado de la demanda de la economía boliviana.

Queda a consideración suya, amable lector, el contenido de estos trabajos de investigación elaborados, precisamente, para suscitar el interés y la reflexión académicas y que esperamos formen parte de sus revisiones de actualidad económica.

Sergio Marcelo Cerezo Aguirre
Asesor Principal de Política Económica

Vulnerabilidad financiera: Propuesta para la estimación de un Índice de Condiciones Financieras para Bolivia*

David Esteban Zeballos Coria**

RESUMEN

La importancia del monitoreo de las condiciones financieras cobró mayor relevancia luego de la Crisis Financiera Internacional y, recientemente, debido al impacto económico y financiero que significa la pandemia del COVID-19. Esta importancia surge debido a la estrecha relación que existe entre la actividad real y las vulnerabilidades financieras, entendiéndose estas como la medida en que el impacto adverso de los *shocks* sobre la actividad económica puede verse amplificado por fricciones financieras. En ese sentido, el objetivo del trabajo es estimar un Índice de Condiciones Financieras (ICF) para Bolivia que pueda resumir la información contenida en distintas variables financieras y que refleje la situación del sistema financiero. Metodológicamente, se utilizó un modelo VAR aumentado por factores siguiendo lo planteado por Koop y Korobilis (2014). Los resultados muestran que el ICF estimado resulta ser adecuado para explicar los períodos de mayor endurecimiento de las condiciones financieras en la economía nacional.

Clasificación JEL: C32, C58, E44, G21

Palabras Clave: Condiciones financieras, mercados financieros, TVP-FAVAR

* El presente documento no necesariamente refleja la visión del BCB ni la de sus autoridades; sus conclusiones son de exclusiva responsabilidad del autor.

** Correo electrónico: dzeballos@bcb.gob.bo

Vulnerabilidad financiera: Propuesta para la estimación de un Índice de Condiciones Financieras para Bolivia*

David Esteban Zeballos Coria**

RESUMEN

La importancia del monitoreo de las condiciones financieras cobró mayor relevancia luego de la Crisis Financiera Internacional y, recientemente, debido al impacto económico y financiero que significa la pandemia del COVID-19. Esta importancia surge debido a la estrecha relación que existe entre la actividad real y las vulnerabilidades financieras, entendiéndose estas como la medida en que el impacto adverso de los *shocks* sobre la actividad económica puede verse amplificado por fricciones financieras. En ese sentido, el objetivo del trabajo es estimar un Índice de Condiciones Financieras (ICF) para Bolivia que pueda resumir la información contenida en distintas variables financieras y que refleje la situación del sistema financiero. Metodológicamente, se utilizó un modelo VAR aumentado por factores siguiendo lo planteado por Koop y Korobilis (2014). Los resultados muestran que el ICF estimado resulta ser adecuado para explicar los períodos de mayor endurecimiento de las condiciones financieras en la economía nacional.

Clasificación JEL: C32, C58, E44, G21

Palabras Clave: Condiciones financieras, mercados financieros, TVP-FAVAR

* El presente documento no necesariamente refleja la visión del BCB ni la de sus autoridades; sus conclusiones son de exclusiva responsabilidad del autor.

** Correo electrónico: dzeballos@bcb.gob.bo

Estimación de un índice de presiones cambiarias*

Paola Cecilia Yujra Tonconi

RESUMEN

Tras una revisión de la literatura concerniente a crisis cambiarias, se realiza un mapeo de todas aquellas variables y fundamentos que determinan las condiciones sobre los mercados cambiarios a nivel general. En base a ello, la investigación tiene como objetivo estimar un índice de presiones cambiarias que deberá resumir la información contenida en dicho *set*. El objetivo se aborda a partir de dos enfoques: el primero, con carácter exploratorio, hace referencia a un análisis de tipo estadístico; el segundo considera un enfoque econométrico con la estimación de un modelo VAR aumentado por factores y con parámetros que cambian en el tiempo (TVP-FAVAR). Bajo este contexto, se espera que el índice otorgue una medida de las presiones que son relevantes para el mercado cambiario boliviano

Clasificación JEL: *C59, F31*

Palabras Clave: *Mercados cambiarios, estimación de factores, TVP-FAVAR*

* Las conclusiones y opiniones expresadas en el documento no representan necesariamente aquellas del BCB, ni de sus autoridades y son de exclusiva responsabilidad de la autora. Se agradecen los comentarios y sugerencias de los participantes al Taller Interno de Investigación Económica del BCB realizado el 11 de junio de 2021.

Estimación de un índice de presiones cambiarias*

Paola Cecilia Yujra Tonconi

RESUMEN

Tras una revisión de la literatura concerniente a crisis cambiarias, se realiza un mapeo de todas aquellas variables y fundamentos que determinan las condiciones sobre los mercados cambiarios a nivel general. En base a ello, la investigación tiene como objetivo estimar un índice de presiones cambiarias que deberá resumir la información contenida en dicho *set*. El objetivo se aborda a partir de dos enfoques: el primero, con carácter exploratorio, hace referencia a un análisis de tipo estadístico; el segundo considera un enfoque econométrico con la estimación de un modelo VAR aumentado por factores y con parámetros que cambian en el tiempo (TVP-FAVAR). Bajo este contexto, se espera que el índice otorgue una medida de las presiones que son relevantes para el mercado cambiario boliviano

Clasificación JEL: *C59, F31*

Palabras Clave: *Mercados cambiarios, estimación de factores, TVP-FAVAR*

* Las conclusiones y opiniones expresadas en el documento no representan necesariamente aquellas del BCB, ni de sus autoridades y son de exclusiva responsabilidad de la autora. Se agradecen los comentarios y sugerencias de los participantes al Taller Interno de Investigación Económica del BCB realizado el 11 de junio de 2021.

Estimating an exchange rate pressure index*

Paola Cecilia Yujra Tonconi

ABSTRACT

After reviewing the literature of currency crises, a mapping of variables that determines general conditions for exchange rate markets is developed. On this base, this paper has the goal to estimate an exchange rate pressure index, which shall summarize all the information that the original set of variables contains. In order to achieve the goal, two approaches are followed: first, a multifactor analysis is adopted; second, a Factor Augmented VAR model with time varying parameters (TVP-FAVAR) is estimated. In this context, the index is expected to provide a measurement of the pressures that are relevant to Bolivian exchange rate market.

JEL Classification: C59, F31

Keywords: Currency markets, factor estimation, TVP-FAVAR

* The conclusions, opinions and points of view expressed in this document do not necessarily represent those of the Central Bank of Bolivia or its authorities and are the sole responsibility of the author. The comments and suggestions of the participants to the BCB Internal Economic Research Workshop held on June 11, 2021 are appreciated.

I. Introducción

A lo largo de las pasadas décadas se han documentado diferentes enfoques que intentan explicar las razones que dieron lugar a las crisis cambiarias. Una crisis cambiaria, en general, es definida como la dificultad que atraviesa la autoridad monetaria de una economía para defender la paridad de su moneda con relación a otra, lo que deriva en un ajuste obligatorio, ya sea en términos de pérdida de reservas o en depreciaciones significativas. Los enfoques que aborda la literatura sobre crisis cambiarias, han cambiado a lo largo del tiempo y fueron mayormente resultado de las experiencias registradas en algunas economías emergentes y en desarrollo, especialmente, entre la década de los setenta y noventa y han recopilado una importante cantidad de elementos que resultan útiles para realizar el monitoreo y diagnóstico.

Bajo este marco, este documento de investigación considera la literatura sobre crisis cambiarias como insumo para definir, de manera formal, el mapeo de variables y fundamentos macroeconómicos que son relevantes para identificar el grado de presiones cambiarias que puede atravesar una economía, en este caso, la boliviana. Cabe aclarar que no se persigue como objetivo otorgar un desglose extenso de los enfoques de crisis cambiarias; sin embargo, a continuación, se presenta un punteo que destaca la relevancia de cada uno de ellos y la utilidad que se le otorga en términos de definición de variables para fines de la investigación.

Cuadro 1: RESUMEN DE LOS ENFOQUES QUE ABORDAN LAS CRISIS CAMBIARIAS

Enfoque	Autores	Definición	Indicadores monitoreados
Modelos de primera generación • Enfoque de la balanza de pagos o fundamentos	Salant y Henderson (1978) Krugman (1979) Flood, Garber (1984)	Las crisis cambiarias fueron resultado de la incompatibilidad entre el rol de la política monetaria como instrumento para alcanzar estabilidad (equilibrio interno), y su función rectora de corregir desequilibrios de la balanza de pagos a través del mercado cambiario (equilibrio externo)	- Crédito Interno - Emisión - Déficit fiscal - RN
Modelos de segunda generación • Enfoque de expectativas	Obstfeld (1994 y 1996) Gerlach y Smets (1995)	Las crisis cambiarias fueron resultado del costo de alcanzar el objetivo de disminuir la inflación y utilizar el tipo de cambio como instrumento de política para lograr el pleno empleo. Ello origina que aún con fundamentos sólidos, los mercados tengan el incentivo de lanzar ataques especulativos, lo que también es conocido como crisis autoanunciadas.	- Indicadores de expectativas - Indicadores de confianza - Tipo de cambio real - Tasas de interés - Desempleo
Modelos de tercera generación • Enfoque de reversiones súbitas en los flujos de contagio.	Dornbusch Godfajn-Valdés (1995) Calvo (1996)	Las crisis cambiarias fueron resultado, no de eventos internos, sino del deterioro de las condiciones de liquidez internacional; el efecto contagio entre economías amplió las presiones internas resultando en depreciaciones excesivas.	- Deuda Externa - Indicadores Financieros - Riesgo País - Precios de activos - Flujos de capital - Apalancamiento financiero
Modelos de tercera generación • Enfoque de crisis gemelas	Krugman (1996)	Las crisis cambiarias sucedieron de forma paralela al deterioro de las condiciones financieras locales, la evidencia empírica no define si la crisis financiera precede a una crisis cambiaria o viceversa, sin embargo se registraron mayores correlaciones entre ambos eventos generándose las llamadas crisis gemelas.	- Indicadores Financieros - Liquidez - Crédito y Depósitos - Tasa de interés local

Fuente: Elaboración propia en base a la revisión bibliográfica

Ahora bien, existe una serie de aspectos que vale la pena mencionar. Primero, las economías con regímenes de tipo de cambio fijo o administrado ahondan en la necesidad de generar indicadores de alerta. Algunos de éstos fueron denominados índices de presiones especulativas que, en esencia, miden la diferencia existente entre la variación de las reservas y del tipo de cambio nominal. Segundo, en términos históricos una crisis cambiaría puede ser resultado, no de una, sino de diferentes causas, por lo que un indicador que permita el monitoreo más amplio en términos de variables, apunta a ser más aceptable. Tercero, aún con un monitoreo amplio de variables, algunos autores hacen hincapié en la dificultad de estimar el momento exacto en el que se desata una crisis ya que, en general, existe un “componente anunciado” y otro menos predictivo denominado “gatillador súbito”. En ese contexto, la finalidad de la construcción de los indicadores, a criterio propio, debería apuntar a medir el grado de fragilidad que se hace evidente en el componente denominado “anunciado” y que en términos de política es factible de control.

Entonces, y con la finalidad de orientar la investigación, el índice de presiones cambiarias a construirse tiene como objetivo resumir la información contenida en un *set* amplio de variables relacionadas a los fundamentos macroeconómicos, expectativas, choques externos y mercado financiero, entre otros. En este contexto, se propone otorgar una medida de las presiones que son relevantes para el mercado cambiario boliviano.

En términos metodológicos, se utiliza un modelo de Vectores Autorregresivos que es aumentado por Factores y cuyos parámetros son variantes en el tiempo. Esta propuesta de estimación se extrae de Koop y Korobilis (2014) quienes realizan la estimación de un índice de condiciones financieras. No se encontró referencia bibliográfica que emplee este enfoque metodológico para el análisis de los mercados cambiarios; sin embargo, la flexibilidad del método de estimación permite realizar una apuesta inicial por la metodología planteada. Además, y con el objetivo de complementar los hallazgos y contrastarlos, se realiza un análisis exploratorio preliminar, de orden estadístico, a través de la estimación de factores.

Tras la estimación del indicador, los resultados muestran al menos tres periodos en los cuales las presiones cambiarias son relevantes: entre 2008-2009 en coincidencia con la crisis financiera internacional; entre 2014 y 2016, periodo caracterizado por la finalización del ciclo de los precios de las materias primas; y, finalmente, desde el cierre de 2018 hasta 2020, en un contexto de incertidumbre política y el inicio de la crisis sanitaria debido a la pandemia del Covid-19.

Con relación a la agenda futura, queda pendiente el proceso formal de validación del indicador, en términos de coherencia, respuesta a diferentes

choques, capacidad predictiva y, finalmente, en términos de secuencia para definir la calidad del índice como indicador de monitoreo.

El documento está organizado bajo la siguiente estructura: luego de esta breve introducción, la sección II detalla los aspectos metodológicos para la estimación del indicador; la sección III presenta los datos utilizados y el análisis exploratorio llevado a cabo mediante la estimación de factores; la sección IV contiene los resultados de la estimación y una serie de consideraciones que derivan del ejercicio; la última sección concluye.

II. Metodología

Ésta sección detalla el enfoque propuesto por Koop y Korobilis (2014) para la estimación del TVP-FAVAR y detalla algunos elementos de cara a la estimación. Sea y_t ($t = 1, \dots, T$) un vector de tamaño $n \times 1$ que contiene información de una serie de factores que serán empleados para la estimación del índice, en la aplicación empírica que se plantea, estos factores contendrán información sobre variables vinculadas al mercado cambiario y que se encuentran en línea con los enfoques de crisis cambiarias revisadas en el Cuadro 1.

Adicionalmente, se tiene un vector de tamaño $s \times 1$ que contiene una serie de variables macroeconómicas y es denominado y_t . Para el ejercicio, la definición de y_t persigue dos objetivos. En primer lugar, lograr la interacción del instrumento de política monetaria con el marco que provee la política cambiaria, lo que se alcanza al introducir la variable emisión. Dado ello, se incorpora el crecimiento de la actividad económica e inflación como los objetivos de política. En segundo lugar, con la incorporación de éstas variables se intenta eliminar la información que el índice de presiones cambiarias pueda contener de manera intrínseca por el efecto de alguna de estas tres variables.

Entonces, tal y como establecen los autores, el modelo TVP-FAVAR con p rezagos se define de la siguiente manera:

$$y_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \quad (1)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Para λ_t^y que representa a los coeficientes del modelo; λ_t^f es conocido como los "loadings" del factor común; f_t es el factor latente que daría lugar, en este caso, al índice de presiones cambiarias; c_t es el vector que contiene los interceptos $B_{t,1}, \dots, B_{t,p}$ y corresponde a los coeficientes del modelo de vectores autorregresivos; finalmente, u_t, ε_t hacen referencia a los términos de error que son normalmente distribuidos con media cero y matrices de covarianzas y varianzas variantes en el tiempo denominadas V_t, Q_t respectivamente.

La flexibilidad del modelo da lugar a que todos los parámetros tengan diferentes valores para cada periodo definido en t . Por su parte, la estructura permite alcanzar dos resultados: en primer lugar, extraer un índice latente de las variables relacionadas al mercado cambiario, que será denominado “Índice de presiones cambiarias - IPCAM”; y lo segundo, al utilizar un sistema multivariado en la estimación, se hace posible capturar, de mejor manera, la dinámica de los movimientos y la interdependencia entre el IPCAM y las variables macroeconómicas por lo que al realizar otros ejercicios como de pronóstico, el sistema considera, además, la información del IPCAM. Asimismo, al realizar la estimación conjunta del sistema se elimina del indicador el efecto de las condiciones macroeconómicas definidas en y_t , por lo que, en su estado puro, el IPCAM estimado reflejaría únicamente las condiciones del mercado cambiario.

Para terminar de definir la estructura del modelo, se requiere establecer la dinámica de los parámetros que cambian en el tiempo, para lo cual se define el vector de *loadings* $\lambda_t = (\lambda_t^y, \lambda_t^f)'$ y los coeficientes del modelo VAR $\beta_t = (c_t', \text{vec}(\beta_{t,1})', \dots, \text{vec}(\beta_{t,p})')'$ que siguen un proceso de camino aleatorio de la forma $\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t$ y $\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$, donde $v_t \sim N(0, W_t)$ y $\eta_t \sim N(0, R_t)$.

La estrategia de estimación llevada a cabo por Koop y Korobilis (2014) plantea la combinación de dos métodos lo que da lugar a reducir los costos computacionales simplificando el proceso de estimación. Entonces, en línea con Koop y Korobilis (2013), los autores combinan el método de *variance discounting* con *Kalman filter* con el propósito de obtener resultados analíticos de la distribución posterior de la variable latente f_t al igual que de los parámetros que cambian en el tiempo $\theta_t = (\lambda_t, \beta_t)$. Los autores desarrollan un algoritmo dual de filtrado condicional lineal y suavizado lo que permite reducir, de manera óptima, el tiempo de estimación.

Bajo esa línea de eludir los costos computacionales, las matrices de varianzas y covarianzas de los errores V_t , Q_t , W_t , R_t , se estiman de manera recursiva mediante el método de *variance discounting*. Tanto para V_t como Q_t se utilizan estimadores de promedio móvil exponencialmente ponderado (*EWMA*, *decay factors*) mientras que W_t y R_t son estimados usando el método de *forgetting factors*.

La identificación del FAVAR se alcanza al restringir la matriz V_t para que ésta sea diagonal. Ello asegura la identificación debido a que el factor f_t captura, únicamente, factores comunes a las variables asociadas al mercado cambiario luego de eliminar el efecto de las variables macroeconómicas definidas en y_t .

La estrategia de estimación que se usa en el documento es la definida por Koop y Korobilis (2014) y, en esa línea: i) se fijan los valores para todos los parámetros λ_0 , β_0 , V_0 , Q_0 ; ii) se obtiene el factor f mediante componentes

principales; iii) se estiman V_t , Q_t , W_t , R_t mediante el método de *variance discounting*; iv) se estima λ_t , β_t dado V_t , Q_t , W_t , R_t mediante *Kalman Filter*, y v) se estima el factor f_t dado θ_t mediante *Kalman Filter*.

Para finalizar, la elección de los hiper parámetros y de las condiciones iniciales considera β_0 distribuciones iniciales del tipo Minnesota, mientras que los parámetros de las matrices de varianzas y covarianzas son fijadas en 0,99. Finalmente, el *decay factor* para la varianza del error del factor se fija en 0,96.

III. Datos y análisis estadístico

En línea con lo descrito en la sección II, se estructuran dos matrices de información: la primera referente a la matriz x_t que contiene información sobre las variables que señalan presiones cambiarias. En ese sentido, y para otorgar sustento a la matriz de variables seleccionadas se consideran los enfoques que describen la generación de presiones en los mercados cambiarios.

Los modelos de primera generación, en su concepción más sencilla, establecen que las fuentes de presión son resultado del deterioro de los fundamentos macroeconómicos, formalmente, de la incompatibilidad entre el rol de la política monetaria como instrumento para alcanzar la estabilidad y su función rectora de corregir los desequilibrios de la balanza de pagos a través del mercado cambiario. En este marco, los trabajos que consideran este enfoque suelen enfatizar el rol de la cuenta corriente, el déficit fiscal, el nivel de los activos de reserva, el crédito interno neto, el tipo de cambio real y la emisión, principalmente. Bajo este marco, y con la finalidad de caracterizar este enfoque, la investigación considera: i. Una *proxy* de la cuenta corriente que se elabora a partir de la información mensual de exportaciones, importaciones y remesas, ello con el objetivo de tener información de mayor frecuencia y menor rezago; ii. El déficit fiscal, a partir del crédito interno y externo; iii. Las reservas internacionales netas con el componente que considera únicamente el nivel de divisas; iv. El índice de tipo de cambio real. Con relación a la emisión, se omite la introducción de ésta variable ya que, como se verá más adelante, su incorporación persigue otra finalidad.

El segundo enfoque, en resumen, manifiesta que, aún con fundamentos sólidos, algunos agentes tienen un incentivo perverso de originar ataques especulativos debido a que mantienen elevadas expectativas de depreciación, lo que es resultado de la falta de credibilidad entre el objetivo de disminuir la inflación y utilizar el tipo de cambio como instrumento de política para lograr el pleno empleo. En este marco, los agentes lanzan ataques especulativos hasta que la crisis auto anunciada se efectiviza. En este sentido, la literatura considera las variables del enfoque de primera generación a las que se añaden algunos indicadores de expectativas.

En términos prácticos, operativizar este enfoque plantea una serie de desafíos, primero, porque se considera una acción directa del mercado, y segundo, porque se hace alusión a variables de percepción que en general no son observables. En ese sentido, a partir de la encuesta mensual de expectativas del Banco Central de Bolivia (BCB) se generan índices de volatilidad que son estimados a partir de modelos GARCH. Con ello, se captura la información de la volatilidad de las expectativas sobre el tipo de cambio,¹ inflación y actividad. Adicionalmente, y con el objetivo de tener una aproximación del denominado ataque especulativo, se genera un indicador de volatilidad de las reservas internacionales para el componente 'sólo divisas' a partir de un modelo GARCH². Finalmente, bajo la misma concepción se genera un indicador de volatilidad de las ventas de dólares que realizan las entidades de intermediación financiera al público para el tramo de operaciones entre USD0 y USD10.000³.

Bajo el tercer enfoque, se otorga mayor relevancia a las variables de orden financiero. Sin embargo, se hace una distinción importante entre el efecto contagio entre economías debido a una reversión súbita de los flujos de capital (factores externos) y las condiciones del sistema financiero (factores internos). Para el primer caso, se considera una serie de variables externas que contienen información sobre el producto mundial, la inflación externa, los precios de materias primas, la percepción del riesgo país, la incertidumbre global y la evolución del dólar respecto a una canasta de monedas representativas, mientras que, para el segundo enfoque, se consideran variables financieras del mercado local que reflejan la evolución de los créditos y depósitos. En este punto en particular, a criterio personal, se evita la inclusión de un exceso de variables financieras, ello porque el indicador podría capturar adicionalmente las condiciones financieras y sobreestimar o subestimar el índice de condiciones cambiarias. En ese marco, la información del mercado financiero se limita a un par de variables: créditos y depósitos.

La forma de construcción de algunas de estas series, si corresponde, es detallada en el Cuadro 3 y su evolución histórica puede apreciarse en el Gráfico 1. Así mismo, se especifica la transformación utilizada para que este *set* sea estacionario. Finalmente, y en línea con los modelos de factores dinámicos, éstas variables son estandarizadas antes de realizar el análisis estadístico de factores y al momento de realizar la estimación del TVP-FAVAR.

- 1 El modelo GARCH, para la expectativa del tipo de cambio, corresponde a un GARCH (1,1); para la expectativa de la inflación a un GARCH (1,1) y para la expectativa de la actividad GARCH (1,0) (ver Apéndice).
- 2 La volatilidad del componente divisas de las Reservas Internacionales Netas (RIN) se lo estima mediante un GARCH (1,1) (ver Apéndice).
- 3 El indicador de volatilidad corresponde a un GARCH (1,1) (ver Apéndice).

En cuanto a la definición de variables que se introducen en y_t , como se indicó previamente, éstas persiguen algunos objetivos en particular. En primer lugar, se espera que la estimación del índice de presiones cambiarias no sea ajeno a la dinámica de la política monetaria por lo que una de las primeras variables introducidas es la emisión. Así también, en ésta matriz se introducen los objetivos de política a partir del Índice Global de Actividad Económica (IGAE) y la inflación. En segundo lugar, la introducción de éstas variables tiene como objetivo depurar el índice de aquella información que no provenga exclusivamente del ámbito cambiario y que pueda asociarse, por ejemplo, a la dinámica intrínseca del producto.

Cuadro 2: DETALLE DE LA CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES

Factores	Variables	Transformación	Mnemónico
Modelos de 1G - Enfoque de la balanza de pagos o de fundamentos			
	Cuenta corriente 1/	Valor respecto al promedio 12 meses	CC_ADJ
	Reservas internacionales netas 2/	Valor respecto al promedio 12 meses	RIN_ADJ
	Deuda 3/	Valor respecto al promedio 12 meses	DEUDA_ADJ
	TCR	Var % 12 meses	P12_TCR
Modelos 2G - Enfoque de expectativas			
	Volatilidad RIN	Nivel - Garch	VOL_RIN
	Volatilidad Expectativas de inflación	Nivel - Garch	VOL_EINFL
	Volatilidad de las expectativas del PIB	Nivel - Garch	VOL_EPIB
	Volatilidad de las expectativas del tipo de cambio	Nivel - Garch	VOL_ETC
	Volatilidad de las ventas de dólares primer tramo 4/	Nivel - Garch	VOL_VTA_DOL
Modelos 3G - Enfoque de reversiones súbitas de capital			
	PIB-ER	Diferencia a 12 meses	D12_PIB_ER
	Índice del dólar	Diferencia a 12 meses	D12_DXY
	Índice de incertidumbre económica 5/	Valor respecto al promedio 12 meses	EPU_ADJ
	EMBI 6/	Diferencia a 12 meses	D12_EMBI
	Inflación externa relevante	Var % 12 meses	D12_IPE
	IPPBX	Diferencia a 12 meses	D12_IPPBX
Modelo 3G - Enfoque de crisis gemelas			
	Brecha entre crédito y depósitos 7/	Diferencia entre nivel de créditos y depósitos	BRECHA_FIN
	IGAE Financiero	Var % 12 meses	IGAE_FIN
	Ventas netas de dólares de las EIF al Público	Valor respecto al promedio 12 meses	VTA_DOL_ADJ
VARIABLES MACROECONÓMICAS			
	Índice de actividad económica	Var % 12 meses	IGAE
	Inflación	Var % 12 meses	INFL
	Emisión	Diferencia a 12 meses	D12_EMI

Nota: Elaboración propia

^{1/} Aproximación mediante el valor de las exportaciones menos importaciones más remesas.

^{2/} Considera únicamente el componente divisas.

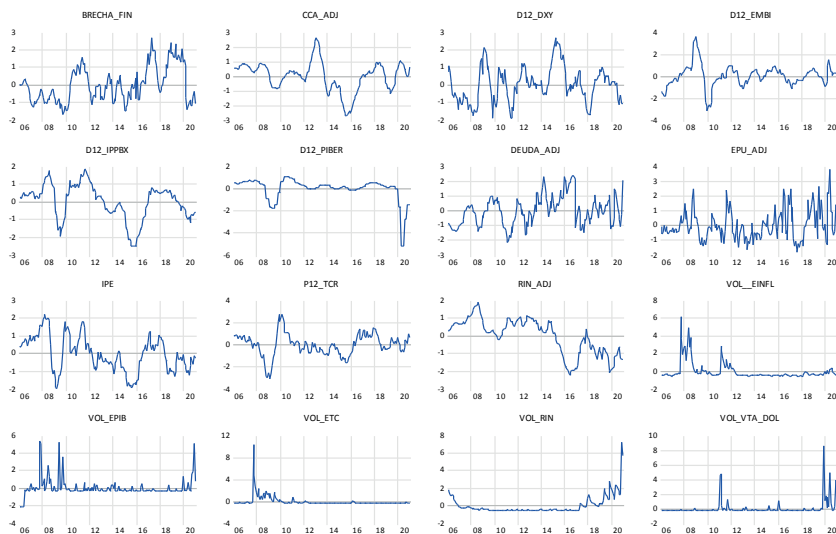
^{3/} Engloba crédito interno y crédito externo.

^{4/} El tramo 1 se refiere a ventas de dólares de las Entidades de Intermediación Financiera (EIF) al público para el rango entre USD0 a USD10.000.

^{5/} Se refiere al índice de incertidumbre de política económica global elaborado por Baker et al. (2016).

^{6/} Considera únicamente a Latinoamérica.

^{7/} Se excluye el valor de créditos y depósitos del Banco Unión S.A. El nivel de créditos y depósitos respectivamente corresponden al valor respecto al promedio de los 12 meses previos.

Gráfico 1: VARIABLES COMPRENDIDAS EN LA MATRIZ X_t 

Fuente: Elaboración propia en base a información obtenida del Instituto Nacional de Estadística (INE), BCB, Bloomberg Finance L.P.

En ese contexto, la elección preliminar es bastante simplificada, conteniendo la información sobre el índice global de actividad económica, la inflación y la variable emisión como instrumento de política monetaria. De igual manera, las transformaciones, si corresponden, son detalladas en el Cuadro 3 y la visualización de las mismas se ubica en el Gráfico 2.

Gráfico 2: VARIABLES COMPRENDIDAS EN LA MATRIZ Y_t 

Fuente: Elaboración propia en base a información obtenida del INE, BCB

Posterior a la descripción de variables, se plantea realizar un ejercicio de carácter exploratorio mediante la extracción de factores. Ello responde a que no se tiene evidencia empírica reciente de trabajos que realicen la estimación de este tipo de indicadores por lo que existe la necesidad de generar una serie de punteos antes de abordar la estimación formal.

Para detallar un poco el ejercicio, se describe, a continuación, algunas características generales del análisis factorial. El objetivo de este tipo de análisis consiste en simplificar la información de un número amplio de variables con la finalidad de hacerla más comprensible. Metodológicamente se extraen factores, que son componentes no observables pero que explican la varianza que es común a todo el *set* de variables en análisis. Ello sucede, especialmente, cuando se realiza una extracción vía componentes principales. En términos simples, el análisis factorial se concentra en la varianza y cada factor estimado extrae las fuentes de variabilidad. Entonces, se busca una serie de *loadings* o pesos factoriales para identificar nuevas medidas no observables pero que explican la mayor cantidad de la varianza que está presente en la matriz de variables originales. Estas medidas tienden a agruparse en categorías denominadas factores por lo que cada agrupación permitiría entender las correlación de cada variable con el factor estimado.

Realizada la estimación de factores, se evalúan únicamente aquellos que, de manera individual, explican al menos el 15% de la variabilidad contenida en la matriz de información. De ahí que, resultado de este ejercicio, se identifican tres factores relevantes.

Factor 1: Contiene información de la variabilidad observada en la cuenta corriente, deuda, tipo de cambio real, reservas internacionales, volatilidad de la inflación, Índice de Precios de Productos Básicos de Exportación de Bolivia (IPPBX). En cuanto a variables externas, destaca la inflación externa relevante. Este factor explica al menos el 40% de la variabilidad contenida en la matriz de información original.

Factor 2: De expectativas, debido a que los *loadings* que tienen mayor representatividad corresponden a la volatilidad de las expectativas de inflación, volatilidad de las expectativas de la actividad, volatilidad del tipo de cambio nominal y el Indicador de Bonos de Mercados Emergentes (EMBI por su sigla en inglés) de Latinoamérica. Con todo ello, este factor explica cerca del 24% de la variabilidad contenida en la matriz x_t .

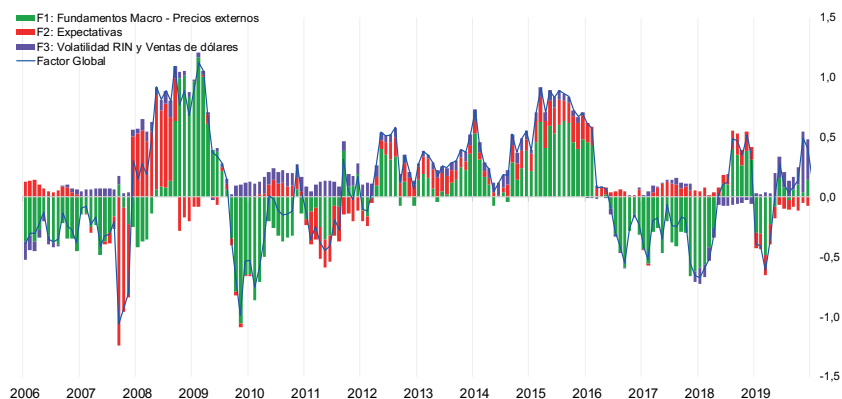
Factor 3: Con una proporción del 16% en la explicación de la varianza, este factor rescata la información contenida en las variables de volatilidad de las RIN, volatilidad de las ventas netas de dólares y, en cuanto a variables externas, se tiene a la actividad externa relevante e incertidumbre global.

Para visualización, se pondera a cada factor en relación al grado de variabilidad que logra explicar y, con ello, se estructura un “Factor Global”⁴ que será,

4 Generados los tres factores, se pondera la relevancia de cada uno de ellos en relación al grado de variabilidad que logran explicar (0,4%; 0,24% y 0,16%), siendo el factor global una suma ponderada.

para fines de la investigación, la variable base con la que posteriormente se contrastarán los resultados obtenidos con la estimación del TVP FAVAR. Como se observa en el Gráfico 3, gran parte de las presiones que señala el indicador corresponden al Factor 1. A finales de 2019, el Factor 3, que mide la volatilidad de las RIN, de las ventas de dólares por parte de las EIF al público e incertidumbre global, cobra mayor relevancia, mientras que el Factor 2, que mide la volatilidad de las expectativas de inflación, de la actividad y del tipo de cambio cobró relevancia a inicios de 2008 y posteriormente en el periodo 2015-2016.

Gráfico 3: ANÁLISIS ESTADÍSTICO MULTIFACTORIAL

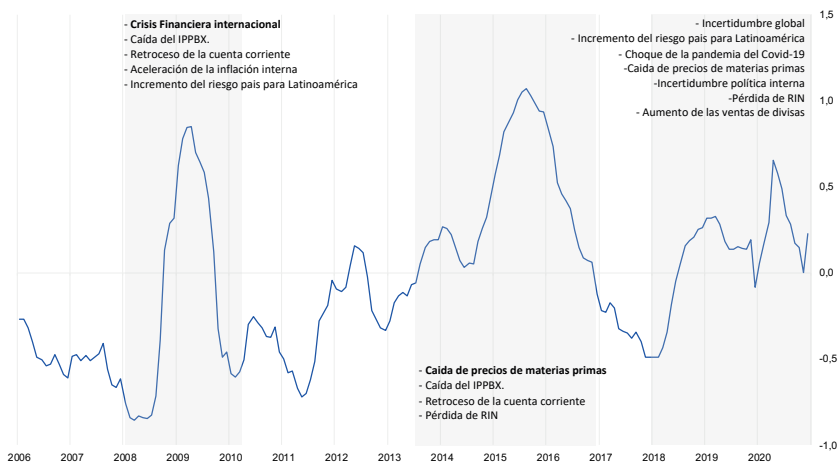


Fuente: Elaboración propia

IV. Estimación y resultados

En base a la metodología descrita en la sección II y considerando el detalle de variables de la sección III, se realiza la estimación del Índice de Presiones Cambiarias, denominado IPCAM (Gráfico 4). Con relación a la estrategia de estimación, se sigue de cerca la propuesta planteada por Koop y Korobilis (2014) y que fue descrita en la sección II. Resultado de ello, se evidencian tres periodos en los que las presiones cambiarias son relevantes.

El primer periodo se comprende desde 2008 hasta 2010 y es coincidente con la crisis financiera internacional y la desaceleración de los precios de los productos de exportación de Bolivia. En ese sentido, también se registra un retroceso de la cuenta corriente que, sin embargo, continuó siendo superavitaria. En el ámbito interno, la inflación fue el fundamento macro con mayor deterioro, mientras que en el ámbito externo la valoración del riesgo país para las economías de América Latino tuvo uno de los mayores incrementos a nivel histórico.

Gráfico 4: ÍNDICE DE PRESIONES CAMBIARIAS

Fuente: Elaboración propia

El segundo periodo relevante abarca el periodo comprendido entre mediados de 2013 hasta finales de 2016. Este periodo es caracterizado por la caída generalizada de los precios de las materias primas y, en ese contexto, el índice es bastante coincidente con el deterioro del IPPBX. En 2015, cuando el indicador alcanzó su pico, se registra el retroceso de la cuenta corriente y el eventual descenso de las RIN, por lo que el indicador marca un fuerte incremento de las presiones cambiarias. Por otro lado, la evolución del crédito interno y externo repercute, al menos para este periodo, casi de manera directa y coincidente con el indicador.

Finalmente, se tiene el rango desde 2018 hasta 2020. En el ámbito internacional, este periodo se caracteriza por un incremento generalizado de la incertidumbre y precios de materias primas con trayectorias aún débiles. En ese contexto, una vez más, el retroceso del IPPBX parece ser coincidente con el inicio del deterioro del indicador. Hacia finales de 2019 e inicios de 2020, el indicador capta, inicialmente de manera sutil, la volatilidad registrada en las ventas de dólares de las EIF al Público y hacia el primer trimestre de 2020 la señalización alcanza un nuevo deterioro relevante (Gráfico 5).

Gráfico 5: ÍNDICE DE PRESIONES CAMBIARIAS Y VARIABLES SELECCIONADAS

Fuente: Elaboración propia

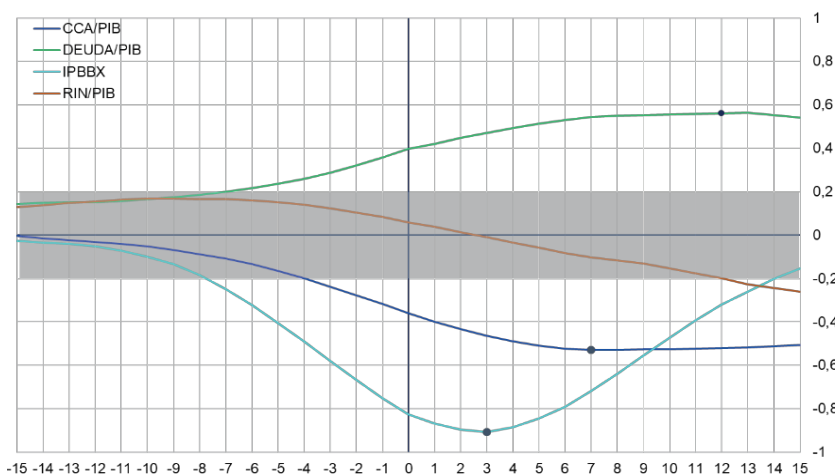
En términos de contrastación con la evidencia empírica, el desempeño del IPCAM es bastante coherente, emitiendo señales en la medida en que las variables que pueden alertar sobre las presiones cambiarias sufren algún deterioro. En complemento, se estimaron los coeficientes de correlación cruzada para algunas variables relevantes (Gráfico 6). Inicialmente la dirección de los signos es la esperada. A partir de ahí existe una serie de hechos estilizados que vale la pena mencionar:

- i. En general, los movimientos del nivel de endeudamiento y del índice de presiones cambiarias se mueven en un mismo sentido. Además, estos movimientos tienen una máxima correlación positiva después de 12 meses.
- ii. Para la cuenta corriente y las RIN, la dirección de la correlación es inversa y anticipada. En el caso de la cuenta corriente, un deterioro significativo tendría una correlación máxima con el incremento de

las presiones cambiarias después de siete meses. Para las RIN, el máximo coeficiente tiene lugar después de 23 meses.

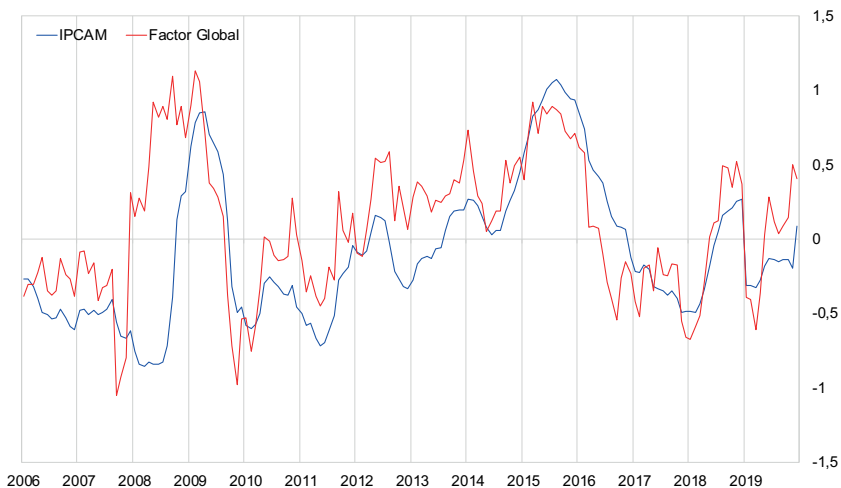
- iii. El IPPBX destaca por tener la mayor correlación (cercana a menos uno) dentro de este *set* de variables y, al igual que para la cuenta corriente y RIN, el coeficiente de correlación es inverso pero anticipado en 3 meses.

Gráfico 6: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA
(IPCAM en t_0 ; Variables en $t_0 \pm i$ para i meses de adelanto y rezago)



Fuente: Elaboración propia

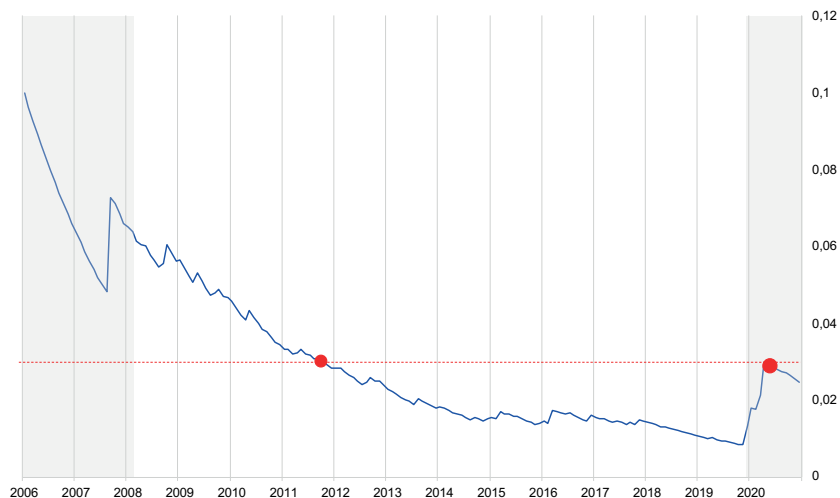
En comparación con el índice calculado en la sección III, denominado “Factor Global”, el IPCAM destaca por ser suavizado. Ello sería efecto de la estimación multivariante en la que se introdujeron algunas variables macroeconómicas y cuyo propósito era descontar efectos propios de las variables macroeconómicas y no sobreestimar algunas presiones cambiarias. Al margen de ello, ambos indicadores tienen, en términos de señalización, un comportamiento similar (Gráfico 7).

Gráfico 7: ÍNDICE DE PRESIONES CAMBIARIAS Y FACTOR GLOBAL

Fuente: Elaboración propia

Ahora bien, al analizar la volatilidad del IPCAM⁵ para la muestra completa, destaca la elevada variabilidad registrada entre 2006-2007, la cual se modera gradualmente (Gráfico 8). Hacia finales de 2019 e inicios de 2020, las presiones cambiarias generan un nuevo incremento en la volatilidad del indicador, aspecto que, por ejemplo, no sucede en el periodo 2014-2016.

5 La volatilidad IPCAM corresponde a la extracción de las volatilidades de la matriz de varianzas y covarianzas de Q_t que fue estimada de manera recursiva mediante el método de *variance discounting*. En este caso en particular, se utiliza el método de promedios móviles ponderados exponencialmente (EWMA por sus siglas en inglés).

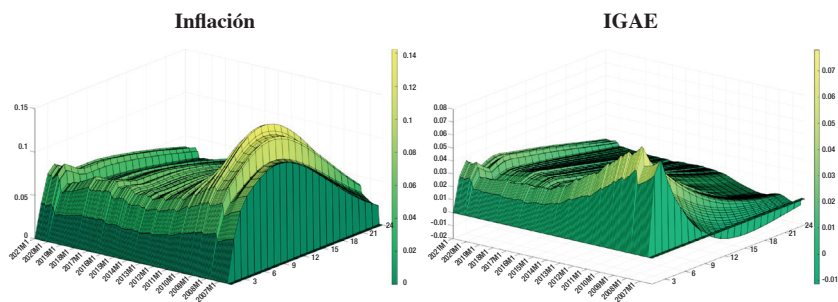
Gráfico 8: VOLATILIDAD DEL ÍNDICE DE PRESIONES CAMBIARIAS

Fuente: Elaboración propia

Finalmente, se analiza el efecto que tiene un choque que deteriora las presiones cambiarias sobre los objetivos de política utilizados en la estimación del TVP-FAVAR. Un deterioro de las condiciones cambiarias implicaría mayores presiones para la depreciación de la moneda y, en este marco, la primera reacción que se evidencia se encuentra en la inflación. Al inicio de la muestra, la reacción de la inflación ante un deterioro de las condiciones cambiarias es bastante pronunciada (Gráfico 9). Sin embargo, esta se modera después del bienio 2008-2009. Algo que llama la atención, al cierre de la muestra, es el incremento de la respuesta de la inflación al deterioro de las condiciones cambiarias, mismas que serían mayores a lo observado hasta 2019. Sin embargo, en la práctica durante 2020 la inflación se mantuvo baja, lo que posiblemente haya reflejado la predominancia del efecto combinado sobre la oferta y demanda dado el contexto de un periodo de confinamiento estricto que más que compensó el efecto de las mayores presiones cambiarias.

En el caso del producto, si bien se observa un primer efecto después de siete meses, destaca que, debido a las mayores presiones inflacionarias, la actividad empieza a moderarse después de diez meses. A inicios de la muestra, el efecto sobre la actividad es más pronunciado. Sin embargo, como se observa después de 2014, dicha respuesta es más acotada. Al cierre de la muestra, y en concordancia con lo observado en la inflación, el efecto sobre la actividad también se percibe mayor.

Gráfico 9: RESPUESTA DE LA INFLACIÓN Y LA ACTIVIDAD FRENTE A UN CHOQUE QUE DETERIORA LAS PRESIONES CAMBIARIAS (Choque obtenidos mediante la descomposición de Cholesky)



Fuente: Elaboración propia

A la luz de este ejercicio preliminar, queda pendiente la realización de ejercicios que evalúen la dinámica de las presiones cambiarias sobre un grupo más amplio de variables con el objetivo de identificar y documentar posibles canales de transmisión e incluso evaluar la interacción del marco de la política monetaria, lo que ingresa en la agenda futura para esta investigación.

V. Conclusiones

La política de estabilidad cambiaria conducida en Bolivia trajo consigo bastantes logros en términos de política, no solamente al coadyuvar con bajos niveles de inflación sino también en el proceso notable de desdolarización de la economía. Bajo este marco, el tipo de cambio nominal se constituyó en un ancla relevante tanto para los hacedores de política económica como para la población en general. Dado ello, la investigación desarrollada contribuye en la generación de indicadores que permitan identificar las presiones cambiarias que son relevantes para la economía boliviana. En ese sentido, se realizó la revisión de la literatura concerniente a crisis cambiarias con la finalidad de identificar aquellas variables que determinan las condiciones de los mercados cambiarios a nivel general. En base a ello, se realizó un mapeo, tanto de variables internas como externas, y se estimó un indicador que resume toda la información contenida en dicho *set* otorgando una aproximación de las presiones cambiarias para la economía boliviana.

En términos metodológicos, el objetivo de la investigación es abordado a partir de dos enfoques: el primero estadístico y con carácter exploratorio en aras de orientar la investigación; el segundo, bajo un enfoque econométrico con la estimación de un modelo VAR aumentado por factores y con parámetros

que cambian en el tiempo (TVP-FAVAR), que representa una aplicación del trabajo realizado por Koop y Korobilis (2014).

Tras la estimación, se realizó una serie de ejercicios con la finalidad de contrastar la coherencia del indicador estimado. En ese sentido, las principales conclusiones se detallan a continuación:

- Inicialmente se identificaron tres periodos en los que las presiones cambiarias fueron relevantes. En todos estos casos existió una alta coincidencia con la disminución de los precios de productos de exportación de Bolivia.
- Los primeros dos periodos en los que se registran presiones cambiarias se caracterizan por una mayor relevancia de las condiciones macroeconómicas. Sin embargo, en el último periodo, al margen de los fundamentos, otras variables como el incremento de ventas de dólares de las EIF al público tuvieron mayor representatividad.
- El deterioro del nivel de deuda, cuenta corriente y las RIN, ambas como porcentaje del PIB, se adelantan en al menos siete meses al indicador. Sin embargo, la señalización de presiones cambiarias sucede no como respuesta al cambio de una sola variable, sino a la combinación en el deterioro de dos o más fundamentos.
- Al analizar la respuesta de la inflación y el producto a un incremento de las presiones cambiarias, se observó como efecto inmediato un aumento en la inflación que, posteriormente, se traduce en una moderación del producto. Como la técnica de estimación permite que los parámetros cambien en el tiempo, se evidencia que la reacción de la inflación a mayores presiones cambiarias se moderó durante gran parte de la muestra. Pese a ello, destaca una mayor reacción hacia finales de 2020.

Finalmente, después de realizar la estimación del indicador, queda pendiente el proceso formal de validación, lo que implica la coherencia, respuesta a diferentes choques, y capacidad predictiva. Además debe trabajarse en el aporte que otorga este indicador cuando interactúa con variables macro y definir, si fuera el caso, los mecanismos de transmisión de las presiones cambiarias al resto de fundamentos macroeconómicos relevantes.

Referencias bibliográficas

- AGÉNOR, P. - R. and R. P. FLOOD, (1994) "Macroeconomic Policy, Speculative Attacks, and Balance of Payments Crises" in VAN DER PLOEG, F. *The Handbook of International Macroeconomics*, Blackwell Publishers, Oxford, pp. 224 - 250
- AIZENMAN, J., M. D. CHINN, H. ITO (2008). "Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time" National Bureau of Economic Research, Working paper No. 14533, December.
- BAKER, S., N. BLOOM, S. J. DAVIS (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty" *The Quarterly Journal of Economics*, 131 (4), pp. 1593 – 1636
- BOIVIN, J. and S. NG (2006). Are more data always better for factor analysis? *Journal of Econometrics*, 132 (1), pp. 169 - 194
- CALVO, G. A. (1996). "Capital Flows and Macroeconomic Management: Tequila Lessons" University of Maryland at College Park, Center for International Economics, Working paper 23, March
- DORNBUSCH, R., I. GOLDFAJN, R. O. Valdés (1995). "Currency Crises and Collapses" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995 (2), pp. 219 - 293
- EICHENGREEN, B., A. K. ROSE, C. WYPLOSZ (1996). "Contagious Currency Crises" National Bureau of Economic Research, Working Paper 5681, July
- FLOOD, R. P. and P. M. GARBER (1984). "Collapsing exchange-rate regimes: Some linear examples" *Journal of International Economics*, 17 (1 - 2), pp. 1 - 13
- GERLACH, S. and F. SMETS (1995). "Contagious speculative attacks" *European Journal of Political Economy*, 11 (1), pp. 45 - 63
- GHOSH, A. R., A. – M. GULDE, J. D. OSTRY, H. C. WOLF (1997). "Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter?" National Bureau of Economic Research, Working Paper 5874, January
- GOLDFAJN, I. and R. O. VALDÉS (1998): "Are currency crises predictable?" *European Economic Review*, 42 (3 – 5), pp. 873 - 885
- GOLDSTEIN, M., G. L. KAMINSKY, C. M. REINHART (2000). "Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System for Emerging Markets", Institute for International Economics, Washington DC

- GÓMEZ, E., A. MURCIA, N. ZAMUDIO (2011). "Financial Conditions Index: Early and Leading Indicator for Colombia?" Central Bank of Colombia, Financial Stability Report, March
- KOOP, G. and D. KOROBILIS (2010). "Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics, Foundations and Trends in Econometrics", 3 (4), now Publishers Inc., United States of America
- KOOP, G. and D. KOROBILIS (2013). "Large time-varying parameter VARs" *Journal of Econometrics*, 177 (2), pp. 185 - 198
- KOOP, G. and D. KOROBILIS (2014). "A new index of financial conditions" *European Economic Review*, 71, pp. 101 - 116
- KRUGMAN, P. (1979). "A Model of Balance-of-Payments Crises" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11 (3), pp. 311 - 325
- KRUGMAN, P., "Are Currency Crises Self-Fulfilling?" in BERNANKE, B. S. and J. J. ROTEMBERG (Eds.) (1996) *NBER Macroeconomics Annual 1996, Volume 11*, MIT Press, United States of America, pp. 345 - 407
- NIVÍN, R. y F. PÉREZ (2019). "Estimación de un índice de Condiciones Financieras para el Perú" Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo DT. N°. 2019, Mayo.
- OBSTFELD, M. (1994). "The Logic of Currency Crises" Banque de France, *Cahiers économiques et monétaires*, 43, pp. 189 - 213
- OBSTFELD, M. (1996). "Models of currency crises with self-fulfilling features" *European Economic Review*, 40 (3 - 5), pp. 1037 - 1047
- OSTRY, J. D., A. R. GHOSH, M. CHAMON (2012). "Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies" International Monetary Fund, Staff Discussion Note SDN/12/01, February
- SALANT, S. W. and D. W. HENDERSON (1978). "Market Anticipations of Government Policies and the Price of Gold" *Journal of Political Economy*, 86 (4), pp. 627 - 648

Apéndices

Estimación de la varianza para variables seleccionadas⁶

Anexo 1		Anexo 2	
Volatilidad RIN		Volatilidad de la expectativa de la actividad	
Modelo	GARCH	Modelo	GARCH
Observaciones	252	Observaciones	175
Periodo	2000M01-2020M12	Periodo	2006M01-2020M12
Variable dependiente	D(LOG(RIN))	Variable dependiente	D(E GDP)
Constante	0,0112* (0,0062)	Constante	-0,0281 (-0,8229)
AR (1)	0,8579*** (0,0464)	AR (2)	-1,0106*** (0,0359)
MA(1)	-0,4421*** (0,1108)	MA(2)	1,10054*** (0,0105)
Ecuación de la Varianza		Ecuación de la Varianza	
Constante	5,54E-06 (9,42E-06)	AR (4)	-0,7983*** (0,0426)
ARCH(1)	0,1443*** (0,0639)	MA(4)	0,9484*** (0,0092)
GARCH(1)	0,8804*** (0,0602)	Constante	0,1126 (0,0107)
		ARCH(1)	0,1712*** (0,0653)

Anexo 3		Anexo 4		Anexo 5	
Volatilidad expectativas de la Inflación		Volatilidad Ventas netas de dólares		Volatilidad Expectativas del Tipo de Cambio	
Modelo	GARCH	Modelo	GARCH	Modelo	GARCH
Observaciones	175	Observaciones	175	Observaciones	175
Periodo	2006M01-2020M12	Periodo	2005M02-2020M12	Periodo	2006M06-2020M12
Variable dependiente	D(log(E IPC))	Variable dependiente	D(VTS NETAS)	Variable dependiente	D(E TC)
Constante	1,6330*** (0,1560)	Constante	0,9783 (1,0782)	Constante	0,0052*** (0,0007)
AR (1)	0,9486*** (0,0288)	MA(2)	-0,2681*** (0,0605)	AR (1)	0,5399*** (0,0262)
MA(2)	0,2423*** (0,0747)	MA(4)	-0,1897*** (0,0364)	AR(3)	0,1820*** (0,0210)
MA(20)	-0,2698*** (0,0824)	MA(12)	0,1642*** (0,0496)	AR(4)	0,0587*** (0,0153)
Ecuación de la Varianza		Ecuación de la Varianza		Ecuación de la Varianza	
Constante	0,0011* (0,0006)	Constante	170,55 (33,1743)	MA(1)	-0,5932*** (0,0193)
ARCH(1)	0,3079*** (0,1294)	ARCH(1)	1,3698*** (0,2574)	MA(12)	0,1457*** (0,0069)
GARCH(1)	0,6866*** (0,1060)	GARCH(1)	0,1313*** (0,0502)	Constante	-1,58E-07* (1,15E-06)
				ARCH(1)	2,4502*** (0,5614)
				GARCH(1)	0,0541*** (0,0205)

Fuente: Elaboración propia

6 Significancia estadística *, **, *** al 10%, 5%, 1% respectivamente. En paréntesis los errores estándar.

Efectos de la inversión pública y privada en el crecimiento económico de Bolivia*

Joab Dan Valdivia Coria

Juan Carlos Carlo Santos

RESUMEN

El objetivo de la presente investigación es encontrar evidencia empírica del efecto *crowding-in* en el corto y largo plazo de la inversión pública sobre la inversión privada y el impacto del capital público/privado sobre el crecimiento económico desde una perspectiva sectorial. En el estudio, se consideran los sectores de agricultura, construcción, hidrocarburos, energía, industria y minería. Los resultados del modelo VEC muestran un efecto *crowding-in* en todos los sectores. El efecto más importante se observa en el sector de hidrocarburos, seguido de los sectores de construcción y agricultura. Por su parte, los resultados del modelo PVAR recursivo también muestran la existencia de *crowding-in* con diferentes magnitudes a través del tiempo. Asimismo, se evidencia un efecto positivo del capital público y privado en el crecimiento económico.

Clasificación JEL: E22, E23, E62

Palabras clave: *Capital público y privado, modelo de corrección de errores, vectores auto-regresivos recursivos en datos de panel*

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

Efectos de la inversión pública y privada en el crecimiento económico de Bolivia*

Joab Dan Valdivia Coria

Juan Carlos Carlo Santos

RESUMEN

El objetivo de la presente investigación es encontrar evidencia empírica del efecto *crowding-in* en el corto y largo plazo de la inversión pública sobre la inversión privada y el impacto del capital público/privado sobre el crecimiento económico desde una perspectiva sectorial. En el estudio, se consideran los sectores de agricultura, construcción, hidrocarburos, energía, industria y minería. Los resultados del modelo VEC muestran un efecto *crowding-in* en todos los sectores. El efecto más importante se observa en el sector de hidrocarburos, seguido de los sectores de construcción y agricultura. Por su parte, los resultados del modelo PVAR recursivo también muestran la existencia de *crowding-in* con diferentes magnitudes a través del tiempo. Asimismo, se evidencia un efecto positivo del capital público y privado en el crecimiento económico.

Clasificación JEL: E22, E23, E62

Palabras clave: *Capital público y privado, modelo de corrección de errores, vectores auto-regresivos recursivos en datos de panel*

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

Public and private investment effects on economic growth in Bolivia*

Joab Dan Valdivia Coria

Juan Carlos Carlo Santos

ABSTRACT

The purpose of this research is to find empirical evidence of the crowding-in effect of public investment on private investment in the short and long run terms, as well as the influence of public/private capital on economic growth from a sectorial vantage point. Agriculture, construction, hydrocarbons, energy, industry, and mining are all included in the study. VEC model results demonstrate that there is a crowding-in impact in all sectors. The hydrocarbons sector has the largest impact, followed by construction and agriculture sectors. The results of the recursive PVAR model also show the existence of crowding-in with different magnitudes over time. There is also evidence that public and private capital have a positive effect on economic growth.

JEL Classification: E22, E23, E62

Keywords: *Public and private capital, error correction model, recursive auto-regressive vectors in panel data.*

* The contents of this document are the responsibility of the authors and do not compromise the opinion of the Banco Central de Bolivia.

I. Introducción

La formación de capital procede de la naturaleza de la inversión, sea pública o privada. Estos recursos, a su vez, impactan positivamente en el dinamismo de la economía. Ágenor et al. (2005), Ágenor (2010), Şen y Kaya (2014) y Arini y Siregar (2016) afirman, en la mayoría de los estudios analizados, que la inversión y/o capital público en infraestructura tiene resultados positivos en actividades privadas, principalmente en el largo plazo. Para el caso de Bolivia, Bolívar y Ugarte (2015) y Valdivia (2017) hallaron un efecto *crowding-in*.

Lo usual, en la literatura revisada, ha sido encontrar el efecto de manera agregada, es decir, que la relación entre la inversión pública y privada se identifica a partir de datos que reflejen, en su totalidad, los recursos públicos y privados. No obstante, no se encontraron estudios que analicen estos efectos de manera sectorial, es decir, si la inversión pública, en un determinado sector, podría afectar a la inversión privada en el mismo sector.

Por otra parte, el cambio de política económica en el último trimestre de 2019 y las medidas restrictivas a consecuencia de la pandemia que se inició en 2020, se caracterizaron por la paralización de la inversión pública con deterioros en el empleo, PIB e inversión privada. Sin embargo, durante la nueva gestión del gobierno electo en octubre de 2020, se reactivó la inversión pública e impulsó el sector productivo con créditos a través de fideicomisos.

Bajo este contexto, el objetivo de la presente investigación es encontrar evidencia empírica del efecto *crowding-in* en el corto y largo plazo, a través de modelos de corrección de errores (VEC), así como los efectos de la inversión pública sobre la privada desde una perspectiva sectorial. Además, se busca capturar efectos promedio del *crowding-in* e impactos del capital público/privado sobre el crecimiento económico a través del tiempo para cada periodo analizado, entre 2009 y 2020, con la ayuda de 121 modelos de vectores autorregresivos recursivos en datos de panel. Los sectores que se consideraron en el estudio son agricultura, construcción, hidrocarburos, energía, industria y minería.

El documento de investigación se encuentra organizado en seis secciones. Después de esta sección, la segunda realiza la revisión de la literatura existente sobre el efecto *crowding-in*; en la tercera se presentan algunos hechos estilizados; la cuarta detalla la metodología de los modelos VEC y de vectores autorregresivos en datos de panel (PVAR); en la quinta sección se muestran los resultados obtenidos mediante la aplicación de ambas metodologías; y finalmente, en la sexta sección, se presentan las conclusiones y recomendaciones.

II. Revisión de literatura

Las investigaciones sobre la relación entre inversión pública y privada difieren en el trato de las variables. Algunas consideran a la inversión como tal, es decir, como variable flujo (Muyambiri et al., 2012; Ari y Koc, 2020). Otras, sin embargo, como Aschauer (1989), Erenburg y Wohar (1995), Ágenor (2010) toman en cuenta el *stock* de capital del sector público y privado.

Ágenor et al. (2005), Şen y Kaya (2014) y Arini y Siregar (2016) señalan un efecto positivo desde la inversión pública hacia la privada. En la mayoría de los estudios, se presenta la relación de largo plazo de la inversión pública en infraestructura sobre la inversión privada. Ágenor et al. (2005) hacen hincapié en el efecto de complementariedad. Afirman que el capital público en infraestructura puede estimular la formación de capital físico privado debido a su impacto en la actividad privada. Se tendrían presiones al alza en la productividad marginal de los insumos privados (trabajo y capital) que, a su vez, tendrían un efecto positivo en la tasa de retorno percibida y de la demanda de capital físico, lo que implicaría una reducción de costos e incrementaría aún más la expectativa de la tasa de retorno¹. Asimismo, Ágenor (2010), a partir de un modelo teórico de crecimiento endógeno, muestra que la inversión en infraestructura tiene efectos positivos en el crecimiento económico sin relegar el efecto que tiene el sector privado en la dinámica del PIB: “...*siempre y cuando un gobierno sea lo suficientemente adecuado como para garantizar un grado de eficiencia de los desembolsos de inversión pública, un aumento de la proporción del gasto en infraestructura (financiado por un recorte de los gastos improductivos o de las subvenciones extranjeras) puede facilitar el cambio de un equilibrio de bajo crecimiento caracterizado por una baja productividad y un bajo ahorro, a un estado estacionario de alto crecimiento*”. [Traducción libre de Agénor, 2010, p. 1].

Por su parte, en las investigaciones de Muyambiri et al. (2012) y Ari y Koc (2020), se estudian las variables de interés en términos de flujo e indican los beneficios de la inversión pública sobre la privada. En la primera, encuentran una relación de largo plazo a partir de un modelo de cointegración y, en la segunda, concluyen acerca de la existencia de la interdependencia de la inversión pública y privada con referencia al crecimiento económico.

Por su parte, Choong et al. (2015), en un estudio a través de un modelo de cointegración realizado para Malasia, investigan los vínculos entre la inversión privada, inversión pública, la Inversión Extranjera Directa (IED) y el crecimiento económico. Sus resultados muestran que la inversión pública y la IED tienen un efecto positivo sobre la inversión privada.

1 Un ejemplo intuitivo que citan los autores es que “...*una mejor red de carreteras puede reducir los gastos asociados a la construcción de una nueva fábrica o al transporte de equipos pesados*”. [Traducción libre de Agénor et al., 2005, p. 6].

III. Hechos estilizados

Los datos del Índice Global de la Actividad Económica (IGAE), el crédito como *proxy* de la inversión doméstica, la IED y la inversión pública de la economía boliviana que se emplean están disponibles para seis sectores económicos: agricultura, hidrocarburos, minería, industria, energía y construcción. La frecuencia de datos es mensual desde 2009 a 2020.

Las relaciones a nivel sectorial que presentan la inversión pública y privada con respecto al crecimiento, muestran altos grados de correlación positiva, con excepción de los sectores extractivos. Las actividades de hidrocarburos y minería no evidencian una correlación positiva muy alta, característica que se explicaría por la maduración que tiene la inversión en exploración en ambos sectores y el rezago en la producción de gas y extracción de minerales (Apéndice A, Gráfico A.1).

Para capturar el efecto *crowding-in* de la inversión pública sobre la privada, se tomaron como referencia los trabajos de Aschauer (1989), Erenburg y Wohar (1995) y Ágenor (2010). A partir de la estimación del *stock* de capital por sectores se emplearán dos tipos de modelos para cuantificar el efecto *crowding-in*: i) se estimarán las relaciones de largo plazo y la dinámica de corto plazo mediante modelos VEC para cada sector económico considerando las particularidades que tiene cada sector y también ii) se estimarán 121 modelos siguiendo la metodología de vectores autorregresivos recursivos en datos de panel (PVAR, por sus siglas en inglés) para medir el efecto promedio agregado de los seis sectores seleccionados y evaluar su comportamiento a través del tiempo.

La estimación de co-movimientos entre la inversión pública y privada muestra una relación positiva en todos los sectores, lo que indica que son pro-cíclicas. Por su parte, los ciclos de la inversión pública se adelantan a la inversión privada en los sectores de hidrocarburos, energía y construcción. En contraste, se rezagan en los sectores de agricultura e industria (Cuadro 1).

Cuadro 1: RELACIÓN INVERSIÓN PÚBLICA – PRIVADA

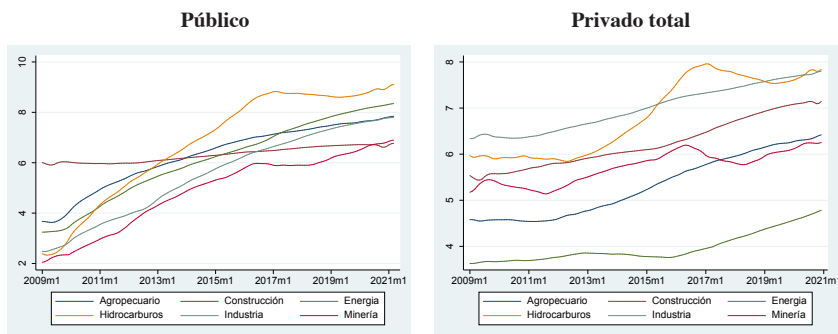
	Co-movimiento	Adelanto o rezago, inversión pública
Agricultura	Pro-cíclico	Rezagada - 5 meses
Hidrocarburos	Pro-cíclico	Adelantada - 2 meses
Minería	Pro-cíclico	Sincrónico
Industria	Pro-cíclico	Rezagada - 3 meses
Energía	Pro-cíclico	Adelantada - 1 mes
Construcción	Pro-cíclico	Adelantada - 4 meses

Fuente: Elaboración propia

Nota: Los cálculos de los co-movimientos están en el Apéndice A (Gráfico A.4).

Para obtener las series de los *stocks* de capital público y privado se consideró la metodología de inventarios perpetuos² (Apéndice D). El comportamiento de esta variable se explica de manera sectorial a consecuencia de los niveles de inversión (Gráfico 1). A modo de ejemplo, se puede citar que los *stocks* público y privado del sector de hidrocarburos muestran los mayores niveles de recursos entre los sectores seleccionados. Este resultado se asocia a grandes proyectos de infraestructura como las plantas separadoras de líquidos de Río Grande, Gran Chaco (Carlos Villegas) y la Planta de Amoniaco-Urea. Asimismo, generalmente los recursos públicos son destinados al desarrollo de campos. Por su lado, gran parte de la inversión privada extranjera está destinada a las actividades de exploración, las cuales demandan grandes cantidades de recursos.

Gráfico 1: STOCK DE CAPITAL
(En logaritmos)



Fuente: Elaboración propia

Nota: La estimación del *stock* privado total corresponde a la suma del *stock* privado doméstico y el *stock* de la inversión extranjera directa (Apéndice A, Gráfico A.2).

IV. Metodología

IV.1. Modelo de corrección de errores

Desde el punto de vista de la economía, dos o más variables se encuentran cointegradas si se mueven juntas a lo largo del tiempo y retornan a su equilibrio ante cualquier desviación de su relación de equilibrio de largo plazo. De manera similar, desde el punto de vista econométrico, dos o más series, que son integradas de orden uno, están cointegradas cuando existe una combinación lineal que sea estacionaria, es decir, de orden cero (Johansen 1988, 1992).

2 La versión establecida por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE, 2009).

Para estimar las relaciones de largo plazo y la dinámica en el corto plazo entre la inversión pública y privada, se hará uso de modelos VEC para cada sector económico. Se seguirá la metodología de Johansen (1988) y no así la propuesta por Engle y Granger (1987) que presenta limitaciones para su uso³.

Inicialmente, se realizará un test de raíz unitaria a las variables del modelo para verificar la existencia de tendencia estocástica. En este aspecto, es necesario verificar que las variables sean integradas de primer orden, es decir, se requiere que la serie sea estacionaria con una sola diferencia. Luego, se procede a realizar los test de cointegración utilizando la metodología de Johansen a través de los test traza y autovalor máximo con el objeto de identificar uno o más vectores de cointegración.

El modelo que captura la relación de corto y largo plazo sería el siguiente:

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \text{para } k \geq 2$$

donde la matriz Π de coeficientes muestra el impacto de las variables rezagadas de Z sobre ΔZ_t .

Finalmente, se realizarán los test habituales para el diagnóstico de los modelos estimados.

IV.2. Modelo de Vectores Autorregresivos recursivos en datos de panel (PVAR)

Para capturar el efecto promedio del *crowding-in* de los sectores seleccionados y su impacto en el crecimiento económico se optó por la metodología PVAR de la siguiente forma:⁴

$$X_{i,t} = \alpha_i + \Theta(L)X_{i,t} + u_{i,t}$$

donde:

$$X_{i,t} = \left\{ \begin{array}{l} IGAE \\ Stock \text{ de capital público} \\ Stock \text{ de capital privado} \\ Empleo \end{array} \right\}_{i,t}$$

3 La metodología de Engle y Granger (1987) considera una prueba uniecuacional de dos etapas y para modelos que contengan un solo vector de cointegración.

4 Todas las variables están en primeras diferencias. Se utilizaron los índices de empleo del Instituto Nacional de Estadística según actividad económica con frecuencia trimestral y se obtuvieron datos mensuales con la metodología de Denton (1971). Este procedimiento tiene validez para cuentas nacionales con datos de frecuencia baja (Marini, 2016) (ver Apéndice A, Gráfico A.5).

es un vector que contiene las variables de interés; $\Theta(L)$ es la matriz polinomio del operador de rezagos del sistema de ecuaciones; α_i es el vector de efectos invariantes en el tiempo de las actividades económicas y $u_{i,t}$ es el término de error.

Este sistema fue estimado por el Método Generalizado de Momentos (MGM, propuesto por Holtz-Eakin et al. 1988). Abrigo y Love (2015) indican que la inclusión de más rezagos en el sistema, como instrumentos, tiene la propiedad de reducir las observaciones, especialmente con paneles desbalanceados. La solución propuesta por Holtz-Eakin et al. (1988) fue crear instrumentos a partir de las observaciones de los mismos datos y sustituir con cero las observaciones faltantes. El supuesto detrás de esto es que los instrumentos no están correlacionados con los errores. En consecuencia el modelo PVAR en su forma reducida está dado por:

$$\begin{aligned}\tilde{X}_{i,t} &= \gamma \hat{X}_{i,t} + \tilde{u}_{i,t} \\ \tilde{X}_{i,t} &= [\tilde{X}_{i,t}^1 \quad \tilde{X}_{i,t}^2 \quad \dots \quad \tilde{X}_{i,t}^{k-1} \quad \tilde{X}_{i,t}^k] \\ \hat{X}_{i,t} &= [\hat{X}_{i,t-1} \quad \hat{X}_{i,t-2} \quad \dots \quad \hat{X}_{i,t-p+1} \quad \hat{X}_{i,t-p} \quad \tilde{x}_{i,t}] \\ \tilde{u}_{i,t} &= [\tilde{u}_{i,t}^1 \quad \tilde{u}_{i,t}^2 \quad \dots \quad \tilde{u}_{i,t}^{k-1} \quad \tilde{u}_{i,t}^k] \\ \gamma &= [\gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \dots \quad \gamma_{p-1} \quad \gamma_p \quad \phi']\end{aligned}$$

Las variables con un circunflejo denotan una transformación de las variables originales. Las variables originales están representadas por $X_{i,t}$, en tanto que la transformación implica que el tratamiento de las variables está en primeras diferencias: $\tilde{X}_{i,t} = X_{i,t} - X_{i,t-1}$. La desviación ortogonal es $X = (X_{i,t} - \bar{X}_{i,t}) \sqrt{T_{i,t}/(T_{i,t}+1)}$, donde $T_{i,t}$ es el número disponible para futuras observaciones del panel "i", en "t" y el término $\bar{X}_{i,t}$ es un promedio.

Si ampliamos las observaciones del panel tanto en "i" y "t", el estimador por MGM será:

$$\gamma = [\hat{X}' Z \hat{W} Z \hat{X}]^{-1} [\hat{X}' Z \hat{W} Z' \tilde{X}]$$

El vector de instrumentos está dado por Z ⁵. Además, las variables exógenas⁶ están descritas por $\tilde{x}_{i,t} \in Z_{i,t}$. La matriz \hat{W} es simétrica ($L \times L$), no singular y semi-definida positiva (de ponderaciones óptimas). Bajo el supuesto que E

5 El set de instrumentos es $L \geq kp + l$.

6 Para la estimación se consideró como variable exógena una variable dicotómica que toma el valor de 1 entre abril y diciembre de 2020 y 0 en el resto del periodo estudiado, tratando de capturar la periodicidad de la crisis sanitaria COVID-19.

$[Z'\varepsilon] = 0$ y que el rango es $E[\hat{X}'Z] = kp + l$, el estimador MGM es consistente debido a que la matriz de ponderaciones (\hat{W}) selecciona la máxima eficiencia (Hansen, 1982).

V. Resultados

V.1. Modelo de corrección de errores

Las variables del modelo son el IGAE, tasa de interés real, *stock* de capital público y privado para los sectores de agricultura, hidrocarburos, minería, industria, energía y construcción. El periodo de estimación, de acuerdo con la disponibilidad de información, es de enero de 2009 a diciembre de 2020, con un total de 144 observaciones.

En función a la literatura revisada, se estimaría la siguiente relación de largo plazo:

$$\log(Kpriv_{it}) = C + \log(Kpub_{it}) + \log(IGAE_{it}) + r_t + \varepsilon_{it}$$

donde:

$Kpriv_{it}$: *Stock* de capital privado por sector económico

$Kpub_{it}$: *Stock* de capital público por sector económico

$IGAE_{it}$: Índice Global de la Actividad Económica por sector económico

r_t : Tasa de interés real

i : Representa al sector económico

t : Tiempo

Como se mencionó en la parte metodológica, un requisito necesario para la estimación de un VEC es que las variables del modelo sean integradas del mismo orden. Se efectuaron las pruebas de raíz unitaria ADF⁷ y PP⁸ a las series en niveles y en primeras diferencias cuyos resultados se muestran en el Cuadro 2. En la mayoría de los casos, las series son estacionarias con solo una diferencia, con excepción de la serie de *stock* de capital público correspondiente al sector de energía donde la serie resulta ser integrada de segundo orden al realizar el test ADF.

7 Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en inglés).

8 Prueba de Phillips Perron (PP).

Cuadro 2: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

		En niveles		En primeras diferencias		Orden de integración	
		ADF	PP	ADF	PP		
Agricultura	IGAE	-1,9535	-1,8077	-5,4061 ***	-3,0532 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital público	-2,2290	-1,7488	-3,1153 **	-4,8770 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital privado	-2,4994	-2,6021	-4,6266 ***	-4,3575 ***	I(1)	I(1)
Hidrocarburos	IGAE	-0,2441	-0,0487	-4,5851 ***	-4,3695 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital público	-1,5908	-1,5673	-2,5008 **	-4,3834 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital privado	-2,8996	-1,4517	-2,5716 **	-2,2093 **	I(1)	I(1)
Minería	IGAE	0,9079	1,1890	-7,0506 ***	-7,2958 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital público	-2,2502	-1,3052	-2,6839 ***	-2,3040 **	I(1)	I(1)
	Stock de capital privado	-2,4840	-1,8700	-3,4634 ***	-2,8863 ***	I(1)	I(1)
Industria	IGAE	-2,2263	-0,2350	-3,9067 ***	-3,9010 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital público	-2,3734	-1,9486	-3,3582 ***	-2,9285 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital privado	-2,7287	-2,4540	-3,9977 ***	-5,8134 ***	I(1)	I(1)
Energía	IGAE	-2,1460	2,0763	-2,8025 ***	-2,7015 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital público	-1,6988	-1,6413	-0,8660	-2,2420 **	I(2)	I(1)
	Stock de capital privado	0,3458	0,2476	-6,0625 ***	-10,037 ***	I(1)	I(1)
Construcción	IGAE	-2,5727	2,0909	-4,5438 ***	-3,8058 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital público	-1,9093	2,6497	-3,2869 ***	-3,3705 ***	I(1)	I(1)
	Stock de capital privado	-1,2456	-1,4982	-6,1448 ***	-4,1217 ***	I(1)	I(1)
Tasa de interés real		-2,8753	-2,5984	-5,5021 ***	-2,6499 ***	I(1)	I(1)

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

Fuente: Elaboración propia

Posteriormente, se realizaron las pruebas de cointegración siguiendo la metodología de Johansen cuyos resultados se observan en el Apéndice B, Cuadro B.1. Los resultados muestran que existe, al menos, un vector de cointegración para los sectores, con excepción del sector de energía.

Cuadro 3: RESULTADOS DEL MODELO

Variable dependiente (inversión privada)	Coeficientes estimados				
	Constante	Inversión pública	IGAE	Tasa de interés real	Velocidad de ajuste
Agricultura	-5,908	0,525	1,676	-0,057	-0,057
		[9.83290]	[6.13428]	[-5.32505]	[-2.03838]
Construcción	-3,866	0,726	1,160	-0,025	-0,024
		[2.14869]	[2.77324]	[-2.17997]	[-4.28351]
Hidrocarburos	-8,699	0,740	1,803	0,202	-0,034
		[6.00367]	[4.66766]	[5.19233]	[-3.48889]
Industria	1,393	0,189	1,101	-0,020	-0,332
		[6.80713]	[3.43676]	[-3.19227]	[-4.54784]
Minería	0,295	0,188	1,142	-0,074	-0,045
		[5.40273]	[2.39619]	[-5.08037]	[-3.34521]

Fuente: Elaboración propia

Nota: Entre corchetes se encuentran los estadísticos t

Los signos y las magnitudes de los parámetros estimados del modelo son los esperados, con la excepción de la tasa de interés real correspondiente al sector de hidrocarburos. El mayor efecto *crowding-in* se observa en el sector de hidrocarburos, donde el incremento del 1% en el *stock* de capital público genera un aumento del *stock* de capital privado de 0,74%, seguido del sector de construcción (0,72%) y agricultura (0,53%).

La respuesta del *stock* de capital privado frente a variaciones de la actividad económica muestra un mayor efecto en el sector de hidrocarburos (1,80%), seguido del sector de la agricultura (1,68%) y para el resto de sectores el efecto se encontraría en alrededor de 1,1%.

Con respecto al parámetro que mide la velocidad de ajuste ante desviaciones del equilibrio de largo plazo, para casi todos los sectores, se tendría un retorno al equilibrio en alrededor de dos años. En cambio, el retorno al equilibrio es más rápido en industria, el cual muestra un retorno a la senda de largo plazo en tan solo tres meses en promedio (-0,332, Cuadro 3).

Finalmente, en cuanto a la tasa de interés real, los resultados son los esperados con magnitudes que se encuentran alrededor de 0,05. Sin embargo, el signo es positivo para el sector de hidrocarburos, es decir, un aumento de la tasa de interés real generaría un aumento del *stock* de capital privado. Esto podría explicarse por la composición del capital privado donde la mayor proporción corresponde a inversión extranjera directa. No obstante, el modelo podría sufrir un sesgo de especificación considerando que no incluye el precio del petróleo como variable explicativa.

V.2. Modelo PVAR, funciones impulso respuesta

La versión recursiva del PVAR muestra que los *eigenvalues* de los 121 modelos planteados se encuentran dentro el círculo unitario, por lo tanto, gozan de estabilidad (Apéndice C, Gráfico C.1). La prueba de causalidad de Granger (usando toda la muestra) indica que todas las variables, en su conjunto, afectan al crecimiento económico (al 90% de confianza) y al empleo. La causalidad de Granger del *stock* de capital público al privado indica la existencia de *crowding-in* con un valor de probabilidad Chi de 0,01 (Apéndice C, Cuadro C.1). La prueba efectuada también indica la existencia de causalidad en el otro sentido. En el caso del capital privado se podría explicar como un efecto indirecto a través del PIB, es decir, a mayor inversión privada mayor crecimiento económico y, por tanto, mayores ingresos fiscales que podrían destinarse al gasto de capital. Finalmente, para la obtención de rezagos óptimos se aplicó el criterio de Andrews y Lu (2001) el cual indica la inclusión de un solo rezago óptimo para la estimación del PVAR (Apéndice C, Cuadro C.2).

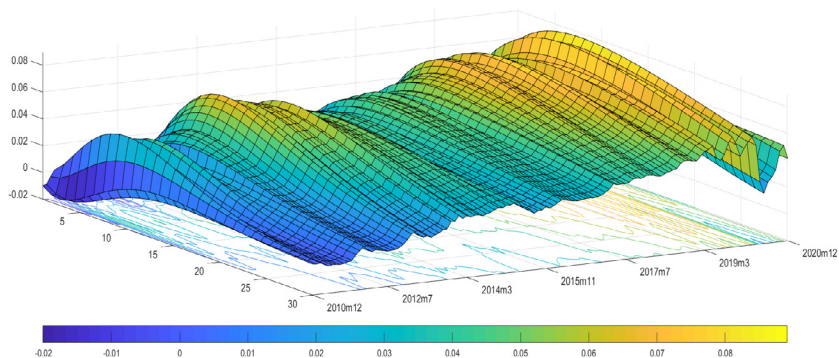
Con las pruebas econométricas establecidas, la versión recursiva del PVAR muestra robustez en la estimación de las FIR.⁹ Los efectos de los *stocks* de capital público y privado en el crecimiento económico, a lo largo del periodo analizado, son positivos. Sin embargo, el impacto difiere cuando se observan los efectos a través del tiempo.

Los efectos positivos en el crecimiento económico frente a choques del 1% en el *stock* de capital público tienen un comportamiento heterogéneo en todo el periodo analizado. En una primera etapa, el efecto llegó a 0,07% en el noveno periodo en febrero de 2013. Dentro de la misma periodicidad temporal, el efecto disminuyó paulatinamente a un mínimo de 0,03% a abril de 2015. Este suceso se asociaría a un escenario adverso de los precios de materias primas y una contracción del PIB de hidrocarburos y minería. A pesar de mantener un crecimiento económico estable en 4,2%, entre 2017 y 2018, el efecto del *stock* de capital público sobre el crecimiento económico guarda consistencia ya que incrementó a 0,08% en octubre de 2018.

La política económica dirigida a la inversión pública y la consecuente formación de capital tuvo efectos positivos cada vez mayores. Los efectos, a través del tiempo, tienen algunos periodos de inflexión, entre los cuales se puede destacar que, a septiembre de 2019 el impacto máximo llegó a 0,09% en el décimo periodo, frente a choques del capital público. Sin embargo, en el último trimestre de 2019, Bolivia atravesó por conflictos sociales lo cual resultó en una reducción de este efecto positivo en el PIB y al finalizar 2019 el efecto se redujo a 0,06%.

En 2020, las restricciones sanitarias derivadas de la pandemia por el COVID-19 y la drástica caída de la inversión pública derivaron en la caída de los efectos de la inversión pública hacia la privada. La disminución más grande fue en junio. En términos de persistencia, hasta el periodo 30, el efecto se redujo a 0,01%. Empero, gracias al nuevo gobierno electo en octubre de 2020, en los meses posteriores (noviembre y diciembre) la política económica priorizó nuevamente la inversión pública y el efecto del *stock* de capital público, en términos de persistencia al fin de periodo de las FIR, llegó a 0,04% confirmando, de este modo, la importancia del financiamiento público en infraestructura y el efecto multiplicador en el crecimiento económico (Gráfico 2).

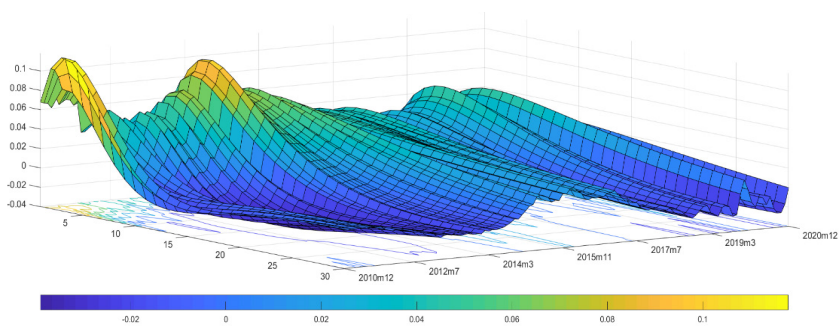
9 La primera estimación (ventana) comprende desde 2009M1 – 2010m12 (132 observaciones). A partir de este periodo se adicionó una observación en “t” y seis en “i”, es decir que la segunda estimación fue de 2009M1 – 2011M1, la tercera desde 2009M1 – 2011M2. Este mismo procedimiento se repite hasta llegar a 2020m12. En total se realizaron 121 modelos.

Gráfico 2: FIR CHOQUE STOCK PÚBLICO – PIB

Fuente: Elaboración propia

Por su parte, choques de 1% del *stock* de capital privado tuvieron características particulares en el crecimiento económico. A lo largo del periodo analizado, en los 121 modelos, se destaca el efecto en 2010 cuyo máximo impacto fue de 0,12% sobre el producto en el tercer periodo. A partir de ese resultado, con el paso del tiempo, el efecto fue disminuyendo paulatinamente hasta 2019, momento en que se tuvo un impacto de 0,05% en el crecimiento económico.

En 2020, específicamente en la declaración de cuarentena rígida, los efectos del *stock* de capital privado en el producto aún eran positivos, de 0,03% (en el quinto periodo, como efecto máximo). Sin embargo, entre mayo y octubre no existió un efecto en el PIB. Al finalizar 2020, el impacto positivo se recuperó a 0,01% y 0,02%, respectivamente (Gráfico 3).

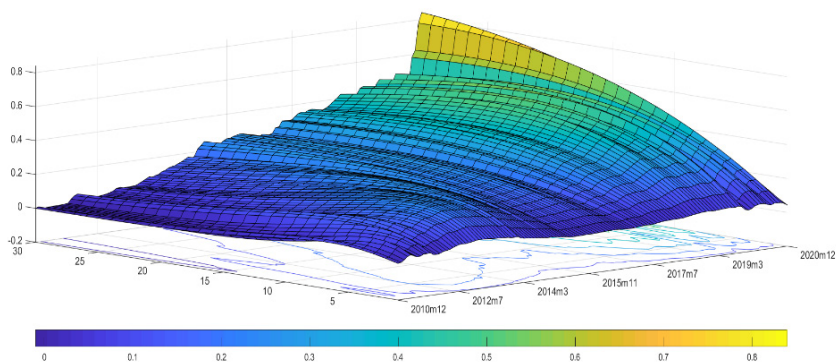
Gráfico 3: FIR CHOQUE STOCK PRIVADO – PIB

Fuente: Elaboración propia

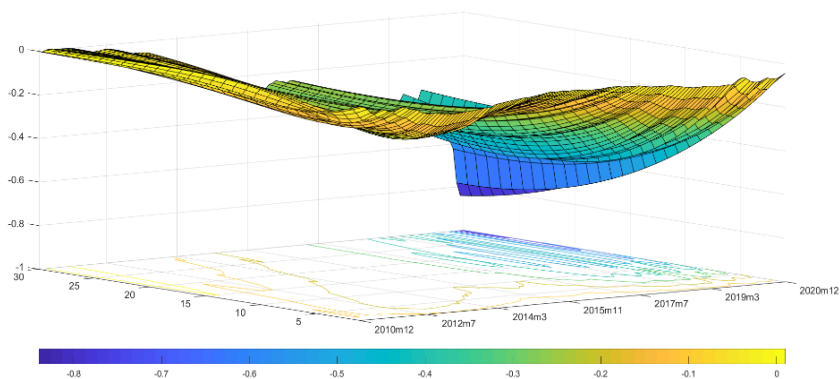
Por otra parte, los efectos complementarios (*crowding-in*) de la inversión pública en la privada en todo el periodo de análisis fueron positivos. Choques del *stock* de capital público incentivan una mayor formación de capital privado. En el primer periodo de respuesta, en los 121 modelos, el efecto oscila entre 0,02% y 0,08%. Desde 2010 hasta 2016, el efecto, en términos de persistencia del *crowding-in*, en el trigésimo periodo de las FIR, llegó a 0,24%. Sin embargo, entre 2017 y 2019, existe un cambio de pendiente a la baja en este resultado, pasando de 0,48% (octubre de 2019) a 0,34% (finalizando 2019). Por otro lado, en noviembre de 2020 los efectos en persistencia se situaron en un máximo de 0,84% (Gráfico 4). El resultado de la última gestión se explica por tres motivos:

- i. En un contexto de cuarentena rígida en el que la inversión fue paralizada, cualquier choque no anticipado y estocástico adicional generaría efectos positivos más persistentes a largo plazo.
- ii. La paralización de obras públicas y privadas generó una mayor depreciación en infraestructura, lo que deriva en un mayor costo de reposición de capital para el futuro. Por tanto, si hubiese existido apoyo a este sector durante las restricciones sanitarias la recuperación hubiera ocurrido con mayor rapidez.
- iii. Los choques, al ser simétricos, indican que eventos negativos que contraen la inversión pública presentan consecuencias contraproducentes sobre el capital privado, disminuyendo su dinámica sectorial. En efecto, los impactos se aprecian con claridad desde enero de 2020 y guardan consistencia con aspectos coyunturales, como la deuda del gobierno con el sector privado que no se canceló en la gestión pasada (Gráfico 5).

Gráfico 4: FIR CHOQUE STOCK PÚBLICO – PRIVADO

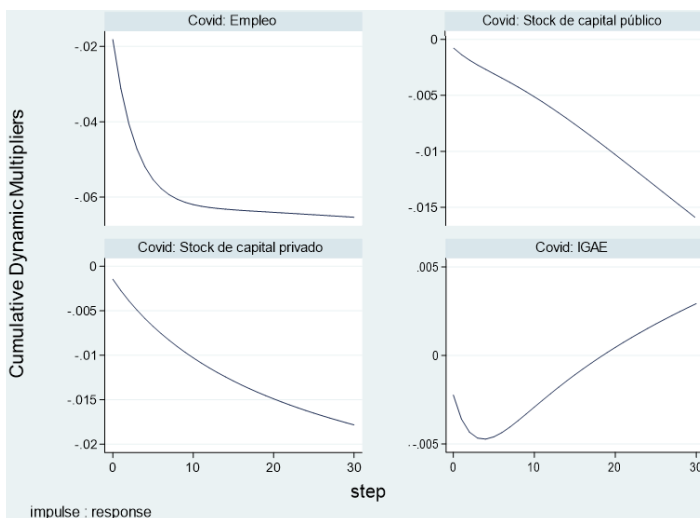


Fuente: Elaboración propia

Gráfico 5: FIR CHOQUE NEGATIVO STOCK PÚBLICO – PRIVADO

Fuente: Elaboración propia

Como se mostró, las restricciones de movilidad asumidas por la pandemia en 2020 tuvieron un efecto sobre la economía en su conjunto: destrucción de puestos de empleo, paralización de la inversión pública y privada, convergiendo en una pérdida de crecimiento económico, lo cual afectó los avances de desarrollo económico logrados hasta 2019. Una variable exógena *dummy* muestra efectos adversos desde abril de 2020 sobre las variables estudiadas (Gráfico 6). La paralización en la formación de capital público y privado tiene una temporalidad de 30 meses en adelante. Por su parte, la capacidad de generación de empleos fue nula y el efecto negativo sobre la tasa de empleo persiste de igual manera en 30 meses. Por último, el efecto sobre el crecimiento económico también es negativo con una duración de 18 meses.

Gráfico 6: FIR CHOQUE COVID-19, EN VARIABLES SELECCIONADAS

Fuente: Elaboración propia

VI. Conclusiones

El objetivo de la presente investigación fue encontrar evidencia empírica de los efectos *crowding-in*, en el corto y largo plazo, de la inversión pública sobre la inversión privada desde una perspectiva sectorial. Para ello se utilizaron modelos VEC. Además, se buscó capturar efectos promedio del *crowding-in* e impactos del capital público/privado sobre el crecimiento económico a través del tiempo con la ayuda de modelos PVAR recursivos.

Los hechos estilizados muestran que la inversión pública y privada presentan una relación pro-cíclica en todos los sectores estudiados: agricultura, construcción, energía, hidrocarburos, industria y minería. En lo que respecta al adelanto o rezago de las variables, la inversión pública en los sectores de hidrocarburos, energía, construcción sería una variable adelantada con relación a la inversión privada. Por su parte, la inversión pública en los sectores de agricultura e industria sería una variable rezagada con respecto a la privada. Los recursos públicos destinados a la minería serían sincrónicos a la inversión privada.

En una primera fase, se estimaron modelos VEC para los sectores de agricultura, hidrocarburos, minería, industria y construcción. El sector de energía fue la excepción al contener, dentro de las variables del modelo,

una serie integrada de orden dos. Los resultados del modelo VEC, tanto en signos como en magnitudes estuvieron acordes a lo esperado. El mayor efecto *crowding-in* se observa en el sector de hidrocarburos (0,74%), seguido del sector de construcción (0,72%) y agricultura (0,53%). Con respecto al parámetro que mide la velocidad de ajuste ante desviaciones del equilibrio de largo plazo, se puede apreciar, para casi todos los sectores, un retorno al equilibrio en alrededor de dos años. En cambio, el retorno al equilibrio es más rápido en el sector de la industria (3 meses). Finalmente, en cuanto a la tasa de interés real, los signos son los esperados y las magnitudes se encuentran en alrededor de 0,05.

En la segunda fase, se construyó un modelo PVAR recursivo que contempla 121 modelos para medir el efecto promedio del capital público y privado en el crecimiento económico a través del tiempo. En todo el periodo de análisis, el efecto en el producto es positivo pero la magnitud difiere con respecto a la fecha de corte que se escoja. Por ejemplo, a septiembre de 2019 el efecto positivo fue de 0,09% en el décimo periodo. En cambio, en 2020 y a consecuencia de una inversión pública deteriorada debido a las restricciones derivadas de la crisis sanitaria, el impacto positivo de la inversión pública en el crecimiento económico se redujo notablemente; empero en el último bimestre de ese año se recuperó.

Los choques del capital privado en el crecimiento económico tuvieron un impacto de 0,05% a 2019. En contraste, los efectos se desvanecieron entre mayo y octubre de 2020. Del mismo modo que el capital público, en el último bimestre, se observó una recuperación.

Los efectos negativos de la cuarentena rígida a causa del inicio de la pandemia en 2020 podrían perdurar por 30 meses en lo que refiere a la reducción en el capital público, privado y el nivel de empleo. Mientras tanto, los efectos en el crecimiento económico solo podrían tener una duración de 18 meses, lo cual significa que el nivel del PIB se podría recuperar a cifras similares de 2019 recién en 2022.

En definitiva, y según la evidencia encontrada, el efecto *crowding-in* entre el capital público y privado es crucial para mantener un dinamismo de la inversión privada además de mantener expectativas positivas de los agentes con respecto al desempeño de la economía, sea a nivel sectorial o global. Adicionalmente, la complementariedad de la inversión pública y privada también repercute en un crecimiento económico sostenible de largo plazo.

Referencias bibliográficas

- ABRAMS, B. A. and M. D. SCHITZ (1978). "The 'Crowding-Out' Effect of Governmental Transfers on Private Charitable Contributions" *Public Choice*, 33 (1), pp. 29 – 39
- ABRIGO, M. R. M. and I. LOVE (2015). "Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs" Working Paper, February
- AGÉNOR, P.-R. (2008). "Health and Infrastructure in a Model of Endogenous Growth" *Journal of Macroeconomics*, 30 (4), pp. 1407 - 1422
- AGÉNOR, P.-R. (2009). "Public Capital, Health Persistence and Poverty Traps" Centre for Growth and Business Cycle Research, University of Manchester, Discussion paper No 115, February
- AGÉNOR, P.-R. (2010). "A theory of infrastructure-led development" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34 (5), pp. 932 - 950
- AGÉNOR, P.-R., M. K. NABLI, T. M. YOUSEF (2005), "Public Infrastructure and Private Investment in the Middle East and North Africa" World Bank Policy Research Working Paper 3661, July
- ANDREWS, D.W.K. and B. LU (2001) "Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models" *Journal of Econometrics*, 101(1), pp.123 - 164
- ARESTIS, P. (1979). "The "Crowding-Out" of Private Expenditure by Fiscal Actions: An Empirical Investigation" *Public Finance = Finance Publiques*, 34 (1), pp. 36 - 50
- ARGANDOÑA A., C. GÁMEZ, F. MOCHÓN (1997). *Macroeconomía Avanzada II: Fluctuaciones cíclicas y crecimiento económico*, McGrawHill, Madrid, España
- ARGIMÓN, I., J. M. GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. ROLDÁN (1997). "Evidence of public spending crowding-out from a panel of OECD Countries" *Applied Economics*, 29 (8), pp. 1001 - 1010
- ARI, I. and M. KOC (2020). "Economic Growth, Public and Private Investment: A Comparative Study of China and the United States" *Sustainability*, 12 (6), doi:10.3390/su12062243
- ARINI P. R. and B. SIREGAR (2016). "Causality Relationship Between Public Investment and Private Investment: the Case of Indonesia" *Journal of Corporate Governance, Insurance, and Risk Management*, 3 (3), pp. 105 - 125

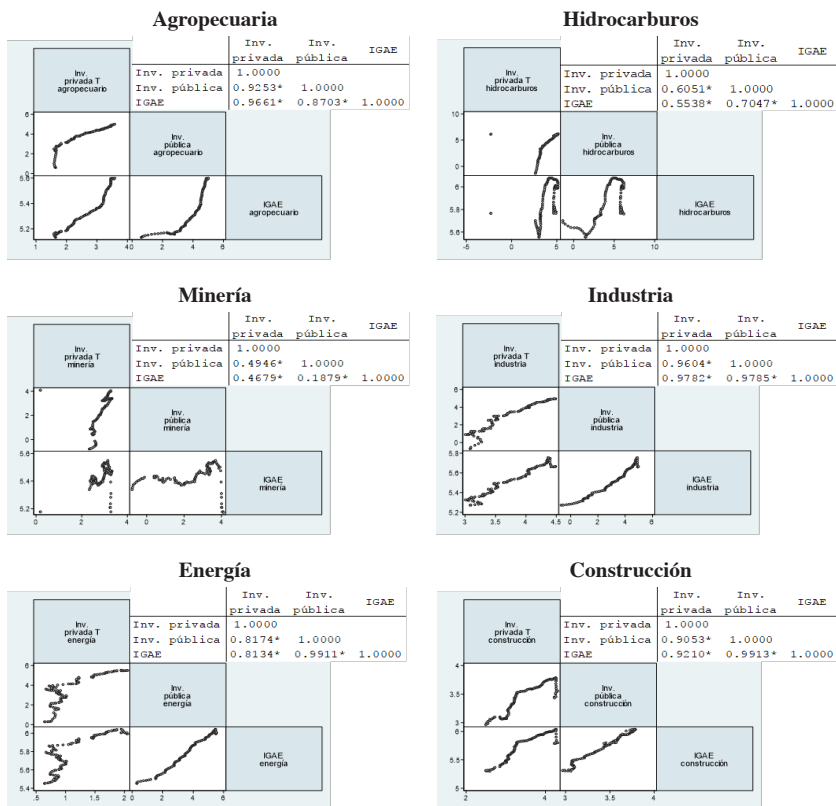
- ASCHAUER, D. A. (1989). "Does Public Capital Crowd Out Private Capital?" *Journal of Monetary Economics*, 24 (2), pp. 171 - 188
- BOLIVAR O. and UGARTE D. (2015). "Domestic Demand as Engine of the Economic Growth in Bolivia" Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Bolivia, *Cuadernos de Investigación Económica Boliviana*, 1(1) pp. 1 - 27
- BOSWORTH, B. P. and S. M. COLLINS (2003). "The Empirics of Growth: An Update" *Brookings Papers on Economic Activity* 2:113-206
- BUITER, W. H. (1977). "'Crowding-Out' and the effectiveness of fiscal policy" *Journal of Public Economics*, 7 (3), pp. 309 - 328
- CARLSON, K. M. and R. W. SPENCER (1975). "Crowding Out and Its Critics" Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, December, pp. 2 - 17
- CHOONG, C.- K., S. – H. LAW, C. – K. PEK (2015). "The Linkages between Private and Public Investments in Malaysia: The Role of Foreign Direct Investment" *International Journal of Economics and Management*, 9 (1), pp. 139 – 153
- DENTON, F. T. (1971). "Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization" *Journal of the American Statistical Association*, 66, pp. 99 -102
- ENGLE, R. F. and C. W. J. GRANGER (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 55 (2), pp. 251 - 276
- ERENBURG S. J. and M. E. WOHAR (1995). "Public and private investment: Are there causal linkages?" *Journal of Macroeconomics*, 17 (1), pp. 1 - 30
- HANSEN, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators" *Econometrica*, 50 (4), pp. 1029 - 1054
- HARBERGER, A. C., "Perspectives on Capital and Technology in Less Developed Countries" in ARTIS, M. J. and A.R. NOBEY (Eds.) (1978) *Contemporary Economic Analysis*, Croom Helm, London, pp. 42 - 72
- HESTON, A., R. SUMMERS, B. ATEN (2011). "Penn World Table Version 7.0" Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, June

- HUARACHI, G. (1992). "Estimación del acervo de capital físico en la economía boliviana" Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, *Revista de Análisis Económico*, 3, pp. 201 - 218
- JOHANSEN, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2 - 3), pp. 231 - 254
- JOHANSEN, S. (1992), "The Role of the Constant Term in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables" Preprint, University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, January
- KING, R. G. and R. LEVINE (1994). "Capital fundamentalism, economic development, and economic growth" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, pp. 259 - 292
- MARINI, M. (2016). "Nowcasting Annual National Accounts with Quarterly Indicators: An Assessment of Widely Used Benchmarking Methods" *International Monetary Fund*, Working Paper WP/16/71, March
- MUYAMBIRI, B., O. CHIWIRA, N. CHIRANGA, E. B. MICHAEL (2012). "The Causal Relationship between Private and Public Investment in Zimbabwe" *British Journal of Economics, Management & Trade*, 2 (3), pp. 239 - 264
- NEHRU, V. and A. DHARESHWAR (1993). "A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results", *Revista de Análisis Económico*, 8 (1), pp. 37 - 59
- ORGANIZACIÓN PARA LA COOPERACIÓN y EL DESARROLLO ECONÓMICOS (2009). *Medición del capital. Manual OCDE 2009*, segunda edición
- PEREZ, J. (2003). "Stock de capital de la economía chilena y su distribución sectorial" Banco Central de Chile, Documento de trabajo N° 233, octubre
- ŞEN, H. and A. KAYA (2014). "Crowding-Out or Crowding-In? Analyzing the Effects of Government Spending on Private Investment in Turkey" *Panoeconomicus*, 61 (6), pp. 631 - 651
- VALDIVIA J. (2017). "Impact of NFPS Capital Expenditure on Economic Growth in Bolivia in years 2006-2016" Ministerio de Economía y Finanzas Públicas, *Cuadernos de Investigación Económica Boliviana*, 2(1) pp. 1 - 27.

APÉNDICES

Apéndice A

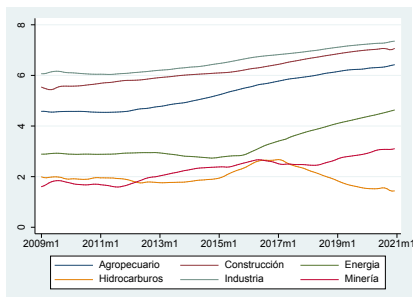
Gráfico A.1: CORRELACIONES INVERSIÓN PÚBLICA, PRIVADA E IGAE SECTORIAL



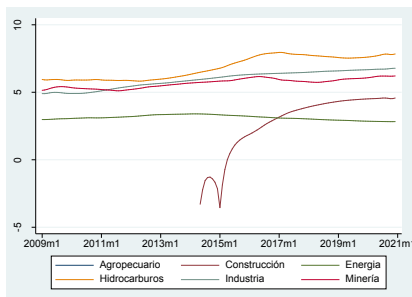
Fuente: Elaboración propia

Gráfico A.2: STOCK DE CAPITAL PRIVADO
(En logaritmos)

Stock de capital privado doméstico

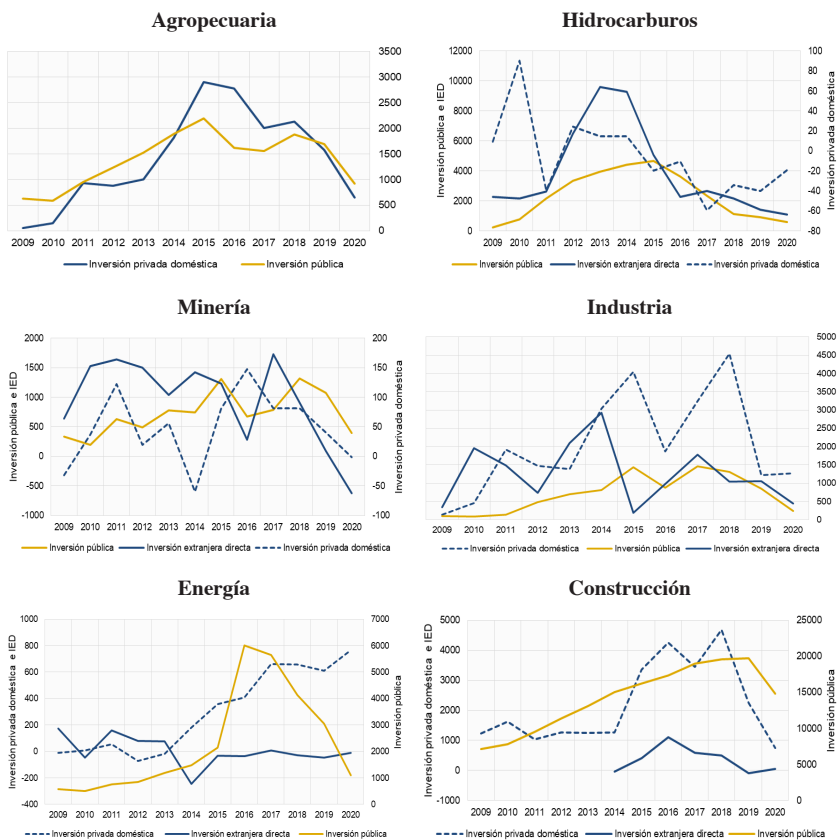


Stock de capital privado - inversión extranjera directa

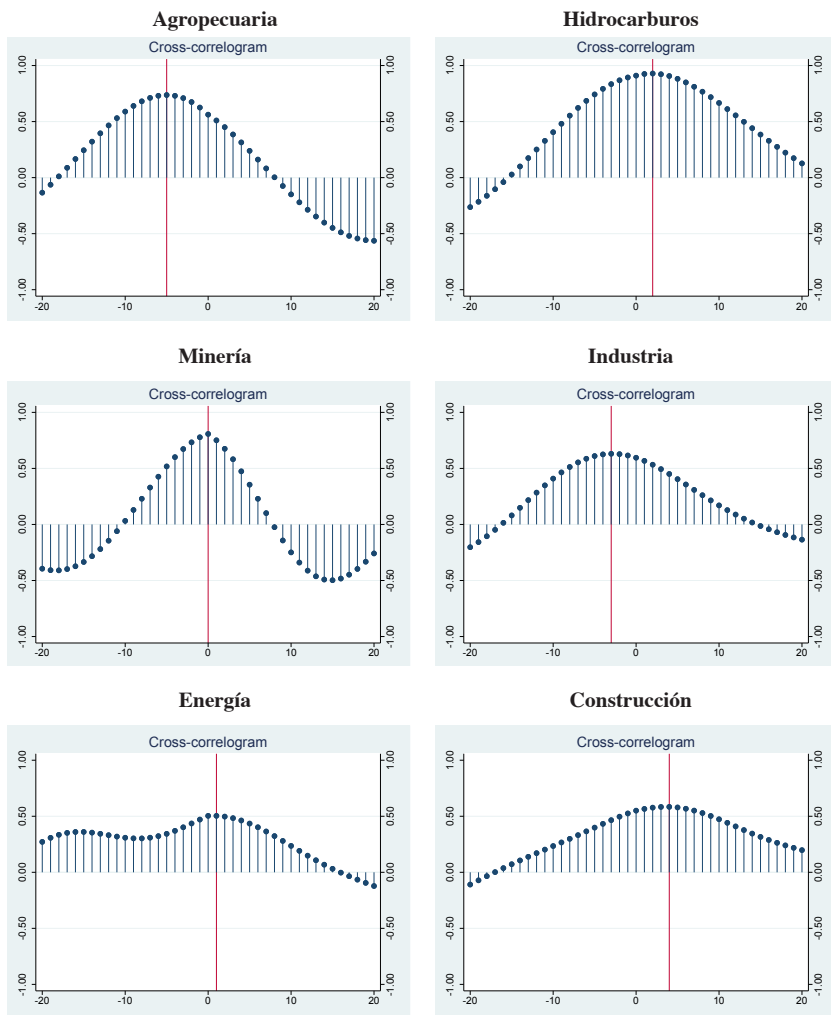


Fuente: Elaboración propia

Gráfico A.3: NIVELES DE INVERSIÓN PÚBLICA, PRIVADA E INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA (En millones de Bs)



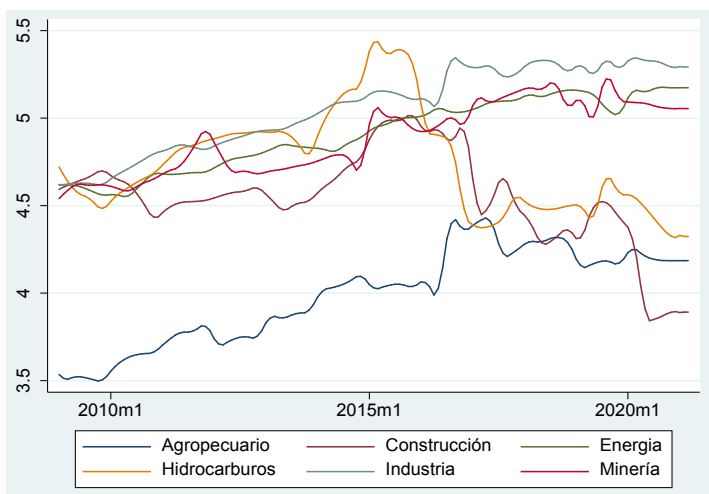
Fuente: Viceministerio de Inversión Pública y Financiamiento Externo (VIPFE), Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI), Banco Central de Bolivia (BCB) e Instituto Nacional de Estadísticas (INE)

Gráfico A.4: CO-MOVIMIENTO INVERSIÓN PÚBLICA E INVERSIÓN TOTAL

Fuente: Elaboración propia

Nota: La estimación de los co-movimientos se realizó a partir de los componentes cíclicos de los niveles de inversión. En el caso de la inversión privada es la suma de la inversión privada (crédito) y de la inversión extranjera directa.

Gráfico A.5: ÍNDICE DE EMPLEO POR ACTIVIDAD ECONÓMICA
(En logaritmos)



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE)

Nota: Para el cambio de frecuencia en términos mensuales se empleó la metodología de Denton (1971), este procedimiento tiene validez para cuentas nacionales con datos de frecuencia baja (Marini, 2016)

Apéndice B

Cuadro B.1: TEST DE COINTEGRACIÓN

Agropecuaria

Date: 07/09/21 Time: 14:00
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 131
 Series: LOG(INV PRIV TOTAL AGRO) LOG(Y AGRO) LOG(INV PUB AGRO D1...
 Exogenous series: @DURING("2010m12") @DURING("2011m12")
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 12

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	4	4	3	2
Max-Eig	3	4	4	2	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Hidrocarburos

Date: 07/09/21 Time: 14:00
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 131
 Series: LOG(INV PRIV TOTAL HIDRO) LOG(Y HIDRO) LOG(INV PUB HIDRO ...
 Exogenous series: @DURING("2019m04")
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 12

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	4	3	2	2	1
Max-Eig	1	1	1	2	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Minería

Date: 07/09/21 Time: 14:00
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 131
 Series: LOG(INV PRIV TOTAL MIN) LOG(Y MIN) LOG(INV PUB MIN D11) INT...
 Exogenous series: @DURING("2010m12") @DURING("2011m01") @DURING("2...
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 12

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	2	1	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Industria

Date: 07/09/21 Time: 14:00
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 131
 Series: LOG(INV PRIV TOTAL IND) LOG(Y IND) LOG(INV PUB IND D11) INT...
 Exogenous series: @DURING("2011m12") @DURING("2012m01") @DURING("2...
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 12

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	2	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Construcción

Date: 07/09/21 Time: 14:00
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 131
 Series: LOG(INV PRIV TOTAL CONSTR) LOG(Y CONSTR) LOG(INV PUB CO...
 Lags interval: 1 to 12

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	3	3	4	2	0
Max-Eig	0	2	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro B.2: TEST DE CORRELACIÓN SERIAL DEL MODELO VEC**Agropecuaria**

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 07/08/21 Time: 11:35

Sample: 2009M01 2020M12

Included observations: 130

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	30.95655	16	0.0136	2.014269	(16, 205.3)	0.0137
2	14.05608	16	0.5945	0.878293	(16, 205.3)	0.5950
3	22.80939	16	0.1189	1.455361	(16, 205.3)	0.1193
4	23.06206	16	0.1121	1.472374	(16, 205.3)	0.1124
5	10.88298	16	0.8167	0.674910	(16, 205.3)	0.8169
6	20.16471	16	0.2129	1.278493	(16, 205.3)	0.2133
7	18.46754	16	0.2972	1.166148	(16, 205.3)	0.2977
8	32.85875	16	0.0077	2.147880	(16, 205.3)	0.0078
9	15.52400	16	0.4866	0.973414	(16, 205.3)	0.4871
10	11.49668	16	0.7778	0.714010	(16, 205.3)	0.7781
11	19.67976	16	0.2350	1.246300	(16, 205.3)	0.2354
12	34.38309	16	0.0048	2.255818	(16, 205.3)	0.0049
13	11.85957	16	0.7536	0.737183	(16, 205.3)	0.7539
14	12.39038	16	0.7167	0.771150	(16, 205.3)	0.7170

Hidrocarburos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 07/08/21 Time: 11:35

Sample: 2009M01 2020M12

Included observations: 129

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	23.04873	16	0.1124	1.473891	(16, 190.1)	0.1128
2	24.94330	16	0.0708	1.602885	(16, 190.1)	0.0711
3	12.52423	16	0.7072	0.779466	(16, 190.1)	0.7076
4	20.19527	16	0.2116	1.281935	(16, 190.1)	0.2120
5	24.83859	16	0.0727	1.595724	(16, 190.1)	0.0731
6	12.35215	16	0.7194	0.768417	(16, 190.1)	0.7198
7	10.82901	16	0.8199	0.671040	(16, 190.1)	0.8202
8	16.72878	16	0.4034	1.052449	(16, 190.1)	0.4039
9	26.71671	16	0.0447	1.724760	(16, 190.1)	0.0450
10	11.39288	16	0.7846	0.707001	(16, 190.1)	0.7849
11	11.98722	16	0.7449	0.745018	(16, 190.1)	0.7452
12	38.30169	16	0.0014	2.548478	(16, 190.1)	0.0014
13	12.48528	16	0.7100	0.776964	(16, 190.1)	0.7104
14	24.10645	16	0.0872	1.545755	(16, 190.1)	0.0875

Minería

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 07/08/21 Time: 11:35

Sample: 2009M01 2020M12

Included observations: 129

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	24.25581	16	0.0841	1.559333	(16, 174.8)	0.0844
2	16.47420	16	0.4204	1.036235	(16, 174.8)	0.4211
3	22.50616	16	0.1276	1.439759	(16, 174.8)	0.1281
4	12.70647	16	0.6941	0.790893	(16, 174.8)	0.6946
5	28.80057	16	0.0248	1.880997	(16, 174.8)	0.0249
6	16.53936	16	0.4160	1.040522	(16, 174.8)	0.4167
7	13.94216	16	0.6030	0.870797	(16, 174.8)	0.6036
8	20.24145	16	0.2095	1.286683	(16, 174.8)	0.2101
9	19.03983	16	0.2666	1.206234	(16, 174.8)	0.2672
10	21.22936	16	0.1699	1.353223	(16, 174.8)	0.1704
11	14.87247	16	0.5340	0.931314	(16, 174.8)	0.5346
12	15.52160	16	0.4868	0.973724	(16, 174.8)	0.4875
13	11.68353	16	0.7655	0.725155	(16, 174.8)	0.7659
14	21.72548	16	0.1523	1.386775	(16, 174.8)	0.1528

Industria

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 07/08/21 Time: 11:35

Sample: 2009M01 2020M12

Included observations: 129

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	34.81318	16	0.0042	2.310511	(16, 168.7)	0.0043
2	10.05554	16	0.8637	0.521033	(16, 168.7)	0.8640
3	19.46152	16	0.2455	1.235025	(16, 168.7)	0.2461
4	21.59368	16	0.1568	1.378836	(16, 168.7)	0.1574
5	15.32358	16	0.5011	0.960859	(16, 168.7)	0.5018
6	10.72677	16	0.8260	0.663768	(16, 168.7)	0.8264
7	14.85318	16	0.5354	0.930099	(16, 168.7)	0.5361
8	13.01975	16	0.6713	0.810991	(16, 168.7)	0.6719
9	17.37465	16	0.3397	1.119823	(16, 168.7)	0.3404
10	13.07566	16	0.6872	0.814605	(16, 168.7)	0.6878
11	7.540768	16	0.9614	0.462371	(16, 168.7)	0.9615
12	12.64190	16	0.6987	0.786598	(16, 168.7)	0.6993
13	13.20805	16	0.6575	0.823167	(16, 168.7)	0.6581
14	26.51319	16	0.0472	1.717386	(16, 168.7)	0.0475

Construcción

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 07/08/21 Time: 12:08

Sample: 2009M01 2020M12

Included observations: 130

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	26.10165	16	0.0526	1.678636	(16, 205.3)	0.0528
2	15.47686	16	0.4900	0.970349	(16, 205.3)	0.4905
3	15.39371	16	0.4860	0.964645	(16, 205.3)	0.4865
4	17.15150	16	0.3759	1.079647	(16, 205.3)	0.3764
5	24.65346	16	0.0762	1.579966	(16, 205.3)	0.0764
6	15.80603	16	0.4666	0.991765	(16, 205.3)	0.4671
7	9.670057	16	0.8833	0.597967	(16, 205.3)	0.8834
8	18.61064	16	0.2894	1.175586	(16, 205.3)	0.2899
9	14.93880	16	0.5291	0.935415	(16, 205.3)	0.5296
10	12.03042	16	0.7419	0.748106	(16, 205.3)	0.7422
11	15.33759	16	0.5001	0.961298	(16, 205.3)	0.5005
12	31.13995	16	0.0129	2.027099	(16, 205.3)	0.0130
13	13.88011	16	0.6078	0.866934	(16, 205.3)	0.6081
14	24.59884	16	0.0772	1.576288	(16, 205.3)	0.0775

Fuente: Elaboración propia

Cuadro B.3: TEST DE NORMALIDAD DEL MODELO VEC**Agropecuaria**

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/08/21 Time: 11:35
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 130

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.169489	2	0.3380
2	8.794636	2	0.0123
3	1.918437	2	0.3832
4	5.272930	2	0.0716
Joint	18.15549	8	0.0201

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Hidrocarburos

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/08/21 Time: 11:35
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 129

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.322537	2	0.3131
2	7.271204	2	0.0264
3	0.212939	2	0.8990
4	0.326003	2	0.8496
Joint	10.13268	8	0.2558

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Minería

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/08/21 Time: 11:35
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 129

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.305889	2	0.0427
2	0.277112	2	0.8706
3	5.036151	2	0.0806
4	1.933352	2	0.3803
Joint	13.55250	8	0.0942

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Industria

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/08/21 Time: 11:35
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 129

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.107120	2	0.9478
2	8.543481	2	0.0140
3	9.184641	2	0.0101
4	0.609093	2	0.7375
Joint	18.44434	8	0.0181

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Construcción

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/08/21 Time: 11:35
 Sample: 2009M01 2020M12
 Included observations: 131

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.693888	2	0.7068
2	1.181690	2	0.5539
3	2.860046	2	0.2393
4	4.050539	2	0.1320
Joint	8.786163	8	0.3607

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fuente: Elaboración propia

Cuadro B.4: TEST DE HETEROSCEDASTICIDAD DEL MODELO VEC

Agropecuaria

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 07/08/21 Time: 11:35
Sample: 2009M01 2020M12
Included observations: 130

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
1090.619	1080	0.4044

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(108,21)	Prob.	Chi-sq(108)	Prob.
res1*res1	0.765837	0.635938	0.9304	99.55886	0.7069
res2*res2	0.743765	0.564409	0.9693	98.68949	0.7741
res2*res3	0.901261	1.774834	0.0657	117.1639	0.2573
res4*res4	0.909596	1.956384	0.0394	118.2474	0.2353
res2*res1	0.691313	0.435463	0.9970	89.87063	0.8969
res3*res1	0.980438	1.929195	0.0425	118.0970	0.2383
res3*res2	0.836896	0.997704	0.5330	108.7965	0.4604
res4*res1	0.860031	1.194748	0.3306	111.8040	0.3817
res4*res2	0.730469	0.526973	0.9821	94.96097	0.8105
res4*res3	0.862448	1.219167	0.3102	112.1183	0.3737

Minería

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 07/08/21 Time: 11:35
Sample: 2009M01 2020M12
Included observations: 129

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
1214.563	1210	0.4577

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(121,7)	Prob.	Chi-sq(121)	Prob.
res1*res1	0.991387	6.659018	0.0063	127.8889	0.3165
res2*res2	0.930019	0.768825	0.7443	119.9725	0.5093
res3*res3	0.954623	1.217056	0.4289	123.1464	0.4286
res4*res4	0.912686	0.804711	0.8731	117.7364	0.5670
res2*res1	0.972553	2.049921	0.1581	125.4594	0.3722
res3*res1	0.970565	1.907510	0.1852	125.2028	0.3783
res3*res2	0.945218	0.998173	0.5666	121.9331	0.4591
res4*res1	0.975882	2.340794	0.1164	125.8887	0.3621
res4*res2	0.865235	0.371422	0.9874	111.6153	0.7178
res4*res3	0.919225	0.658355	0.8329	118.5801	0.5452

Hidrocarburos

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 07/08/21 Time: 11:35
Sample: 2009M01 2020M12
Included observations: 129

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
1174.543	1170	0.4572

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(117,11)	Prob.	Chi-sq(117)	Prob.
res1*res1	0.907584	0.923310	0.6192	117.0784	0.4806
res2*res2	0.942739	1.547900	0.2141	121.6134	0.3665
res3*res3	0.908818	0.937080	0.6063	117.2376	0.4774
res4*res4	0.941717	1.519096	0.2251	121.4815	0.3697
res2*res1	0.857028	0.563572	0.9339	110.5566	0.6500
res3*res1	0.913353	0.991047	0.5572	117.8226	0.4613
res3*res2	0.890315	0.763141	0.7728	114.8507	0.5389
res4*res1	0.837439	0.484332	0.9718	108.0266	0.7117
res4*res2	0.902763	0.872867	0.6671	116.4564	0.4968
res4*res3	0.898358	0.830968	0.7076	115.8882	0.5117

Industria

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 07/08/21 Time: 11:35
Sample: 2009M01 2020M12
Included observations: 129

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
1224.720	1230	0.5371

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(123,5)	Prob.	Chi-sq(123)	Prob.
res1*res1	0.970875	1.355051	0.4036	125.2428	0.4268
res2*res2	0.953120	0.826467	0.6916	122.9525	0.4842
res3*res3	0.975276	1.603505	0.3180	125.8106	0.4128
res4*res4	0.936507	0.599580	0.8527	120.8093	0.5390
res2*res1	0.963961	1.087315	0.5293	124.3510	0.4490
res3*res1	0.924278	0.496190	0.9190	119.2319	0.5793
res3*res2	0.929075	0.532500	0.8971	119.8507	0.5635
res4*res1	0.968999	1.270613	0.4391	125.0009	0.4328
res4*res2	0.877980	0.292494	0.9937	113.2594	0.7242
res4*res3	0.949386	0.762489	0.7365	122.4707	0.4965

Construcción

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 07/08/21 Time: 11:35
Sample: 2009M01 2020M12
Included observations: 131

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
1032.589	980	0.1186

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(98,32)	Prob.	Chi-sq(98)	Prob.
res1*res1	0.862545	2.049009	0.0115	112.9933	0.1428
res2*res2	0.845490	1.786798	0.0317	110.7592	0.1783
res3*res3	0.789799	1.226887	0.2592	103.4636	0.3334
res4*res4	0.716821	0.828557	0.7636	93.90349	0.5983
res2*res1	0.876931	2.326701	0.0040	114.8780	0.1171
res3*res1	0.745580	0.956902	0.5799	97.67102	0.4904
res3*res2	0.635923	0.570342	0.9810	83.30591	0.8552
res4*res1	0.836886	1.675326	0.0490	109.6321	0.1984
res4*res2	0.800061	1.306620	0.1964	104.8080	0.3005
res4*res3	0.755416	1.008515	0.5078	98.95952	0.4539

Fuente: Elaboración propia

Apéndice C

**Gráfico C.1: CONDICIÓN DE ESTABILIDAD
(121 modelos)**



Fuente: Elaboración propia

Cuadro C.1: TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob>chi2
PIB			
Capital público	0.022	1	0.8810
Capital privado	1.969	1	0.1610
Empleo	4.763	1	0.0290
ALL	6.495	3	0.0900
Capital público			
PIB	0.002	1	0.9620
Capital privado	14.179	1	0.0000
Empleo	3.430	1	0.0640
ALL	17.408	3	0.0010
Capital privado			
PIB	2.112	1	0.1460
Capital público	6.625	1	0.0100
Empleo	1.492	1	0.2220
ALL	7.166	3	0.0670
Empleo			
PIB	9.509	1	0.0020
Capital público	17.483	1	0.0000
Capital privado	0.250	1	0.6170
ALL	20.949	3	0.0000

Fuente: Elaboración propia

Cuadro C.2: SELECCIÓN DE REZAGOS ÓPTIMOS

Selection order criteria

Sample: 593 - 733

No. of obs = 846

No. of panels = 6

Ave. no. of T = 141.000

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9812639	148.7026	3.12e-12	-174.8424	52.70257	-34.47858
2	.9903305	92.80434	7.81e-08	-122.8923	28.80434	-29.31643
3	.988615	69.75933	1.10e-08	-38.08898	37.75933	8.698944

Fuente: Elaboración propia

Apéndice D

Método de inventarios perpetuos

Para la estimación del acervo o *stock* de capital por tipo de inversión (pública o privada) para cada sector, se recurrió al método de inventarios perpetuos. En línea con Nehru y Dhareshwar (1993), la metodología indica que el *stock* de capital surge de una acumulación de la inversión actual y rezagada, expresada del siguiente modo:

$$K_t = \theta_t I_t + \theta_{t-1} I_{t-1} + \dots + \theta_{t-T} I_{t-T}$$

donde $\theta_t = 1$, $0 < \theta_{t-i} < 1$ es una medida de eficiencia el cual proviene de un uso eficaz del uso de la inversión en “ $t-i$ ”. Para Harberger (1978) la inversión se acumula y se descuenta la depreciación del *stock* de capital inicial para la obtención del capital en “ t ”. Para Pérez (2003), el *stock* inicial del método de Harberger se estima como el valor presente de una perpetuidad corregida, de modo que no sea afectada por las condiciones particulares de ese momento o el ciclo económico. Se supone que la tasa de descuento es la suma de la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento histórica del *stock*:

$$K_0 = \frac{FBKF_0}{\gamma + \delta}$$

donde $FBKF_0$ es la formación bruta de capital fijo¹⁰, γ es la tasa de crecimiento de la $FBKF_t$ y δ es la tasa de depreciación¹¹. Una vez obtenido el valor inicial del *stock* de capital se procede a la construcción de la serie histórica a partir de la ley de movimiento del capital.

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t$$

Para la presente investigación, el valor inicial del *stock* del capital se halla en 2009 en frecuencia mensual. Por tanto, se empleó la versión de inventario perpetuo del *stock* de capital inicial de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE, 2009).

$$K_0 = \frac{FBKF_0}{\gamma^* + \delta}$$

donde $FBKF_0$ es la formación bruta de capital fijo, γ^* es la tasa de crecimiento del PIB y δ es la tasa de depreciación. Como indica la OCDE, con la anterior expresión es posible aproximar el *stock* de capital al inicio del periodo con el nivel de inversión en el mismo periodo (el primer periodo para el cual existe información sobre la inversión) y una combinación de parámetros de la inversión a largo plazo o de crecimiento del PIB y de la depreciación.

10 Para la construcción del *stock* de capital privado por sectores se tomó el crédito dirigido a los diferentes sectores productivos como una proxy de la FBKF para cada sector. Por su parte, el *stock* de capital público por sectores productivos fue estimado a partir de la información de la inversión pública proporcionada por el Viceministerio de Inversión Pública y Financiamiento Externo (VIPFE) como una proxy de FBKF público.

11 Se asumió una tasa de depreciación de 3,2% en base a Huarachi (1992).

Evaluación de los Indicadores de Tendencia Inflacionaria en Bolivia*

Mauricio Mora Barrenechea**

Paola Yujra Tonconi***

RESUMEN

Mantener la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda local es el principal objetivo de los bancos centrales. En ese sentido, resulta necesario contar con indicadores alternativos conocidos como Indicadores de Tendencia Inflacionaria (ITI) o indicadores de *core inflation*, que reflejan, con mayor precisión, el comportamiento del nivel de precios, dado que el Índice de Precios al Consumidor presenta ciertas limitaciones. En el presente documento, se evalúan diversas metodologías con el propósito de contar con diversos ITI que puedan ser utilizados por el Banco Central de Bolivia. Para tal efecto, se consideraron los siguientes criterios de evaluación: volatilidad, persistencia, insesgamiento y capacidad predictiva. Los resultados señalan que los ITI cumplen con las cualidades necesarias para aproximar las presiones de inflación, por el lado de la demanda, que se suscitan en la economía boliviana. Asimismo, ningún ITI es perfecto, por lo que es necesario contar con más de un indicador.

Clasificación JEL: E31, E50, C10, C22, C32

Palabras clave: Inflación total, tendencia inflacionaria, evaluación

* Las conclusiones, opiniones y puntos de vista expresados en este documento no representan necesariamente aquellos del Banco Central de Bolivia ni de sus autoridades y son de exclusiva responsabilidad de los autores.

Se agradece las contribuciones y comentarios realizados por Sandra Vasquez y Pablo Rocha en la elaboración del documento.

** Contacto: mmora@bcb.gob.bo; lmaurimorab@gmail.com.

*** Contacto: pyujra@bcb.gob.bo; paolita.yt@gmail.com

Evaluación de los Indicadores de Tendencia Inflacionaria en Bolivia*

Mauricio Mora Barrenechea**

Paola Yujra Tonconi***

RESUMEN

Mantener la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda local es el principal objetivo de los bancos centrales. En ese sentido, resulta necesario contar con indicadores alternativos conocidos como Indicadores de Tendencia Inflacionaria (ITI) o indicadores de *core inflation*, que reflejan, con mayor precisión, el comportamiento del nivel de precios, dado que el Índice de Precios al Consumidor presenta ciertas limitaciones. En el presente documento, se evalúan diversas metodologías con el propósito de contar con diversos ITI que puedan ser utilizados por el Banco Central de Bolivia. Para tal efecto, se consideraron los siguientes criterios de evaluación: volatilidad, persistencia, insesgamiento y capacidad predictiva. Los resultados señalan que los ITI cumplen con las cualidades necesarias para aproximar las presiones de inflación, por el lado de la demanda, que se suscitan en la economía boliviana. Asimismo, ningún ITI es perfecto, por lo que es necesario contar con más de un indicador.

Clasificación JEL: E31, E50, C10, C22, C32

Palabras clave: Inflación total, tendencia inflacionaria, evaluación

* Las conclusiones, opiniones y puntos de vista expresados en este documento no representan necesariamente aquellos del Banco Central de Bolivia ni de sus autoridades y son de exclusiva responsabilidad de los autores.

Se agradece las contribuciones y comentarios realizados por Sandra Vasquez y Pablo Rocha en la elaboración del documento.

** Contacto: mmora@bcb.gob.bo; lmaurimorab@gmail.com.

*** Contacto: pyujra@bcb.gob.bo; paolita.yt@gmail.com

Evaluation of core inflation measures in Bolivia*

Mauricio Mora Barrenechea**

Paola Yujra Tonconi***

ABSTRACT

Maintaining the stability of purchasing power of the local currency is the main goal of the central banks. Therefore, it is necessary to use alternative indicators, known as core inflation indicators, which more accurately reflect the behavior of level prices, given that the Consumer Price Index has certain limitations. In this document, in order to have several core inflation indicators that can be used by the Central Bank of Bolivia various methodologies are evaluated. For this purpose, the following evaluation criteria were considered: volatility, persistence, unbiasedness, and predictive capacity. We find that all these core measures have the necessary qualities to approximate inflation pressures that arise in the Bolivian economy on the demand side. Furthermore, no indicator is perfect so it is necessary to use more than one indicator.

JEL Classification: E31, E50, C10, C22, C32

Palabras clave: *Headline inflation, core inflation, evaluation*

* The conclusions, opinions and points of view expressed in this document do not necessarily represent those of the Central Bank of Bolivia or its authorities and are the sole responsibility of the authors. The contributions and comments made by Sandra Vasquez and Pablo Rocha in the preparation of this document are appreciated.

** Contact: mmora@bcb.gob.bo; lmaurimorab@gmail.com.

*** Contact: pyujra@bcb.gob.bo; paolita.yt@gmail.com

I. Introducción

Mantener la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda local es el principal objetivo de los bancos centrales. Dicho mandato se traduce en resguardar un nivel estable de la inflación, la cual es entendida como el incremento continuo y generalizado de los precios de los bienes y servicios que consumen las familias dentro de una economía. En ese sentido, resulta importante contar con un indicador que mida, con la mayor precisión posible, el costo de vida de una economía.

El Índice de Precios al Consumidor (IPC) es utilizado, generalmente, para calcular la inflación. No obstante, este tradicional índice no es perfecto y adolece de ciertas limitaciones (Shapiro y Wilcox, 1996). Entre sus principales inconvenientes se puede mencionar que: i) considera variaciones transitorias y permanentes de los precios, siendo estos últimos los de interés para los hacedores de política monetaria; ii) puede verse influenciada por unos cuantos productos con alta ponderación (especialmente alimentos); y iii) dentro la canasta básica del IPC, existen artículos cuyos precios no responden a las fuerzas de la oferta y demanda (precios administrados o regulados).

A un banco central le deberían interesar cambios en el nivel de precios que provengan de tendencias comunes y no de factores idiosincráticos. En ese sentido, los bancos centrales enfrentan un problema de extracción de señal (Lucas, 1973), puesto que deberían reaccionar a cambios de precios permanentes y comunes y no así ante variaciones transitorias o de sectores específicos.

Ante esta situación, surgieron medidas alternativas que reflejan, con mayor precisión, el comportamiento tendencial del nivel de precios, las mismas que han sido denominadas como *core inflation*¹ o Indicadores de Tendencia Inflacionaria (ITI). Estos indicadores empezaron a ser utilizados desde los años setenta² y ganaron bastante popularidad no solo entre los bancos centrales, sino también entre académicos y población en general.

A pesar de que los ITI son ampliamente utilizados, no existe una definición única sobre los mismos. Existen diversas metodologías para calcular estos indicadores, las cuales tienen ventajas y desventajas propias. Entonces, no es de extrañar que los bancos centrales cuenten con más de un ITI para analizar

1 Traducidos al español, estos indicadores son conocidos como inflación núcleo, subyacente, latente, básica, entre otros.

2 Entre los primeros trabajos se encuentra el de Gordon (1975) que incluye una ecuación de "*core prices*" estimada con un indicador de exclusión fija de alimentos y energía. Fue creada en un momento en el que un choque de precios de petróleo afectó sustancialmente la inflación de Estados Unidos.

las presiones de inflación (Roger, 2000; Heath et al., 2004; Mankikar y Paisley, 2004; Silver, 2007).

En el presente documento, se evalúan diferentes ITI para el caso de Bolivia con el fin de corroborar que los mismos reflejen con mayor precisión las presiones inflacionarias y sean de utilidad para las autoridades del Banco Central de Bolivia (BCB). Para tal efecto, se consideraron cuatro criterios de evaluación: i) volatilidad, ii) persistencia, iii) insesgamiento, y iv) capacidad predictiva.

En la siguiente sección se describen los diferentes indicadores que serán evaluados, detallando sus principales características, ventajas y desventajas. Posteriormente, se realiza la evaluación de cada indicador acorde con los criterios establecidos. Finalmente, se presentan las conclusiones.

II. Indicadores de tendencia inflacionaria según metodología

Existe un abanico de definiciones sobre los ITI, las cuales han ido cambiando en el tiempo acorde con las percepciones de sus autores y el surgimiento de nuevas herramientas o instrumentos (Cuadro 1).

Cuadro 1: DEFINICIONES SOBRE LOS ITI

Autor(es)	Definición sobre ITI
Eckstein (1981)	Es la inflación esperada en el marco de una curva de Phillips, aludiendo al concepto de tendencia inflacionaria. Se busca eliminar el componente cíclico de la inflación.
Bryan y Cecchetti (1994)	Es aquel que está relacionado con el crecimiento de la oferta de dinero.
Quah y Vahey (1995)	Es el componente de la inflación que no tiene efecto sobre la producción en el mediano y largo plazo.
Blinder (1997)	Es la parte "durable" de la inflación.
Bryan et al. (1997)	Es aquel que descubre la verdadera tendencia inflacionaria. La tendencia representaría la parte más persistente y duradera de la inflación.
Velde (2006)	Es aquel componente común (no observable) de un largo número de series de precios individuales.
Da Silva y Rodrigues (2009)	Es lo que queda después de retirar la parte "ruidosa" (variaciones temporales) de la inflación.

Fuente: Elaboración propia

No obstante, intrínsecamente, todas estas definiciones buscan descomponer la inflación y obtener su componente persistente, el que usualmente está relacionado con las presiones de demanda, *shocks* permanentes o cambios en las expectativas inflacionarias (Roger, 1998). La definición básica de un ITI puede exponerse en la siguiente expresión matemática:

$$\pi_t = \bar{\pi}_t + u_t$$

donde:

π_t : Inflación general (observable).

$\bar{\pi}_t$: Componente permanente, tendencial, persistente, durable (no observable).

u_t : Componente temporal, choque idiosincrático (no observable).

Se supone que las perturbaciones temporales, u_t , son causadas por *shocks* de oferta tales como cambios en las condiciones climáticas, conflictos sociales, entre otros. Se espera que esta parte de la ecuación tenga media cero y varianza finita.

Las metodologías para calcular los ITI son variadas y es difícil poder conocer con certeza cuántas técnicas existen puesto que constantemente surgen nuevas metodologías o se modifican las existentes³. En el presente documento, se consideraron las metodologías situadas entre las más utilizadas por los bancos centrales.

II.1. Métodos de exclusión fija

Esta es una de las metodologías más antiguas que existen para el cálculo de un ITI⁴. Del IPC total se excluyen, de forma sistemática y discrecional, aquellos bienes y servicios cuyos precios presenten las variaciones más volátiles. Se parte de la idea que el comportamiento errático de los precios de estos ítems se explica principalmente por *shocks* de oferta o *shocks* específicos de estos sectores. La elección de dichos artículos proviene de criterios *ad hoc* o estadísticos. También se suele excluir a los productos cuyos cambios de precios no responden a las fuerzas del mercado, es decir, aquellos que son regulados o administrados. Comúnmente, los bienes alimenticios y energéticos son los que suelen ser excluidos bajo esta metodología⁵.

Estos indicadores son bastante populares y ampliamente utilizados debido a que son simples de calcular, oportunos, transparentes y fáciles de explicar a la población. Otra ventaja es que permiten realizar análisis desagregados y comparativos entre los componentes excluido (la parte volátil) y no excluido.

No obstante, también presentan algunas desventajas. Como señalan Jaramillo et al. (1999), no existe una razón por la que se deba excluir los mismos bienes

3 Para poder tener una idea sobre la diversidad de metodologías que existen, se recomienda ver a Mankikar y Paisley (2004) y Rich y Steindel (2007).

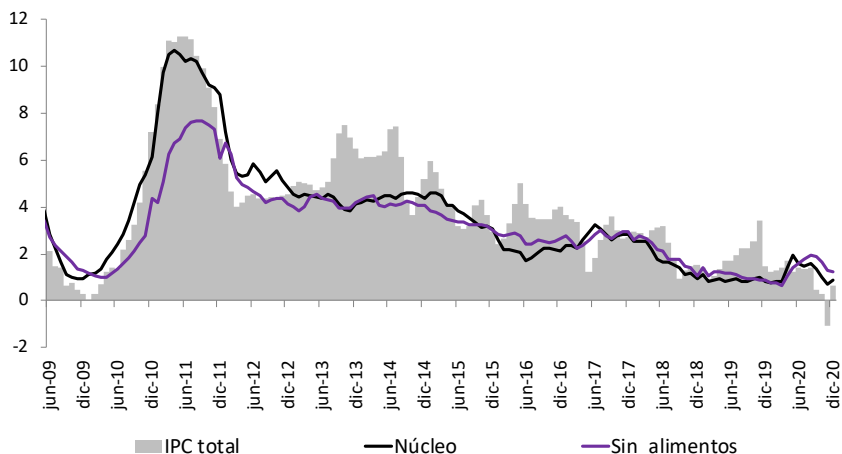
4 El tradicional indicador que excluye alimentos y energéticos (*CPI excluding food and energy*) de Gordon (1975) se publica en Estados Unidos desde 1978.

5 Otros ítems que se suelen excluir son los impuestos indirectos, los productos subsidiados, los costos hipotecarios, entre otros, dependiendo de cómo están conformadas las canastas del IPC. Un análisis al respecto se puede encontrar en Hogan et al. (2001) o Rowllatt (2002).

y servicios todo el tiempo. El proceso generador de datos puede cambiar en el tiempo, ocasionando que algunos productos excluidos muestren un comportamiento más estable posteriormente. Otro aspecto es el hecho de que algunos bienes que no se excluyen pueden presentar un comportamiento atípico en ciertos momentos, lo cual distorsionaría la evolución de este indicador. Finalmente, al excluir completamente un bien por un largo tiempo se puede perder información relevante⁶ (se elimina tanto el componente volátil como tendencial de los artículos seleccionados).

Actualmente, el BCB cuenta con dos ITI bajo esta metodología. El primero es el IPC–Sin alimentos, el cual, como lo señala su nombre, descarta a todos los productos alimenticios dentro de la canasta del IPC que representan el 42% del IPC total Base 2016. El segundo se denominó IPC–Núcleo. Este excluye sólo aquellos alimentos cuyos precios reflejan una evolución más volátil (no se excluye todos los alimentos), además de los bienes y servicios cuyos precios se encuentran regulados. Bajo estos criterios, en total, se excluye el 43% del IPC total. En términos de resultado, a lo largo del tiempo, estos indicadores han reflejado un comportamiento más moderado que el IPC total (Gráfico 1).

Gráfico 1: IPC–NÚCLEO e IPC–SIN ALIMENTOS
(Variaciones a doce meses, en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística (INE), BCB

6 Lehohla y Myburgh (2002) señalan que al excluir los bienes alimenticios y energéticos se retiran grupos importantes en el consumo de los hogares, especialmente en países en desarrollo, lo cual podría restar credibilidad a estos indicadores frente a los grupos más pobres de la sociedad.

II.2. Medias truncadas o estimadores de influencia limitada

Esta medida propuesta por Bryan y Cecchetti (1994) elimina aquellos productos o servicios que presentan variaciones extremas en sus precios. 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.

Entre las ventajas que presentan las medias truncadas, siguiendo a D'Amato et al. (2005), se puede mencionar que son más flexibles que los indicadores de exclusión fija, puesto que no excluyen los mismos artículos cada mes y la incorporación de nuevas observaciones no afecta el comportamiento del indicador. Asimismo, son relativamente fáciles de estimar, transparentes y de fácil comprensión para el público.

Sin embargo, estos indicadores también presentan algunas desventajas. Asignar un valor nulo a las variaciones extremas de precio puede no ser lo más apropiado, dado que los cambios de precios en las colas de distribución de corte transversal pueden contener cierta información relevante respecto a los cambios en la inflación. Adicionalmente, se debe mencionar que existe cierto grado de subjetividad al momento de elegir el grado de truncamiento de la distribución.

Dentro de este grupo se pueden encontrar dos subcategorías: los simétricos y los asimétricos.

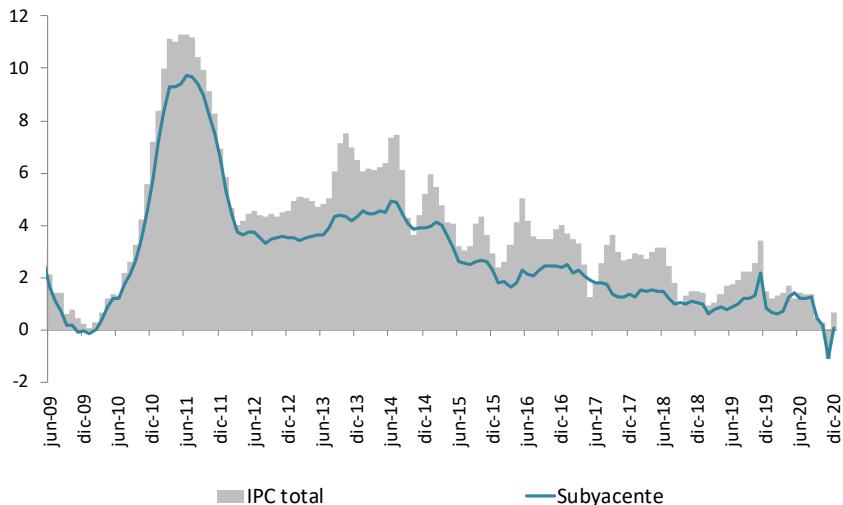
II.2.1. Medias truncadas simétricas

En este caso se excluye el mismo número de artículos o el mismo nivel de porcentaje en ambas colas de distribución. Esta metodología se debe aplicar cuando la serie de datos presenta una distribución normal (distribución simétrica con la media, la mediana y la moda en el centro de la curva).

Actualmente, el BCB cuenta con un ITI bajo este enfoque, conocido como IPC-Subyacente, para cuya construcción se excluyen los cinco artículos con las mayores variaciones mensuales positivas de precios y los cinco con mayores variaciones negativas. Además, no se toman en cuenta los bienes cuyos precios varían por factores estacionales. Este análisis se realiza a nivel de ciudades y, posteriormente, se unen las series para obtener el valor a nivel nacional. Los artículos que se excluyen son distintos de un mes a otro y cabe mencionar que no necesariamente se elimina por completo la información de un cierto artículo dado que el cálculo se realiza por ciudades. Entonces puede ser que en algún caso un artículo sea excluido en una ciudad, pero no en otra.

Este indicador es menos restrictivo comparado con el IPC–Núcleo e IPC–Sin alimentos (Gráfico 2).

Gráfico 2: IPC–SUBYACENTE
(Variaciones a doce meses, en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE, BCB

II.2.2. Medias truncadas asimétricas

Las medias truncadas asimétricas surgen debido a que en varios casos se encontró que la distribución de la inflación no es normal. Presenta sesgo en una de las colas y, por lo tanto, el truncamiento simétrico no es correcto. Este enfoque fue propuesto por Roger (1997), quién encontró que la variación de precios del IPC en Nueva Zelanda presentaba asimetría positiva y exceso de curtosis. Con el objetivo de hacer frente a esta situación, se debe eliminar un mayor porcentaje en la cola izquierda (los que presenta variaciones negativas), para evitar un sesgo a la baja por parte del indicador estimado. Esta metodología ha sido aplicada en diferentes países⁷.

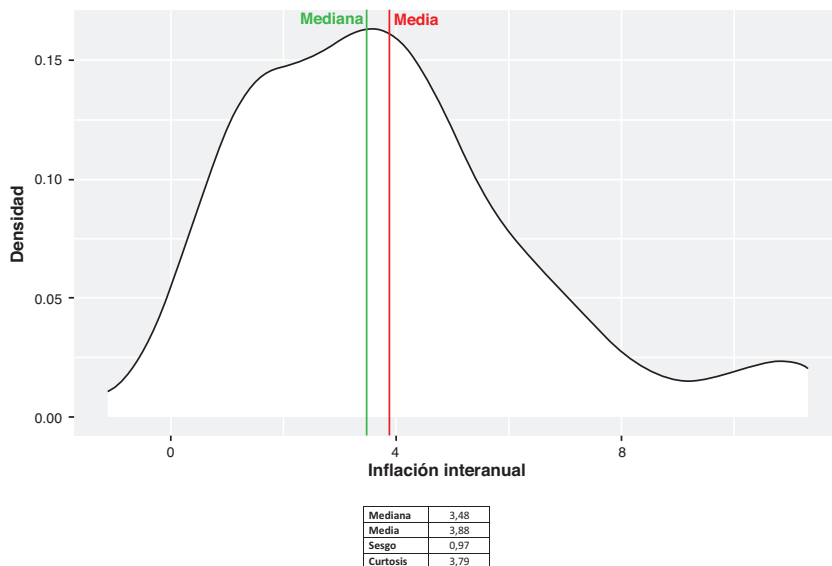
En el caso de Bolivia, se aplicó la metodología de truncamientos asimétricos centrados en el percentil de la media⁸. En el análisis de la muestra seleccionada

7 Por ejemplo, Rojas et al. (1996) para Chile (20% cola izquierda y 8% cola derecha); Ferreyros et al. (2000) para Perú (30% cola izquierda y 13% cola derecha); Esquivel et al. (2011) para Costa Rica (30% cola izquierda y 10% cola derecha); o Gómez y Matarrelli (2017) para Argentina (27% cola izquierda y 6% cola derecha).

8 Para mayor información ver Apéndice.

(2009-2020), se encontró que la media se sitúa alrededor del percentil 55 (Gráfico 3). Siguiendo a Roger (1997), a partir de la diferencia entre el percentil de la mediana y el percentil de la media, se obtiene el porcentaje adicional que se debe excluir de la cola izquierda, en este caso sería el 5%⁹.

Gráfico 3: DISTRIBUCIÓN DE LA INFLACIÓN INTERANUAL, PERIODO 2009-2020



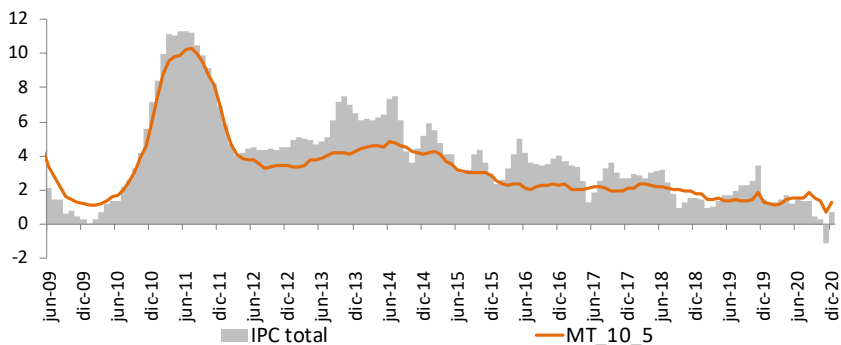
Fuente: Elaboración propia

Se construyó el indicador MT10_5 que elimina el 10% de la cola izquierda y 5% de la cola derecha, o indicador que se denominó como IPC–Subyacente¹⁰. Este indicador refleja un comportamiento bastante moderado y tasas mayores a las del IPC–Subyacente en los últimos años de la muestra (Gráfico 4).

9 En un trabajo previo, Arandia et al. (2007) encontraron, para el caso de Bolivia, con datos para el periodo 1993-2006, que el nivel de truncamiento debía ser 40% en la cola izquierda y 10% en la cola derecha.

10 No existe una regla para definir el nivel de truncamiento, por lo que se construyeron diferentes indicadores considerando varios niveles de truncamiento, siendo el MT_10_5 el que tuvo mejor desempeño.

Gráfico 4: IPC-MEDIA TRUNCADA ASIMÉTRICA
(Variaciones a doce meses, en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

II.3. Indicadores de reponderación

La metodología fue planteada por Dow (1994), quien propuso re-ponderar cada componente del IPC por el inverso de su volatilidad. Así, los componentes que denotan un mayor grado de variabilidad, obtienen un menor peso o importancia en la composición final del índice, sin la necesidad de prescindir de ellos (como lo hacen los indicadores de exclusión o las medias truncadas). Posteriormente, Diewert (1995) planteó utilizar el inverso de la varianza, mientras que Laflèche (1997) señaló que el resultado final del índice debe obedecer a una doble ponderación: la primera, dada por la ponderación original de cada componente dentro de la canasta del IPC, y una segunda ponderación vinculada al grado de volatilidad.

La principal ventaja del ITI re-ponderado por volatilidad es considerar toda la información disponible. Sin embargo, algunas de las principales críticas parten de la elección del indicador de variabilidad, el tamaño de la muestra con la que se calculará dicho indicador y el hecho de que la incorporación de nueva información provoca la reestimación global del índice¹¹.

Para la aplicación de la metodología, se consideró una agrupación, de bienes y servicios, más desagregada que las doce divisiones que componen el IPC. La idea es agrupar a cada artículo con aquellos con los que tiene mayor afinidad, con el propósito de captar con mayor precisión el comportamiento de los diferentes subgrupos.

11 Al respecto, es bueno señalar que, en la medida en la que la muestra es lo suficientemente amplia, la medida de variabilidad de cada componente, por lo general, tiende a converger a un determinado valor

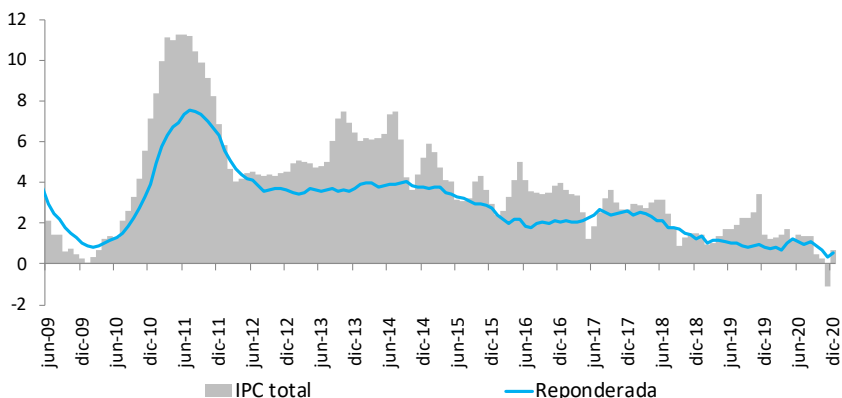
Para cada uno de estos subgrupos, se calculó su variación mensual y, a partir de esta, se obtuvo la variación relativa que viene dada por la diferencia entre la inflación del grupo “j” con la inflación total del mes. A partir de esta nueva información, se calculó el inverso del indicador de volatilidad. Finalmente, el indicador de re-ponderación queda definido de la siguiente manera:

$$w_j = \frac{\frac{1}{\sigma_j}}{\sum_j \left(\frac{1}{\sigma_j} \right)}$$

donde σ_j , es la medida de volatilidad. El ITI re-ponderado corresponderá a la suma ponderada del índice de cada subgrupo, multiplicado por las nuevas ponderaciones. El indicador de volatilidad tiende a suavizarse en la medida en la que se considera mayor información para su cálculo. Por ejemplo, la ponderación asignada al grupo de los vegetales (uno de los más volátiles), es bastante pequeña, mientras que las ponderaciones más altas fueron asignadas a grupos como vestimenta o bienes diversos¹².

Para la construcción del indicador final se consideraron diferentes alternativas con el propósito de contar con más indicadores, siendo la propuesta de Diewert la que tuvo mejor desempeño, la cual se denominó IPC-Reponderado (Gráfico 5). En líneas generales, el indicador muestra un desempeño bastante suave, no observándose factores transitorios de corto plazo.

Gráfico 5: IPC-REPONDERADO POR VOLATILIDAD
(Variaciones a doce meses, en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

¹² Cabe mencionar que se asignó una ponderación igual a cero a aquellas categorías en las que existen productos con precios regulados (combustibles). En la práctica, la variación mensual de estas categorías es cero, por lo que no otorgan información relevante a los resultados finales.

II.4. Otros indicadores

Es importante mencionar que, si bien se presentan cinco indicadores en este documento, se evaluaron otros ITI, los cuales no se muestran porque no cumplieron con los criterios de evaluación que se explican más adelante, o porque otros ITI presentaron un mejor desempeño en las diferentes pruebas con las cuales se evaluó las bondades de los mismos. Por ejemplo, se consideraron indicadores alternativos de exclusión fija, incluyendo y excluyendo diferentes artículos; no obstante, ninguno tuvo un desempeño superior al IPC-Núcleo.

Se consideraron diferentes niveles de truncamiento en el caso de las medias truncadas, tanto simétricas como asimétricas. Incluso se consideraron otros porcentajes adicionales diferentes al obtenido en la sección II.2 para evaluar indicadores con un mayor grado de exclusión en la cola izquierda. Los análisis mostraron que los indicadores asimétricos fueron superiores a los simétricos, destacando el MT_10_5.

Por su parte, se consideraron varias medidas de volatilidad para calcular diversos indicadores re-ponderados, siendo la metodología de Diewert la de mejor desempeño. Siguiendo los trabajos de Cutler (2001) y Pincheira (2009), también se consideró la re-ponderación por persistencia (donde se asigna un mayor peso a los componentes con mayor grado de persistencia). Sin embargo, estos indicadores no tuvieron un buen desempeño.

También se consideraron otras opciones como ser métodos de suavizamiento o de extracción de señales, como el filtro de Kalman y técnicas no paramétricas. Adicionalmente, se consideraron metodologías más complejas como un sistema de Vectores Autorregresivos Estructural (SVAR) empleando la especificación de Quah y Vahey (1995) bajo las restricciones estructurales propuestas por Blanchard y Quah (1989). También se utilizó el método de análisis de componente principal, siguiendo el trabajo de Fernández (2004). Empero, ninguna de estas metodologías arrojó resultados satisfactorios ya que presentaban demasiados inconvenientes¹³.

III. Criterios de evaluación

Así como prevalecen diferentes definiciones y formas de construir un ITI, no es sorprendente que existan varios puntos de vista sobre cuáles son las características idóneas que debe cumplir un ITI. Por ejemplo, de acuerdo con Melo y Hamann (1998), una buena medida de ITI, básicamente, debe reflejar dos aspectos: i) no debe ser afectada por fluctuaciones transitorias que se dan

13 Sin embargo, esto no significa que se deban descartar por completo puesto que pueden utilizarse nuevamente más adelante.

por el lado de la oferta, y ii) debe reflejar, de manera adecuada, la inflación de demanda de la economía.

Por su parte, Roger (1998) sostiene que una medida de ITI debería ser: oportuna, creíble (verificable por agentes externos al banco central), fácil de entender por parte del público en general, y no sesgada. Mientras que Wynne (1999) menciona que un ITI tendría que ser computable (estimable) en tiempo real, dar información de la trayectoria futura de la inflación, ser robusto e insesgado, tener alguna base teórica (idealmente monetaria), ser comprensible para el público y no estar sujeto a revisiones continuas.

Al repasar la literatura al respecto, se puede encontrar distintas características que deben cumplir los ITI y diferentes combinaciones de criterios para evaluarlos (Cuadro 2). Como mencionaron Rich y Steindel (2007) p. 23, *“es importante señalar [...] que en la literatura ha habido poca uniformidad en los criterios utilizados para evaluar las medidas básicas de inflación”*.

Cuadro 2: ALGUNOS CRITERIOS DE LOS ITI EMPLEADOS

Autor(es)	Marques et al (2000)	Mankikar y Paisley (2004)	Armour (2006)	Rich y Steindel (2007)	Silver (2007)	Khan et al (2015)
País	Portugal	Inglaterra	Canadá	Estados Unidos	FMI	Canadá
Criterios elegidos						
Volatilidad			X		X	X
Inesgamiento		X	X	X		X
Evaluar respecto a una medida de tendencia	X	X		X	X	
Capacidad de pronóstico/información para el futuro	X	X	X		X	X
Relación con variables macroeconómicas					X	
Atractor del IPC		X				
Persistencia						X

Autor(es)	Jaramillo (1999)	D'Amato et al (2006)	Córdova et al (2008)	Da Silva y Rodrigues (2009)	Cuitiño et al (2011)	González-Molano et al (2020)
País	Colombia	Argentina	Chile	Brasil	Uruguay	Colombia
Criterios elegidos						
Volatilidad	X				X	X
Inesgamiento	X		X	X	X	X
Evaluar respecto a una medida de tendencia	X		X	X		X
Capacidad de pronóstico/información para el futuro	X	X	X	X	X	X
Relación con variables macroeconómicas	X					X
Atractor del IPC		X			X	

Fuente: Elaboración propia en base a los trabajos mencionados en los cuadros

Nota: Los criterios seleccionados no necesariamente representan los elegidos por los autores, en algunos casos se los agrupó con fines ilustrativos. No necesariamente se muestran todos los criterios utilizados por los autores.

Además de criterios estadísticos, algunos autores también toman en cuenta criterios de carácter cualitativo. Por un lado, Silver (2007) considera la credibilidad (frente a personas ajenas al banco central) y grado de control (de las políticas del banco central sobre un ITI). Mientras que Cuitiño et al. (2011) mencionan como criterios deseables la robustez ante nueva información (un ITI debe estar sujeto a escasas revisiones ante la incorporación de nuevos

datos), la disponibilidad en tiempo real, y que sea entendible y reproducible por parte del público en general.

En el presente documento, a partir de la revisión bibliográfica, se determinaron cuáles serían los criterios más adecuados y pertinentes para evaluar la capacidad y el desempeño de cada uno de los ITI para el caso de Bolivia. Los criterios seleccionados fueron los siguientes:

- a) Volatilidad.
- b) Persistencia.
- c) Inssegamiento.
- d) Capacidad predictiva.

Se debe mencionar que cada criterio cuenta con dos pruebas para poder contrastar y/o ratificar los resultados. Todas las pruebas se realizaron sobre las variaciones interanuales de los ITI y del IPC total. Finalmente, se consideran dos muestras para evaluar la robustez de los ITI: toda la muestra disponible¹⁴ (2009–2020) y el último quinquenio (2015–2020).

III.1. Volatilidad

Un ITI debe presentar un menor grado de volatilidad que la inflación total, puesto que la última está sujeta a *shocks* transitorios de oferta y cambios de precios relativos en el corto plazo que no deberían incidir sobre la primera (Hogan et al., 2001). Como en otras economías emergentes y en desarrollo, en Bolivia uno de los grupos con mayor ponderación en el IPC son los alimentos, cuyos precios son sensibles a *shocks* de oferta y, por ende, presentan cambios bruscos pero transitorios, ejerciendo una alta influencia sobre la inflación total. Por esta razón, se escogió, como primer criterio, el grado de volatilidad de los indicadores, para lo cual se emplearon dos pruebas.

La primera prueba es la desviación estándar incondicional de cada indicador. Es una prueba simple pero que ha sido usada en otros documentos (Armour, 2006; Cuitiño et al., 2011; o Khan et al., 2015). Esta prueba mide el grado de dispersión de una serie, lo cual nos puede dar una primera aproximación sobre el grado de variabilidad de cada indicador (Cuadro 3). Los resultados muestran que todos los ITI son menos volátiles que el propio IPC. Los indicadores que obtuvieron mejores resultados fueron el reponderado, el asimétrico (MT_10_5) y el IPC-Sin alimentos.

¹⁴ Se consideró la información del IPC base 2016 y base 2007, por lo que, se tiene información desde 2008, pero en términos interanuales, se cuenta con datos desde 2009.

Cuadro 3: DESVIACIÓN ESTÁNDAR INCONDICIONAL

	2009-2020		2015-2020
Reponderado	1,66	MT_10_5	0,72
Sin_alimentos	1,68	Reponderado	0,87
MT_10_5	2,16	Sin_alimentos	0,87
Subyacente	2,26	Subyacente	0,92
Núcleo	2,45	Núcleo	1,05
IPC	2,61	IPC	1,30

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los resultados están ordenados del menos al más volátil.

Como segunda prueba se tiene el coeficiente de variación, que expresa la desviación estándar como porcentaje de la media aritmética, mostrando una mejor interpretación porcentual del grado de variabilidad de una serie al eliminar los efectos que provienen de cambios de medias. Esta prueba fue utilizada por Armour (2006). Se estimó el coeficiente de variación de cada serie considerando ventanas móviles de 36 meses. Posteriormente, se sacaron promedios por muestra para comparar los resultados (Cuadro 4). Nuevamente, todos los indicadores presentaron un menor grado de volatilidad que el IPC total, resaltando el IPC-Sin alimentos.

Cuadro 4: COEFICIENTE DE VARIACIÓN

	2010-2020		2015-2020
Sin_alimentos	0,31	MT_10_5	0,19
Reponderado	0,33	Sin_alimentos	0,22
MT_10_5	0,33	Reponderado	0,23
Núcleo	0,36	Subyacente	0,28
Subyacente	0,43	Núcleo	0,29
IPC	0,44	IPC	0,31

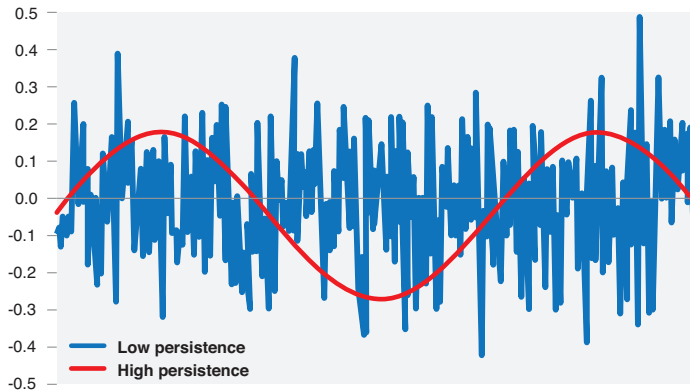
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los resultados están ordenados del menos al más volátil.

Las muestras se reducen respecto a las originalmente propuestas por el uso de la ventana móvil de 36 meses.

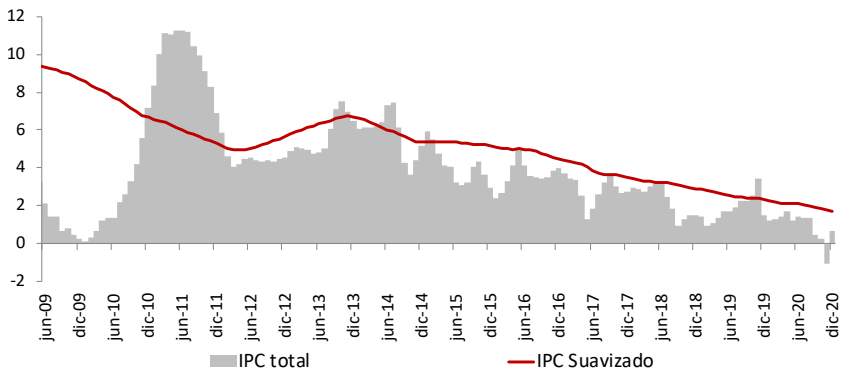
III.2. Persistencia

Reducir la volatilidad de un ITI no necesariamente implica eliminar los efectos de los *shocks* transitorios: se debe complementar analizando la persistencia (Khan et al., 2015). Estos autores corroboran esta afirmación con dos simples series, las cuales tienen el mismo grado de volatilidad, pero no el mismo grado de persistencia (Gráfico 6).

Gráfico 6: MISMA VOLATILIDAD, DISTINTA PERSISTENCIA

Fuente: Extraído de Khan et al. (2015), p. 6

Se consideró, como primera prueba, un análisis de desviación respecto a una medida de persistencia, para lo cual se utilizó la medida planteada por Bryan y Cecchetti (1994) conocida como inflación suavizada que se obtiene como la media móvil con ventana de 36 meses del IPC total (Gráfico 7). Esta prueba ha sido utilizada por diferentes autores como Jaramillo et al. (1999), Armour (2006) o Cuitiño et al. (2011).

Gráfico 7: INFLACIÓN TOTAL E INFLACIÓN SUAVIZADA
(Variaciones a doce meses, en porcentaje)

Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Para determinar el grado de desviación respecto a la inflación suavizada de cada uno de los ITI, se calculó la Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM)

con las diferencias entre los ITI con respecto a esta medida de persistencia (Cuadro 5). Bajo esta prueba, los ITI no presentaron un buen desempeño, especialmente la reponderada y la subyacente.

Cuadro 5: DESVIACIÓN RESPECTO A LA INFLACIÓN SUAVIZADA (RECM)

	2009-2020		2015-2020
Sin alimentos	2,91	IPC	1,29
MT_10_5	2,94	Sin alimentos	1,57
Núcleo	2,98	MT_10_5	1,67
IPC	3,00	Núcleo	1,72
Reponderado	3,02	Reponderado	1,83
Subyacente	3,35	Subyacente	2,08

Fuente: Elaboración propia

Nota: Los resultados están ordenados desde el que presenta la menor hasta el que presenta la mayor desviación.

Como segunda prueba, para medir con mayor precisión el grado de persistencia, se consideró la importancia de los rezagos de las series (Khan et al., 2015). En este sentido, se estimaron modelos autorregresivos para cada indicador y se sumaron los coeficientes autorregresivos significativos (Cuadro 6). Los ITI presentaron un mejor desempeño en esta prueba, excepto la subyacente.

Cuadro 6: IMPORTANCIA DE LOS REZAGOS

	2009-2020		2015-2020
Reponderado	0,72	Núcleo	0,47
MT_10_5	0,67	MT_10_5	0,43
Núcleo	0,65	Sin alimentos	0,42
Subyacente	0,59	Reponderado	0,23
Sin alimentos	0,41	IPC	0,22
IPC	0,35	Subyacente	0,00

Fuente: Elaboración propia

Nota: Se presenta la suma de los coeficientes de los rezagos que fueron significativos al 1%, 5% y 10%, considerando modelos ARMA (6,0). Los modelos se estimaron con las variaciones interanuales de las variables elegidas.

III.3. Insegamiento

Dado que un ITI extrae señales firmes de la variación del IPC, un indicador razonable debería tener un nivel promedio similar al de la inflación observada (Jaramillo et al., 1999 y Cuitiño et al., 2011). Dado que los ITI son construidos con el fin de eliminar cambios de precios transitorios o estacionarios, no debería

existir una razón para que se desvíen sistemáticamente de la trayectoria histórica de la inflación. Con la elección de este criterio, se busca evitar el uso de un ITI que se sitúe sistemáticamente por encima o por debajo del IPC total, puesto que estaría generando una sobre (sub) estimación de la evolución del componente permanente de la inflación, dando señales erróneas a los hacedores de política.

Con el propósito de corroborar si los ITI cumplen con este criterio, la primera prueba fue comparar los promedios históricos de las series y observar cuales se alejan más del valor del IPC total (Jaramillo et al., 1999; Armour, 2006; Cuitiño et al., 2011; o Khan et al., 2015). Se estimaron los promedios históricos de cada serie y se los restó respecto al promedio del IPC total para determinar qué tanto se alejan del valor promedio del IPC (Cuadro 7). Las tasas de inflación promedio de los ITI son menores a las del IPC total, siendo las más bajas las de la subyacente y la re-ponderada.

Cuadro 7: PROMEDIOS HISTÓRICOS Y DIFERENCIAS DE LAS VARIACIONES INTERANUALES DE LOS ITI RESPECTO DEL IPC
(En porcentaje y puntos porcentuales)

2009-2020			2015-2020		
	Promedio (%)	Diferencia (pp)		Promedio (%)	Diferencia (pp)
IPC	3,88		IPC	2,60	
Núcleo	3,52	-0,36	Sin alimentos	2,20	-0,40
MT_10_5	3,31	-0,57	MT_10_5	2,12	-0,48
Sin alimentos	3,12	-0,75	Núcleo	2,08	-0,52
Reponderado	2,87	-1,01	Reponderado	1,93	-0,67
Subyacente	2,87	-1,01	Subyacente	1,66	-0,93

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los ITI están ordenados desde el que menos hasta el que más se aleja del promedio histórico del IPC.

La segunda prueba que se consideró fue la desviación estándar condicional respecto a la inflación total. A diferencia de la primera prueba en la sección III.1, en este caso, se calcula la desviación estándar de cada ITI respecto al IPC total, como lo hicieron Jaramillo et al. (1999). Esta prueba nos indicaría cuánta dispersión existe entre los valores del ITI respecto a la media del IPC (Cuadro 8). Un menor nivel de dispersión podría asociarse a un menor nivel de insesgamiento. Todos los indicadores muestran un menor grado de dispersión que el IPC total, destacando el IPC-Sin alimentos.

Cuadro 8: DESVIACIÓN ESTÁNDAR CONDICIONAL RESPECTO AL IPC TOTAL

	2009-2020		2015-2020
Sin_ alimentos	2,23	MT_10_5	1,08
Reponderado	2,24	Sin_ alimentos	1,13
MT_10_5	2,41	Reponderado	1,15
Subyacente	2,49	Núcleo	1,21
Núcleo	2,53	Subyacente	1,22
IPC	2,61	IPC	1,30

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los resultados están ordenados desde el que menos hasta el que más se desvía de la media del IPC.

III.4. Capacidad predictiva

El último criterio seleccionado fue la capacidad predictiva, que es uno de los más utilizados, puesto que permite evaluar el contenido informativo de los ITI. Los ITI tienden a reflejar información estructural de mediano plazo, filtrando los choques de oferta de corto plazo (Jaramillo et al., 1999). En ese sentido, un ITI debería tener cierto poder de predicción (Cutler, 2001).

Para analizar la capacidad predictiva de los ITI, la primera prueba indicativa son las correlaciones cruzadas entre las variaciones interanuales de cada uno de los ITI con la del IPC adelantado a diferentes horizontes (Armour, 2006). Esta prueba simplemente nos indicaría si los ITI tienen información que podría ayudar a mejorar las proyecciones del IPC total en horizontes de corto plazo. Se realizaron correlaciones con el IPC adelantado, 6 meses y 12 meses, debido a que los principales anuncios de proyección del BCB corresponden a estos horizontes de tiempo (Cuadro 9). Los ITI presentan un mayor grado de información en el horizonte más lejano (12 meses). Destacaron las medidas de exclusión fija, el IPC-Núcleo (con la muestra completa) y el IPC-Sin alimentos (con la sub-muestra).

Cuadro 9: CORRELACIONES ENTRE EL IPC ADELANTADO Y LOS ITI

2009-2020				2015-2020			
	Periodo t+6		Periodo t+12		Periodo t+6		Periodo t+12
Núcleo	0,62	Núcleo	0,25	Sin_ alimentos	0,68	Sin_ alimentos	0,65
Subyacente	0,61	Subyacente	0,15	Reponderado	0,62	MT_10_5	0,63
IPC	0,61	Sin_ alimentos	0,13	IPC	0,60	Núcleo	0,62
MT_10_5	0,54	MT_10_5	0,12	MT_10_5	0,58	Reponderado	0,62
Reponderado	0,50	Reponderado	0,11	Subyacente	0,58	Subyacente	0,58
Sin_ alimentos	0,49	IPC	0,07	Núcleo	0,58	IPC	0,29

Fuente: Elaboración propia.

Para tener una mayor certeza sobre la capacidad de predicción de los ITI, se estimaron modelos autorregresivos para realizar proyecciones y determinar si las proyecciones de la inflación mejoran al incluir la información de los ITI (Cuitiño et al., 2011). En una primera instancia, se estimó un modelo base con los datos del IPC y se realizaron proyecciones dentro de la muestra considerando horizontes de 6 y 12 meses. Con estos resultados se estimaron las RECM para cada horizonte y se cuantificó la diferencia que existía entre los valores observados y los proyectados por el modelo. Posteriormente, al modelo base se incluyó los ITI y se realizó el mismo ejercicio con el fin de observar si las proyecciones mejoraban con la información de los indicadores alternativos (Cuadro 10). Los resultados muestran que los ITI contribuyen a mejorar las proyecciones de la inflación total, denotando su capacidad predictiva.

Cuadro 10: RECM DE LAS PROYECCIONES DE INFLACIÓN CON LOS ITI

	Periodo t+6		Periodo t+12
Reponderado	0,43	Subyacente	0,62
Núcleo	0,53	Reponderado	0,64
Subyacente	0,75	MT_10_5	0,75
MT_10_5	0,86	IPC	0,89
Sin_alimentos	1,01	Núcleo	1,07
IPC	1,39	Sin_alimentos	1,45

Fuente: Elaboración propia.

III.5. Análisis general

En todas las pruebas se otorgaron puntos a los ITI que superaron las mismas (los primeros recibieron más puntos) y se les restó puntos a los que no pudieron cumplir. Posteriormente, se sumaron todos los puntos y se obtuvo un *ranking* por prueba y un *ranking* general¹⁵, dado que cada criterio de evaluación cuenta con dos pruebas y con dos muestras, haciendo un total de cuatro resultados. Se determinó que para que un ITI cumpla con cada criterio, este debería superar al IPC total en al menos dos resultados con el propósito de evaluar la robustez de los ITI. Los resultados finales se encuentran en el Cuadro 11.

15 El *ranking* general se construyó considerando que cada criterio tenía la misma ponderación.

Cuadro 11: DESEMPEÑO DE LOS ITI POR PRUEBAS

Volatilidad	Persistencia	Inesgamiento	Predicción	General
Sin_alimentos	MT_10_5	Sin_alimentos	Reponderado	MT_10_5
Reponderado	Núcleo	MT_10_5	Subyacente	Sin_alimentos
MT_10_5	Sin_alimentos	Núcleo	MT_10_5	Reponderado
Subyacente	Reponderado	Reponderado	Núcleo	Núcleo
Núcleo	Subyacente	Subyacente	Sin_alimentos	Subyacente

Fuente: Elaboración propia

Nota: Los resultados están ordenados del que tuvo mayor puntuación al de menor puntuación.

Los ITI cumplen con todos los criterios de evaluación, salvo el IPC-Subyacente. Este indicador no pudo cumplir con el criterio de persistencia. En los últimos años, el IPC-Subyacente presentó repentinas subidas y bajadas en su comportamiento, contrario a las trayectorias moderadas del resto de los ITI, lo cual terminó afectando su desempeño. Por lo que se recomienda realizar una evaluación de seguimiento metodológico para evaluar su desempeño y su cualidad como indicador de tendencia.

Por otra parte, los resultados de las pruebas empleadas en los diferentes criterios de evaluación demuestran que ninguno de los ITI es perfecto, todos reflejan fortalezas y debilidades. Tampoco se puede mencionar que exista alguna metodología de cálculo que sea absolutamente superior a las otras. Si bien se creó un *ranking* general, la diferencia entre cada ITI es baja. Esto resalta la necesidad de contar con más de un ITI para poder contar con mayor información sobre la evolución del componente permanente de la inflación (Roger, 2000; Heath et al., 2004; Mankikar y Paisley, 2004; y Silver, 2007), como actualmente ocurre con otros bancos centrales.

Si los ITI muestran el mismo patrón, otorgan mayor certeza al hacedor de política acerca de la naturaleza de los cambios de precios (choques de demanda o de oferta) y sobre las medidas que deberían adoptarse. Por otra parte, si la trayectoria entre los ITI difiere, ofrece la posibilidad al hacedor de política de contar con mayor información antes de tomar cualquier decisión, puesto que las diferencias en la naturaleza de los ITI utilizados, deberían, por construcción, ofrecer una mejor comprensión del proceso inflacionario (Silver, 2007).

IV. Conclusiones y recomendaciones

En el presente documento, se analizaron las cualidades de diversos Indicadores de Tendencia Inflacionaria (ITI) para el caso de la economía boliviana. Estos indicadores se construyeron como complementarias al IPC total, para tener una mayor certeza sobre la existencia de presiones inflacionarias continuas y generales. Cada ITI busca diferenciar el componente permanente del “ruidoso” de la inflación, dado que el primero es aquel que puede ser afectado por la política monetaria de los bancos centrales.

Al ser una variable no observable, a lo largo de los años surgieron varias metodologías para estimar los ITI. En el presente documento se estimaron distintos ITI considerando diversas técnicas. Con el fin de evaluar las bondades de los indicadores calculados, se escogieron como criterios de evaluación: la volatilidad, la persistencia, el insesgamiento y la capacidad predictiva. En cada caso, se realizaron dos pruebas para comprobar que los ITI cumplieran con cada criterio y dos muestras para corroborar la robustez de los mismos.

Los resultados mostraron que ninguna metodología de cálculo es superior al resto: todas presentan tanto ventajas como desventajas. Los ITI cumplieron con todos los criterios de evaluación, salvo el IPC-Subyacente, medida que se sugiere que pase por un proceso de evaluación más exhaustivo. Los indicadores de medidas excluyentes (IPC-Núcleo e IPC-Sin alimentos), la media truncada asimétrica (MT_10_5 o IPC-Subyacente2) y el indicador de re-ponderación por volatilidad (IPC-Re-ponderado) cumplen con las cualidades necesarias para aproximar las presiones de inflación por el lado de la demanda que se suscitan en la economía boliviana.

Si bien los ITI presentan buenas propiedades y pueden ser utilizados por las autoridades del BCB para la toma de decisiones de política, es necesario continuar profundizando en este tema. Por un lado, se deben probar otras metodologías que permitan crear indicadores que complementen a los actuales. Por otra parte, se deben realizar evaluaciones cada cierto tiempo, por ejemplo, cada cinco años, con el propósito de evaluar el desempeño de los ITI para determinar si continúan cumpliendo con los criterios establecidos o si necesitan mejoras.

Referencias bibliográficas

ARMOUR, J. (2006). "An Evaluation of Core Inflation Measures" Bank of Canada, Working Paper 2006-10, March

ARANDIA, H., P. CUBA, B. ZAMBRANA. (2007). "Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente: Aplicaciones para el caso Boliviano" Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, *Revista Análisis Económico*, 22, pp. 5 - 33

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

BLINDER, A. S. (1997). "Commentary 1 on 'Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers'," Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 79 (3), pp. 157 – 162

BRYAN, M. F. and S. G. CECCHETTI, "Measuring Core Inflation" in MANKIW, G. (Ed.) (1994) *Monetary Policy*, The University Chicago Press, United States of America, pp. 195 – 215

BRYAN, M. F., S. G. CECCHETTI, R. L. WIGGINS II (1997). "Efficient Inflation Estimation" National Bureau of Economic Research, Working Paper 6183, September

CÓRDOVA, F., M. C. GRÜNWARD, M. PEDERSEN (2008). "Medidas alternativas de inflación subyacente para Chile" Banco Central de Chile, Documento de trabajo N° 471, mayo

CUITIÑO, F., F. TRAMONTÍN, L. VICENTE (2011). "Evaluación de indicadores de inflación subyacente para Uruguay" Banco Central del Uruguay, Documento de trabajo N° 011-2011, diciembre

CUTLER, J. (2001). "Core Inflation in the U.K." Bank of England, External MPC Unit, Discussion Paper No. 3, March

DA SILVA, T. N. and F. M. RODRIGUES (2009). "Has Core Inflation Been Doing a Good Job in Brazil?" MPRA Paper No. 23340, December

D'AMATO, L., L. SANZ, J. M. SOTES (2005). *Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina*, Banco Central de la República Argentina, primera edición, Estudios BCRA, Buenos Aires, Argentina

DIEWERT, W. (1995). "On the stochastic approach to index numbers" University of British Columbia, Department of Economics, Discussion Paper No. 95/31

DOW, J. P. (1994). "Measuring Inflation Using Multiple Price Indexes" University of California, Department of Economics, unpublished manuscript, June

ECKSTEIN, O. (1981). *Core Inflation*, Prentice Hall, New York

ESQUIVEL, M., A. RODRÍGUEZ, J. P. VÁSQUEZ (2011). "Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica" Banco Central de Costa Rica, Documento de trabajo N.º 001 I 2011

FERNÁNDEZ, R. (2004). "Una medición de la inflación subyacente en Uruguay" Banco Central del Uruguay, Documento de trabajo N° 001-2004, julio

FERREYROS, G., F. GRIPPA, L. VALDIVIA, L. VALLEJOS (2000). "Medidas alternativas de inflación subyacente en un esquema de inflation targeting" versión preliminar, julio

GÓMEZ, M. M. y C. MATARRELLI (2017). "Evaluación de medidas de inflación núcleo para Argentina" Banco Central de la República Argentina, Documento de trabajo N° 73, diciembre

GONZÁLES-MOLANO, E. R., R. HERNÁNDEZ-ORTEGA, E. CAICEDO-GARCÍA,, N. MARTÍNEZ-CORTÉS, J. V. ROMERO, A. GRAJALES-OLARTE (2020). "Nueva clasificación del BANREP de la canasta del IPC y revisión de las medidas de inflación básica en Colombia" Banco de la República de Colombia, Borradores de Economía No. 1122, julio

GORDON, R. J. (1975). "Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975 (1), pp. 183 - 206

HEATH, A., I. ROBERTS, T. BULMAN, "Inflation in Australia: Measurement and Modeling" in KENT, C. and S. GUTTMANN (Eds.) (2004) *The Future of Inflation Targeting*, Proceedings of a Conference held at the H. C. Coombs Centre for Financial Studies, Kirribilli on 9 – 10 August 2004, Reserve Bank of Australia, J. S. McMillan Printing Group, Australia, pp. ed. by Christopher Kent and Simon Guttmann (Sydney, Reserve Bank of Australia), pp. 167 – 207

HOGAN, S., M. JOHNSON, T. LAFLÈCHE (2001). "Core Inflation" Bank of Canada, Technical Report No. 89, January

- 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 de Colombia, Borradores de Economía No 136, septiembre
- KHAN, M., L. MOREL, P. SABOURIN (2015). "A Comprehensive Evaluation of Measures of Core Inflation for Canada" Bank of Canada, Discussion Paper 2015-12, October
- LAFLECHE, T. (1997). "Statistical measures of the trend rate of inflation" Bank of Canada, *Review*, autumn, pp. 29 - 47
- LEHOHLA, P. J. and A. MYBURGH, "Statistical Implications of Inflation Targeting in South Africa" in CARSON, C. S., C. ENOCH, C. DZIOBEK (Eds.) (2002) *Statistical Implications of Inflation Targeting: Getting the Right Numbers and Getting the Numbers Right*, International Monetary Fund, Washington D.C., pp. 55 - 75
- LUCAS, R. E. (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs" *The American Economic Review*, 63 (3), pp. 326 - 334
- MANKIKAR, A. and J. PAISLEY (2004). "Core inflation: a critical guide" Bank of England, Working Paper no. 242, November
- MARQUES, C. R., P. DUARTE, L. MORAIS (2000). "Evaluating Core Inflation Indicators" Banco de Portugal, Economic Research Department, Working Paper WP 3-00, April
- MELO, L. F. y F. A. HAMANN (1998). "Inflación básica: Una estimación basada en modelos VAR estructurales" Banco de la República de Colombia, Borradores de Economía No 93, junio
- PINCHEIRA, P. (2009). "La dinámica de la persistencia inflacionaria en Chile" Banco Central de Chile, *Economía Chilena*, 12 (1), pp. 97 - 104
- QUAH, D. and S. P. VAHEY (1995). "Measuring Core Inflation" *The Economic Journal*, 105 (432), pp. 1130 - 1144
- RICH, R. and C. STEINDEL (2007). "A Comparison of Measures of Core Inflation" Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, 13 (3), pp. 19 - 38
- ROGER, S. (1997). "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96" Reserve Bank of New Zealand, Discussion paper G97/7, March

ROGER, S. (1998). "Core inflation: Concepts, uses and measurement" Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper G98/9, July

ROGER, S. (2000). "Relative Prices, Inflation and Core Inflation" International Monetary Fund, Working Paper WP/00/58, March

ROJAS, P., F. ROSENDE, R. VERGARA, (1996). "Dinámica de la inflación en Chile: Elementos para el análisis" Universidad Católica de Chile-ILADES-Georgetown University, Technical Report.

ROWLATT, A., The U.K. Office for National Statistics and the Inflation Target" in CARSON, C. S., C. ENOCH, C. DZIOBEK (Eds.) (2002) *Statistical Implications of Inflation Targeting: Getting the Right Numbers and Getting the Numbers Right*, International Monetary Fund, Washington D.C., pp. 125 – 136

SHAPIRO, M. D. and D. W. WILCOX, "Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation," in BERNANKE, B.S. and J. J. ROTEMBERG (Eds.) (1996) *NBER Macroeconomics Annual 1996, Volume 11*, MIT Press, United States, pp. 93 - 142

SILVER, M. (2007). "Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in Choosing Among Alternative Measures" International Monetary Fund, *Staff Papers*, 54 (1), pp. 163 - 190

VELDE, F. (2006). "An Alternative Measure of Inflation" Federal Reserve Bank of Chicago, *Economic Perspectives*, 30 (1), pp. 55 - 65

WYNNE, M. A. (1999). "Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues" European Central Bank, Working Paper No. 5, May

Apéndice

Procedimiento medias truncadas

En base a lo expuesto por D'Amato et al. (2005), basado en la metodología propuesta por Bryan y Cecchetti (1994), para el cálculo de la media truncada, ponderada o recortada al $a\%$ para un mes t se comienza por ordenar la muestra de las variaciones de precios $\{\pi_1, \dots, \pi_n\}$ y los pesos asociados $\{w_1, \dots, w_n\}$. Se define W_i como la ponderación acumulada desde 1 hasta i , es decir $W_i \equiv \sum_{j=1}^i w_j$. El conjunto de observaciones I_a y las observaciones a promediar son los i 's (o sea las variaciones de precio de la parte central de la distribución); recortando los extremos a un determinado porcentaje tal que $\frac{a}{100} < W_i < \left(1 - \frac{a}{100}\right)$. Finalmente, la media truncada al $a\%$ es:

$$\bar{x}_a = \frac{1}{1 - 2 \frac{a}{100}} \sum_{i \in I_a} w_i \pi_i$$

Para el cálculo de las medias truncadas asimétricas donde se eliminan distintos porcentajes en cada extremo, tal que $\frac{a}{100} < W_i < \left(1 - \frac{b}{100}\right)$, la media truncada asimétrica es:

$$\bar{x}_{a,b} = \frac{1}{1 - \left(\frac{a}{100}\right) - \left(\frac{b}{100}\right)} \sum_{i \in I_{a,b}} w_i \pi_i$$