

Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo



Fluctuaciones Cíclicas y Cambios de Régimen en la Economía Boliviana: Un Análisis Estructural a partir de un Modelo DSGE

Por:

David Zeballos Coria

Juan Carlos Heredia Gómez

Paola Yujra Tonconi

Serie Documentos de Trabajo sobre Desarrollo

07/2018

Octubre 2018

Las opiniones expresadas en este documento pertenecen a los autores y no necesariamente reflejan la posición oficial de las instituciones auspiciadoras ni de la Fundación INESAD (Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo). Los documentos solamente pueden ser descargados para uso personal.



Fluctuaciones Cíclicas y Cambios de Régimen en la Economía Boliviana: Un Análisis Estructural a partir de un Modelo DSGE[♦]

David Zeballos Coria[♣]
Juan Carlos Heredia Gómez[♣]
Paola Yujra Tonconi[♥]

La Paz, octubre de 2018

Resumen

El objetivo de la investigación es evaluar el comportamiento de la economía boliviana con base en un modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico, con cambio de Régimen (Markov-Switching DSGE). Empleando un modelo para una pequeña economía abierta, con instrumentación de la política monetaria basada en agregados y un mecanismo de intervención cambiaria, mediante técnicas de estimación bayesiana, se encuentra evidencia que parámetros estructurales del modelo, como los coeficientes de la función de reacción del Banco Central, experimentaron un cambio de régimen en 2000-2017; un comportamiento similar se verificaría también en las volatilidades de los choques estructurales experimentados por la economía boliviana en dicho período.

Palabras clave: Fluctuaciones económicas, Modelo DSGE, Markov Switching, Estimación Bayesiana.

Clasificación JEL: E3, E6.

Abstract

The objective of this paper is to evaluate the cyclical behavior of the Bolivian economy based on a Markov-Switching Dynamic General Equilibrium model (MS-DSGE). Using a model for a small open economy, with monetary targeting and foreign-exchange intervention, results of Bayesian estimation provide evidence that some structural parameters of the model, such as the coefficients of the Central Bank's reaction function, experienced a change of regime in 2000-2017. A similar behavior could also be verified for the volatilities of the structural shocks experienced by the Bolivian economy in that period.

Key words: Economic fluctuations, DSGE Model, Markov Switching, Bayesian Estimation.

JEL Classification: E3, E6.

[♦] El estudio forma parte del programa de cooperación técnica "Fortalecimiento de la Investigación en Desarrollo Económico en Bolivia" del Banco de Desarrollo de América Latina (CAF) a la Academia Boliviana de Ciencias Económicas (ABCE); bajo la gestión técnica y operativa de la Fundación INESAD. Los autores agradecen los comentarios del revisor, Profesor Juan Antonio Morales, y de los asistentes a los *Talleres de Evaluación* de medio término del Proyecto de Investigación. El trabajo no necesariamente refleja la visión de las Instituciones a las que los autores se encuentran afiliados; todo error u omisión, al igual que las conclusiones del documento, son de exclusiva responsabilidad de los autores.

[♣] Profesor de la Universidad La Salle (ULS) y del Instituto de Investigación y Capacitación en Ciencias Administrativas de la UMSA (IICCA); e-mail: zeballosdavid@gmail.com

[♣] Profesor de la Universidad Andina Simón Bolívar (UASB) y de la Universidad Mayor de San Simón (UMSS); e-mail: j.carlos.heredia.g@gmail.com.

[♥] Investigadora Junior; e-mail: paolita.yt@gmail.com.

1. INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años, la economía boliviana experimentó cambios significativos de diferente naturaleza e intensidad en la dinámica de las principales variables macroeconómicas. Estos cambios fueron ocasionados tanto por factores internos como externos. En el primer caso, destacan las reformas al modelo de desarrollo, las políticas económicas implementadas, las innovaciones empresariales y la dinamización del sector financiero, entre otros.

Por su parte, el contexto externo fue desafiante, afectando en gran medida los desarrollos cíclicos de la economía boliviana. En este ámbito, destacan el superciclo positivo en los precios internacionales de *commodities* y su posterior caída; la crisis financiera internacional; y la elevada volatilidad en mercados cambiarios y financieros globales, asociados a los “efectos de derrame” (*spillovers*) de las decisiones de política económica de países desarrollados.

En este sentido, resulta relevante analizar, desde una perspectiva de equilibrio general, como los choques antes mencionados pudieron afectar a la economía boliviana en las últimas dos décadas. Asimismo, resulta igualmente importante evaluar la presencia de cambios de régimen y su incidencia en la dinámica de variables como la inflación y el crecimiento de la actividad.

Este tipo de análisis puede efectuarse desde una perspectiva de equilibrio general, en un marco como el que proporcionan los *Modelos Dinámicos y Estocásticos de Equilibrio General* (DSGE, por su sigla en inglés). Para fines del presente trabajo, se hace uso de un modelo DSGE que busca reflejar algunas de las principales particularidades de la economía boliviana, especialmente en materia monetaria y cambiaria.

Asimismo, una innovación cuya implementación puede resultar de utilidad es la utilización de una metodología, de uso reciente en la literatura, que contempla la posibilidad de un cambio de régimen en los parámetros de las ecuaciones que gobiernan las relaciones entre variables macro y/o en la volatilidad de los choques del modelo, empleándose más específicamente un *Modelo Markov-Switching DSGE* (MS-DSGE).

Para fines del análisis del cambio de régimen, se estimaron versiones alternativas del modelo DSGE con técnicas bayesianas. En principio, se contempló un cambio de régimen en las volatilidades de los choques, en la medida que éstas pudieron experimentar modificaciones significativas en el período reciente, especialmente en el contexto internacional caracterizado por crisis sucesivas.

También se abrió la posibilidad de cambios de régimen en un parámetro que determina la dinámica de la inflación doméstica, como lo es el grado de rigideces nominales de la economía. En efecto, como reflejan los datos estadísticos, se pasó de un periodo con episodios de repuntes inflacionarios en la década de los 2000, a un nuevo régimen, caracterizado por tasas de variación de precios mucho más acotadas. Aspectos como cambios de régimen en el grado de rigideces de precios, la persistencia inflacionaria y/o el grado de indexación de precios pudieron afectar dichos resultados.

Del mismo modo, se consideró posibles cambios de régimen en los parámetros de la regla de política monetaria. Una hipótesis a explorar es que durante los últimos años se tuvo una mayor reacción del Banco Central de Bolivia (BCB) a la inflación y también a fluctuaciones del producto, lo que pudo afectar significativamente la dinámica macro de la economía nacional.

En este marco, el documento se estructura de la siguiente manera. La segunda sección se aboca a realizar una breve revisión de la literatura, mientras en la tercera se efectúa una descripción de la estructura del modelo DSGE. A su turno, en la cuarta sección se lleva a cabo la solución y estimación del modelo MS-DSGE, mientras que en la quinta sección se describe los resultados de los ejercicios realizados y en la sexta se presentan las conclusiones del trabajo.

2. REVISION DE LA LITERATURA

Como enfoque metodológico, el análisis tendrá lugar a partir del desarrollo de un Modelo DSGE. Si bien no están exentos de observaciones y sus resultados deben examinarse con cautela, este tipo de modelos tienen características que los hacen atractivos para el diseño y análisis de política económica, siendo de uso extendido en Bancos Centrales y organismos internacionales.

Una de sus ventajas es que se basan en microfundamentos y, a diferencia de modelos de series temporales de forma reducida, son robustos a la *Crítica de Lucas*. Ésta señala que un modelo de forma reducida no puede ser usado cabalmente para analizar cambios en políticas económicas, ya que los parámetros estimados no necesariamente son invariantes a dichos cambios. Asimismo, un modelo DSGE contribuye a generar mayor disciplina analítica tendiente a resumir y aprender sobre los mecanismos de transmisión de diferentes choques que puede experimentar una economía, al adoptar un punto de vista de equilibrio general que contempla efectos tanto directos como indirectos en las variables macro.

Para el caso boliviano, se cuenta con una literatura que adopta el enfoque DSGE como marco referencial para el análisis de diferentes tópicos. Por ejemplo, en lo que concierne a la política monetaria, Cerezo (2010) evalúa su efectividad frente a diferentes choques exógenos, evaluando una regla de política tipo Taylor, en la cual la tasa de interés responde a ciertos objetivos de política (inflación y/o producto). Los resultados sugieren que ante *shocks* exógenos en las exportaciones, productividad y tasas de interés, una regla de política monetaria que se preocupa únicamente de los desvíos de la inflación es menos exitosa para estabilizar la economía real, e incluso los precios, frente a una regla alternativa que además considera las desviaciones del producto.

Por su parte, Díaz y Garrón (2016) elaboran un DSGE con fricciones financieras, con el objetivo de comprender las interacciones entre el sector bancario y el resto de los agentes de la economía. Los resultados muestran que la política monetaria tendría efectos sobre el desempeño del sistema financiero y, por tanto, sobre su estabilidad, especialmente a través del canal del crédito. No obstante, cabe enfatizar que el modelo propuesto considera el enfoque de economía cerrada sin la intervención del gobierno y asume la existencia de competencia perfecta en el Sistema Bancario.

Por otro lado, en lo que atañe a la política fiscal, la literatura cuenta con un mayor número de trabajos. De inicio, se tiene la investigación de Valdivia y Montenegro (2009) que evalúan dos reglas fiscales para Bolivia: en la primera los impuestos reaccionan al nivel de deuda y de gasto; mientras, en la segunda los impuestos se ajustan para mantener el presupuesto en su nivel de equilibrio (i.e. nivel de deuda cero). Respecto a la política monetaria, los autores la modelan como una regla de Taylor.

Asimismo, Machicado y Estrada (2012) analizan los efectos de la política fiscal en el crecimiento a partir de un modelo multisectorial, que incluye el capital público como factor de producción. Se evalúa la sostenibilidad de la política social basada en transferencias directas del gobierno; el principal resultado es que la política fiscal, por si sola, no permite generar altas tasas de crecimiento.

Por su parte, Valdivia (2014) analiza el efecto de la política fiscal sobre la dinámica inflacionaria en Bolivia, estudiándose en particular la coordinación entre la política fiscal y monetaria. Posteriormente, Valdivia (2016) evalúa la política fiscal de Bolivia, en un marco en el que el gasto gubernamental depende de los ingresos derivados de la recaudación por ventas de gas, que se asume como un proceso exógeno.

Por su parte, Salas y Escobar (2016) cuantifican los efectos de *shocks* internos y externos sobre la economía boliviana. Si bien el objetivo es comparar los roles de la política monetaria, fiscal y cambiaria, los autores no introducen una regla de política cambiaria, mientras que la regla de política monetaria se traduce en una regla de tasas de interés.

Finalmente, Vallejos (2016) determina la duración y magnitud de rigideces de precios y salarios y analiza las fuerzas y mecanismos que inciden en la trayectoria de las principales variables de la economía, estimando parámetros de reacción del sector fiscal y monetario; no obstante, continúa adoptándose el supuesto que la autoridad monetaria sigue una regla de Taylor.

Gran parte de estas aplicaciones, fuera de los choques considerados (aspecto que busca complementar el presente trabajo, al abordar un mayor conjunto de choques externos y domésticos), tienen la limitante de modelar la política monetaria utilizando una regla de tasas de interés, i.e. regla de Taylor, lo que no condice con el modo de instrumentación de la política monetaria del BCB. También se caracterizan por no efectuar una modelación explícita de la política cambiaria.

Asimismo, otra característica observada en dicha literatura es que los trabajos asumen la presencia de parámetros y volatilidades de choques fijas en el tiempo. Esto, en principio, puede no ser consistente con la evolución de variables macro en el período reciente, existiendo aspectos que potencialmente pudieron ser sujetos de cambios de régimen, como los coeficientes de reacción del Banco Central ante desvíos en la inflación y producto.

En esa medida, fuera de la contribución relativa a la modelación de la política monetaria y cambiaria, un aporte adicional del presente trabajo es la consideración de potenciales cambios

de régimen en las relaciones entre variables macroeconómicas, empleándose un enfoque MS-DSGE para el efecto.

Dicho enfoque tuvo un desarrollo relativamente reciente. No obstante, sus características, que congregan las bondades de un modelo DSGE para el análisis de mecanismos de transmisión, junto a la consideración de cambios de régimen, lo constituyen en una alternativa relevante, mucho más dados los cambios de régimen recientes en nuestra economía.

En efecto, la literatura MS-DSGE registró avances importantes, que debieron ir acompañados por el desarrollo de métodos de solución de modelos *Markov-Switching* con expectativas racionales. Esto complejizó el análisis ya que los agentes deben considerar la incertidumbre sobre la evolución de parámetros al tomar sus decisiones. Los métodos de solución propuestos por Farmer, Waggoner y Zha (2008) y Davig y Leeper (2007) se encuentran entre los más empleados actualmente.

En la evolución de aplicaciones MS-DSGE, inicialmente sólo se consideró cambios de régimen en la volatilidad de los choques (Justiniano y Primiceri, 2008); después hubo un creciente interés en los parámetros de política (Bianchi, 2013); aspectos tecnológicos y rigideces de precios eventualmente fueron pasibles a cambios de régimen. Actualmente, las aplicaciones examinan la posibilidad de cambios en la volatilidad de choques como en los parámetros de ecuaciones. En términos de aplicaciones recientes, la literatura cuenta con los trabajos de Liu y Mumtaz (2011), Gonçalves, Portugal y Aragón (2016), Choi y Hur (2015), como aplicaciones representativas de esta metodología.

Dados dichos aspectos, el presente trabajo busca realizar una contribución a la literatura sobre fluctuaciones de la economía boliviana, abordando una perspectiva estructural y con cambios de régimen, constituyéndose en una primera implementación de la metodología MS-DSGE al caso boliviano.

3. DESCRIPCIÓN DEL MODELO

En este apartado, se desarrolla el Modelo DSGE de referencia. Además de las investigaciones mencionadas en la sección anterior, se tomó como referencia a los trabajos de Garcia-Cicco et al (2017) y Medina y Soto (2007), entre otros. En esta sección se describen los agentes del modelo y los problemas que enfrenta cada uno de ellos, junto a las condiciones de optimalidad resultantes y las ecuaciones de equilibrio. El modelo es uno de una pequeña economía abierta, que busca adecuarse a algunas de las principales características intrínsecas de la economía boliviana. Por otro lado, en lo que atañe a los elementos estándar en la literatura, el modelo cuenta con rigideces nominales y reales, hábitos de consumo y costos de ajuste a la inversión.

En el modelo interactúan diversos agentes. En primer lugar se tienen a hogares, que toman decisiones de consumo, oferta de trabajo, tenencia de saldos reales y ahorro. Respecto a la esfera de la producción, se cuenta con un sector productor de bienes finales, junto con productores de variedades nacionales e importadas; éstos enfrentan un problema de fijación de precios a la Calvo.

También se tiene un sector productor de *commodities* cuya producción se destina al mercado externo; para el efecto, se asume la dotación exógena de un producto básico. Del mismo modo, para fines de simplificación del análisis, se asume la existencia de unos agentes denominados como empresarios, quienes toman a su cargo la gestión del capital productivo de la economía, contándose también con un sector productor de bienes de capital.

Con relación a la política monetaria, se asume la existencia de una regla en la que se emplea a la cantidad de dinero como instrumento. El objetivo es modelar la política monetaria de modo más cercano a la implementación hecha por el BCB, cuyo régimen posee particularidades que lo distinguen de un régimen de metas de inflación. Es alrededor de este último tipo de régimen que se concentra la mayor parte de la literatura de modelos DSGE, modelándose en dicho caso a la política monetaria como una regla de *Taylor*, en la que el instrumento, la tasa de interés, suele responder a desvíos del crecimiento de la actividad o de la inflación respecto a niveles referenciales (entre otras especificaciones posibles).

En el caso del BCB se cuenta con un régimen basado en cantidades, en el que se establecen límites al Crédito Interno Neto (CIN) y a las Reservas Internacionales Netas (RIN) que, a la postre, determinan el crecimiento de la cantidad de dinero en la economía. Estos aspectos serán abordados con mayor detalle en la sección correspondiente a la política monetaria.

También se incorpora un mecanismo de intervención cambiaria, con una regla en la que las Reservas Internacionales se ajustan para estabilizar las fluctuaciones del tipo de cambio nominal, mecanismo que pretende reflejar algunos de los rasgos del régimen cambiario de tipo intermedio con el que cuenta la economía boliviana.

Con relación a los choques, se considera varias fuentes exógenas de fluctuaciones: choques a las preferencias; choques a la tecnología; a la producción de *commodities*; choques a la política monetaria y a las reservas internacionales; a la demanda externa; a la inflación de origen externo; a las tasas de interés extranjeras; al premio de riesgo y, finalmente, al precio internacional del bien.

3.1 Hogares

Existe un continuo de hogares representativos (de masa uno), que cuentan con un periodo de vida infinito, dotaciones idénticas de activos y preferencias similares. En cada período ($t = 0, 1, 2, \dots$), las preferencias de los hogares dependen de tres argumentos: el consumo de un bien final (C_t); horas trabajadas (h_t); y saldos reales (M_t^d/P_t).¹ Las formas funcionales empleadas en esta función de preferencias son estándar (logarítmica en el caso del consumo y CIES para los otros argumentos); como puede observarse, con el fin de analizar el rol de la cantidad de dinero

¹ A lo largo del trabajo, las letras mayúsculas denotan variables que contienen una raíz unitaria en equilibrio (ya sea debido a la tecnología o a la inflación a largo plazo), mientras que las letras minúsculas indican variables sin raíz unitaria. Las variables reales se construyen utilizando el bien de consumo interno como el numerario. Las variables sin subíndice de tiempo denotan valores de estado estacionario no estocásticos en el modelo estacionario.

en la economía, se introdujo a los saldos reales en la función de utilidad.² La utilidad descontada esperada de un hogar representativo está dada por la siguiente expresión:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t v_t \left[\log(C_t - \zeta \tilde{C}_{t-1}) - \kappa \frac{h_t^{1+\phi}}{1+\phi} + \frac{v}{1-\sigma_m^{-1}} \left(\frac{M_t^d}{P_t} - \zeta_m \frac{\tilde{M}_{t-1}^d}{P_{t-1}} \right)^{1-\sigma_m^{-1}} \right] \quad (1)$$

Donde β corresponde a un factor de descuento intertemporal ($0 < \beta < 1$) y v_t es un choque de preferencias exógeno. Cabe notar que en la función de utilidad se introduce *hábitos externos* en el consumo del bien final (\tilde{C}_{t-1}) y en la demanda de saldos reales (\tilde{M}_{t-1}^d), con el fin de lograr mayor persistencia en el comportamiento de ambas variables. No obstante, en equilibrio se verificará que: $C_t = \tilde{C}_t$ y que $M_t^d = \tilde{M}_t^d$.

Los hogares ahorran y solicitan préstamos comprando bonos del gobierno denominados en moneda nacional (B_t) y negociando bonos en moneda extranjera (B_t^*) con agentes extranjeros; ambos activos son no contingentes. También otorgan préstamos (L_t) a las empresas productoras de bienes finales.

Siguiendo a Schmitt-Grohé y Uribe (2006a, 2006b), las decisiones laborales las toma una autoridad central, un sindicato, que suministra mano de obra monopolísticamente a un continuo de mercados laborales indexados por $i \in [0,1]$. Los hogares son indiferentes entre trabajar en cualquiera de estos mercados. En cada uno de éstos, el sindicato enfrenta una demanda de trabajo dada por:

$$h_t(i) = \left[\frac{W_t^n(i)}{W_t^n} \right]^{-\epsilon_W} h_t^d \quad (2)$$

Donde $W_t^n(i)$ denota el salario nominal cobrado por el sindicato en el mercado i , W_t^n es un índice salarial por hora agregado que satisface $(W_t^n)^{1-\epsilon_W} = \int_0^1 W_t^n(i)^{1-\epsilon_W} di$, y h_t^d denota la demanda laboral agregada de las empresas.

El sindicato toma W_t^n y h_t^d como dados y, una vez que se establecen los salarios, satisface toda la demanda laboral. El salario está sujeto a un problema tipo Calvo, según el cual cada hogar (o sindicato) puede establecer su salario nominal de manera óptima en una fracción de $1 - \theta_W$ de mercados laborales elegidos al azar. En los mercados restantes, el salario resultante será igual al salario del período anterior indexado a un producto ponderado de la inflación del período precedente y de la inflación de estado estacionario, con ponderaciones iguales a $\vartheta_W \in [0,1]$ y $1 - \vartheta_W$, respectivamente.

Sean R_t , R_t^* y R_t^l los retornos reales brutos en B_{t-1} , B_{t-1}^* y L_{t-1} , respectivamente. Además, sea W_t la tasa de salario real por hora, S_t el tipo de cambio nominal, T_t los pagos de impuestos al gobierno y Σ_t los ingresos por dividendos de propiedad de las empresas. La restricción presupuestaria, período por período, del hogar está dada por:

² Especificación conocida en la literatura como *Money in the Utility Function* (MIUF).

$$P_t C_t + B_t + S_t B_t^* + L_t + M_t + T_t + \frac{\psi}{2} \left(\frac{B_t^*}{P_t} - b^* \right)^2 P_t^* S_t =$$

$$\int_0^1 W_t(i) h_t(i) di + S_t B_{t-1}^* R_{t-1}^* + R_{t-1} B_{t-1} + M_{t-1} + R_t^L L_{t-1} + \Sigma_t \quad (3)$$

El último componente del lado izquierdo de la restricción presupuestaria, denota una función de costos de ajuste del portafolio del agente en términos de los activos de origen externo. Este tipo de costos puede entenderse como una forma reducida de generar un mecanismo para afectar el grado de movilidad de los capitales internacionales. En términos de la notación, ψ denota a un parámetro y b^* corresponde a un nivel referencial de largo plazo de los activos externos.

El hogar elige $C_t, h_t, W_t^n(i), B_t, B_t^*, M_t$ y L_t para maximizar (1) sujeto a (3) y la demanda laboral de las empresas, teniendo en cuenta los precios, las tasas de interés y las variables agregadas. Para más adelante, será de utilidad establecer el vínculo entre tasas de interés nominales y reales; las primeras pueden definirse como:

$$r_t = R_{t-1} \pi_t^{-1},$$

$$r_t^* = R_{t-1}^* \xi_{t-1} (\pi_t^*)^{-1},$$

$$r_t^L = R_t^L \pi_t^{-1}$$

Donde $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ y $\pi_t^* = P_t^*/P_{t-1}^*$ denotan las tasas brutas de inflación del consumo interno y externo basados en los índices de precios P_t y P_t^* , respectivamente. Asimismo, el tipo de cambio real se define como $rer_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t}$.

Finalmente, la variable ξ_t denota una prima de riesgo país. Siguiendo a, por ejemplo, Schmitt-Grohé y Uribe (2003), se asume que la prima está dada por la siguiente expresión:

$$\xi_t = \bar{\xi} \exp \left[-\psi \frac{rer_t B_t^*/A_{t-1} - rer \times b^*}{rer \times b^*} + \frac{\zeta_t - \bar{\zeta}}{\zeta} \right] \quad (4)$$

Donde ψ denota un parámetro que refleja la sensibilidad del riesgo país a la deuda externa y ζ_t es un shock exógeno a la prima del país.³ La tasa de interés nominal extranjera R_t^* evoluciona exógenamente.

3.2 Producción y precios

El lado de la oferta de la economía está compuesto por diferentes tipos de firmas, todas de propiedad de los hogares. Por una parte, se tiene un set de firmas que producen diferentes variedades de bienes domésticos empleando mano de obra y capital como insumos, junto a un

³ La variable A_t denota a un choque tecnológico no estacionario.

grupo de firmas importadoras. Estos dos últimos tipos de firmas operan bajo un esquema de competencia monopolística.

Por otra parte, se tiene tres grupos de firmas agregadoras (i.e. ensambladoras) perfectamente competitivas: una que agrega diferentes variedades de bienes nacionales en un bien doméstico compuesto; otra que empaca variedades importadas en un bien compuesto de origen externo; y, finalmente, otra que agrega los bienes compuestos doméstico e importado para crear un producto final. Este bien final es adquirido por los hogares (C_t), los productores de bienes de capital (I_t) y el Gobierno (G_t).

Adicionalmente, existe un conjunto de empresas perfectamente competitivas que producen un *commodity* (producto básico homogéneo), que se exporta al exterior. Una proporción de esas empresas exportadoras de ese producto básico es propiedad del gobierno, mientras la restante es propiedad de agentes extranjeros. La masa total de empresas en cada sector se normaliza a un valor de uno.

Bienes finales

Se tiene una firma representativa productora de bienes finales que demanda como insumos a bienes compuestos nacionales y extranjeros en las cantidades X_t^H y X_t^F , respectivamente y las combina (agrega) empleando la siguiente tecnología:

$$Y_t^C = \left[(1 - o)^{\frac{1}{\eta}} (X_t^H)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + o^{\frac{1}{\eta}} (X_t^F)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (5)$$

Sean p_t^H y p_t^F , los precios relativos de X_t^H y X_t^F en términos del bien final. En tal sentido, los beneficios de esta firma están dados por:

$$\Pi_t^C = Y_t^C - p_t^H X_t^H - p_t^F X_t^F \quad (6)$$

Sujeta a la restricción tecnológica anterior, la firma busca maximizar sus ganancias eligiendo para el efecto su demanda óptima de bienes X_t^H y X_t^F , tomando p_t^H y p_t^F como dados. Como resultado, se obtiene las siguientes condiciones de optimalidad:

$$X_t^H = (1 - o)(p_t^H)^{-\eta} Y_t^C \quad (7)$$

$$X_t^F = o(p_t^F)^{-\eta} Y_t^C \quad (8)$$

Bienes compuestos domésticos

Se tiene una firma representativa productora de bienes compuestos de origen nacional. Esta firma demanda una variedad infinita de variedades domésticas, indexadas por $j \in [0,1]$, en cantidades $X_t^H(j)$, para combinarlas posteriormente empleando la siguiente tecnología:

$$Y_t^H = \left[\int_0^1 X_t^H(j)^{\frac{\epsilon_H-1}{\epsilon_H}} dj \right]^{\frac{\epsilon_H}{\epsilon_H-1}} \quad (9)$$

Sea $p_t^H(j)$ el precio del bien de la variedad j en términos del bien compuesto doméstico. A partir de la solución del problema de maximización de beneficios, se obtiene la demanda óptima de la variedad j :

$$X_t^H(j) = [p_t^H(j)]^{-\epsilon_H} Y_t^H \quad (10)$$

Bienes domésticos de variedad j

Cada variedad doméstica j se elabora de acuerdo con la siguiente función de producción:

$$Y_t^H(j) = z_t K_{t-1}(j)^\alpha [A_t h_t(j)]^{1-\alpha} \quad (11)$$

Donde z_t es un *shock* tecnológico exógeno de tipo estacionario mientras que, como fuera señalado anteriormente, A_t es una perturbación tecnológica no estacionaria (donde $a_t \equiv A_t/A_{t-1}$); ambos choques son comunes para todas las variedades j .

La empresa que produce la variedad j tiene poder monopólico sobre su variedad, pero produce para satisfacer la restricción de la demanda dada por la ecuación (10). Como la decisión de fijación del precio es independiente de la elección óptima de insumos, el problema de la empresa j también puede ser representado en dos etapas.

En la primera, la empresa contrata mano de obra y alquila capital de modo de minimizar los costos de producción sujetos a la restricción tecnológica dada por su función de producción. Así, los costos marginales reales, expresados en unidades del bien doméstico final, están dados por:

$$mc_t^H(j) = \frac{1}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} \frac{(r_t^K)^\alpha W_t^{1-\alpha}}{p_t^H z_t (A_t)^{1-\alpha}} \quad (12)$$

Posteriormente, en la segunda etapa, dados los costos marginales nominales, la empresa elige su precio $P_t^H(j)$ para maximizar las ganancias. Al establecer los precios, la empresa enfrenta un problema de tipo Calvo, según el cual en cada período la firma puede cambiar su precio de manera óptima con una probabilidad $1 - \theta_H$.

De no poder reoptimizar su precio, el precio resultante de la firma será igual al precio del período anterior indexado con base a un producto ponderado de la inflación pasada y la de estado estacionario, con ponderaciones iguales a $\vartheta_H \in [0,1]$ y $1 - \vartheta_H$, respectivamente.

Bienes compuestos extranjeros

Se cuenta con una firma representativa dedicada a la elaboración de bienes compuestos que demanda como insumos a variedades de origen importado, indexadas por $j \in [0,1]$, en cantidades $X_t^F(j)$ para combinarlas posteriormente según la tecnología:

$$Y_t^F = \left[\int_0^1 X_t^F(j)^{\frac{\epsilon_F - 1}{\epsilon_F}} dj \right]^{\frac{\epsilon_F}{\epsilon_F - 1}} \quad (13)$$

Sea $p_t^F(j)$ el precio del bien de la variedad j en términos del bien compuesto extranjero. Por tanto, las funciones de demanda de las variedades j son:

$$X_t^F(j) = [p_t^F(j)]^{-\epsilon_F} Y_t^F \quad (14)$$

Bienes extranjeros de la variedad j

Los importadores compran una cantidad M_t de un bien extranjero homogéneo al precio P_t^{F*} en el mercado mundial y convierten este bien en variedades $Y_t^F(j)$ que se venden en el país, donde:

$$M_t = \int_0^1 Y_t^F(j) dj \quad (15)$$

La empresa que produce la variedad j tiene poder de monopolio pero satisface la restricción de demanda dada por la ecuación (14). En virtud a que se necesita una unidad del bien externo para producir una unidad de la variedad j , los costos marginales nominales en términos de precios de los bienes compuestos son:

$$P_t^F mc_t^F(j) = P_t^F mc_t^F = S_t P_t^{F*} \quad (16)$$

Dados los costos marginales, la empresa que produce la variedad j elige su precio $P_t^F(j)$ para maximizar sus ganancias. Al establecer los precios, la empresa enfrenta un problema tipo Calvo, según el cual en cada período cada empresa puede cambiar su precio de manera óptima con probabilidad $1 - \theta_F$. De no poder cambiar su precio, indexa su precio anterior según un producto ponderado de la inflación pasada y la de estado estacionario, con ponderaciones iguales a $\theta_F \in [0,1]$ y $1 - \theta_F$. De esta manera, el modelo presenta un rezago en el efecto traspaso de los precios internacionales a los domésticos.

Productores de Commodities (materias primas)

Una empresa representativa productora de *commodities* produce una cantidad igual a $Y_t^{C_0}$ en cada período. Por simplicidad, se asume que la producción de materias primas evoluciona de acuerdo con un proceso exógeno.⁴ Toda la producción de *commodities* se vende en el extranjero a un precio internacional dado, $P_t^{C_0*}$. Los precios reales extranjeros y nacionales se denominan como $p_t^{C_0*}$ y $p_t^{C_0}$, respectivamente, donde se asume que $p_t^{C_0*}$ evoluciona exógenamente.

⁴ Para fines de simplificar el análisis, se asume que existe una relación de cointegración entre la producción del *commodity* y la variable A_t que, como fue mencionado, corresponde a un choque tecnológico no estacionario.

Por lo tanto, el ingreso real en moneda nacional generado en el sector de *commodities* es igual a $p_t^{C_0} Y_t^{C_0}$. El gobierno recibe una fracción $\chi \in [0,1]$ de estos ingresos y la parte restante se destina a agentes extranjeros.

3.3 Acumulación de capital

Empresarios

Los empresarios manejan el *stock* de capital de la economía (K_t). En cada período, alquilan el capital a las empresas productoras de bienes domésticos a una tasa real igual a r_t^K . Una vez depreciado, venden el capital a los productores de este tipo de bienes, a un precio relativo del capital igual a q_t (expresado en términos reales). Posteriormente, adquieren capital nuevo para el próximo período y transfieren sus ganancias a los hogares.

Asimismo, se asume que los empresarios obtienen un préstamo de los hogares (L_t) para financiar sus compras de capital $L_t = q_t K_t$, verificándose dicha condición en cada período. En ese sentido, los beneficios de un emprendedor representativo, en términos reales, son iguales a:

$$\Pi_t^E = r_t^K K_{t-1} + q_t(1 - \delta)K_{t-1} + L_t - q_t K_t - r_t^L L_{t-1} \quad (17)$$

Dado que estos agentes operan en un marco de competencia perfecta, ello implica que obtengan ganancias iguales a cero en cada período. En virtud a este resultado y haciendo uso de la condición $L_t = q_t K_t$ mencionada anteriormente, la maximización del beneficio respecto a K_{t-1} genera la siguiente condición de optimalidad:

$$r_t^L = \frac{r_t^K + q_t(1-\delta)}{q_{t-1}} \quad (18)$$

Productores de Bienes de capital

Los productores de bienes de capital operan la tecnología que les permite aumentar el *stock* de capital productivo de la economía. En cada período, compran el *stock* de capital depreciado de los emprendedores y lo combinan con bienes de inversión para producir nuevo capital productivo. El capital recién producido vuelve a ser vendido a los emprendedores, siendo las ganancias transferidas a los hogares. La tecnología de un productor de capital representativo está dada por:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + [1 - \Gamma(I_t/I_{t-1})]u_t I_t \quad (19)$$

donde I_t es el gasto de inversión en términos del bien final como insumo materiales y Γ denota una función de costos de ajuste de la inversión convexos, con la siguiente forma funcional:

$$\Gamma\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) = \frac{\gamma}{2}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{a}\right)^2 \quad (20)$$

La variable u_t en (19) es un *shock* de inversión que captura cambios en la eficiencia del proceso de inversión y \bar{a} denota un nivel referencial de estado estacionario, respecto al cual toda desviación implica un costo (para el que, como es usual en la literatura, se asume una forma funcional cuadrática). Los beneficios de estos agentes (en términos reales) en cada período están dados por:

$$\Pi_t^K = q_t K_t - q_t(1 - \delta)K_{t-1} - I_t \quad (21)$$

La condición de optimalidad obtenida, empleando la forma funcional de Γ está dada por:

$$\begin{aligned} \frac{1}{q_t} = & \left[1 - \frac{\gamma}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{a} \right)^2 - \gamma \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} a_{t-1} - \bar{a} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] \mu_t \\ & + \beta \gamma E_t \left\{ \frac{v_{t+1}}{v_t} \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{q_{t+1}}{q_t} \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} a_t - \bar{a} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 u_{t+1} \right\} \quad (22) \end{aligned}$$

3.4 Política monetaria y fiscal

En primera instancia, se describe el comportamiento del sector fiscal. Se asume que el gobierno consume una corriente exógena de bienes finales (G_t), recauda impuestos de suma alzada, emite bonos por un período y recibe una parte de los ingresos generados en el sector de materias primas. Se asume, por simplicidad, que la posición del activo público está completamente denominada en moneda nacional. Por lo tanto, el gobierno satisface la siguiente restricción período a período:

$$G_t + B_{t-1}R_{t-1} = T_t + B_t + \chi p_t^{C_0} Y_t^{C_0} \quad (23)$$

Mientras el Banco Central obedece la siguiente restricción presupuestaria, dónde B_t^{*CB} denota las reservas del Banco Central y B_t denota las tenencias de Bonos gubernamentales:

$$S_t B_{t-1}^{*CB} R_{t-1}^* + R_{t-1} B_{t-1} + M_t = S_t B_t^{*CB} + B_t + M_{t-1} \quad (24)$$

Un aspecto adicional que debe desarrollarse corresponde a la regla de política monetaria del Banco Central. Como fuera señalado, la mayor parte de las aplicaciones de modelos DSGE tuvieron lugar en economías con un régimen de metas de inflación (*inflation targeting*), en los cuales el instrumento de política usualmente corresponde a la tasa de interés del Banco Central,⁵ empleándose para fines de modelación una regla de tipo Taylor.

Los argumentos incorporados en las reglas de Taylor comúnmente incluyen a la brecha del producto o la inflación (en términos de su desviación respecto a un nivel referencial). No obstante, en otros trabajos llegó a incorporarse al tipo de cambio e incluso al crédito, como parte de los argumentos de la función de reacción del Banco Central.

⁵ Existen también algunos regímenes híbridos, como el del caso de Uruguay que se define como un régimen de metas de inflación con agregados monetarios.

En el caso boliviano, el régimen de política monetaria tiene características diferentes. El BCB adopta una estrategia de metas intermedias de cantidad, bajo la cual fija límites a la expansión del CIN. Al controlar dicho comportamiento, se procura que la evolución de las RIN cumpla una meta anual y que la evolución de la emisión monetaria sea consistente con la demanda de dinero del público, evitando, de ese modo, desequilibrios en el mercado monetario.

En ese marco, como se conoce en la literatura, el régimen del BCB corresponde a uno del tipo *monetary targeting*. En la modelación de este tipo de regímenes, se adopta a la cantidad de dinero como al instrumento de política del Banco Central, considerándose para fines del presente trabajo a la emisión monetaria como variable de cantidad referencial. En esa línea, se emplea una regla del tipo McCallum y Nelson (1999). Como puede observarse, en esta regla existe un componente autoregresivo, verificándose también que la regla responde ante desvíos de la inflación y del crecimiento de la actividad respecto a niveles tendenciales. A su vez, ϵ_t^{MP} denota un choque de política monetaria.⁶

$$M_t^d = (M_{t-1}^d)^{\rho_M} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\gamma_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\gamma_y} \right]^{1-\rho_M} \exp(\epsilon_t^{MP}) \quad (25)$$

3.5 Política cambiaria

Asimismo, se formula una regla de política cambiaria en la que las reservas internacionales se ajustan, principalmente para proceder a la estabilización del tipo de cambio nominal. La regla se formula, por ejemplo, en función a trabajos como el de Faltermeier, Lama y Medina (2017) y el de Vargas, González y Rodríguez (2013). Se propone la siguiente regla de intervención cambiaria, donde ϵ_t^b denota un choque exógeno a las reservas internacionales.

$$B_t^{*CB} = (B_{t-1}^{*CB})^{\rho_b} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{1-\rho_b} \exp(\epsilon_t^b) \quad (26)$$

3.6 Resto del mundo

Los agentes extranjeros demandan bienes compuestos domésticos y compran la producción doméstica de materias primas. No hay costos de transacción u otras barreras al comercio. La estructura de la economía extranjera es idéntica a la economía doméstica, pero se supone que la economía doméstica es pequeña en relación con la economía extranjera.

Esto último implica que el nivel de precios del productor extranjero P_t^{F*} es idéntico al índice de precios basado en el consumo extranjero P_t^* . Además, sea P_t^{H*} el precio de los bienes

⁶ Ejemplos de otros trabajos en los que se emplea una regla basada en agregados pueden encontrarse en Basal et al (2016), al igual que en otros trabajos elaborados por el FMI para el caso de economías en desarrollo.

compuestos domésticos expresados en moneda extranjera. Dada la comerciabilidad total y los precios de exportación competitivos, la ley de un precio se mantiene por separado para los bienes compuestos de uso doméstico y el producto básico, es decir, $P_t^H = S_t P_t^{H*}$ y $P_t^{C_0} = S_t P_t^{C_0*}$.

Es decir, los precios internos y externos de ambos bienes son idénticos cuando se expresan en la misma moneda. Debido a los precios en moneda local, una forma débil de la ley del precio único se aplica a los bienes compuestos extranjeros. Por lo tanto, el tipo de cambio real (rer_t) satisface:

$$rer_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = \frac{S_t P_t^{F*}}{P_t} = \frac{P_t^{F*} mc_t^F}{P_t} = P_t^F mc_t^F \quad (27)$$

y el precio de los productos básicos en términos de bienes de consumo interno está dado por:

$$P_t^{C_0} = \frac{P_t^{C_0}}{P_t} = \frac{S_t P_t^{C_0*}}{P_t} = \frac{S_t P_t^*}{P_t} p_t^{C_0*} = p_t^F p_t^{C_0*} \quad (28)$$

También tenemos la relación $rer_t/rer_{t-1} = \pi_t^S \pi_t^*/\pi_t$, donde π_t^* es la inflación externa y $\pi_t^S = S_t/S_{t-1}$. Además, la demanda extranjera del bien compuesto doméstico X_t^{H*} viene dada por:

$$X_t^{H*} = o^* \left(\frac{P_t^{H*}}{P_t^*} \right)^{-\eta^*} Y_t^* \quad (29)$$

donde Y_t^* es la demanda agregada extranjera. Tanto Y_t^* como π_t^* evolucionan exógenamente.

3.7 Agregación y condiciones de equilibrio

Teniendo en cuenta las condiciones de compensación del mercado para todos los diferentes mercados, podemos definir la balanza comercial en unidades de bienes finales como:

$$TB_t = p_t^H X_t^{H*} + rer_t p_t^{C_0*} Y_t^{C_0} - rer_t M_t \quad (30)$$

Además, definimos el PIB real de la siguiente manera:

$$Y_t \equiv C_t + I_t + G_t + X_t^{H*} + Y_t^{C_0} - M_t \quad (31)$$

Entonces, el deflactor del PIB (p_t^Y , expresado como un precio relativo en términos del bien de consumo final) se define implícitamente como:

$$p_t^Y Y_t = C_t + I_t + G_t + TB_t \quad (32)$$

Finalmente, puede mostrarse que la posición neta de activos externos evoluciona de acuerdo con:

$$rer_t b_t^* = rer_t \frac{b_{t-1}^*}{\pi_t^*} R_{t-1}^* + t b_t - \frac{\psi}{2} (b_t^{*H} - b^{*H})^2 rer_t \quad (33)$$

Tambien debe añadirse las siguiente condiciones de equilibrio:

$$d_t = b_t^H + b_t^{CB} \quad (34)$$

$$b_t^* = b_t^{H*} + b_t^{CB*} \quad (35)$$

$$\frac{d_t}{d_{t-1}} \frac{\pi_t}{a_{t-1}} = \pi a \quad (36)$$

3.8 Procesos estocásticos

Como fuera mencionado, en el modelo se considera la presencia de una variedad de procesos exógenos: choques a las preferencias (v_t); a la tecnología (a_t); a la producción de *commodities* ($y_t^{C_0}$); a la demanda externa (y_t^*); a la inflación de origen externo (π_t^*); a las tasas de interés extranjeras (R_t^*), a los precios internacionales de *commodities* ($p_t^{C_0^*}$) y a la prima de riesgo (ζ_t). Para cada uno de ellos, se asume un proceso de la forma:

$$\log(x_t/\bar{x}) = \rho_x \log(x_{t-1}/\bar{x}) + \varepsilon_t^x,$$

$$\rho_x \in [0,1),$$

$$\bar{x} > 0,$$

Para $x = \{v, a, \zeta, R^*, \pi^*, p^{C_0^*}, y^{C_0}, y^*\}$, se asume que ε_t^x es un shock gaussiano i.i.d con media cero y varianza constante. La lista anterior se ve completada por los choques de política monetaria y a las reservas internacionales, que tienen un comportamiento similar al descrito para los *shocks* anteriores.

4. SOLUCION Y ESTIMACION DEL MODELO MARKOV- SWITCHING DSGE

Un aspecto inicial es la solución del Modelo, mismo que reviste cierta complejidad adicional respecto a modelos DSGE estándar, dado que en este caso se soluciona un modelo con cambio de régimen. El procedimiento general adoptado para la solución del modelo se describe en el Anexo 1.

En lo concerniente a la parametrización, se emplea un enfoque combinado. Por una parte, un grupo de parámetros son calibrados y normalizados, mientras otros son objeto de estimación a partir de un enfoque bayesiano. Para este último grupo en particular, se combina la función de verosimilitud aproximada con la distribución *prior* de los parámetros, usando el algoritmo *Metropolis-Hastings*.⁷ Como se procede habitualmente en la literatura, se impusieron algunas restricciones sobre las distribuciones *prior* de los parámetros (e.g. restricciones de no negatividad), con el fin de obtener valores consistentes con el marco teórico y para evitar una indeterminación en la solución del modelo.

⁷ Se efectuaron 200.000 replicaciones para aproximar la distribución posterior.

Para la calibración de los parámetros y las distribuciones *prior*, se emplearon estudios previos de la literatura para el caso boliviano, varios de los cuales fueron mencionados en la segunda sección del documento; también se consideró otros trabajos elaborados para economías de la región. La calibración también se basó en datos históricos de la economía boliviana del período 2000-2017. Los parámetros calibrados se presentan en la Tabla 1, en tanto que los parámetros estimados se presentan en la Tabla 2.

Cabe recordar que, en función a la naturaleza del modelo MS-DSGE, se realizarán cuatro estimaciones alternativas. La primera corresponde a un modelo base con parámetros constantes en el tiempo y las tres restantes a versiones alternativas del Modelo DSGE con cambio de régimen, según se describe a continuación:

Modelo 1: Estimación del modelo base con parámetros invariantes en el tiempo.

Modelo 2: En el que se permite un cambio de régimen en las volatilidades de todos los *shocks* del modelo. Se contempla dos regímenes uno de alta y otro de baja volatilidad.

Modelo 3: Que permite cambios de régimen en las volatilidades de choques y, además, en el parámetro de grado de rigideces nominales θ_H (con incidencia en el ajuste de la dinámica de la inflación doméstica).

Modelo 4: En el que se posibilita un cambio de régimen en las volatilidades de choques y, adicionalmente, en los parámetros de la regla de política monetaria: γ_π (reacción del Banco Central a cambios en la inflación) y γ_y , (reacción del Banco Central ante fluctuaciones en el producto).

Tabla 1: Calibración de los parámetros del modelo

Parámetros	Descripción	Tipo - Fuente	Valor
β	Tasa de descuento intertemporal	Calibrado	0,98
σ	Coefficiente de aversión al riesgo	Medina y Soto (2007)	1
φ	Inversa de la elasticidad de Frisch de la oferta de trabajo	Medina y Soto (2007)	1
α	Participación de capital en producción	García-Cicco et al (2017)	0,33
δ	Depreciación del capital	Valdivia (2013)	0,025
ω	Participación del consumo de los hogares	Calibrado	0,725 ⁸
η	Elasticidad de sustitución entre bienes nacionales y externos	Cerezo (2010)	1.01
ϵ_H	Elasticidad de sustitución entre las variedades	Medina y Soto (2007)	11 ⁹
ϵ_F	Elasticidad de sustitución de bienes compuestos extranjeros	García-Cicco et al (2017)	11
o	Proporción de F en Y^c	García-Cicco et al (2017)	0,32
χ	Participación del Gobierno en el sector de commodities	Calibrado	0,61

⁸ Corresponde al complemento de la participación de las importaciones sobre la absorción de la economía dato promedio del período 2000-2017.

⁹ Como el *mark-up* es una función de este parámetro, el mismo es adecuado para que exista un *mark-up* del 10%.

ϕ_D	Elasticidad Premium a la deuda externa	Valdivia (2013)	0,8
η^*	Elasticidad de la demanda externa	Calibrado SS	0.3
π	Inflación de estado estacionario	Calibrado	1,283 ¹⁰
π^S	Tasa de variación del TCN	Calibrado SS	0,00199
s^{tb}	Promedio de la balanza comercial sobre el PIB	Calibrado SS	2,8679
s^g	Promedio de la participación de gasto de gobierno	Calibrado SS	0,1138
s^{Co}	Participación promedio de la producción de Gas y Petróleo	Calibrado SS	0,0615
a	Trayectoria de crecimiento trimestral	Calibrado SS	0,0111
R^*	Tasa de interés externa (crecimiento trimestral) (Libor 3Meses)	Calibrado SS	0,4463
Normalizadas			
h	Horas	Normalizado	1
p^H	Precio relativo	Normalizado	1

Tabla 2: Distribuciones *Prior* de los parámetros estimados del modelo

Parámetros	Descripción	Distribución	Media	Desviación estándar
ϕ_C	Hábitos de consumo	Beta	0,65	0,2
ϕ_I	Inversa de los costos de ajuste	Normal truncada a valores positivos	4	1
θ_H	Parámetro de calvo para precios	Beta	0,4	0,2
θ_{WX}	Calvo W^X	Beta	0,65	0,2
ζ_{WX}	Índice W^X	Beta	0,5	0,27
θ_{WN}	Calvo W^N	Beta	0,65	0,2
ζ_{WN}	Índice W^N	Beta	0,5	0,27
ϱ	Sust. C^T, C^N	Normal truncada a valores positivos	0,9	1,5
ϱ_t	Sust. I^T, I^N	Normal truncada a valores positivos	0,9	1,5
Γ_{Pe}	Tendencia Adj Pe	Beta	0,65	0,2
Γ_X	Tendencia Adj X	Beta	0,65	0,2
γ_π	Coficiente de reacción del BC a la inflación	Gamma	0,6	0,15
γ_y	Coficiente de reacción del BC a la actividad	Gamma	0,6	0,15
$\rho_{y^{Co}}$	Coficiente auto regresivo de y^{Co}	Beta	0,5	0,15
ρ_{R^*}	Coficiente auto regresivo de R^*	Beta	0,5	0,15
ρ_{y^*}	Coficiente auto regresivo de y^*	Beta	0,5	0,15
ρ_{π^*}	Coficiente auto regresivo de π^*	Beta	0,5	0,15
$\rho_{p^{Co^*}}$	Coficiente auto regresivo de p^{Co^*}	Beta	0,5	0,15
ρ_{v_t}	Coficiente auto regresivo de v_t	Beta	0,5	0,15

¹⁰ Valor tendencial obtenido para el período 2000-2017. Los parámetros siguientes, se calibraron de la misma manera.

ρ_{a_t}	<i>Coefficiente auto regresivo de a_t</i>	<i>Beta</i>	<i>0,5</i>	<i>0,15</i>
ρ_{ζ_t}	<i>Coefficiente auto regresivo de ζ_t</i>	<i>Beta</i>	<i>0,5</i>	<i>0,15</i>
$\rho_{\epsilon^{MP}}$	<i>Coefficiente auto regresivo de ϵ^{MP}</i>	<i>Beta</i>	<i>0,5</i>	<i>0,15</i>
ρ_{ϵ^b}	<i>Coefficiente auto regresivo de ϵ^b</i>	<i>Beta</i>	<i>0,5</i>	<i>0,15</i>
$\sigma_{y^{C_0}}$	<i>Desviación del shock a y^{C_0}</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
σ_{R^*}	<i>Desviación del shock a R^*</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
σ_{y^*}	<i>Desviación del shock a y^*</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
σ_{π^*}	<i>Desviación del shock a π^*</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
$\sigma_{p^{C_0^*}}$	<i>Desviación del shock a $p^{C_0^*}$</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
σ_{v_t}	<i>Desviación del shock a v_t</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
σ_{a_t}	<i>Desviación del shock a a_t</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
σ_{ζ_t}	<i>Desviación del shock a ζ_t</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
$\sigma_{\epsilon^{MP}}$	<i>Desviación del shock a ϵ^{MP}</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
σ_{ϵ^b}	<i>Desviación del shock a ϵ^b</i>	<i>Inversa Gamma</i>	<i>0,5</i>	<i>10</i>
P_{11}	<i>Probabilidad de parámetros P_{11}</i>	<i>Dirichelet</i>	<i>18</i>	<i>1</i>
P_{22}	<i>Probabilidad de parámetros P_{22}</i>	<i>Dirichelet</i>	<i>18</i>	<i>1</i>
Q_{11}	<i>Probabilidad de parámetros Q_{11}</i>	<i>Dirichelet</i>	<i>18</i>	<i>1</i>
Q_{22}	<i>Probabilidad de parámetros Q_{22}</i>	<i>Dirichelet</i>	<i>18</i>	<i>1</i>

5. RESULTADOS

5.1 Descripción de los datos

Dada la estructura referencial del modelo descrita en la Tabla 1 y considerando la presencia de diez *shocks* en la misma, la estimación bayesiana de los modelos puede realizarse con base en un número similar de variables observables, con el fin de evitar problemas de singularidad estocástica en el proceso.

Las series de tiempo empleadas, recabadas del Banco Central de Bolivia, fueron: i) PIB Real de la economía boliviana; ii) Tipo de Cambio Real (ITCER computado por el BCB); iii) Emisión Monetaria del BCB; iv) Tasa de interés de política monetaria del BCB (Tasa de las Operaciones de Mercado Abierto del BCB a un año); v) IPC total; vi) IPC de productos importados; vii) Exportaciones; viii) PIB externo relevante de la economía boliviana; ix) Inflación externa relevante de la economía boliviana; y x) Tasa de interés externa (tasa Líbor).

Estas series fueron elegidas en el entendido que podrían permitir la identificación de los parámetros de las ecuaciones que son objeto de interés para fines de esta investigación, especialmente las que serán sujetas a cambios de régimen. Las series de tiempo empleadas son de frecuencia trimestral y la muestra considerada abarca desde el primer trimestre de 2000 hasta el cuarto de 2017.

Se empleó los logaritmos naturales de todas las series, con excepción de las tasas de interés. Asimismo, las primeras diferencias de las series de los índices de precios fueron utilizadas, con el propósito de aproximar las tasas de inflación. Adicionalmente, para el caso de la serie del PIB se empleó el filtro HP. Finalmente, las variables fueron sometidas a un cambio de escala, con el fin de que tengan una media de cero en la muestra.

5.2. Resultados de las estimaciones

En la Tabla 3 se encuentran los resultados de los distintos modelos estimados (las cuatro versiones descritas anteriormente), reportándose para cada uno de los parámetros estimados la media y los intervalos de credibilidad de 95%, además de las diagonales principales de las matrices de transición (en los casos que corresponda).¹¹

En las primeras tres columnas se presentan los resultados del modelo con parámetros invariantes en el tiempo; las columnas siguientes contienen las estimaciones de los otros tres modelos alternativos con cambios de régimen. Como puede advertirse, existen algunas diferencias entre las estimaciones de las volatilidades de los *shocks* y de los parámetros en los distintos modelos, aspectos que subyacen a la naturaleza misma de las versiones estimadas (con y sin cambio de régimen). No obstante, cabe tener presente que luego de examinar las estimaciones, se realizará un análisis del ajuste empírico de los modelos estimados.

Al examinar los resultados de las estimaciones, se hará énfasis en el análisis de las volatilidades de los choques, así como en el comportamiento de los parámetros para los que se evalúa la posibilidad de un cambio de régimen (parámetro de Calvo para precios domésticos, además de los coeficientes de reacción del Banco Central).

En inicio, en lo que concierne al *Modelo 1 (Modelo Base, sin cambio de régimen)*, los resultados de las estimaciones de los parámetros son relativamente similares a los de otros trabajos efectuados para la economía boliviana. En cierto modo, este Modelo puede resultar en parte restrictivo ya que no se considera la posibilidad de cambios de régimen en parámetros estructurales que gobiernan las relaciones de las variables y/o en las volatilidades de los choques; no obstante resulta ilustrativo proceder con su estimación para fines comparativos con los otros modelos.

Respecto a las estimaciones, por ejemplo, se reporta una media de 0,49 para el parámetro de Calvo (θ_H), lo que indica que los precios domésticos son reoptimizados cada dos trimestres. Respecto a los coeficientes de la regla de política monetaria relativos a desvíos de la inflación (γ_π) y de la actividad (γ_y) las estimaciones fueron de 0,65 y 0,53, respectivamente, lo cual denota que la Autoridad Monetaria asigna mayor ponderación al control de la inflación respecto a la estabilización de la actividad económica.

En cuanto a los choques, se observa un elevado grado de persistencia en varios de ellos, como muestran los coeficientes autoregresivos de los *shocks*; en términos de su volatilidad, las mayores variaciones se observaron en los choques de origen externo, especialmente en lo que concierne a las tasas y la demanda externa.

¹¹ La solución del modelo y las estimaciones fueron realizadas con el *software MATLAB*.

Tabla 3: Distribuciones Posterior de los parámetros estimados

	Modelo Base						Modelo 2						Modelo 3						Modelo 4					
	Régimen 1			Régimen 2			Régimen 1			Régimen 2			Régimen 1			Régimen 2			Régimen 1			Régimen 2		
	Media	Intervalo		Media	Intervalo		Media	Intervalo		Media	Intervalo		Media	Intervalo		Media	Intervalo		Media	Intervalo		Media	Intervalo	
ϕ_C	0.58	0.49	0.67	0.51	0.42	0.54	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72
ϕ_I	3.00	2.55	3.45	2.64	2.19	2.77	3.26	2.70	3.74	3.26	2.70	3.74	3.26	2.70	3.74	3.26	2.70	3.74	3.26	2.70	3.74	3.26	2.70	3.74
ϕ_H	0.49	0.39	0.57	0.53	0.47	0.59	0.60	0.52	0.67	0.60	0.52	0.67	0.60	0.52	0.67	0.60	0.52	0.67	0.60	0.52	0.67	0.60	0.52	0.67
$\phi_{W,X}$	0.70	0.60	0.81	0.62	0.51	0.65	0.76	0.63	0.87	0.76	0.63	0.87	0.76	0.63	0.87	0.76	0.63	0.87	0.76	0.63	0.87	0.76	0.63	0.87
$\zeta_{W,X}$	0.35	0.30	0.40	0.31	0.26	0.32	0.38	0.32	0.44	0.38	0.32	0.44	0.38	0.32	0.44	0.38	0.32	0.44	0.38	0.32	0.44	0.38	0.32	0.44
$\phi_{W,Y}$	0.55	0.47	0.63	0.48	0.40	0.51	0.60	0.50	0.69	0.60	0.50	0.69	0.60	0.50	0.69	0.60	0.50	0.69	0.60	0.50	0.69	0.60	0.50	0.69
$\zeta_{W,Y}$	0.62	0.53	0.71	0.55	0.45	0.57	0.67	0.56	0.77	0.67	0.56	0.77	0.67	0.56	0.77	0.67	0.56	0.77	0.67	0.56	0.77	0.67	0.56	0.77
ϕ	0.78	0.66	0.90	0.69	0.57	0.72	0.85	0.70	0.97	0.85	0.70	0.97	0.85	0.70	0.97	0.85	0.70	0.97	0.85	0.70	0.97	0.85	0.70	0.97
ϕ_t	0.82	0.70	0.94	0.72	0.60	0.76	0.89	0.74	1.02	0.89	0.74	1.02	0.89	0.74	1.02	0.89	0.74	1.02	0.89	0.74	1.02	0.89	0.74	1.02
$\Gamma_{F,\theta}$	0.58	0.49	0.67	0.51	0.42	0.54	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72
Γ_x	0.60	0.51	0.69	0.53	0.44	0.55	0.65	0.54	0.75	0.65	0.54	0.75	0.65	0.54	0.75	0.65	0.54	0.75	0.65	0.54	0.75	0.65	0.54	0.75
γ_x	0.65	0.55	0.75	0.57	0.47	0.60	0.71	0.59	0.81	0.71	0.59	0.81	0.71	0.59	0.81	0.71	0.59	0.81	0.71	0.59	0.81	0.71	0.59	0.81
γ_y	0.53	0.39	0.67	0.51	0.42	0.54	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72	0.63	0.52	0.72
ρ_{y-co}	0.74	0.74	0.75	0.71	0.66	0.74	0.85	0.56	0.71	0.85	0.56	0.71	0.85	0.56	0.71	0.85	0.56	0.71	0.85	0.56	0.71	0.85	0.56	0.71
ρ_{R^*}	0.97	0.90	1.01	0.78	0.69	0.86	0.78	0.72	0.84	0.78	0.72	0.84	0.78	0.72	0.84	0.78	0.72	0.84	0.78	0.72	0.84	0.78	0.72	0.84
ρ_{y^*}	0.73	0.72	0.75	0.68	0.66	0.69	0.67	0.66	0.69	0.67	0.66	0.69	0.67	0.66	0.69	0.67	0.66	0.69	0.67	0.66	0.69	0.67	0.66	0.69
ρ_{π^*}	0.80	0.69	0.89	0.92	0.83	1.00	0.94	0.85	1.00	0.94	0.85	1.00	0.94	0.85	1.00	0.94	0.85	1.00	0.94	0.85	1.00	0.94	0.85	1.00
$\rho_{\beta-co}$	0.79	0.75	0.85	0.76	0.70	0.81	0.77	0.70	0.83	0.77	0.70	0.83	0.77	0.70	0.83	0.77	0.70	0.83	0.77	0.70	0.83	0.77	0.70	0.83
ρ_{β_1}	0.57	0.50	0.64	0.49	0.41	0.57	0.49	0.43	0.56	0.49	0.43	0.56	0.49	0.43	0.56	0.49	0.43	0.56	0.49	0.43	0.56	0.49	0.43	0.56
ρ_{β_2}	0.97	0.94	0.99	0.92	0.87	0.97	0.91	0.87	0.96	0.91	0.87	0.96	0.91	0.87	0.96	0.91	0.87	0.96	0.91	0.87	0.96	0.91	0.87	0.96
ρ_{ζ_0}	0.68	0.59	0.76	0.79	0.70	0.85	0.79	0.72	0.85	0.79	0.72	0.85	0.79	0.72	0.85	0.79	0.72	0.85	0.79	0.72	0.85	0.79	0.72	0.85
$\rho_{\beta^{MP}}$	0.76	0.66	0.85	0.65	0.54	0.76	0.65	0.57	0.75	0.65	0.57	0.75	0.65	0.57	0.75	0.65	0.57	0.75	0.65	0.57	0.75	0.65	0.57	0.75
$\rho_{\beta^{\#}}$	0.55	0.54	0.56	0.52	0.49	0.54	0.48	0.42	0.52	0.48	0.42	0.52	0.48	0.42	0.52	0.48	0.42	0.52	0.48	0.42	0.52	0.48	0.42	0.52
σ_{y-co}	0.47	0.40	0.56	0.68	0.48	0.65	0.58	0.42	0.79	0.58	0.42	0.79	0.58	0.42	0.79	0.58	0.42	0.79	0.58	0.42	0.79	0.58	0.42	0.79
σ_{R^*}	2.82	2.19	3.35	6.22	4.24	8.07	7.09	5.55	8.29	7.09	5.55	8.29	7.09	5.55	8.29	7.09	5.55	8.29	7.09	5.55	8.29	7.09	5.55	8.29
σ_{y^*}	1.39	1.22	1.55	1.76	1.19	2.57	1.65	1.13	2.37	1.65	1.13	2.37	1.65	1.13	2.37	1.65	1.13	2.37	1.65	1.13	2.37	1.65	1.13	2.37
σ_{π^*}	0.99	0.84	1.16	1.45	0.94	2.15	1.46	1.01	2.03	1.46	1.01	2.03	1.46	1.01	2.03	1.46	1.01	2.03	1.46	1.01	2.03	1.46	1.01	2.03
$\sigma_{\beta-co}$	0.62	0.50	0.76	0.81	0.55	1.14	0.76	0.56	1.00	0.76	0.56	1.00	0.76	0.56	1.00	0.76	0.56	1.00	0.76	0.56	1.00	0.76	0.56	1.00
σ_{β_1}	0.30	0.27	0.33	0.35	0.29	0.45	0.32	0.26	0.40	0.32	0.26	0.40	0.32	0.26	0.40	0.32	0.26	0.40	0.32	0.26	0.40	0.32	0.26	0.40
σ_{β_2}	0.55	0.50	0.60	0.46	0.34	0.61	0.49	0.41	0.59	0.49	0.41	0.59	0.49	0.41	0.59	0.49	0.41	0.59	0.49	0.41	0.59	0.49	0.41	0.59
σ_{ζ_0}	0.80	0.73	0.88	1.07	0.78	1.45	1.00	0.72	1.38	1.00	0.72	1.38	1.00	0.72	1.38	1.00	0.72	1.38	1.00	0.72	1.38	1.00	0.72	1.38
$\sigma_{\beta^{MP}}$	0.68	0.61	0.74	0.79	0.64	1.01	0.72	0.59	0.89	0.72	0.59	0.89	0.72	0.59	0.89	0.72	0.59	0.89	0.72	0.59	0.89	0.72	0.59	0.89
$\sigma_{\beta^{\#}}$	1.04	0.92	1.16	1.32	0.89	1.92	1.24	0.85	1.78	1.24	0.85	1.78	1.24	0.85	1.78	1.24	0.85	1.78	1.24	0.85	1.78	1.24	0.85	1.78
P_{11}				0.85	0.80	0.92	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98
P_{22}				0.92	0.86	0.96	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95
Q_{11}				0.85	0.80	0.92	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98	0.94	0.88	0.98
Q_{22}				0.92	0.86	0.96	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95	0.90	0.86	0.95

En ese marco, los resultados de las estimaciones anteriores registran algunas diferencias con respecto a las obtenidas en el *Modelo 2*. En este último se abre la posibilidad de un cambio de régimen en las varianzas de los *shocks* estructurales del modelo (sin modificar el resto de parámetros).

En términos generales, al observar las medias estimadas, puede advertirse que en el *Régimen 1* las varianzas de los choques suelen ser mayores a las del otro *Régimen* (verificándose este patrón en los diez choques estructurales del modelo). Los intervalos de credibilidad reportados parecen aportar evidencia sobre un cambio de régimen en las volatilidades de los *shocks*. Como se advierte en la parte inferior de la Tabla 3, el *Régimen 2* (que pudo establecerse como el régimen de menor volatilidad), resulta un tanto más persistente que el *Régimen 1*.

Estos resultados sugieren la presencia de cambios de régimen en las volatilidades de los choques estructurales experimentados por la economía boliviana en los últimos diecisiete años, aproximadamente; observándose dos estados de la naturaleza, uno de mayor y otro de menor variabilidad. ¿Son plausibles dichos resultados? Ciertamente son congruentes con la evolución del contexto externo e interno en dichos años, en los que se alternaron episodios de crisis y fuerte inestabilidad en mercados financieros/cambiaros globales, así como de alzas/bajas significativas de los precios de *commodities*, con otros periodos de mayor tranquilidad. En ese escenario, es razonable esperar que las volatilidades de choques como los de tasas de interés externas, precios internacionales de *commodities*, demanda externa y preferencias de los agentes (por citar un choque domestico), hayan experimentado un cambio, como lo reportan las estimaciones del *Modelo 2*.

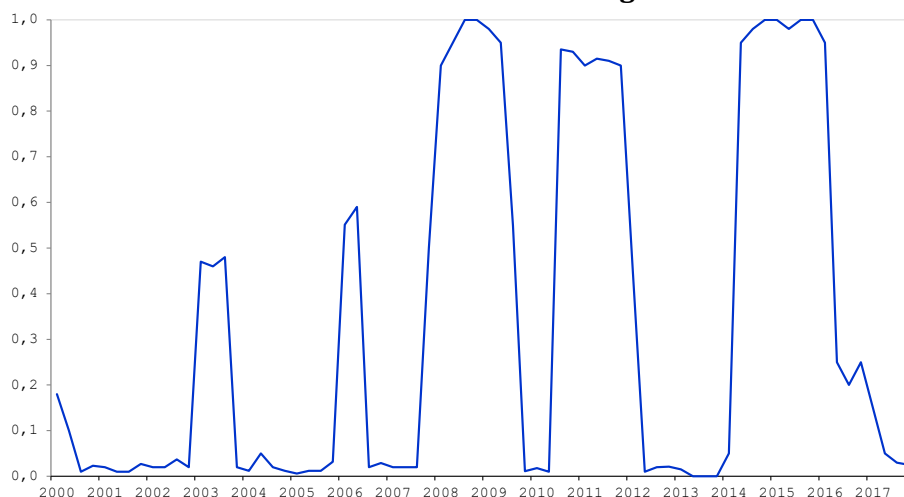
Complementando el análisis anterior, el Gráfico 1 muestra las probabilidades filtradas asociadas con el *Régimen 1*, el cual corresponde al de mayor variabilidad de los choques. El Gráfico muestra que en los últimos diez años, aproximadamente, el estado de mayor volatilidad fue dominante una mayor cantidad de trimestres. Al parecer, estos periodos coinciden con la presencia de, por ejemplo, choques externos significativos como los asociados a la *Crisis Financiera Global* (2008/2009), junto a episodios marcados por oscilaciones de los precios internacionales de materias primas (2011/2012 y 2014/2016). Cabe recordar que, en el caso de la economía boliviana, en su condición de pequeña economía abierta, la transmisión de choques externos a las variables domesticas resulta ser bastante significativa.

Por otra parte, en el *Modelo 3*, que posibilita cambios de régimen en las volatilidades de choques y en el grado de rigidez de precios domésticos, se advierten algunos resultados relativamente diferentes con relación a las otras versiones estimadas. Observando la estimación puntual del parámetro θ_H (i.e. su media), se tiene un valor de 0,60 en el primer *régimen*, respecto a 0,48 obtenido en el segundo; ello equivale a que los precios domésticos se mantendrían fijos en tres y dos trimestres, respectivamente.

En esa línea, el *Régimen 1* exhibiría mayor grado de rigideces nominales. No obstante, al examinar los intervalos de credibilidad de las estimaciones, si bien existen ciertos indicios, la evidencia no resulta concluyente respecto a la existencia de un cambio de régimen en dicho parámetro. Como se recordará, el mismo forma parte de la *Curva de Philips* de precios domésticos y, en esa condición, ejerce gran influencia en la dinámica inflacionaria (un régimen de menores rigideces nominales, estaría asociado con mayores variaciones en la tasa de inflación). Cabe notar también que ambos *Regímenes* son altamente persistentes, como reportan las estimaciones de las probabilidades P_{11} y P_{22} . La evidencia no es conclusiva sobre

un cambio en la dinámica inflacionaria entre 2000 y 2017 atribuible a variaciones en el grado de rigideces nominales de los precios de bienes domésticos.

Gráfico 1: Probabilidades filtradas del Régimen 1 - Modelo 2



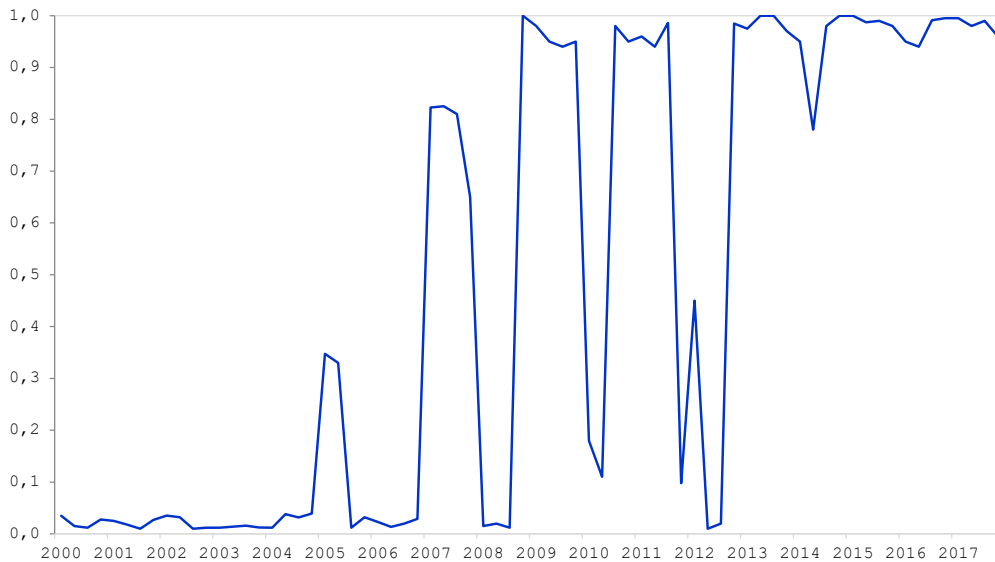
Finalmente, en el *Modelo 4* se evalúa posibles cambios de régimen a lo largo de dos dimensiones: por una parte, en los coeficientes de la función de reacción del Banco Central y, por otra, en las volatilidades de los choques estructurales. Recordemos que en este caso la regla de política monetaria fue modelada empleando una regla *à la McCallum*.

En el *Régimen 1*, las estimaciones de γ_{π} y γ_y fueron iguales a 0,72 y 0,43, respectivamente, en tanto que en el *Régimen 2* fueron de 0,57 y 0,51, siendo ambos regímenes bastante persistentes. Estos resultados denotarían que, en el *Régimen 1*, el BCB tendría mayor grado de reacción frente a desvíos de la inflación, ejerciendo un rol más activo en la estabilización de las variaciones de precios de la economía boliviana. Mientras en el *Régimen 2*, si bien aún el Banco Central asigna mayor ponderación al control de la inflación, este coeficiente es menor al del *Régimen 1*, acrecentándose en contrapartida el coeficiente relacionado a desvíos de la actividad económica. Ello equivale a señalar que, en el *Régimen 2*, el objetivo de estabilizar las fluctuaciones del producto reviste mayor importancia para el Banco Central respecto al *Régimen* alternativo. Es más, al examinar los intervalos de credibilidad, éstos aportan mayor sustento tendiente a la presencia de cambios de régimen en dichos parámetros.

Las probabilidades filtradas del Régimen 2 se presentan en el Gráfico 2. Como puede observarse, existe una preeminencia de este régimen (en sentido de su probabilidad de ocurrencia) en los periodos 2009/2010, 2011 y, en particular, a partir de 2013 hasta 2017. El cambio de régimen podría obedecer, en parte, a las modificaciones experimentadas en el régimen monetario del BCB (especialmente en la última década), que apuntan precisamente a incorporar a la actividad como parte de los objetivos del Banco Central, aspecto incorporado en el mandato que otorga la Constitución Política del Estado al BCB.

Los periodos mencionados coinciden con etapas en las que la política monetaria adoptó una orientación expansiva, incrementando la disponibilidad de medios de pago, en un esfuerzo por generar estímulos monetarios a la economía en un contexto en el que se experimentaron choques externos, principalmente, que pudieron ralentizar el crecimiento de la actividad. Esto va en línea con la mayor ponderación dada a la estabilización de las fluctuaciones del producto, conforme a las estimaciones del Modelo 4.

**Gráfico 2: Probabilidades filtradas del Régimen 2
Parámetros de la Función de reacción del Banco Central - Modelo 4**



En línea con las estimaciones de los modelos, al parecer se habrían verificado cambios de régimen en algunos parámetros y en las volatilidades de los choques que afectaron a la macroeconomía boliviana. Con el propósito de evaluar la relevancia de dichos cambios, se compara el ajuste relativo de los distintos modelos estimados en función a la verosimilitud estimada en cada caso.

Como refleja la Tabla 4, el *Modelo 4*, en el que tanto las volatilidades de los choques como los parámetros de la regla de política monetaria están sujetos a cambios de régimen, es el que cuenta con mejor ajuste empírico. Este hallazgo es consistente con los reportados en otros trabajos enmarcados en la literatura MS-DSGE y también es indicativo sobre la importancia de los cambios de régimen de las volatilidades de los choques y de los coeficientes de reacción del Banco Central sobre la dinámica de la economía boliviana en el periodo de estudio.

Tabla 4: Comparaciones de los modelos

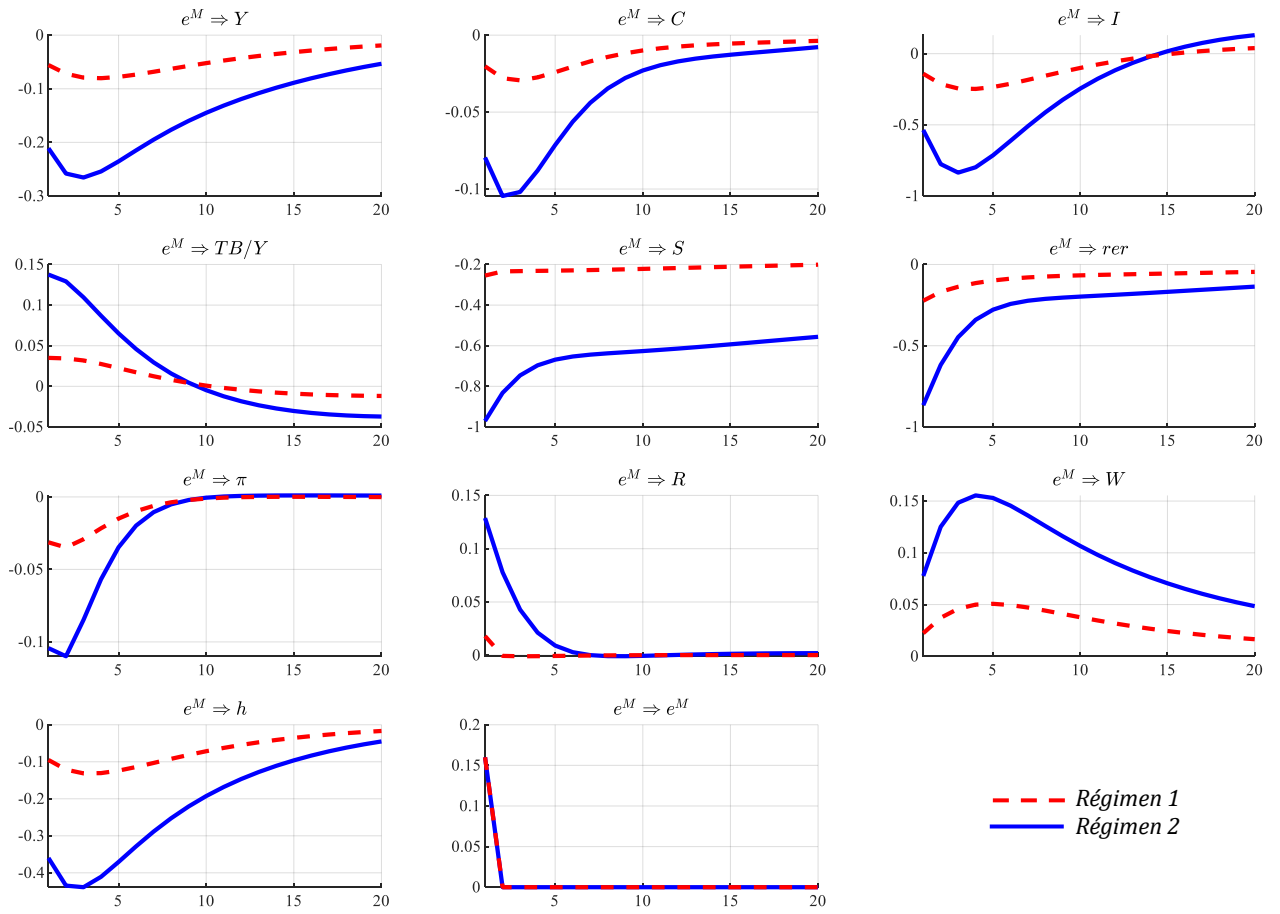
Modelo	Log de verosimilitud marginal
Modelo Base	-1198,22
Modelo 2	-1140,35
Modelo 3	-1112,26
Modelo 4	-1076,12

Con base a dicho modelo MS-DSGE, se realizó un ejercicio para evaluar los efectos de un choque de política monetaria. Para el efecto, se computó las funciones impulso respuesta (FIR) para ambos tipos de régimen, cuyo resultado se presenta en el Gráfico 3. Como puede observarse, el choque (que podría entenderse como una contracción de la emisión monetaria), tiene efectos negativos sobre el consumo, la inversión y, consecuentemente, sobre la actividad, entre otros efectos. Asimismo, dicha contracción contribuiría a controlar presiones inflacionarias, propiciándose también un alza de la tasa de interés monetaria.

No obstante, además de la breve referencia a dichos mecanismos de transmisión, en el marco de dichos efectos un aspecto importante a destacar es la presencia de diferencias entre las respuestas de ambos Regímenes. Si bien la dirección es la misma en ambos, se advierte que la magnitud de las respuestas ante el *shock* monetario es mayor en el *Régimen 2*, en el cual existe mayor ponderación de la Autoridad Monetaria al control de la actividad económica.

Sin duda esto refleja la existencia de efectos sobre la dinámica de la macroeconomía nacional atribuibles al cambio de régimen en los coeficientes de la regla de política monetaria, aspecto que influyó en el comportamiento de variables como la inflación y el producto, entre otras, a lo largo de la última década especialmente.

Gráfico 3: FIR ante un choque de política monetaria - Modelo 4



6. CONCLUSIONES

El presente trabajo constituye una primera aplicación de la metodología *Markov-Switching DSGE* para el estudio de las fluctuaciones cíclicas de la economía boliviana. Para el efecto, se hizo uso de un modelo para una pequeña economía abierta, al cual se incorporaron características como un régimen monetario basado en agregados, una regla de intervención cambiaria y un sector exportador de *commodities*, en línea con las características intrínsecas de la economía boliviana.

A partir del uso de técnicas bayesianas y empleando datos trimestrales para el período 2000-2017, fueron estimadas cuatro versiones alternativas del modelo DSGE (con y sin cambio de régimen), obteniéndose resultados diferenciados según el modelo estimado. Por una parte, el primer modelo *MS-DSGE*, refleja la existencia de un cambio de régimen en la volatilidad (varianzas) de los *shocks* estructurales experimentados por la economía boliviana (distinguiéndose por ende dos regímenes, uno de mayor y otro de menor volatilidad).

Mientras, en el caso de un segundo modelo *MS-DSGE*, en el que se tomó en cuenta la posibilidad de cambios de régimen tanto en las volatilidades de los choques como en el parámetro de Calvo (rigideces nominales), la evidencia no resulta conclusiva sobre la existencia de cambios de régimen en el grado de rigideces de precios domésticos.

Finalmente, la estimación de un tercer modelo *MS-DSGE*, proporcionó evidencia respecto a la existencia de un cambio de régimen en los coeficientes de reacción del Banco Central, distinguiéndose un régimen en el que existe mayor reacción del BCB ante fluctuaciones de la actividad económica, observándose no obstante en ambos Regímenes una mayor ponderación relativa del control de la inflación respecto al de estabilización del producto. Este aspecto podría estar asociado con modificaciones introducidas al régimen monetario de la Autoridad Monetaria en la última década.

Entre los modelos estimados, justamente este último es el que mejor ajuste empírico presenta, lo cual es indicativo sobre la importancia de los cambios de régimen de las volatilidades de los choques y de los coeficientes de reacción del Banco Central sobre la dinámica de la economía boliviana en el periodo de estudio

En términos generales, los resultados reflejan que la economía boliviana experimentó cambios de régimen importantes en las últimas dos décadas (aproximadamente). No obstante, estos resultados podrían ser enriquecidos con extensiones a ser realizadas, tanto al modelo teórico (por ejemplo evaluando el rol de fricciones financieras) como a partir de ejercicios adicionales que examinen con mayor detalle la dinámica de la economía en función de los cambios de regímenes existentes.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Basal, J. et al (2016). "Un modelo estocástico de equilibrio general para la economía uruguaya," *Documentos de trabajo 2016/002*, Banco Central del Uruguay.

Benati, L. y P. Surico (2009). "VAR Analysis and the Great Moderation." *American Economic Review*, 99, pp. 1636-1652.

Bianchi, F. (2013). "Regime switches, agents' beliefs, and post-World War II U.S. macroeconomic dynamics." *Review of Economic Studies*, 80 (2), pp. 463-490.

Cerezo, S. (2010). "Un Modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico para el Análisis de la Política Monetaria en Bolivia." *Revista de Análisis BCB, Volumen No.13* (Diciembre 2010) pp. 49-89.

Choi, J. y J. Hur (2015). "An examination of macroeconomic fluctuations in Korea exploiting a Markov-switching DSGE approach." *Economic Modelling* 51 (2015) 183-199.

Davig, T. y T. Doh (2008). "Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence." *Research Working Paper RWP 08-16*, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Davig, T. y E. Leeper (2007). "Generalizing the Taylor Principle." *American Economic Review*, vol 97, pp. 607-635.

Díaz, O. y I. Garrón (2016). "Un Modelo de Equilibrio General Estocástico Dinámico para Analizar el Efecto de la Política Monetaria sobre el Sistema Financiero Boliviano." *Revista de Análisis BCB, Volumen No.24* (Junio 2016) pp. 147-192.

Farmer, R., Waggoner, D. y T. Zha (2008). "Minimal State Variable Solutions to Markov-Switching Rational Expectations Models." *Working Paper 2008-23*, Federal Reserve Bank of Atlanta.

Faltermeier, J., Lama, R. y J. Medina (2017). "Foreign Exchange Intervention and the Dutch Disease." *IMF Working Papers 17/70*, International Monetary Fund.

Gali, J. y T. Monacelli (2005). "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy." *Review of Economic Studies*, vol. 72, pp. 707-734.

Garcia-Cicco, J., Kirchner, M., Carrillo, J., Rodríguez, D., Pérez, F., Gondo, R., Montoro, C. y R. Chang (2017). "Financial and real shocks and the effectiveness of monetary and macroprudential policies in Latin American countries," *BIS Working Papers 668*, Bank for International Settlements.

Hamilton, J. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle." *Econometrica*, 57, 357-84.

Justiniano, A. y B. Preston (2010). "Monetary policy and uncertainty in an empirical small open economy model." *Journal of Applied Econometrics*, vol 25, pp. 93-128.

Justiniano, A. y G. Primiceri (2008). "The time varying volatility of macroeconomic fluctuations." *American Economic Review*, 98 (3), pp. 604-641.

Kim, C. y C. Nelson (1999). *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge, MA: MIT Press.

Liu, Z., Waggoner, D. y T. Zha (2011). "Sources of macroeconomic fluctuations: a regime-switching DSGE approach." *Quantitative Economics*, 2, pp. 251–301.

Liu, P. & H. Mumtaz (2011). "Evolving Macroeconomic Dynamics in a Small Open Economy: An Estimated Markov Switching DSGE Model for the UK." *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, No. 7, pp. 1443-1474.

McCallum, B. y E. Nelson (1999). "Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semiclassical Structural Model," in *Monetary Policy Rules*, ed. by John B. Taylor (Chicago: University of Chicago Press for NBER).

Machicado, C. (2006). "Welfare Gains from Optimal Policies in a Partially Dollarized Economy." *Institute for Advanced Development Studies, No. 10* (September 2006).

Machicado, C. y P. Estrada (2012). "Fiscal policy and economic growth: a simulation analysis for Bolivia." *Analítika, Revista de Análisis Estadístico*, Vol. 4, Nro. 2, pp. 57-79.

Medina, J. y C. Soto (2007). "The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model," *Working Papers Central Bank of Chile 457*, Central Bank of Chile.

Orellana, W., Lora, O., Mendoza, R. y R. Boyán (2000). "La política monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión." *Revista de Análisis del BCB*, Vol. Nro. 1, 2000, páginas 81-123.

Primiceri, G. (2005). "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy." *Review of Economic Studies*, 72, pp. 821-852.

Salas, J. y L. Escobar (2016). "*Shocks internos, externos e innovaciones de política económica en Bolivia: Un enfoque general (DSGE)*", mimeo.

Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2003). "Closing Small Open Economy Models." *Journal of International Economics*, vol. 61(1), pages 163-185.

Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2006a). "Comparing Two Variants of Calvo-Type Wage Stickiness," *NBER Working Papers 12740*.

Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2006b). "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model." *NBER Macroeconomics Annual 2005*, vol. 20, pages 383-462.

Gonçalves, C.C.S., Portugal, M. S. y E.K.S.B. Aragón(2016). "Assessing Brazilian macroeconomic dynamics using a Markov-switching DSGE model". *Economia*, Vol 17, pp. 23–42.

Valdivia J. (2016). "*Acelerador Financiero, Impacto del Precio del Gas-DSGE*", mimeo.

Valdivia, J. (2014). "*Efecto de la política fiscal sobre la dinámica de la inflación en Bolivia*", mimeo.

Valdivia, D. y M. Montenegro (2009). "Bolivia fiscal rules: Dynamic stochastic general equilibrium model approach", *Munich Personal RePEc Archive*, Paper No. 32114 (September 2009).

Vallejos, M. (2016). "Interacciones entre Política Fiscal y Monetaria, Fricciones Nominales y Reales en Economía Pequeña y Abierta: Una Mirada Bayesiana", mimeo.

Vargas, H., González, A. y D. Rodríguez (2013). "Foreign Exchange Intervention in Colombia." *Borradores de Economía 757*, Banco de la Republica de Colombia.

ANEXO 1: SOLUCIÓN DEL MODELO

En esta sección, se describe la metodología empleada para la solución y estimación del modelo. En gran medida, la explicación proporcionada se basa en los trabajos de Liu y Mumtaz (2011) y de Gonçalves, Portugal y Aragón (2016). En principio, el modelo puede ser escrito en la siguiente forma matricial:

$$\Gamma_0 X_{t+1} = \Gamma_1 X_t + \Psi Z_t + \Pi \eta_t$$

En un contexto usual, asumiendo expectativas racionales y la no existencia de cambios de régimen, el modelo puede ser resuelto utilizando algoritmos de expectativas racionales estándar, resultando en la forma siguiente (donde Φ representa la matriz de los parámetros estructurales del modelo):

$$X_t = G(\Phi)X_{t-1} + AZ_t$$

No obstante, considerando la posibilidad de cambios estructurales en la economía boliviana (aspecto de interés central en la presente investigación), se permite que las ecuaciones estén sujetas a cambios de régimen. En tal sentido, además de la versión inicial invariante en el tiempo, se pueden estimar tres versiones adicionales del modelo que permitan procesos Markov Switching para: **i)** las volatilidades de los choques; **ii)** el grado de rigideces nominales; y **iii)** la regla de política monetaria. Para especificar el modelo MS-DSGE, el vector de parámetros Φ puede ser particionado en tres bloques:

$$\Phi = \{\Phi^S; \Sigma^s; \bar{\Phi}\}$$

Donde Φ^S representa los parámetros que están sujetos a cambios de régimen, Σ^s son las varianzas de las volatilidades de los regímenes y $\bar{\Phi}$ incluye el resto de parámetros invariantes en el tiempo. El superíndice S denota los regímenes no observados asociados con los parámetros, mientras que el superíndice s denota los regímenes asociados con las volatilidades; ambos pueden tomar dos valores discretos (1 y 2).

Asimismo, se asume que las variables de estado siguen un comportamiento de acuerdo a la condición de primer orden de las cadenas de Markov, con las siguientes matrices de probabilidad de transición, respectivamente:

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} \quad Q = \begin{pmatrix} Q_{11} & Q_{12} \\ Q_{21} & Q_{22} \end{pmatrix}$$

Donde:

$$P_{ij} = p(S_t = j | S_{t-1} = i)$$

$$Q_{ij} = p(s_t = j | s_{t-1} = i)$$

Concordantemente, el modelo DSGE con cambio de régimen puede ser escrito de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} \Gamma_0 \\ \Gamma_{0,1}^S \\ \Gamma_{0,2} \end{pmatrix} X_{t+1} = \begin{pmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_{1,1}^S \\ \Gamma_{1,2} \end{pmatrix} X_t + \begin{pmatrix} \Psi \\ \Gamma_1^S \\ 0 \end{pmatrix} Z_t + \begin{pmatrix} \Pi \\ 0 \\ \Pi \end{pmatrix} \eta_t$$

Siguiendo el método descrito en Farmer, Waggoner y Zha (2008) se puede escribir el modelo como un modelo de parámetros fijos en un vector de estado expandido:

$$\bar{\Gamma}_0 \bar{X}_{t+1} = \bar{\Gamma}_1 \bar{X}_t + \bar{Y} u_t + \bar{\Pi} \eta_t$$

Donde las matrices de parámetros $\bar{\Gamma}_0$, $\bar{\Gamma}_1$, \bar{Y} y $\bar{\Pi}$ son funciones de los parámetros estructurales y de las probabilidades de transición. Farmer, Waggoner y Zha (2008) definen una solución de variable de estado mínimo (MSV) para el sistema y proveen un método para verificar la existencia de una solución única. Si lo último ocurre, el sistema puede ser escrito como un *Markov Switching VAR*:

$$X_t = G^S X_{t-1} + A^S Z_t$$

Este sistema obtenido puede ser combinado con una ecuación de observación de la forma $Y_t = HX_t$, resultando en un modelo estado espacio con *Markov Switching*:

$$X_t = G^S X_{t-1} + A^S Z_t, \quad Z_t \sim N(0, Q^S)$$

$$Y_t = HX_t$$

Donde los estados Markov S y s evolucionan de manera independiente con matrices de probabilidad de transición P y Q , respectivamente. La presencia de un estado no observado X_t y un estado Markov no observado implica que el filtro de Kalman no puede ser empleado para hacer una inferencia respecto a X_t y calcular el valor de verosimilitud.

En efecto, la inferencia usando un filtro de Kalman estándar se basa en información hasta un tiempo t . Sin embargo, con la presencia de un estado Markov no observado, la inferencia tiene que ser condicionada tanto en los valores contemporáneos como pasados de S y s .

No obstante, como señalaron Kim y Nelson (1999), cada iteración del filtro de Kalman implica un aumento M veces mayor en el número de casos a considerar, donde M denota el número de regímenes, representando un obstáculo computacional a considerar. En ese sentido, dichos autores proponen que un número limitado de estados sean tratados por las iteraciones del filtro

de Kalman en cada período. Para aplicar esta aproximación al modelo, se debe definir una nueva variable de estado S_t^* que indexa tanto S_t como s_t y tiene una matriz de transición de cuatro estados dada por $P^* = P \otimes Q$.

Siguiendo a Kim y Nelson (1999) y Davig y Doh (2008), se considera S_t^* posibles caminos para las variables de estado en cada punto en el tiempo. Intuitivamente, el algoritmo de Kim y Nelson (1999) implica computar el Filtro de Kalman para cada una de las opciones y luego tomar un promedio ponderado usando los pesos dados por la probabilidad asignada a cada opción por el filtro propuesto en Hamilton (1989).