

---

**SOBRE LOS DETERMINANTES DEL TRASPASO DE  
TIPO DE CAMBIO A PRECIOS Y SU RELACIÓN CON  
LA CREDIBILIDAD Y EL DISEÑO DE LA POLÍTICA  
MONETARIA**

Laura Zacheo Novoa

Programa de Maestría en Economía de la Facultad  
de Ciencias Económicas, Universidad de la República.

Montevideo - Uruguay

Diciembre de 2018

# **SOBRE LOS DETERMINANTES DEL TRASPASO DE TIPO DE CAMBIO A PRECIOS Y SU RELACIÓN CON LA CREDIBILIDAD Y EL DISEÑO DE LA POLÍTICA MONETARIA**

Laura Zacheo Novoa

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en  
Economía de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad  
de la República, como parte de los requisitos para la obtención  
del título de Magíster en Economía.

Director de tesis:

Dr. Gerardo Licandro

Director académico:

Dr. Martín Leites

Montevideo – Uruguay

Diciembre de 2018

# INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

---

Profesor Titular Dr.

---

Profesor Titular Dr.

---

Profesor Titular Dr.

Montevideo - Uruguay

Diciembre de 2018

## Agradecimientos

En primer lugar, quiero agradecer a mi familia por el apoyo que me brindaron a lo largo de este proceso, especialmente a mi compañero de vida, Alex, sin su incansable apoyo y aliento la culminación de la Maestría no hubiera sido posible.

En lo académico, estoy muy agradecida por la invaluable orientación de Gerardo Licandro, tutor de este trabajo de investigación. En el proceso de aprendizaje también fue fundamental el apoyo de Margarita Güenaga y de Serafín Frache. También les debo especial agradecimiento a Javier García-Cicco y a los colegas del Departamento de Análisis Cuantitativo por sus comentarios y a mis compañeros del Área de Investigaciones Económicas del BCU.

Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.

## *Resumen*

*Este estudio analiza los efectos del diseño de la política monetaria y la credibilidad sobre el traspaso de tipo de cambio a precios. Con este objetivo se estiman coeficientes de traspaso condicionales a los shocks más relevantes en cuanto a su poder explicativo de la variación del tipo de cambio en Uruguay en el período 2005-2017. El análisis se enmarca en un modelo de equilibrio general, el cual se estima en el presente trabajo a través de técnicas bayesianas. A partir de las funciones de impulso respuesta del modelo se estima el pass-through condicional. Al igual que en estudios previos se encuentra que el traspaso condicional varía significativamente entre distintos tipos de shocks para el caso de Uruguay. El pass-through es mayor cuando ocurren shocks financieros a nivel internacional o perturbaciones monetarias no anticipadas que afectan a la economía en contraposición con los shocks de precios internacionales. Este trabajo muestra que la credibilidad de la política monetaria es un factor determinante para explicar la magnitud del coeficiente de pass-through: aumentar la desviación de las expectativas de inflación en 1% duplica el tamaño del coeficiente cuando las expectativas no están alineadas con la meta de inflación. El trabajo también muestra un efecto de segundo orden de cambios en los ponderadores en la regla de política monetaria sobre el tamaño del pass-through*

## *Palabras clave*

*Traspaso de tipo de cambio; expectativas de inflación; credibilidad de la política monetaria, modelos Nekeynesianos.*

*Clasificación JEL: D84, E31, E58*

## *Abstract*

*This paper focuses on the effects of monetary policy design and credibility on exchange rate pass-through. In order to do that, we estimate conditional pass-through coefficients on the most relevant shocks in explaining exchange rate variation in Uruguay from 2005 to 2017. The analysis is framed in a general equilibrium model, which is estimated in the present work through Bayesian techniques. The conditional pass-through is then estimated through the impulse response functions from the model. As in previous studies we find that the conditional pass-through varies greatly between different types of shocks in the case of Uruguay. Pass-through is bigger when international financial shocks or unanticipated monetary disturbances that affect the economy occur than to the one observed after international price shocks. This paper shows that the credibility of monetary policy is a key factor to explain the size of the pass-through coefficient: increasing the deviation of inflation expectations by 1% doubles the size of the pass-through coefficient when inflation expectations are not aligned with the inflation target. The paper also shows a second-order effect of changes in the weights in the monetary policy rule on the size of pass through.*

## *Keywords*

*Exchange rate pass-through; inflation expectations; monetary policy credibility, NeoKeynesian models.*

*JEL Codes: D84, E31, E58*

## Tabla de contenido

<b>1</b>	<b>INTRODUCCIÓN</b> .....	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>ANTECEDENTES</b> .....	<b>5</b>
<b>2.1</b>	<b>Antecedentes internacionales</b> .....	<b>5</b>
2.1.1	Consideración de los shocks subyacentes .....	6
<b>2.2</b>	<b>Antecedentes para Uruguay</b> .....	<b>7</b>
<b>3</b>	<b>MARCO TEÓRICO</b> .....	<b>11</b>
<b>3.1</b>	<b>Modelo de análisis</b> .....	<b>11</b>
<b>3.2</b>	<b>Hipótesis</b> .....	<b>13</b>
<b>3.3</b>	<b>Estructura del modelo</b> .....	<b>13</b>
3.3.1	Ecuación de demanda agregada .....	14
3.3.2	Ecuaciones de precios.....	15
3.3.3	Paridad descubierta de tasas de interés (UIP) .....	17
3.3.4	Regla de Política Monetaria (RPM).....	18
3.3.5	Rol de las expectativas.....	19
3.3.6	Mecanismos de transmisión .....	20
<b>4</b>	<b>ESTRATEGIA EMPÍRICA</b> .....	<b>22</b>
<b>4.1</b>	<b>Estimación del modelo</b> .....	<b>22</b>
4.1.1	Estimación bayesiana.....	22
4.1.2	Elección de los priors.....	23
4.1.3	Datos .....	24
4.1.4	Estimación y evaluación .....	25
<b>4.2</b>	<b>Evaluación del modelo</b> .....	<b>29</b>
4.2.1	Shock de costos en los precios no transables .....	29
4.2.2	Shock de política monetaria.....	31
<b>5</b>	<b>MEDICIONES DEL PASS-THROUGH CONDICIONAL</b> .....	<b>33</b>
<b>5.1</b>	<b>Shock financiero internacional</b> .....	<b>34</b>
<b>5.2</b>	<b>Shock de Política Monetaria</b> .....	<b>36</b>
<b>5.3</b>	<b>Shock de precios internacionales</b> .....	<b>37</b>

5.4	Síntesis de las simulaciones .....	39
6	<b>DISEÑO DE LA POLÍTICA MONETARIA Y CREDIBILIDAD .....</b>	<b>40</b>
6.1	Compromiso .....	41
6.2	Distintos niveles para la meta de inflación.....	43
6.3	Credibilidad.....	43
6.4	Extensiones .....	46
7	<b>CONCLUSIONES .....</b>	<b>48</b>
8	<b>REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>51</b>

# 1 Introducción

El efecto de las variaciones del tipo de cambio nominal sobre los precios domésticos, conocido en la literatura económica como coeficiente de traspaso o *pass-through* de tipo de cambio a precios, ha despertado gran interés en los académicos por lo que ha sido –y continúa siendo– extensamente estudiado. Esta literatura, que es predominantemente de naturaleza empírica, aporta distintas estimaciones del coeficiente de *pass-through* (PT), el que generalmente se representa como el coeficiente contemporáneo de la variación del tipo de cambio (TC) en la regresión de inflación (Burstein y Gopinath, 2014). Estas estimaciones son relevantes para la política monetaria por diversas razones. En primer lugar, cualquier variación en el tipo de cambio tiene impactos en la medición de la inflación. Asimismo, desde un punto de vista modelístico, la discusión acerca de la existencia de un pasaje constante de tipo de cambio a precios afecta las decisiones metodológicas que tomarán los Bancos Centrales en sus proyecciones de inflación. En este sentido, es indudable la importancia para la política monetaria de contar con proyecciones de inflación, lo cual es aún más cierto en un régimen de *Inflation Targeting* (IT). En segundo lugar, afecta al diseño de la política monetaria. La mayor parte de los países manejan políticas monetarias que se representan en la práctica a través de reglas lineales a la Taylor. Estas reglas en economías pequeñas, abiertas y dolarizadas tienen en cuenta los desvíos del tipo de cambio real (TCR) de equilibrio con respecto a sus fundamentos. Cuanto mayor sea el pasaje de la variación del tipo de cambio a precios, mayor será el costo en materia inflacionaria de mantener un objetivo cambiario. En síntesis, la comprensión de los co-movimientos del tipo de cambio y la inflación puede contribuir tanto para ajustar las proyecciones de inflación como el diseño de la política.

Ahora: ¿existe un único coeficiente constante de pasaje de tipo de cambio a precios tal como se estima en muchos trabajos empíricos? Las estimaciones de este coeficiente difieren de manera sustantiva tanto entre países como para un mismo país a lo largo del tiempo (Taylor, 2000, Campa y Goldberg, 2002, Gagnon y Ihrig, 2004, Carrière-Swallow, Gruss, Magud y Valencia, 2016). Esta rama de la literatura ha destacado el rol de ciertos factores estructurales de las economías a la hora de explicar estas diferencias, principalmente, a nivel macroeconómico, se ha enfocado en el nivel y volatilidad de la inflación –y relacionado con esto, la instancia de política monetaria o el nivel de

compromiso del Banco Central (Campa y Goldberg, 2002, Taylor, 2000)-, mientras que a nivel microeconómico se ha señalado el comportamiento estratégico de las firmas y en particular el uso de la moneda extranjera en la facturación (Betts y Devereux, 2000), la heterogeneidad a nivel de las distintas industrias, estructura de mercado e importancia de los costos de distribución (una sistematización de la literatura puede encontrarse en Burstein y Gopinath (2014)).

Sin embargo, la naturaleza de los shocks que dan origen al movimiento del tipo de cambio ha sido tomada en consideración en escasos trabajos relativamente (Shambaugh, 2008, Forbes, Hjortsoe y Nenova, 2015, Comunale y Kunovac, 2017). Éstos concluyen que el PT no es constante en el tiempo, sino que depende de la composición de shocks que afectan al TC. Esta corriente de la literatura se apoya en los trabajos teóricos de macroeconomía internacional mostrando que las firmas ajustarán sus precios y márgenes de manera diferente según los distintos shocks que estén impactando en la economía.

Por otra parte, la literatura macroeconómica ha avanzado en el desarrollo de modelos de proyecciones macroeconómicas estructurales o semi-estructurales, modelos de equilibrio general, en contraste con los enfoques de equilibrio parcial. Su uso es cada vez más extendido principalmente por parte de los Bancos Centrales con el propósito de analizar el comportamiento de distintas variables bajo escenarios alternativos así como estimar impactos de shocks de diversos orígenes. La utilidad de estos modelos radica en la comprensión acerca de cómo funciona la economía en un todo coherente. Asimismo, los resultados o las proyecciones pueden analizarse en función de las distintas opciones de política adoptadas así como dependiendo de la fuente de los shocks (Berg, Karam y Laxton, 2006).

En las estimaciones de modelos reducidos que se derivan de los enfoques de equilibrio parcial, generalmente los movimientos del tipo de cambio son considerados como un shock exógeno del TC (Campa y Goldberg, 2002, Choudhri y Hakura, 2006, Edwards, 2006). En el modelo de equilibrio general que se considera en el presente trabajo, estos shocks se asimilan a shocks específicos en la ecuación del tipo de cambio, que serían dados por cambios en la microestructura del mercado cambiario: cantidad de agentes que participan, cambios en la dinámica o regulación que afecta únicamente al mercado. Estos movimientos explican una pequeña parte de la variabilidad total del TC, y en consecuencia su importancia en relación a la dinámica inflacionaria es despreciable

(Comunale y Kunovac, 2017). De modo que los restantes shocks son los relevantes en términos de su efecto tanto sobre el TC como –de manera simultánea- sobre el nivel de precios agregado de la economía.

El enfoque que se desprende de modelos de equilibrio general para el estudio del PT presenta varias ventajas: la principal es que evita el problema de endogeneidad señalado ya que toma en cuenta la simultaneidad en la determinación de los precios y el tipo de cambio; en segundo lugar, el análisis se puede realizar condicional a los shocks específicos (Bouakez y Rebei, 2008).

El presente estudio tiene como motivación la comprensión del efecto a corto y mediano plazo sobre la inflación de los distintos shocks relevantes en la explicación de los movimientos del TC y el análisis de la relación entre este efecto y algunos aspectos institucionales o estructurales de la economía tales como la credibilidad de la política monetaria, el grado de compromiso de las autoridades con el combate a la inflación, y otros aspectos que hacen al diseño de la política. Con este objetivo, se plantea un modelo semi-estructural de equilibrio general, el cual es estimado a través de técnicas bayesianas, para luego a través de funciones de impulso respuesta estimar el PT condicional.

En ese sentido, las preguntas disparadoras de este trabajo son las siguientes: en una economía con tipo de cambio flexible, ¿es constante el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios? ¿Cuál es la manera más precisa de medirlo? Fundamentalmente, a partir del análisis anterior, se intenta responder la pregunta: ¿cómo afecta al pass-through la credibilidad del Banco Central respecto a su rol de velar por la estabilidad de los precios? Así como también la consideración de otros aspectos del diseño de la política monetaria, tales como una regla de política estricta versus una flexible (mayor/menor compromiso con la inflación), y finalmente comprender los efectos para distintos niveles de metas de inflación: alta/baja.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. El capítulo 2 hace una revisión de la literatura comprendiendo antecedentes internacionales y trabajos específicos para Uruguay. El capítulo 3 presenta el marco teórico mientras que el 4 presenta la metodología de estimación para el modelo de equilibrio general planteado y los resultados obtenidos. Por su parte, el capítulo 5 en base al modelo estimado presenta las estimaciones puntuales de PT condicional a partir de simulaciones y el 6 realiza un análisis contrafactual para aproximarse al efecto que se produciría en el traspaso de TC a

precios de corto plazo tanto al implementar ciertos cambios en el diseño de la política monetaria como ante distintos escenarios de credibilidad. Finalmente, el capítulo 7 plantea las conclusiones.

## 2 Antecedentes

### 2.1 Antecedentes internacionales

Es extensa la literatura empírica que estudia el traspaso de TC a precios. Sin embargo, según Forbes et al. (2015) y García-Cicco y García-Schmidt (2017) pocos trabajos discuten que los movimientos en el tipo de cambio y en los precios son generalmente respuestas endógenas a otras perturbaciones en la economía lo que puede dar lugar a un sesgo en las estimaciones. En esta línea, Corsetti, Dedola y Leduc (2008) señalan el posible problema de sesgo en las metodologías de estimación uniecuacionales y encuentran que las estimaciones del coeficiente de PT son sensibles a los shocks que impactan en la economía. Asimismo, Devereux y Yetman (2002) concluyen que: "... la evidencia apunta fuertemente a la necesidad de tomar en cuenta la naturaleza endógena del pass-through del tipo de cambio en el diseño de la política monetaria para una economía pequeña y abierta" (p.13).

Sin embargo, el enfoque que ha dominado en la literatura utiliza una forma reducida como aproximación al PT donde la tasa de inflación es una función de la variación corriente del tipo de cambio nominal y de otras variables de control sugeridas por la teoría económica. De modo que en general asumen movimientos en el TC exógenos a la hora de estimar el traspaso por lo que no hacen explícita la simultaneidad en la determinación de los precios y el tipo de cambio (Campa y Goldberg, 2002, Choudhri y Hakura, 2006, Gagnon y Ihrig, 2004, Edwards, 2006<sup>1</sup>).

Se le reconoce a este enfoque el mérito de explicar el PT y sus determinantes para distintas economías y como desventaja que no transparenta los canales a través de los cuales tanto el TC como los precios son afectados por shocks estructurales, de modo que no aporta demasiados elementos acerca de la forma en que el traspaso depende de la naturaleza de los shocks que afectan a la economía (Barhoumi, 2006).

El antecedente más citado en la literatura es el trabajo de Taylor (2000), el cual presenta un modelo microeconómico de fijación de precios en un contexto de competencia

---

<sup>1</sup> Si bien algunos de estos trabajos señalan la posible endogeneidad del TC que puede afectar a sus estimaciones (por ejemplo, Edwards (2006)), no la contemplan de manera explícita en sus ecuaciones.

monopolística para explicar el descenso en el pasaje a precios de cambios en los costos por parte de las empresas a fines de los 90. De acuerdo con este modelo, el grado en que una firma decide traspasar a precios el aumento de los costos es menor cuando las expectativas de inflación están bien ancladas. En una coyuntura de baja inflación se espera una menor persistencia inflacionaria y por lo tanto, un menor pasaje a precios de cambios en los costos. Como conclusión, Taylor plantea la hipótesis de que una mejor performance de la política monetaria -reflejada en una disminución o estabilización de la tasa de inflación- resulta en una reducción del PT del TC a los precios al consumo.

Otro antecedente teórico relevante es el trabajo de Dixit (1989), quien postula que el cambio en los precios por parte de las firmas depende de si éste es visto como permanente o transitorio. Si el shock que afecta al tipo de cambio se entiende como un cambio permanente, el PT será mayor; mientras que ante shocks transitorios las firmas tienden a esperar antes de ajustar precios, debido entre otras cosas a los costos de ajuste y/o de reputación.

Por otra parte, Mishkin (2008) destaca la importancia del ancla en las expectativas de inflación señalando que cuando las expectativas de inflación están ancladas, los shocks nominales y aún los reales de diversas fuentes –demanda agregada o un shock de oferta- tendrán un efecto menor sobre la inflación esperada y por lo tanto sobre la tendencia inflacionaria.

### **2.1.1 Consideración de los shocks subyacentes**

La naturaleza de los shocks que dan origen al movimiento del tipo de cambio ha sido tomada en consideración en escasos trabajos relativamente. Esta corriente de la literatura se ha enfocado en explicar los cambios en el PT en el tiempo para países de manera individual y se apoya en los trabajos teóricos de macroeconomía internacional (ver por ejemplo Krugman, 1986 o Dornbusch, 1987) mostrando que las firmas ajustarán sus precios y márgenes de manera diferente según los diferentes shocks que estén impactando en la economía en un momento dado.

En esta línea se encuentran los trabajos de Shambaugh (2008), Forbes et al. (2015), Forbes, Hjortsoe y Nenova (2017) y Comunale y Kunovac (2017), que utilizan modelos VAR bajo distintos supuestos de identificación para estimar coeficientes de traspaso de TC a precios para distintos shocks. Sus hallazgos confirman la hipótesis de que el PT no

es constante en el tiempo -para los países y períodos que estudian- sino que depende de la composición de los shocks que afectan a la economía en cada período.

También bajo este enfoque se encuentran los trabajos de Bouakez y Rebei (2008) y de García-Cicco y García-Schmidt (2017) que estiman modelos DSGE<sup>2</sup> para Canadá y Chile respectivamente así como diferentes medidas de traspaso condicional a los shocks. Distinguen entre mediciones del PT condicional e incondicional. La primera se define como el ratio entre la variación de un índice de precios y la variación del tipo de cambio que ocurren de manera condicional a un shock determinado mientras que la medida incondicional es el mismo ratio pero obtenido bajo la aplicación de metodologías de forma reducida.

Adicionalmente, García-Cicco y García-Schmidt (2017) contrastan las estimaciones puntuales de PT obtenidas a través del modelo DSGE con estimaciones a través de modelos de forma reducida tales como un VAR o una ecuación lineal para la inflación en función de la variación del tipo de cambio nominal. Sus resultados sugieren la existencia de un sesgo en la estimación cuando no se toma en consideración al shock subyacente a la variación de las variables nominales: las estimaciones de PT condicional son significativamente diferentes dependiendo del shock. Más aún, encuentran que la estimación a través de un enfoque VAR es un promedio ponderado de las estimaciones condicionales que surgen de su modelo de equilibrio general.

Asimismo, para un subgrupo de los trabajos que se enmarcan en este enfoque (Comunale y Kunovac, 2017, Forbes et al., 2017), los resultados indican que independientemente de la magnitud del shock, el pasaje a precios será mayor en el caso de perturbaciones que impacten en la política monetaria.

## **2.2 Antecedentes para Uruguay**

En este apartado se repasa brevemente la literatura empírica para Uruguay haciendo foco en la metodología utilizada en estos trabajos y en los resultados que encuentran. Éstos no son estrictamente comparables considerando las diferencias tanto en períodos de estudio como en las metodologías de medición que fueron aplicadas.

---

<sup>2</sup> *Dynamic Stochastic General Equilibrium*

Carrière-Swallow et al. (2016) estudian el comportamiento del PT del tipo de cambio para un conjunto de países entre los que se encuentra Uruguay. La metodología de estimación es una regresión con datos de panel donde la variable dependiente es la inflación y entre las variables explicativas se encuentra el tipo de cambio. La medición puntual para Uruguay del PT a 12 meses es de 0.12 para el período 2000-2015.

En segundo lugar, los autores cuestionan si la política monetaria, ya sea a través de lograr la estabilidad de precios o de mejorar la coordinación de las expectativas de inflación, puede conducir a un descenso del PT del TC a los precios de los bienes y servicios producidos en la economía doméstica. Sus resultados aportan evidencia favorable ya que encuentran correlación positiva de sus estimaciones del pass-through con las medidas estándar de la estabilidad de precios (media y desvío estándar de la tasa de inflación) y con la volatilidad de las proyecciones de inflación. En el mismo sentido, encuentran que la credibilidad de la política juega un rol importante en la reducción del PT del TC. Toman como proxy de credibilidad al grado de desacuerdo entre las proyecciones de inflación de analistas profesionales.

Gianelli (2012) estima un modelo semi-estructural para Uruguay, con datos de 1989 a 2010, resolviendo un sistema de ecuaciones simultáneas<sup>3</sup> para precios y salarios donde el tipo de cambio es tratado como una variable exógena. Posteriormente, realiza simulaciones para estimar el efecto de un shock sobre el tipo de cambio cuyos resultados sugieren un traspaso a precios de 0.40 en el primer año. Asimismo, al estudiarlo en ventanas móviles los resultados apuntan a una caída en la velocidad de traspaso de tipo de cambio a precios importados. Luego, el autor estudia la dinámica del PT a partir de modelos no estructurales. Estima un modelo VAR donde el TC aparece como variable endógena. Obtiene el coeficiente de traspaso a través de la función impulso respuesta del IPC luego de una depreciación. Los resultados indicarían una caída significativa del PT a mediados de la década de los 90. Finalmente a través de métodos de estimación no lineales se analizan los fundamentos del PT encontrándose una relación positiva con la inflación y con la brecha del producto; un traspaso menor para el régimen de flotación en relación al de bandas cambiarias (a lo que el autor relaciona con el establecimiento de un ancla para las expectativas de inflación) y por último, una asimetría respecto al signo de la variación del tipo de cambio: frente a una apreciación el coeficiente del PT es menor.

---

<sup>3</sup> Se trata de 4 ecuaciones: IPC, IMS, márgenes y precios importados.

Frones y Glejberman (2011) estudian las asimetrías en el pass-through de tipo de cambio a precios en Uruguay para el período 1987-2010. En una primera etapa plantean una curva de Phillips de corto plazo donde el pass-through encontrado en la estimación lineal alcanza a 10,7%. Con el objetivo de identificar asimetrías estiman nuevamente la curva de Phillips a través de métodos autorregresivos con umbrales. Encuentran que el efecto sobre los precios es mayor cuanto mayor la magnitud de la depreciación, mayor la inflación, menor la volatilidad del TC y cuando el nivel de actividad económica se encuentra por encima de su tendencia de largo plazo. Los autores constatan una caída en el PT a partir de 2002 que se asocia con el menor nivel inflacionario y con el cambio de régimen monetario.

López Mejía, Rebutti y Saizar (2008) utilizan la metodología de Campa y Goldberg (2002), para analizar los cambios en el PT luego de la adopción de un régimen de Inflation Targeting<sup>4</sup>. Los resultados señalan una disminución del coeficiente de PT luego del cambio en el régimen de política monetaria: la estimación puntual del PT de corto plazo pasa de 56% a 24%. Alcanzan resultados similares al estimar a su vez con otra metodología -*Rolling regressions* MCO- pero encuentran que el PT comienza a descender antes -a mediados de los noventa- mientras, tanto el nivel como la volatilidad del TC disminuían.

Hagopian (2006) estudia el traspaso de tipo de cambio a precios en las distintas etapas de la cadena de distribución considerando precios al productor y al consumidor para el período 1992-2006 a través de un modelo VAR. Luego de simular un shock de tipo de cambio estima un traspaso a precios al consumo de 16% para el primer trimestre. A su vez, al estudiar la evolución en el tiempo, encuentra que el pass-through se redujo en el período y que esta reducción afectó en mayor medida a los precios minoristas que a los precios al productor.

Varela y Vera (2002) estiman una curva de Phillips para Uruguay con datos desde 1979 a 2001 especificando modelos de heteroscedasticidad autorregresiva. Obtienen una estimación del coeficiente de traspaso de TC a precios de 22% en el primer trimestre. Asimismo, distinguen un comportamiento asimétrico del PT del tipo de cambio en relación con el signo de la brecha de producto y el nivel de depreciación. Concluyen que

---

<sup>4</sup> Analizan los períodos: 1990-2002 y 2003-2005.

el PT es un coeficiente que varía en el tiempo en función del desalineamiento del TCR y de la brecha de producto. Cabe acotar que este trabajo se realiza para un período en el cual el régimen no era de flotación libre.

### 3 Marco teórico

#### 3.1 Modelo de análisis

El marco teórico en el cual se desarrolla el análisis es un modelo de equilibrio general Neokeynesiano. La justificación para usar este marco, se debe a que en estos modelos se explicitan las dinámicas que se generan en relación a un movimiento en el tipo de cambio. La utilidad de estos modelos, como se adelantó, es que proporcionan un marco de análisis coherente para comprender los efectos de la política monetaria.

El modelo que se plantea aquí, es una versión del Modelo de Proyección Trimestral (*Quarterly Projection Model* (QPM)). Este tipo de modelos son utilizados tanto por Bancos Centrales como por otras instituciones tales como el FMI (Berg et al., 2006, Boz, Bulir y Hurnik, 2010). Los modelos QPM son modelos semi-estructurales diseñados principalmente para contemplar los canales en los que actúa la política monetaria, que pueden adaptarse para una economía pequeña y abierta.

Se trata de un modelo pequeño que postula la relación entre las principales variables macroeconómicas de interés. Es un modelo semi-estructural debido a que su estructura se construye en base a los postulados del marco teórico así como considerando los hechos estilizados que surgen de la evidencia empírica internacional.

Respecto a su fundamento teórico, se basa en el nuevo consenso en macroeconomía que combina la teoría Neokeynesiana, comprendiendo rigideces en los ajustes de precios, con elementos que surgen de los modelos de ciclo económico real (*Real Business Cycle*), modelos de equilibrio general con expectativas racionales.

Concretamente, el modelo tomado como base para la presente investigación es el Modelo de Proyecciones Macroeconómicas (MPM) que se presenta en Carballo, González, Güenaga, Mourelle y Romaniello (2015). Este modelo tiene un desarrollo posterior que se presenta en Güenaga (2017) donde la autora estudia los efectos de la dolarización incorporando al modelo base los créditos en dólares y la tenencia de moneda extranjera como alternativa a la demanda de dinero.

En Uruguay a partir del año 2004 se comenzó a transitar hacia un régimen de metas de inflación en el cual la autoridad monetaria anuncia trimestralmente el rango objetivo para la inflación así como la meta en términos del instrumento utilizado para alcanzar dicho objetivo. El instrumento que se utilizó inicialmente fue el manejo de agregados monetarios, posteriormente se pasó al control de la tasa de interés a partir de junio de 2007 y finalmente a partir de julio de 2013 se retoma el crecimiento de la cantidad de dinero como instrumento de política.

Debido a este cambio en la política monetaria, se desarrolló un modelo macroeconómico trimestral para realizar proyecciones a corto y mediano plazo que apoyaran las decisiones respecto a los niveles del instrumento respectivo (agregados monetarios/tasas de interés) que fueran consistentes con el rango meta de inflación. Persiguiendo este objetivo, el modelo debe incluir -de la forma más abarcativa posible- a todos los mecanismos que afectan la dinámica de los precios, así como los canales a través de los cuales la política monetaria afecta a la inflación (Biedermann, Ruíz Díaz, Bejarano y Charotti, 2014).

Asimismo, en un régimen de metas de inflación la autoridad monetaria persigue anclar las expectativas de inflación en torno a la meta o rango que se fije. De modo que comprender y aproximarse al comportamiento de las expectativas de los agentes fijadores de precios, reviste un rol fundamental. Por ello, se prestará especial atención a la discusión teórica de estos aspectos para posteriormente justificar el cambio de la ecuación de las expectativas en el modelo vigente y de cómo impactan finalmente en el nivel de precios de los bienes no transables.

En síntesis, este modelo macroeconómico que se construyó para modelizar a la economía uruguaya, es un modelo dinámico estocástico de equilibrio general, cuya estructura está dada por un conjunto de ecuaciones de forma reducida. Los parámetros actualmente están calibrados para replicar el comportamiento de las principales variables de la economía uruguaya<sup>5</sup>.

Finalmente cabe observar una crítica que se le puede realizar al modelo que es la ausencia de microfundamentos, o sea que no se explicitan los comportamientos individuales que dan lugar a los movimientos agregados. Sin embargo, este modelo puede entenderse

---

<sup>5</sup> Tal como se explica en el capítulo siguiente, es intención del presente trabajo estimar dichos coeficientes a través de métodos bayesianos de estimación utilizando datos del período 2005-2017.

como la forma reducida de un modelo que sí incorpora tales fundamentos como lo es, por ejemplo, el DSGE<sup>6</sup>.

### **3.2 Hipótesis**

La hipótesis que guía este trabajo es que el pass-through no es un parámetro constante ni exógeno sino que depende del shock que provoca el cambio relativo en el precio de la moneda.

La relación con el compromiso de la política monetaria es clave: en un modelo de Inflation Targeting, en el caso extremo de compromiso, existe una igualdad entre el nivel de inflación de la economía y la meta del Banco Central (BC), por lo cual, ante variaciones del tipo de cambio, el cambio en la inflación sería nulo porque la política las neutraliza.

En igual sentido, se espera que la credibilidad respecto a las políticas del BC sea un factor que coadyuve en la efectividad y rapidez en que la autoridad monetaria logre neutralizar los shocks en cuanto a su impacto sobre los precios. Este punto ha sido estudiado en la literatura, encontrándose evidencia a favor.

### **3.3 Estructura del modelo**

En este apartado se presenta en primer lugar la estructura general de un modelo QPM para luego detallar las principales ecuaciones que se especifican para la economía uruguaya en particular. En el Apéndice se encontrarán todas las ecuaciones del modelo a estimar.

El QPM contiene cuatro ecuaciones fundamentales que determinan el estado de equilibrio: una curva de demanda agregada, una curva de Phillips para los precios domésticos, una ecuación que contempla la paridad descubierta de tasas de interés y una regla de política monetaria que puede ser, alternativamente, una Regla de Taylor o de McCallum. Las simulaciones en el presente trabajo, se harán con una regla para la tasa de interés por razones de simplicidad dado que el resultado es independiente del instrumento escogido.

---

<sup>6</sup> Al respecto puede consultarse el modelo DSGE formulado para Uruguay que se presenta en Basal et al. (2016).

El modelo está construido en términos de brechas con respecto a los valores de equilibrio de largo plazo para las variables reales: producto interno, producto externo relevante, tasa de interés real y tipo de cambio real.

El estado estacionario (ss: *steady state*) se corresponde con los valores de equilibrio de largo plazo en los cuales el modelo converge. Por lo tanto en el estado estacionario, las brechas se cierran igualándose a 0. La variación de precios (transables, no transables, expectativas de inflación, total) coincide en el equilibrio con el *target* del BC. Las tasas de interés nominales se igualan a la real más la inflación en el estado estacionario, el spread entre tasas tiende a 0 de modo tal que la tasa de corto se iguala a la de largo plazo.

Antes de describir las ecuaciones principales del modelo, se hacen unas aclaraciones de notación para facilitar la lectura. La letra griega  $\varepsilon$  hace referencia a shocks estructurales que se suponen perturbaciones ruido blanco -no presentan autocorrelación serial-, ni tampoco están correlacionados con los shocks restantes. El símbolo \* designa variables externas que se determinan a nivel internacional. Finalmente, para designar expectativas se utiliza el superíndice  $^e$ . Se consideran las expectativas que tienen los agentes acerca de la evolución futura de las variables: brecha de producto, inflación y variación del tipo de cambio nominal. Cuando se trate de expectativas racionales se usará la notación  $E_t x_{t+h}$ , que refiere a la esperanza matemática de x (variable de interés) para el período t+h con la información que se tiene en el momento t.

### 3.3.1 Ecuación de demanda agregada

La demanda agregada se corresponde con una curva IS para una economía abierta

$$y_{gap_t} = a_1 y_{gap_{t-1}} + a_2 y_{gap_{t+1}}^e - a_3 r_{gap_{t-1}} + a_4 e_{gap_t} + a_5 y_{gap_{t-1}}^* + \varepsilon_{y_{gap_t}} \quad [1]$$

$$y_{gap_{t+1}}^e = E_t y_{gap_{t+1}} \quad [2]$$

La ecuación de demanda agregada –que se expresa en diferencias respecto a su nivel de equilibrio- relaciona a la brecha del nivel de actividad real actual con la brecha en el período anterior, y con las expectativas de los agentes respecto a su nivel en el período siguiente ( $y_{gap_{t+1}}^e$ ), con la brecha de tipo de cambio real ( $e_{gap}$ ), con la brecha de producto del resto del mundo rezagada ( $y_{gap_{t-1}}^*$ ) y con la brecha de tasa de interés real rezagada ( $r_{gap_{t-1}}$ ). La brecha es afectada, a su vez, por shocks aleatorios a la demanda.

El fundamento teórico detrás de esta ecuación proviene en primer lugar del problema de maximización de los hogares en un modelo de equilibrio general que lleva a que aparezca el componente *forward looking*. Por otra parte, se le adiciona un supuesto de rigidez en los hábitos de consumo (*habits formation*), hecho que se representa con la inclusión de la variable dependiente rezagada.

Por su parte, la tasa de interés real afecta negativamente a la demanda agregada, vía menor inversión/consumo de bienes durables mientras que la brecha de tipo de cambio real no tiene un signo claro: el aumento de la variable puede impulsar la demanda agregada a través de la balanza comercial -de modo similar a un aumento en el nivel de actividad del resto del mundo- pero puede tener un efecto en las hojas de balance de las empresas deteriorando su situación.

### 3.3.2 Ecuaciones de precios

Este modelo toma como antecedente la división de los bienes y servicios que integran el IPC en cuatro grupos que plantean Cuitiño, Ganón, Tiscordio y Vicente (2010). El primer criterio de división es la comercialización en el mercado externo, de la cual surgen los precios transables/no transables. A su vez, dentro de los primeros se separa frutas y verduras por su comportamiento diferencial dejando como grupo remanente a los denominados transables de exclusión. Por su parte, los no transables se dividen en precios administrados y no transables de exclusión.

Se plantea una curva de Phillips para los precios de los bienes no transables de exclusión:

$$\pi_t^{ntx} = a_6 \pi_{t+1}^{ntxe} + (1 - a_6) \pi_{t-1}^{ntx} + a_7 y_{gap_t} + a_8 e_{gap_t} + \varepsilon_{pntx_t} \quad [3]$$

$$\pi_{t+1}^{ntxe} = E_t \pi_{t+1}^{ntx} \quad [4]$$

La curva de Phillips relaciona a los precios de los no transables con las expectativas que los agentes tienen y con los precios en el período anterior, con la brecha de producto y con la brecha de tipo de cambio real.

Esta ecuación viene a representar a la oferta siendo su base teórica la del problema de maximización en el contexto de las firmas. Esto se representa con un componente *forward looking* que refleja las expectativas de los agentes fijadores de precios.

Asimismo, se le adiciona el supuesto de que los precios cambian a la Calvo (1983)<sup>7</sup>. Esto se representa por la aparición de rezagos de la inflación de los no transables, lo que otorga persistencia a estos precios.

Otras dos variables que aparecen como relevantes en la determinación de los precios son la brecha de producto que refiere a posibles presiones de demanda y el tipo de cambio real que es una proxy del costo de los insumos importados en la producción de los bienes no transables. Finalmente, el término de error captura otros shocks exógenos de oferta.

Por otra parte, para los precios de los bienes transables de exclusión se estima la siguiente ecuación:

$$\pi_t^{tx} - \pi_{ss}^{target} = a_9(\pi_{t-1}^{tx} - \pi_{ss}^{target}) + a_{10}(\delta_t - (\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) + a_{11}(\pi_t^* - \pi_{ss}^*) + a_{12}e_{gap_t} + \varepsilon_{ptx_t} \quad [5]$$

siendo  $\delta_t$  la variación en el tipo de cambio nominal,  $\pi$  es la variación del índice de precios respectivo (tx: transables, ntx: no transables, \*: internacionales)

Esta ecuación plantea un componente inercial en el precio de los bienes transables que también puede desprenderse de suponer rigideces a la Calvo en la producción de estos bienes, y en segundo lugar, un cierto alineamiento con lo que sucede en los mercados internacionales de estos bienes ya que se trata de bienes transables que compiten en esos mercados.

Mientras que el modelo calibrado especificaba la siguiente ecuación:

$$\pi_t^{tx} = a_9\pi_{t-1}^{tx} + a_{10}(\delta_t + \pi_t^*) + \varepsilon_{ptx_t}$$

Las ecuaciones respectivas para los dos precios restantes: frutas y verduras, y administrados, debido a su alta volatilidad se modelan en parte como procesos autorregresivos junto con un componente que evoluciona como los precios transables y no transables de exclusión.

---

<sup>7</sup> El autor propone un modelo donde asume que los precios individuales no están sujetos a una revisión continua y las revisiones de precios no están sincronizadas (Calvo, 1983).

### 3.3.3 Paridad descubierta de tasas de interés (UIP<sup>8</sup>)

Es posible introducir en este modelo la versión canónica de la UIP -una versión puramente *forward looking*- donde la depreciación esperada del tipo de cambio es igual a la diferencia entre la tasa de interés doméstica (de corto plazo:  $i_t^{CP}$ ) y la internacional ( $i_t^*$ ) más una prima asociada al riesgo país ( $\rho$ ). Tal sería el caso de especificar la siguiente ecuación para el tipo de cambio nominal ( $s$ ):

$$s_t = s_{t+1}^e + (i_t^* - i_t^{CP} + \rho_t) + \varepsilon_{s_t} \quad [6a]$$

Con esta versión de la UIP el tipo de cambio spot se ajusta inmediatamente a la suma de todos los diferenciales de tasas futuros; de esta forma el tipo de cambio tiene poca persistencia lo cual dificulta que el modelo replique a lo observado empíricamente (Boz et al. (2010)).

Siguiendo este camino -tal como está planteado en Berg et al. (2006)- no es posible que el tipo de cambio tenga una tasa de crecimiento distinta de cero; por lo cual, siguiendo a Boz et al. (2010), se especifica una ecuación donde las expectativas se ajustan en parte racionalmente y en parte de acuerdo con el valor pasado más la diferencia entre la inflación doméstica de largo plazo y la internacional<sup>9 10</sup>:

$$s_{t+1}^e = a_s s_{t+1} + (1 - a_s)(s_{t-1} + 2(\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) \quad [6b]$$

Combinando [6a] y [6b] se obtiene la ecuación para el tipo de cambio:

$$s_t = a_s s_{t+1} + (1 - a_s)(s_{t-1} + 2(\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) - (i_t^{CP} - i_t^* - \rho_t) + \varepsilon_{s_t} \quad [6]$$

De modo que la determinación del tipo de cambio queda expresada como una combinación lineal entre la paridad descubierta de tasas de interés y un componente que reflejaría cómo los agentes forman sus expectativas respecto a los movimientos en el tipo

---

<sup>8</sup> *Uncovered Interest Rate Parity Condition*

<sup>9</sup> Éstas se aproximan a través del diferencial entre las metas de inflación doméstica y del resto del mundo en el estado estacionario. Sin embargo se asume un supuesto restrictivo respecto a que los agentes conocen los valores para el estado estacionario. Además no estaría contemplando dinámicas de corto plazo en la determinación del tipo de cambio.

<sup>10</sup> Esta ecuación podría interpretarse como la percepción de los agentes respecto al grado de intervención del BC en el mercado de cambios; en concreto, si el coeficiente  $1 - a_s$  toma valores altos (cerca de 1) se esperaría que la autoridad monetaria interviniera en el mercado evitando las fluctuaciones bruscas del tipo de cambio, mientras que a medida que este valor se acerca a 0 nos aproximamos a un escenario de no intervención en donde los agentes formarían sus expectativas de modo racional (Güenaga, 2017)

de cambio. En este sentido, puede interpretarse que hay dos tipos de conductas, una fracción de los agentes ( $a_s$ ) que ajusta sus expectativas de manera inmediata frente a la información disponible mientras que otra fracción ( $1 - a_s$ ) lo hace actualizando el valor observado en el período anterior a través del diferencial promedio entre la inflación doméstica y la del resto del mundo.

En el modelo calibrado (Carballo et al., 2015) la ecuación para el tipo de cambio es una combinación entre la UIP y la paridad de poderes de compra:

$$s_t = a_s s_{t+1} + (1 - a_s)(s_{t-1} + 2(\pi_t - \pi_t^*)) - (i_t^{CP} - i_t^* - \rho_t) + \varepsilon_{s_t}$$

La diferencia con la ecuación [6] se encuentra en la sustitución de la meta de inflación por el valor corriente.

### 3.3.4 Regla de Política Monetaria (RPM)

El modelo se completa con una función de reacción para la autoridad monetaria. Se supone que la autoridad monetaria sigue una Regla de Taylor para la tasa de interés, de modo que determina la tasa de política monetaria de acuerdo con la siguiente ecuación<sup>11</sup>:

$$\begin{aligned} tpm_t = a_{13} tpm_{t-1} + (1 - a_{13})(tpm_{eq} + a_{14}(\pi_t - \pi_t^{target}) + a_{15} y_{gap} + \\ a_{16} (\delta_t - (\pi_t^{target} - \pi_{ss}^*))) + \varepsilon_{tpm_t} \end{aligned} \quad [7]$$

Esta regla “*sigue muy de cerca la propuesta original de Taylor (1993) por su simpleza y fácil monitoreo*” (Carballo et al., 2015). De acuerdo con la regla, el Banco Central utiliza como instrumento a la tasa de interés de corto plazo ( $tpm_t = i_t^{CP}$ ) y las variaciones tienen como objetivo situar a la inflación en el rango meta establecido.

Es importante aclarar que en el período de estudio, el instrumento alternó entre la tasa de interés y el manejo de agregados monetarios. Por lo tanto, estrictamente hablando la tasa de interés no es la de política monetaria sino la tasa de mercado a un día.

La ecuación de la Regla de Taylor determina la regla de política monetaria a seguir, que penaliza los desvíos de la inflación con respecto a la meta del Banco Central y los desvíos

---

<sup>11</sup> En el modelo calibrado se aplica una regla similar pero ésta no incluye al término correspondiente a las variaciones del tipo de cambio.

del producto con respecto al potencial. Al incluir a la tasa de interés del período anterior, la regla incorpora el hecho estilizado de que el Banco Central tiende a suavizar los movimientos en las tasas de interés<sup>12</sup>.

### 3.3.5 Rol de las expectativas

Según Milani (2012), casi la totalidad de los trabajos empíricos en macroeconomía basados en modelos de equilibrio general comparten un supuesto: que las expectativas de los agentes se forman de acuerdo con la hipótesis de expectativas racionales. Esta hipótesis ha sido objeto de críticas, en el sentido de que es muy exigente en cuanto a la cantidad de conocimiento que los agentes deben poseer, deben conocer la verdadera estructura y la distribución de probabilidad de la economía (Evans y Honkapohja, 2001). Además, en la contrastación empírica ha fallado a la hora de explicar los datos provenientes de las encuestas de expectativas (Branch, 2004).

El modelo MPM supone que los agentes son perfectamente racionales y disponen de información completa para predecir la brecha del producto y la inflación de los no transables (ver ecuaciones [2] y [4]). Por lo tanto, las expectativas son consistentes con el modelo: los agentes forman expectativas que se corresponden con la misma esperanza matemática condicional implícita en el modelo (Milani, 2012).

Para Uruguay, a nivel de los fijadores de precios, hay estudios que constatan un alto nivel de inercia en las expectativas de inflación (ver, por ejemplo, Licandro y Mello, 2014). En la Figura E1 (Apéndice E), que compara la mediana de las expectativas de inflación de las empresas respecto a la variación acumulada en los últimos 12 meses del IPC, puede apreciarse la rigidez en el comportamiento de las expectativas. Por otra parte, un porcentaje importante de las empresas no conoce exactamente el rango meta de inflación del BC<sup>13</sup>. Esto arroja luz respecto a la formulación de las expectativas por parte de los agentes fijadores de precios en Uruguay. Asimismo, Borraz y Zacheo (2018) proponen que este comportamiento pueden comprenderse bajo el enfoque de *Rational Inattention* (Sims, 2003, Mankiw y Reis, 2002).

---

<sup>12</sup> Cabe notar que a la hora de la calibración o estimación, ciertas restricciones deben tenerse en cuenta con respecto a los valores que pueden tomar los parámetros en la Regla de Taylor. De otro modo no es posible asegurar la convergencia dinámica del modelo.

<sup>13</sup> En setiembre de 2017 se realiza una encuesta representativa de las empresas en donde se indaga acerca del conocimiento de la meta de inflación del BCU. Solamente el 11,2% conoce exactamente el rango meta (de 3% a 7%).

Además, Borraz, Licandro y Sola (2013) muestran que en Uruguay los formadores de precios le dan igual importancia a sus expectativas que a shocks pasados, esto constituye evidencia a favor de la curva de Phillips mixta.

En un modelo para la economía uruguaya se podría pensar que una parte de los agentes cuenta con información completa mientras que otra parte actualiza la información cada cierto período de tiempo debido a que es costoso procesar información permanentemente. Otra explicación alternativa es que disponen de toda la información pero acceden a ella con ruido o de manera imperfecta.

Por lo antedicho, el supuesto de expectativas racionales se intenta levantar en el presente trabajo, de modo de poder apreciar los efectos de distintas especificaciones para el proceso de formación de expectativas. El modelo que se propone, consistente con la literatura de expectativas heterogéneas<sup>14</sup>, contiene una combinación lineal entre un componente de expectativas adaptativas y otro de expectativas racionales<sup>15</sup>. Por lo tanto, se sustituye la ecuación [4] por la [4'] y [4'']:

$$\pi_{t+1}^{ntx^e} = a_{15}E_t\pi_{t+1}^{ntx} + (1 - a_{15})\tilde{\pi}_t^{ntx^e} + \varepsilon_{exp_t} \quad [4']$$

$$\tilde{\pi}_t^{ntx^e} = \tilde{\pi}_{t-1}^{ntx^e} + a_{16}(\pi_{t-1}^{ntx} - \tilde{\pi}_{t-1}^{ntx^e}) \quad [4'']$$

El parámetro  $(1 - a_{15})$  refleja la inercia en las expectativas o la proporción de agentes que adaptan sus expectativas de acuerdo al aprendizaje en términos de los errores de predicción que cometieron en el pasado. La ponderación de este aprendizaje la resume el parámetro  $a_{16}$ .

### 3.3.6 Mecanismos de transmisión

En el MPM los mecanismos de transmisión de la política monetaria incluyen tres canales: tasa de interés, tipo de cambio y expectativas de inflación (Carballo et al., 2015). Las decisiones de política monetaria, ya sea a través del manejo de un agregado monetario o de la tasa de interés de corto plazo, afectan al tipo de cambio nominal a través de la condición de paridad descubierta de tasas de interés.

<sup>14</sup> En esta línea se encuentra por ejemplo el trabajo de Branch (2004) en el que supone que los agentes hacen sus pronósticos de inflación seleccionando una función predictiva dentro de un set de 3 disponibles: una proyección de tipo VAR, expectativas adaptativas y expectativas *naive*.

<sup>15</sup> Es este último término el que le da estabilidad al modelo de modo tal que se alcance el estado estacionario.

Respecto al canal del tipo de cambio, y en lo que hace al efecto de variaciones cambiarias sobre el nivel de precios, se reconoce la existencia de un canal directo y uno indirecto. El canal directo consiste en el impacto que produce una variación en el tipo de cambio sobre los precios de los bienes importados. A su vez, este canal se divide en dos según si se trata de bienes de consumo final o bienes intermedios. En el primer caso, dependiendo de la moneda de facturación, este traspaso puede ser total de manera inmediata. Su impacto sobre la variación de los precios al consumidor depende principalmente del peso de estos bienes en el índice y del grado de sustitución entre los bienes importados y los nacionales. En el caso de bienes intermedios, por otra parte, esto constituye una variación en los costos cuyo impacto sobre el precio del bien a producir, depende del peso de estos bienes en la función de costos de producción así como de la existencia de sustitutos de producción nacional, del grado de competencia en la industria, del grado de homogeneidad del producto y de las expectativas sobre la persistencia de las variaciones.

En tanto el canal indirecto refiere a los movimientos que se terminan generando a partir de una variación en el tipo de cambio nominal (TCN) y que finalmente afectan a la demanda agregada. En el caso de una depreciación, el aumento del TCR refleja una mejora en la competitividad con el resto del mundo que afecta a las cuentas externas (efecto exportaciones netas) pudiendo tener un efecto expansivo sobre la demanda agregada. Por otra parte, ante un aumento del TCN, se puede ver deteriorada la situación financiera de las empresas que tengan pasivos netos en moneda extranjera, generándose un efecto contractivo sobre la demanda (efecto hoja de balance). Si el efecto que prima es el de exportaciones netas se podrá generar una presión sobre la demanda lo cual tiene efecto a su vez sobre el nivel de precios.

Por otra parte, dependiendo de cuál fue el origen de la variación del TC, ya sea en un shock de oferta, de demanda, de la paridad de tasas de interés, o de la política monetaria, los mecanismos que se disparan y que finalmente impactan en los precios son distintos, lo cual implica la necesidad de hacer el análisis para cada shock en particular. Por lo tanto, si bien de este capítulo puede tomarse la intuición que subyace a cada shock que pueda recibir la economía, en el capítulo cuatro se presentarán los gráficos con las funciones de impulso respuesta para cada shock en las variables relevantes.

## 4 Estrategia empírica

La estrategia de análisis y presentación de resultados se lleva a cabo en tres etapas. La primera está dividida a su vez en dos bloques. En primer lugar, el bloque econométrico/estadístico que comprende una descripción de la metodología de estimación y de las decisiones que se tomaron en el proceso. Se presentan las estimaciones del Modelo de Proyecciones Macroeconómicas junto con una evaluación respecto al ajuste a los datos (apartado 4.1). En segundo lugar, se evalúa al modelo desde el punto de vista económico para lo cual se hacen simulaciones y se analizan las respuestas de las variables relevantes (apartado 4.2). En la segunda fase se realizan las estimaciones para el traspaso de tipo de cambio condicional (capítulo 5) y en la tercera se incorpora al análisis del PT aspectos como la credibilidad y el diseño de la política monetaria (capítulo 6).

### 4.1 Estimación del modelo

El primer paso entonces, consiste en la estimación y evaluación del modelo en cuanto al ajuste estadístico. Concretamente, el primer objetivo es la estimación del modelo planteado en el capítulo anterior que actualmente está calibrado para la economía uruguaya (Carballo et al., 2015)<sup>16</sup>.

En este capítulo se describen muy brevemente las técnicas de estimación que se emplean para estimar el modelo, los datos usados para la estimación, se discute la selección de los *priors* y finalmente se presentan los resultados conjuntamente con los test de diagnóstico.

#### 4.1.1 Estimación bayesiana

La metodología de estimación a aplicar es estándar en los modelos DSGE, y se enmarca en un enfoque bayesiano (Juillard, 2018). Este enfoque consiste en la combinación de la función de verosimilitud con distribuciones a priori (*prior*) para los parámetros del modelo, generando de este modo la función de densidad posterior (*posterior*), la cual puede ser optimizada con respecto a los parámetros del modelo a través de métodos de muestreo Monte-Carlo Markov-Chain (MCMC) (la metodología en detalle puede consultarse en: Smets y Wouters, 2003, An y Schorfheide, 2007, DeJong y Dave, 2011).

---

<sup>16</sup> La estimación fue realizada en el software Dynare (Adjemian et al., 2011) mientras que el modelo calibrado está programado en el software Iris Toolbox (Boz et al., 2010, Benes y Fukac, 2008).

Las técnicas bayesianas cuentan con la ventaja que permiten formalizar el uso de información que el investigador tiene a priori respecto a los valores que los parámetros podrían tomar, ya sean restricciones que sugiere la teoría económica así como evidencia empírica de otros trabajos. Esta información cuenta como punto de inicio a partir del cual se explora la distribución muestral para cada uno de los parámetros a estimar. Otro punto favorable de este enfoque, desde un punto de vista práctico, es su validez para muestras acotadas: el uso de priors para los parámetros estructurales hace que el algoritmo de optimización sea más estable (Smets y Wouters, 2003).

La estrategia de parametrización se basa en una combinación entre calibración y estimación como es usual en la literatura. Los parámetros calibrados se presentan en la Tabla C3 y refieren a: la proporción de bienes transables y no transables en el IPC, la persistencia de la tasa de interés real de equilibrio, la persistencia de la meta de inflación y la persistencia de la variación del tipo de cambio real de equilibrio. Estos últimos tres parámetros se calibran –al igual que Güenaga (2017)- debido a problemas de identificación, del mismo modo que los errores estándar de los siguientes shocks: meta de inflación, tipo de cambio real de equilibrio e inflación de los bienes no transables.

Asimismo, los valores del estado estacionario para resolver el modelo son predeterminados y refieren tanto a valores objetivo de la política (meta de inflación) como a promedios históricos para ciertas variables (tasa de interés real, riesgo país, tasa de interés internacional, inflación internacional y variación del producto)<sup>17</sup>.

#### **4.1.2 Elección de los priors**

La incertidumbre y el conocimiento a priori del modelo y sus parámetros se describen en la *prior*. La confrontación con los datos conduce a una revisión de estas probabilidades en la forma de una distribución de probabilidad posterior (Juillard, 2018).

Las priors fueron fijadas centrando la distribución en torno a resultados previos de otros trabajos. Se consideraron tanto los parámetros calibrados de Carballo et al. (2015) como calibraciones posteriores del mismo modelo y estimaciones realizadas en Güenaga (2017).

---

<sup>17</sup> Este procedimiento que tiene como objeto disciplinar al modelo, es directo cuando se tiene una contraparte en los datos, y en los casos que no, se busca otra relación con el parámetro o variable de interés para el cual se cuente con anclaje en los datos (ver DeJong y Dave, 2011).

Para la volatilidad de los procesos de perturbación se fija a priori el mismo desvío estándar para todos los shocks. La estrategia que se sigue en este caso es intentar que el parámetro no se vea fuertemente influenciado por la distribución a priori y permitir que los datos sean informativos, para ello la media y el desvío a priori son relativamente laxos. La incorporación de incertidumbre en las priors se hace a partir de especificar una prior difusa lo cual da voz a los datos (DeJong y Dave, 2011).

Como regla general para las funciones de distribución a priori, cuando se supone que el parámetro debe tomar valores entre 0 y 1, se toman distribuciones Beta; mientras que para las varianzas de los términos de error cuyo valor debe ser positivo se toman normales truncadas en cero<sup>18 19</sup>.

#### **4.1.3 Datos**

Para este estudio se toman datos trimestrales para el período 2005.Q1 a 2017.Q4<sup>20</sup>. La selección del período se justifica en evitar la crisis del año 2002 y sus efectos, así como la comparabilidad de los resultados con los tres antecedentes para Uruguay ya citados (Carballo et al., 2015, Güenaga, 2017, Basal et al., 2016).

Respecto al tratamiento de las variables, para que el modelo pueda resolverse éstas deben ser estacionarias. Por lo tanto, cuando las variables utilizadas son I(1), se introducen en diferencias respecto a su valor medio. Cuando la variable es una tasa de crecimiento refiere a la variación trimestral.

Se hace el supuesto de que todas las series observables para las variables domésticas tienen un error de medida, el cual fue calibrado en 5% de la varianza de la observable respectiva<sup>21</sup>.

---

<sup>18</sup> Al igual que en Güenaga (2017), para el coeficiente de la brecha de tipo de cambio real en la función de demanda agregada se le asignó una normal sin truncamiento, ya que en teoría puede tomar valores positivos o negativos dependiendo del efecto que prime (exportaciones netas u hoja de balance).

<sup>19</sup> En líneas generales éste ha sido el camino tomado para asignar las priors en García-Cicco y García-Schmidt (2017) y en Güenaga (2017).

<sup>20</sup> La fuente es el Banco Central del Uruguay. Las variables son ajustadas por estacionalidad, expresadas en logaritmos.

<sup>21</sup> En la literatura no existe una referencia explícita respecto a qué valor deben tomar los errores de medida sino que se resuelve en las aplicaciones puntuales. Por ejemplo, An y Schorfheide (2007), toman como medida 20% mientras García-Cicco y García-Schmidt (2017) toman 5%.

#### 4.1.4 Estimación y evaluación

En este punto, vale aclarar que se estiman los 2 modelos: i) el modelo benchmark con expectativas racionales (al cual se le incorpora un término de perturbación en la ecuación [4] con el objetivo de imponer de forma exógena shocks a la credibilidad) y ii) el modelo ampliado con expectativas (ecuaciones [4'] y [4'']).

Las estimaciones que se presentan son las correspondientes al modelo benchmark (el sistema completo de ecuaciones se expone en el Apéndice A). No fue posible estimar directamente en el modelo procesos que se aparten de la hipótesis de expectativas racionales debido a la no convergencia al equilibrio cuando se imponen las expectativas como observables -tomando estos datos desde la encuesta de expectativas empresariales.

Se presentan en los cuadros siguientes los valores estimados para las ecuaciones más relevantes: demanda agregada, curva de Phillips, Regla de Política y determinación del tipo de cambio nominal. El resto de las estimaciones así como los intervalos de confianza se encuentran en el Apéndice C. Se presenta en cada cuadro la media a priori y la moda de la distribución *posterior*. La columna “Modelo calibrado” reproduce con exactitud los valores que se presentan en Carballo et al. (2015)<sup>22</sup>.

En la Tabla 1, se aprecia que la ponderación de la demanda externa en la demanda agregada es relativamente baja (0.08), mientras que la ponderación de la brecha de tasa de interés real (0.20) es mayor al valor calibrado. El componente forward looking tiene un mayor peso (0.47) y cabe apuntar que si la suma de ambos coeficientes (el del rezago y el del período posterior) es diferente de 1, el modelo estimado no alcanza la convergencia<sup>23</sup>. Por último, se destaca que ningún intervalo al 90% contiene al cero por lo cual aun cuando algunos valores son pequeños, son significativamente distintos de cero (ver Apéndice C).

---

<sup>22</sup> Se toma esta decisión ya que si bien al momento de comenzar este trabajo de investigación dichos valores habían sido actualizados, los únicos publicados son los que se presentan aquí. De todas formas, cabe aclarar que a la hora de discutir los “priors”, los valores calibrados actualizados fueron tomados en consideración.

<sup>23</sup> En los antecedentes consultados la elección de valor medio de las priors no necesariamente suma 1. Por ejemplo, en Güenaga (2017), Carballo et al. (2015), Salas (2011) y Canales et al. (2009) la suma de ambos parámetros es 0.90, 0.70, 0.95 y 0.80 respectivamente, mientras que en Biedermann et al. (2014) se seleccionan tal que la suma sea 1.

**Tabla 1: Estimaciones de la curva de demanda agregada**

Variable	Coef.	Distrib. (Prior)	Media a priori	Moda a posteriori	Modelo calibrado	Desv. Est. a priori	Desv. Est. Estimado
ygap (t-1)	$a_1$	Beta	0.50	0.53	0.60	0.15	0.11
ygap (t+1)	$a_2$	-	0.50	0.47	0.10	-	-
ir gap	$a_3$	Beta	0.25	0.20	0.10	0.10	0.07
e gap	$a_4$	Normal	0.10	0.10	0.15	0.05	0.03
yx gap	$a_5$	Beta	0.15	0.08	0.25	0.04	0.02

Por su parte, la estimación de la curva de Phillips para los precios no transables arroja resultados algo similares a los calibrados en cuanto al peso de las brechas de producto y de tipo de cambio real, aunque las expectativas tienen un peso superior (0.49 respecto al 0.30 del calibrado) y el componente inercial un peso menor (0.51 versus 0.70).

**Tabla 2: Estimaciones de la curva de Phillips**

Variable	Coef.	Distrib. (Prior)	Media a priori	Moda a posteriori	Modelo calibrado	Desv. Est. a priori	Desv. Est. Estimado
$E(\pi^{ntx} (+1))$	$a_6$	Beta	0.50	0.49	0.30	0.10	0.07
$\pi^{ntx} (-1)$	$1 - a_6$	-	0.50	0.51	0.70	-	-
y gap	$a_7$	Beta	0.10	0.09	0.08	0.03	0.02
e gap	$a_8$	Beta	0.05	0.05	0.02	0.02	0.01

La estimación de la ecuación correspondiente a la Regla de Política obtiene los siguientes resultados: la tasa de interés a corto plazo muestra una fuerte persistencia (coeficiente superior a 0.8)<sup>24</sup>. Se respeta el denominado principio de Taylor ya que el parámetro asociado con la brecha de la inflación respecto al target es superior a 1<sup>25</sup>. La brecha de producto también tiene asociado un parámetro con ponderación alta pero de magnitud inferior a la brecha de inflación. Esto último coincide con el hecho estilizado de que los

<sup>24</sup> La alta persistencia en las tasas de interés a corto plazo es un resultado empírico frecuente en la literatura. Por ejemplo, en los trabajos del Fondo Monetario Internacional que presentan el Modelo de Proyección Global (una extensión del QPM) las estimaciones de este coeficiente -para países de Latinoamérica, Zona Euro, EEUU entre otros- van desde 0.62 a 0.99 (Canales et al., 2009, Carabenciov et al., 2013)

<sup>25</sup> Esto se cumple al menos para el componente de largo plazo ya que esta regla contiene un término inercial que no estaba contemplado en la regla original (Taylor, 1993).

BC otorgan más importancia al control de precios que al nivel de actividad. El componente del TCN, que no estaba presente en la Regla de Taylor que se presentó en Carballo et al. (2015), tiene un peso prácticamente no significativo (0.01). Además, dado que la variabilidad a priori y a posteriori del coeficiente de la variación del TCN es prácticamente idéntica, los datos son insuficientes para identificar este parámetro específico.

En síntesis, los coeficientes de la regla de política monetaria están en línea con la evidencia internacional<sup>26</sup>: el parámetro que refiere a la suavización de las tasas de interés es alto, mientras que la respuesta del BC ante desvíos de la inflación es mayor que su reacción frente a la brecha del producto (si bien los resultados para Uruguay son superiores a los de otros países).

**Tabla 3: Estimaciones de la Regla de Política Monetaria**

Variable	Coef.	Distrib. (Prior)	Media a priori	Moda a posteriori	Modelo calibrado	Desv. Est. a priori	Desv. Est. Estimado
tpm (t-1)	$a_{13}$	Beta	0.80	0.84	0.00	0.10	0.07
$\pi$ gap	$a_{14}$	Normal	4.2	4.28	4.00	1.00	0.85
y gap	$a_{15}$	Normal	3.00	2.36	1.00	1.00	0.66
TCN	$a_{16}$	Normal	0.015	0.01	0.00	0.005	0.01

Por último, las estimaciones para la formación del TCN dan como resultado un valor de  $a_s$  claramente superior al del modelo calibrado, en concordancia con lo hallado por Güenaga (2017). Esto implicaría una mayor proporción de agentes con expectativas racionales respecto a los que asumen expectativas adaptativas.

Cabe observar que si bien los valores estimados en general no se encuentran muy distantes de los proporcionados a priori, se hizo la prueba de sensibilidad con distintos priors hallándose prácticamente el mismo resultado<sup>27</sup>. En el mismo sentido, se puede argumentar que la estimación realizada intenta darle una mayor ponderación a los datos

<sup>26</sup> En el Tabla C5 del Apéndice se comparan los valores medios a priori para modelos similares implementados en Uruguay, Perú, Paraguay.

<sup>27</sup> Se hizo una estimación alternativa con priors similares a las aportadas por Güenaga (2017) -con la salvedad de la ecuación de la inflación de bienes transables que está planteada de forma distinta y de la regla de política que se modeliza como una regla a la McCallum. En este último caso se intenta aproximar las priors a los valores de Carballo et al. (2015).

respecto a los conocimientos a priori ya que una distribución a priori difusa o poco informativa (desvío estándar relativamente alto) le otorga mayor peso a los datos, y ocurre lo opuesto con una distribución muy estrecha (Canales et al., 2009).

**Tabla 4: Estimaciones de la determinación del TCN (UIP)**

Variable	Coef.	Distrib. (Prior)	Media a priori	Moda a posteriori	Modelo calibrado	Desv. Est. a priori	Desv. Est. Estimado
s (t+1)	$\alpha_s$	Beta	0.7	0.69	0.30	0.1	0.06

Luego de tener el modelo estimado se hacen controles para evaluar la calidad del ajuste del modelo a los datos. Con ese objetivo, se comparan los momentos de segundo orden del modelo estimado con los momentos muestrales. Tal como muestra la tabla 5, el modelo estimado es capaz de replicar de manera apropiada dichos momentos.

**Tabla 5. Momentos de la distribución**

Variable	Media	Desv. Estándar	
		Modelo	Datos
y gap	0	1.4	0.9
Tpm	2	1.0	0.9
Tilp	2	0.8	0.8
e gap	0	4.6	4.5
$\Delta$ TCN	0.5	6.9	5.3
$\pi^{ntx}$	1.25	0.4	0.3
$\pi^{tx}$	1.25	1.0	1.0
$\Delta y$	0.75	1.5	1.3
Spread	0	0.2	0.3
Riskpre	0.5	0.3	0.3
$\pi^*$	0.75	4.4	4.0
yx gap	0	1.6	1.6
Ix	1	0.3	0.5

Nota: tasas trimestrales, en (%).

En el Apéndice D se presenta un conjunto de gráficos auxiliares para la evaluación estadística del modelo. En primer lugar, la Figura D2 grafica para cada parámetro su *prior* junto con la *posterior*. En general, puede verse que ambas distribuciones no se superponen totalmente lo cual indica que los datos son informativos para actualizar la prior. Por otra parte, el modelo asume que los shocks tienen media cero, por lo que si algún shock estuviera por encima o debajo del cero sistemáticamente, ello nos sugeriría la existencia de un problema de especificación en el modelo. En la Figura D4 se observa que los shocks estimados fluctúan alrededor de cero. Por último, se estudia la convergencia de simulaciones iterativas. El análisis se presenta en el Anexo D, en particular en las Figuras D5 y D6, donde se verifica la convergencia del modelo a nivel de 200.000 iteraciones tanto para cada parámetro en particular, como la convergencia multivariada que refiere al modelo en su conjunto.

## 4.2 Evaluación del modelo

Un modo adicional de evaluar el modelo es a través de las Funciones de Impulso Respuesta (FIR) en cuanto a su poder de explicar las reacciones de las variables de interés ante determinadas perturbaciones aleatorias. En este sentido, el objetivo es contrastar si los movimientos en las variables son coherentes con los enunciados de la teoría económica.

Con este interés, se presentan en primera instancia las funciones de impulso respuesta para 2 de los shocks que aparecen en Carballo et al. (2015) comparando las reacciones del modelo estimado con el calibrado. Adicionalmente, se grafican luego las FIR conjuntamente con un intervalo de confianza al 80% de modo de apreciar si los movimientos son significativamente distintos de cero.

### 4.2.1 Shock de costos en los precios no transables

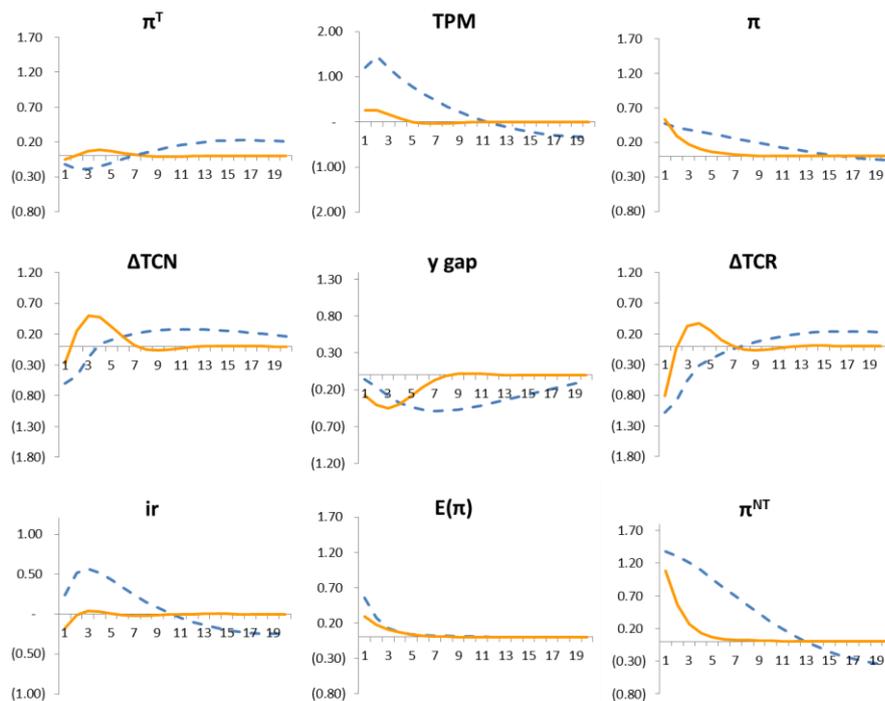
En primer lugar, se comparan las reacciones de variables relevantes para una perturbación exógena sobre la oferta de los no transables ( $\varepsilon_{\pi ntx_t} > 0$ ) que conlleva un aumento en los precios de estos bienes en 1%. Esto se representa en la Figura 1.

Al aumentar los precios de los bienes no transables, la regla de política conduce a un incremento en las tasas de interés de corto plazo para controlar la inflación. En el modelo estimado, el peso que tienen las desviaciones de la inflación respecto a la meta en la

Regla de Taylor es menor a corto plazo<sup>28</sup>, dando como resultado un menor aumento de la tasa de interés.

Como efecto de segunda vuelta, este aumento de tasas impacta en la determinación del TCN, cuyo efecto es una apreciación de la moneda doméstica mucho más marcada para el modelo calibrado donde la tasa de interés tiene un mayor aumento. Por su parte, el TCR cae no solo empujado por la caída del TCN sino por el aumento de precios domésticos; ambos factores inciden en un abaratamiento relativo de los bienes que produce el resto del mundo.

**Figura 1. Respuesta a un shock de 1% en los precios no transables (línea azul punteada: modelo calibrado; línea amarilla: modelo estimado)**



**Nota:** esta figura presenta los efectos de un shock exógeno en la oferta sobre el cambio en: (de izq. a derecha) los precios transables, la tasa de interés de corto plazo, los precios agregados, el tipo de cambio nominal, el producto, el tipo de cambio real, la tasa de interés real, las expectativas de inflación y los precios no transables. El eje horizontal enumera los trimestres luego del shock que ocurre en el momento 1.

<sup>28</sup> Si bien el parámetro correspondiente tiene como valor 4.28 versus 4 del modelo calibrado, en el estimado la Regla de Taylor incluye un comportamiento inercial cuyo coeficiente estimado es 0.84. De modo que el segundo componente tiene un parámetro implícito de 0.16, lo cual resulta en un coeficiente para la brecha de inflación de CP de 0.68.

Además, si bien el signo del primer movimiento en el TC es el mismo, para el segundo trimestre en el modelo estimado el TCN aumenta, hecho que en el calibrado sucede recién un año después de la perturbación. Asimismo, el modelo estimado retorna a los valores de equilibrio 8 períodos después mientras que el calibrado no vuelve al equilibrio aún luego de 20 períodos.

Algo similar puede decirse respecto de la brecha de producto. Este shock vía aumentos de la tasa de interés real (en el calibrado) y caída de la competitividad (en ambos) afecta negativamente la actividad. Pero mientras el modelo estimado se recupera 2 años después, en el calibrado el efecto perdura en el tiempo.

#### **4.2.2 Shock de política monetaria**

El segundo shock que se simula es una perturbación exógena a la política monetaria<sup>29</sup> que se traduce en un aumento de 1% en la tasa de interés de corto plazo. El análisis gráfico se presenta en la Figura 2, donde puede verse que las respuestas tienen el mismo signo en ambas estimaciones aunque la magnitud del salto en el TCN ante el movimiento de la tasa de interés local es muy superior para el modelo estimado.

Entonces, en ambos casos la caída en el tipo de cambio nominal conlleva una caída en el tipo de cambio real (ya que los precios internacionales no se ven afectados por la coyuntura del país pequeño y el descenso de los precios locales es inferior a la variación del TCN). A ello se suma el aumento en la tasa de interés real, por lo que ambos factores deprimen el nivel de actividad. Como consecuencia, la tasa de inflación es negativa para los primeros trimestres luego del shock.

Por último, se grafican las FIR conjuntamente con un intervalo de confianza al 80% en las Figuras D7 y D8 del Anexo D y puede concluirse que los movimientos son significativamente distintos de cero. Estos gráficos se presentan, para dos shocks distintos –cada uno es un movimiento de un desvío estándar respectivamente-: uno de política monetaria y uno de tasa de interés internacional. En ambos casos se entiende que las respuestas son adecuadas en un marco teórico Neokeynesiano.

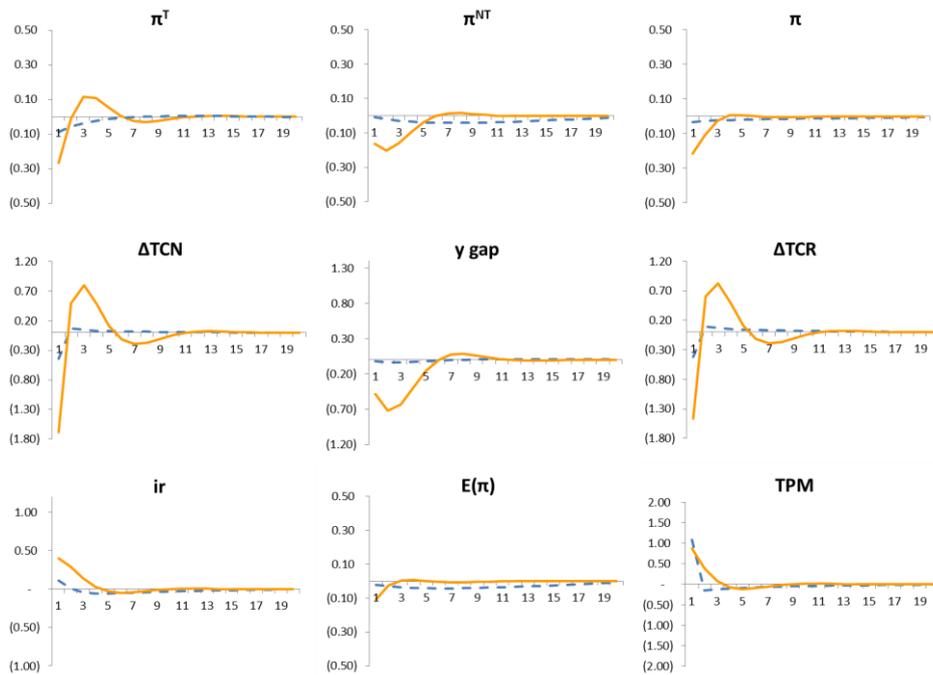
Es interesante además, al observar las FIR del shock de política monetaria, hacer la comparación con las correspondientes al DSGE para Uruguay de Basal et al. (2016). Tal

---

<sup>29</sup> Este shock se verá en detalle en la siguiente sección. Lo que interesa aquí es la comparación con el modelo calibrado que es la versión previa de este modelo.

como se aprecia en la Figura D7 del Apéndice D, los movimientos tanto en signo como en magnitud son muy similares.

**Figura 2. Respuesta a un shock de 1% en la tasa de interés de corto plazo (línea azul punteada: modelo calibrado; línea amarilla: modelo estimado)**



Nota: esta figura presenta los efectos de un shock exógeno en la tasa de interés local sobre el cambio en: (de izq. a derecha) los precios transables, los no transables, los precios agregados, el tipo de cambio nominal, el producto, el tipo de cambio real, la tasa de interés real, las expectativas de inflación y la tasa de interés de corto plazo. El eje horizontal enumera los trimestres luego del shock que ocurre en el momento 1.

## 5 Mediciones del pass-through condicional

La segunda fase de la estrategia empírica consiste en el análisis y estimación del pass-through en el modelo, condicional a los distintos shocks que dan origen al movimiento en el TC y en el nivel de precios. En concreto, el procedimiento que se sigue es: a través de distintos shocks, dimensionar el pass-through condicional. Se intenta demostrar que éste es efectivamente distinto (tanto en la magnitud como en el signo) según los mecanismos de transmisión que se vean afectados.

Entonces para cada shock simulado, se estima el cociente  $\frac{\Delta P}{\Delta S_i}$  que refleja la variación porcentual en el nivel de precios para un cambio en un 1% en el tipo de cambio nominal, siendo condicional en  $i$ : shock que lo origina. El foco se pone en el corto plazo, o sea en el efecto sobre los precios en el primer trimestre.

Para ello, se analizan las variables y los canales de transmisión relevantes para nuestro estudio, lo cual se aprecia en el análisis gráfico a través de las Funciones de Impulso Respuesta específicas. En una primera etapa se discute acerca de cuáles son las principales causas que subyacen a los movimientos en el tipo de cambio nominal de acuerdo con el modelo estimado. En otras palabras, se intenta responder a la pregunta: ¿existe algún shock que sea más importante que los otros para explicar los movimientos del tipo de cambio? De modo que se realiza la descomposición de la varianza para las variables depreciación, inflación, inflación de bienes transables e inflación de bienes no transables donde se muestra la contribución de los distintos shocks para explicar las variaciones en cada una de las cuatro variables.

A partir de la identificación de los shocks más relevantes para el tipo de cambio, el segundo paso consiste en simular estos shocks con el objetivo de ver cuál es el impacto de una depreciación sobre el nivel de precios agregado de una economía. Este impacto sería condicional al shock que la origina, por lo que en cada caso se estima el coeficiente de traspaso correspondiente.

La tabla 6 muestra el porcentaje de la varianza asintótica para las variables seleccionadas, explicada por el shock correspondiente. Se consideran 3 shocks: perturbaciones que

alteren la UIP<sup>30</sup>, shock de precios internacionales y perturbación exógena sobre la política monetaria.

**Tabla 6. Descomposición de varianza**

	Desvíos UIP	Precios internacionales	Política Monetaria <sup>31</sup>	Suma
$\Delta TCN$	57	36	2	94
$\pi$	54	10	4	68
$\pi^{NT}$	27	0	12	39
$\pi^T$	51	13	2	66

Nota: esta tabla presenta el % de la varianza asintótica para cada variable (fila) explicada por el shock respectivo (columna). Las variables son:  $\Delta TCN$  (variación del tipo de cambio nominal),  $\pi$  (variación del nivel general de precios),  $\pi^{NT}$  (variación de los precios de los bienes no transables),  $\pi^T$  (variación de los precios de los transables).

En las siguientes 3 secciones se analizan los principales canales a través de los cuales se ven afectadas las variables macroeconómicas relevantes luego de una perturbación no anticipada en la tasa de interés internacional (shock financiero internacional), en los precios internacionales y en la política monetaria (shock interno). Se escogen estos tres shocks a efectos de ilustrar el procedimiento; tal como se dijo previamente la elección se hace en función a la contribución relativa de cada uno respecto a las variaciones del tipo de cambio que se ven en la descomposición de varianza. Estos tres shocks, como se aprecia en la Tabla 6, dan cuenta del 94% de la varianza asintótica para la variación en el tipo de cambio y del 68% para la inflación.

## 5.1 Shock financiero internacional

Un incremento de la tasa de interés internacional de 100 puntos básicos (pb)<sup>32</sup> tiene como impacto directo -a través de la UIP- una depreciación nominal. Esta caída en el precio relativo de la moneda doméstica es muy significativa en el primer trimestre. Hay que

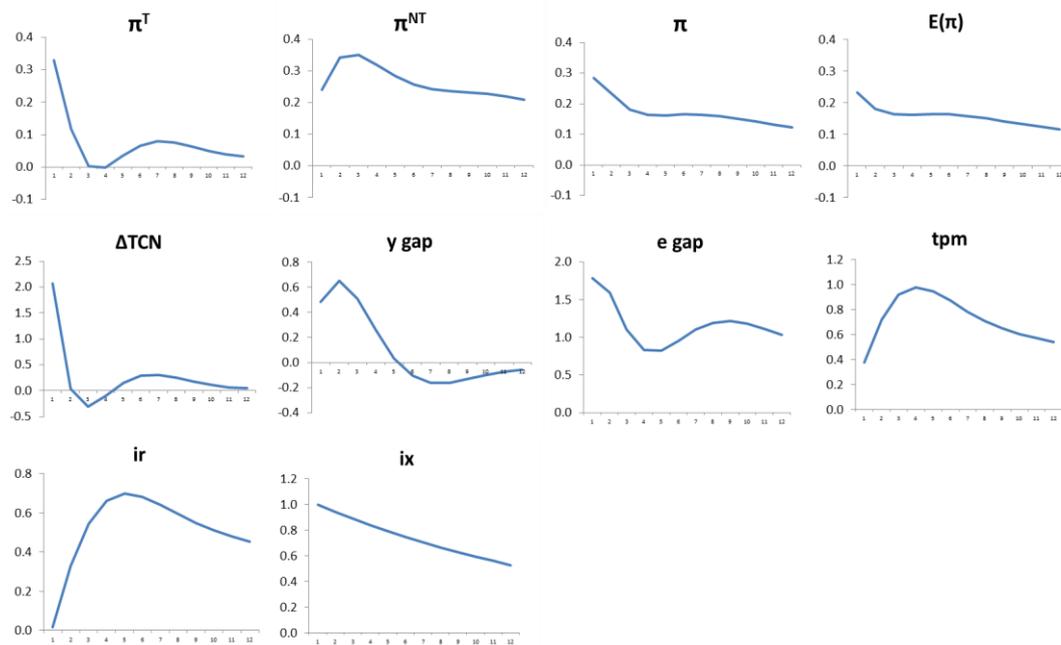
<sup>30</sup> El shock correspondiente a desviaciones de la paridad de tasas descubierta (UIP) en realidad comprende 3 shocks: shock a la ecuación de paridad de tasas, shock sobre la tasa de interés internacional y shock sobre la prima de riesgo.

<sup>31</sup> Si bien el % de la varianza que es explicado por el shock de política monetaria parece ser pequeño tanto para explicar la variación del TCN como la inflación, en términos comparativos estos valores son razonables. Por ejemplo, García-Cicco y García-Schmidt (2017) estiman estos valores para Chile en 3% cada uno.

<sup>32</sup> En el estado estacionario se supone una tasa de interés internacional de 100 puntos básicos, por lo tanto el shock actual equivale a una duplicación de las tasas a nivel internacional.

tener en cuenta que el shock es sumamente persistente debido al componente inercial de la tasa de interés internacional; aún luego de 12 trimestres el efecto del shock sobre los precios de los no transables no se ha podido contrarrestar (ver Figura 3).

**Figura 3- Funciones de Impulso Respuesta frente a un shock de tasas de interés internacional**



**Nota:** esta figura presenta los efectos de un shock exógeno en la tasa de interés internacional sobre el cambio en: (de izq. a derecha) los precios transables, los no transables, los precios agregados, las expectativas de inflación, el tipo de cambio nominal, la brecha de producto, la brecha de tipo de cambio real, la tasa de interés de corto plazo y la tasa de interés real. El eje horizontal enumera los trimestres luego del shock que ocurre en el momento 1. El último gráfico a la derecha es la tasa de interés internacional.

Los efectos de 2da vuelta son, en primer lugar, un aumento en el precio de los bienes transables y paralelamente, un aumento en el TCR debido a la gran depreciación. Por lo tanto, aumenta el producto por el efecto exportaciones netas y entonces, aumenta el precio de los NT debido al componente transable de estos bienes y al efecto demanda interna. Esta presión sobre los precios tiene como respuesta un aumento en la tasa de interés.

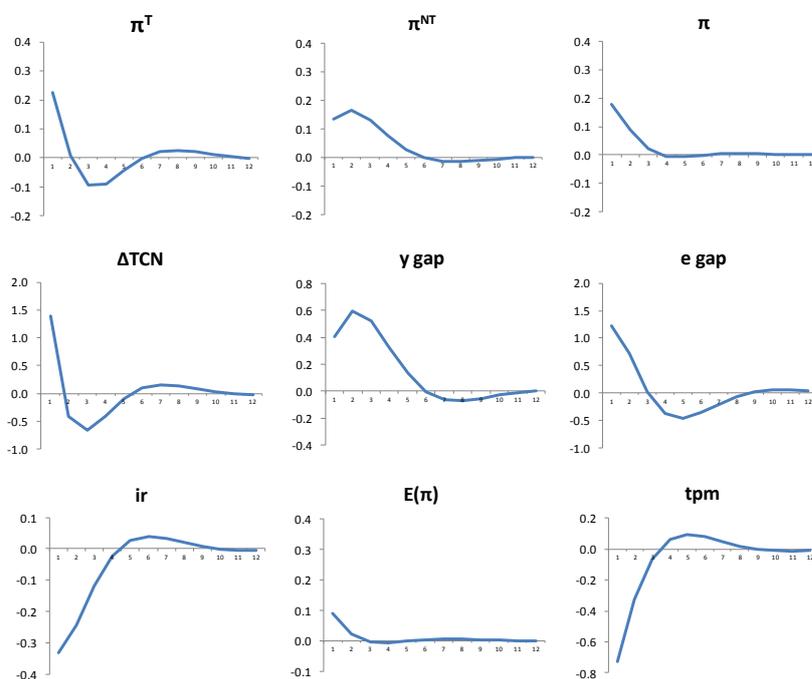
Como consecuencia se genera un empuje inflacionario que no es controlado a pesar de que la tasa de interés permanece por encima de la tasa natural en todo el horizonte temporal. A partir del 5to trimestre ya no existe la presión inflacionaria por el lado de la

demanda debido a que el aumento en la tasa de interés real comienza a enfriar a la economía pero el hecho de continuar con una brecha de tipo de cambio real positiva en todo el período analizado es el factor que mantiene a la inflación por encima de la meta. De modo que las expectativas de inflación también se mantienen desalineadas a mediano plazo y ello retroalimenta este proceso inflacionario.

## 5.2 Shock de Política Monetaria

Se supone que en el momento  $t$ :  $\varepsilon_{tpm}_t$  toma valores negativos<sup>33</sup> lo cual implica una caída de la tasa de interés de corto plazo no prevista en los determinantes de la política monetaria en el modelo. Como consecuencia se producen dos efectos directos: el tipo de cambio sube, siguiendo la condición de paridad descubierta de tasas, y paralelamente, la caída en la tasa de interés de corto plazo afecta a la curva de rendimientos presionando a la baja a la tasa de largo plazo. Por lo tanto, la tasa de interés real cae (Figura 4).

**Figura 4- Funciones de Impulso Respuesta frente a un shock de política monetaria**



**Nota:** esta figura presenta los efectos de un shock exógeno en la tasa de política monetaria sobre (de izq. a derecha): el cambio en los precios transables, los no transables, los precios agregados, el tipo de cambio nominal, la brecha de producto, la brecha de tipo de cambio real, la tasa de interés real, las expectativas de inflación y la tasa de interés de corto plazo. El eje horizontal enumera los trimestres luego del shock que ocurre en el momento 1.

<sup>33</sup> Caída en 100 pb.

Este efecto es expansivo sobre el nivel de actividad ocasionando una presión alcista en los precios de los no transables tanto por la presión de demanda como por el alza en los precios de los insumos importados que se debe al aumento en el tipo de cambio nominal.

Finalmente, la política monetaria responde de manera contractiva subiendo la tasa para contrarrestar el alza de precios, por lo que se desatan los mecanismos en sentido contrario al shock original. Sin embargo, debido a la suavización en la política monetaria y a que se recibe un shock a la baja muy fuerte en el momento 1, recién al año de haber recibido el shock, la tasa asume valores positivos.

La Figura 4 presenta las funciones de impulso respuesta para el modelo estimado. Puede observarse que no existe una persistencia muy grande en el modelo ya que se retorna al estado estacionario luego de algunos trimestres.

### **5.3 Shock de precios internacionales**

La última simulación es una perturbación exógena sobre la inflación internacional por la cual se ven afectados tanto los productos de exportación de la economía doméstica como los de importación. El shock toma valor negativo ( $\varepsilon_{\pi^*}_t < 0$ ) por lo que los precios internacionales caen<sup>34</sup>.

Este shock afecta a la economía a través de varios canales. Al bajar los precios de los bienes importados la economía se encarece relativamente. Dado que el precio de los bienes transables no es plenamente flexible al existir rigideces se alteran los precios relativos y se ven afectadas las cuentas externas. Un segundo canal refiere al costo de la deuda externa. Si el gobierno mantiene deuda en moneda extranjera, una caída en los precios internacionales, hace que aumente el costo de la deuda. Como resultado se resiente la demanda agregada afectando al precio relativo de los bienes no transables.

Entonces se verifica una depreciación nominal a corto plazo pero cuya magnitud no es suficiente para compensar la variación de los precios internacionales por lo tanto el tipo de cambio real cae al inicio (Figura 5). La inflación de los transables aumenta ya que el incremento en el TCN domina al efecto de la caída de los precios internacionales pero al

---

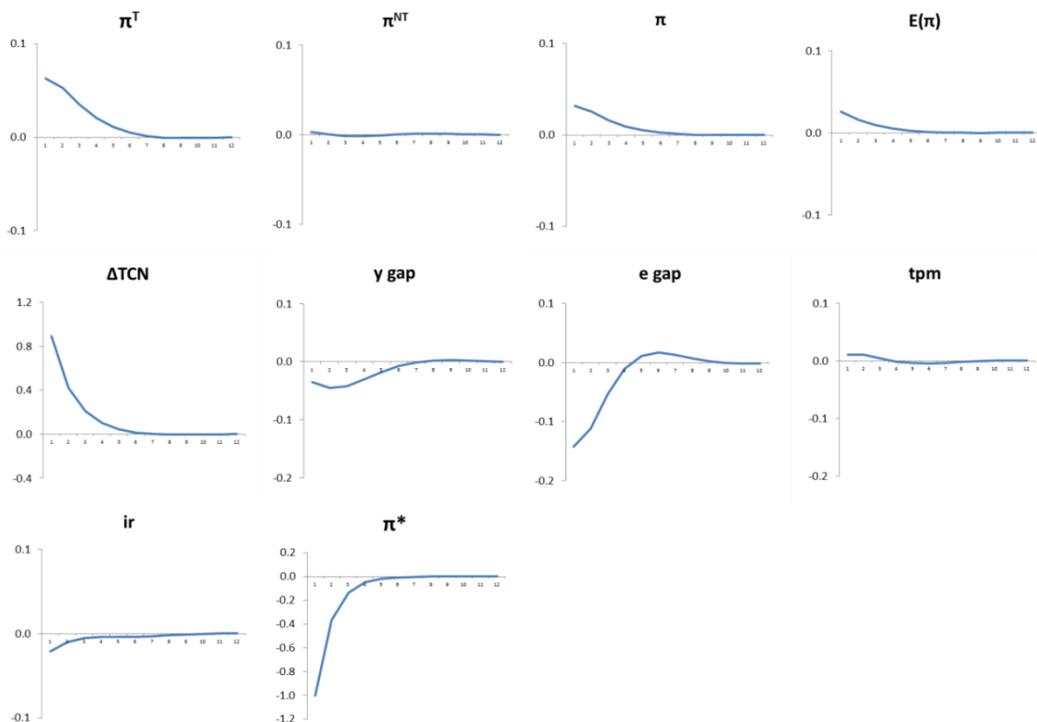
<sup>34</sup> Concretamente,  $\varepsilon_{\pi^*}_t = -1$  o sea que los precios internacionales caen en 1 punto porcentual.

no afectarse los precios de los no transables, los precios al consumidor suben muy moderadamente.

El shock se procesa con un costo para la economía en términos de actividad –aunque de escasa magnitud. La política monetaria en un régimen de Inflation Targeting reacciona frente a esta brecha negativa del producto, de modo que la instancia monetaria es expansiva en términos reales aunque de pequeña magnitud.

Ante el desalineamiento de TCR, las autoridades enfrentan dos opciones para restaurar el equilibrio de las cuentas externas: dejar que se resuelva vía disminución de precios a nivel doméstico o vía aumento en el TCN. En este caso la conducta del BC es en el sentido de dejar que el impacto se resuelva vía TCN, lo cual se traduce en una tasa de interés prácticamente inalterada. En ese sentido, los precios domésticos casi no sufren variaciones.

**Figura 5- Funciones de Impulso Respuesta frente a un shock negativo de precios internacionales**



**Nota:** esta figura presenta los efectos de un shock exógeno en los precios internacionales sobre (de izq. a derecha): el cambio porcentual en los precios transables, los no transables, los precios agregados, las expectativas de inflación, el tipo de cambio nominal, el producto, el tipo de cambio real, la tasa de interés de corto plazo, la tasa de interés real y los precios internacionales. El eje horizontal enumera los trimestres luego del shock que ocurre en el momento 1.

## 5.4 Síntesis de las simulaciones

Como se vio en los apartados 5.1 al 5.3, los primeros 2 shocks generan resultados similares en términos de la dinámica luego de una perturbación en la tasa de interés internacional o de una perturbación exógena sobre la política monetaria. Esto mismo se constata al considerar la magnitud del pass-through estimado –vale recordar que se trata del cociente entre la variación del nivel de precios y la variación del tipo de cambio nominal- como puede verse en la tabla 7, los resultados son similares del orden de 0.13-0.14. Mientras que el PT condicional ante un shock de precios internacionales es claramente inferior (0.04).

En suma, las dinámicas que dan origen a los movimientos nominales son esencialmente distintas. Como resultado se obtienen coeficientes con distintos valores según los mecanismos que se disparan luego de cada shock. En el caso de un shock financiero internacional la persistencia es tan grande que equivale a un cambio que se sostiene en el tiempo lo cual origina el salto importante en el TCN. Por su parte el shock monetario doméstico también eleva de manera significativa al tipo de cambio. Ambos generan un incremento en el nivel de actividad con una duración aproximada de 5 trimestres. Mientras que el menor coeficiente se origina ante un shock de precios internacionales, el cual se resuelve ajustando por precios rápidamente y sin afectar casi al sector real.

Estos resultados están en línea con otros trabajos que estiman PT condicional. Por ejemplo, García-Cicco y García-Schmidt (2017) encuentran que el traspaso condicional generado por un shock de precios internacionales es de una magnitud marcadamente inferior a aquel originado por perturbaciones a la UIP, y Comunale y Kunovac (2017) y Forbes et al. (2017), hallan que el pasaje a precios es mayor en el caso de perturbaciones sobre la política monetaria.

**Tabla 7. Mediciones del pass-through condicional de corto plazo**

Precios internacionales	Financiero internacional	Política Monetaria
0.04	0.14	0.13

**Nota:** esta tabla presenta una medición del PT de corto plazo condicional a los 3 shocks analizados en los apartados anteriores: shock de precios internacionales, shock financiero internacional y shock de política monetaria.

## 6 Diseño de la política monetaria y credibilidad

Finalmente, dados los resultados alcanzados en los puntos anteriores se estaría en condiciones de ver si el PT es afectado bajo distintas estructuras o aspectos del diseño de la política monetaria. En este punto, se realiza un análisis contrafactual: a partir del modelo estimado se cuestiona cuál sería el efecto de seguir distintas sendas para la política monetaria.

En primer lugar, se analiza el efecto de distintos grados de compromiso con el objetivo de inflación, de cambios en la ponderación a la estabilización de la brecha de producto y a la estabilización del tipo de cambio en la regla de política monetaria. Estos tres aspectos se visualizan mediante funciones impulso respuesta a través de calibraciones de los parámetros de la regla de política como se verá en el apartado 6.1.

En el apartado 6.2 se discute otro aspecto de la configuración de la política monetaria como es el establecimiento de distintos niveles para la meta de inflación (un valor alto y otro bajo).

Por otra parte, como ya fue planteado, uno de los objetivos de este estudio es incorporar la credibilidad de la política monetaria en cuanto a dimensionar su impacto sobre el traspaso condicional de TC a precios. Sin embargo, si bien se contrastan los resultados bajo distintos niveles de credibilidad, ésta se considera exógena al modelo. Endogeneizar las expectativas de inflación en el marco de un modelo de equilibrio general permanece como tema de agenda.

En este sentido, el apartado 6.3 considera distintos escenarios de credibilidad. El escenario base o *benchmark* es el de expectativas racionales que se corresponde con el modelo estimado. Se implementan escenarios alternativos con expectativas de inflación desalineadas, esto es, donde los agentes esperan sistemáticamente un nivel de inflación superior al target del BC<sup>35</sup>. Por último, se considera un escenario de perfecta credibilidad respecto a la meta anunciada por el BC (expectativas ancladas).

---

<sup>35</sup> Como ya se adelantó, no fue posible estimar directamente en el modelo procesos que se aparten de la hipótesis de expectativas racionales debido a la no convergencia al equilibrio. De modo que se imponen de forma exógena distintas dinámicas. Para ejemplificar el primer escenario de expectativas desalineadas se

De modo que en cada caso se evalúa cómo afectan las distintas condiciones a la velocidad o magnitud del pasaje de TC a precios.

## 6.1 Compromiso

En este punto se afectan los parámetros de la Regla de Taylor, otorgando mayor/menor ponderación a los parámetros que reflejan la consideración del BC respecto a la brecha de inflación, la brecha de producto y las variaciones del TCN.

En la ecuación [7] para la regla de política los parámetros a considerar son  $a_{14}$ ,  $a_{15}$  y  $a_{16}$ . En primer lugar, se considera la opción de darle una mayor (menor) ponderación al parámetro asociado con la distancia entre la inflación efectiva y la meta ( $a_{14}$ ), haciendo la regla de Inflation Targeting más estricta (flexible) según el caso. Con ese objetivo se le da alternativamente al control de la inflación dos valores extremos: para simular un régimen flexible se le da un menor peso, casi similar a las fluctuaciones del producto; y para simular un régimen estricto, se duplica su valor<sup>36</sup>.

La hipótesis es que con una regla más flexible, el PT condicional será mayor, en tanto el Banco Central reaccionaría menos ante aumentos esperados en la tasa de inflación por lo que a corto plazo los precios aumentarían más respecto a un régimen estricto. Algo similar cabe esperar si se aumenta la ponderación de las otras variables en la RPM ya que al tener un solo instrumento, aumentar la importancia de la estabilización del producto o del TCR puede hacerse en detrimento de la meta de inflación.

Para ver los efectos según el nivel de compromiso de la autoridad monetaria, se simula en todos los casos el mismo shock: una perturbación exógena que altera la paridad de tasas de interés; puntualmente un aumento de la tasa de interés internacional (ya discutido en el punto 5.1).

---

simula un shock que las aleja en 1 punto porcentual respecto a la meta anunciada por el BC por 8 períodos luego de los cuales se retorna al equilibrio de expectativas racionales (la meta del BC se establece como el centro del rango meta para todo el período de estudio, esto es, 5%).

Se simula un segundo escenario que corresponde con un caso más suave de desalineamiento por 4 períodos que van convergiendo a la meta. Comienza con un desalineamiento de 1 punto porcentual que va descendiendo 0.25 puntos progresivamente, de forma escalonada, hasta retornar a una especificación racional.

<sup>36</sup> En otras palabras, al valor estimado  $\hat{a}_{14}$  se lo calibra de acuerdo con lo siguiente: para simular un BC con una regla IT flexible  $\tilde{a}_{14} \cong \hat{a}_{15}$  y para simular un IT estricto,  $\tilde{a}_{14} \cong 2 * \hat{a}_{14}$

Como resultado de afectar el coeficiente de la brecha de inflación -tanto al duplicarlo como al darle un menor valor- no ocurre una variación de importancia en el PT del TC. En el escenario base, el PT se estima en 0.137, pasando a ser de 0.135 en el caso de IT estricto y a 0.139 en el caso de un régimen de IT flexible. El resultado se sostiene cuando se evalúa el PT condicional a un shock de PM<sup>37</sup>.

El segundo parámetro que se afecta es  $a_{15}$ , coeficiente asociado a la brecha de producto. En este caso, también se realiza la prueba de darle tanto un valor mayor como uno menor al estimado por el modelo. Aquí el efecto es claramente mayor pero aún es poco significativo. Al darle un menor valor al coeficiente -reducirlo a aproximadamente la mitad-: el PT pasa de 0.137 a 0.142; mientras que al duplicarlo, el cociente baja a 0.134. De nuevo el resultado se sostiene al medir el PT condicional a un shock de PM<sup>38</sup>.

Este resultado llama la atención ya que no parece ir en el sentido de la hipótesis de existencia de un *trade-off* entre contemplar las fluctuaciones del nivel de actividad y el compromiso inflacionario. Por lo tanto, se esperaba a priori un aumento en el PT condicional -cuando se incrementa el peso en la regla de la brecha de producto- que no fue verificado en los datos.

La clave para comprender este comportamiento se encuentra en los movimientos que se originan tanto al simular un shock financiero internacional como un shock monetario: un aumento del producto por encima del potencial y a la vez, una presión inflacionaria. De modo que aumentar el peso en la RPM de la estabilización del producto implica en estos casos, aumentar la tasa, tanto por un factor como por el otro. Por el contrario, ante un shock de precios internacionales mediante el cual los precios domésticos aumentan pero el nivel de actividad se resiente, se cumple que el PT es mayor si el BC aplica una regla con mayor ponderación a la estabilidad del producto<sup>39</sup>.

En síntesis, otorgar un mayor peso a la brecha de producto en la RPM no se traduce a priori en traspasos de TC a precios mayores, ya que el resultado también es condicional al tipo de shock subyacente.

---

<sup>37</sup> En este caso la variación es de  $\pm 0.001$ .

<sup>38</sup> El PT condicional a un shock de PM se estima en 0.128 (benchmark). Al incrementar (disminuir) el peso de la brecha de producto en la RPM, el PT disminuye (aumenta) a 0.120 (0.137).

<sup>39</sup> En este caso, el PT condicional que es de 0.036, al aumentar (disminuir) el peso de la brecha de producto en la Regla de Taylor, sube (cae) a 0.039 (0.032).

Finalmente, se cambia el valor estimado del parámetro  $a_{16}$  cuyo valor es cercano a 0, otorgándole una mayor importancia en la regla de política monetaria al desalineamiento a corto plazo del tipo de cambio real respecto al valor de sus fundamentos de largo plazo. Tanto imputándole un valor de 1 como de 2.36 –mismo valor que el coeficiente estimado de la brecha de producto-, el valor para el PT condicional de corto plazo pasa a ser 0.139 (desde 0.137). En definitiva, una regla que otorgue mayor importancia a corregir desalineamientos de TCR, no conduce a un mayor PT de TC ya que la variación no es muy significativa.

## 6.2 Distintos niveles para la meta de inflación

Se plantean dos escenarios para niveles distintos del target de inflación de la política monetaria: uno alto (se toma  $\pi_{target} = 8$ ) y uno bajo ( $\pi_{target} = 3$ ). La hipótesis respecto al traspaso a precios de una variación en el tipo de cambio ante distintos niveles del target es que no hay variaciones en los efectos. Dado que el modelo parte del estado estacionario, ante un shock, las variaciones en términos porcentuales respecto a los valores del estado estacionario son las mismas. Lo importante no es el valor de la meta de inflación *per se* sino el desalineamiento con el target.

En este caso, se encuentra que las variaciones son en las variables nominales y de manera proporcional de modo que las variables reales no se alteran. En síntesis, se constata nuestra hipótesis inicial: para cualquier shock considerado los efectos son idénticos tanto al tomar un target de 3% como uno de 8%.

## 6.3 Credibilidad

En la tabla 8 se presentan los resultados en la estimación del PT de corto plazo (CP) para los tres shocks considerados cruzando con distintos niveles de credibilidad de la política monetaria.

Se puede apreciar, tal como se vio en 5.4, que el traspaso es condicional al shock que origina estas variaciones, siendo menos importantes los shocks que mueven a los precios internacionales respecto a los monetarios/financieros.

La segunda observación que puede hacerse es que la credibilidad es un aspecto fundamental para la política monetaria, ya que un pequeño desalineamiento de las

expectativas de inflación respecto a la meta del BC (en este caso, un desvío de 1%) más que duplica el traspaso de TC a precios en relación al caso en que las expectativas son racionales. Por ejemplo, ante una perturbación sobre la política monetaria, el PT de CP pasa de 0.13 en el caso benchmark a 0.53 cuando existe un desalineamiento en las expectativas de 1 punto porcentual respecto a la meta. Asimismo, con expectativas ancladas el PT siempre es menor (en este caso, 0.11 versus 0.13).

**Tabla 8. Estimaciones del PT de TC condicionales a tres shocks alternativos, según nivel de credibilidad**

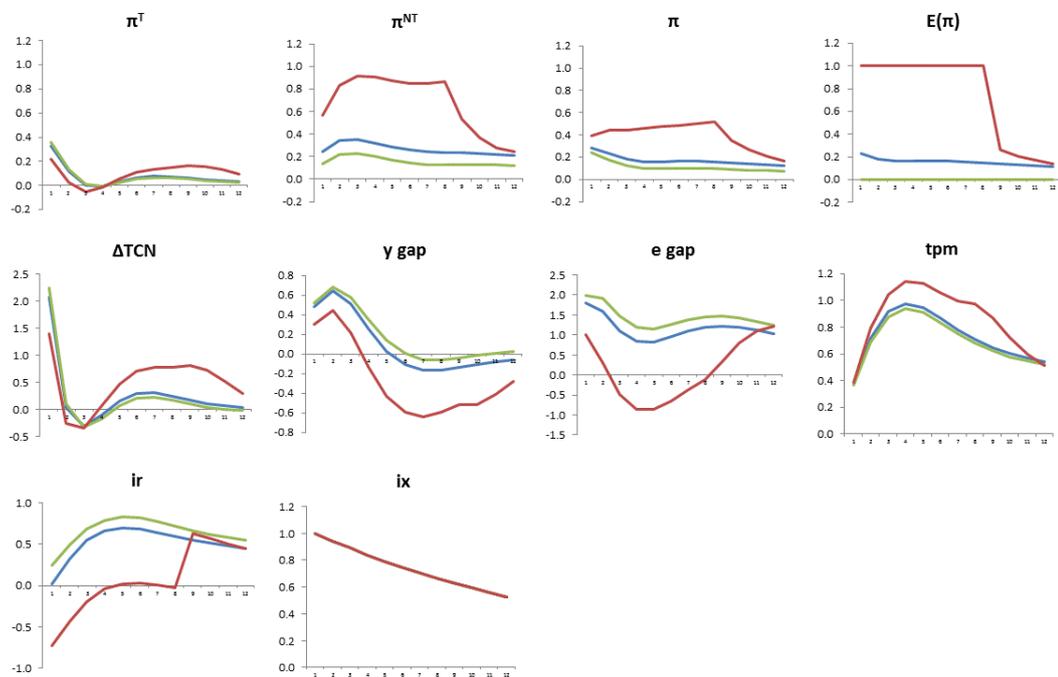
		Precios internacionales	Financiero internacional	Política Monetaria
Credibilidad	Exp. Ancladas	0.03	0.11	0.11
	Exp. Racionales (Benchmark)	0.04	0.14	0.13
	Exp. Desalineadas	3.02	0.28	0.53

Aquí se debe observar que para el shock de precios internacionales, cuando las expectativas no están perfectamente alineadas con la meta del BC, el cociente  $\frac{\Delta P}{\Delta S}$  es significativamente mayor. La explicación de esto subyace en cómo se especifica el desalineamiento: se impone un shock paralelo sobre las expectativas de 1% por encima de la meta partiendo del estado estacionario. Por lo tanto, en este caso en el cual los precios apenas suben y el TCN se incrementa casi 100 pb (ver Figura 5), lo que ocurre es que al simular un salto en las expectativas, los precios de los no transables también saltan mientras que el TCN sube muy poco en relación al escenario base ya que la tasa de interés ahora se eleva para contrarrestar este empuje inflacionario.

En la Figura 6 se presentan las funciones de impulso respuesta ante un shock financiero internacional para el caso extremo de expectativas desalineadas (línea roja) versus el modelo base (línea azul) y también se muestra el modelo con expectativas ancladas (línea verde). A menor nivel de credibilidad, mayor será el alza del nivel general de precios. Esto se fundamenta por lo que sucede en el mercado de bienes no transables ya que los transables aumentan menos que en el caso base.

Una conclusión preliminar es que si se midiera el PT sin tener cuenta que el trasfondo es el de una perturbación aleatoria en la paridad descubierta de tasas con expectativas de inflación desancladas, y se estimara el cociente  $\frac{\Delta P}{\Delta S}$  se podría decir erróneamente que el PT fue muy alto cuando la razón que subyace al alza de precios es la falta de credibilidad.

**Figura 6- Funciones de Impulso Respuesta frente a un shock financiero internacional. Modelo base (línea azul), Expectativas ancladas (línea verde), Expectativas desalineadas (línea roja).**



**Nota:** esta figura presenta los efectos de un shock exógeno en la tasa de interés internacional sobre el cambio en: (de izq. a derecha) los precios transables, los no transables, los precios agregados, las expectativas de inflación, el tipo de cambio nominal, el producto, el tipo de cambio real, la tasa de interés de corto plazo y la tasa de interés real. El eje horizontal enumera los trimestres luego del shock que ocurre en el momento 1. El último gráfico a la derecha es la tasa de interés internacional.

En esta simulación tal como se veía en la tabla 8 el cociente es 0,14 para el modelo base y 0,28 para el caso en que los agentes esperan una inflación 1% superior a la meta anunciada por el BC.

Finalmente, también se simula un escenario en que las expectativas están inicialmente desalineadas pero van convergiendo en un período de un año a una especificación de expectativas racionales. Con esto se intenta la aproximación a una situación en la cual los

agentes pueden tener dudas acerca de la veracidad de los anuncios que hace la autoridad monetaria.

Esto podría relacionarse con modelos de reputación tal como el que plantean Backus y Driffill (1985) en el cual el público tiene incertidumbre respecto a cuál es el verdadero carácter del gobierno, se trata de agentes racionales pero que no acceden a toda la información. Por lo tanto la autoridad monetaria debe dar señales acerca de su carácter.

Los modelos de política monetaria en presencia de información privada difieren en cuanto a la naturaleza de la variable acerca de la cual los policy-makers poseen información privada. La incertidumbre acerca de la habilidad de comprometerse ha sido modelizada con la existencia de 2 tipos de policy-makers, uno con habilidad de compromiso, otro no. El público desconoce cuál de ellos está en el gobierno. Dado que el tipo de policy-maker cambia en el tiempo, a pesar de que el público aprende continuamente acerca de qué tipo se trata, nunca está completamente informado. (Cukierman, 1992)

En síntesis, los agentes no saben qué tipo de BC es pero con el paso del tiempo lo van descifrando. De modo que se simula este escenario con un público que espera un desalineamiento de 1% por encima de la meta anunciada para el 1er período pero al ver que el BC reacciona ante un empuje inflacionario, van ajustando sus expectativas a la baja progresivamente tal que luego de 4 trimestres las expectativas convergen a un estadio racional.

Lo interesante aquí es que a pesar de tratarse de un modelo con componentes forward looking y que en general se arriba al estado estacionario sin mucha dificultad; en este caso, el traspaso de TC de CP es similar en magnitud a la situación en que las expectativas permanecen desalineadas por el período de 24 meses.

#### **6.4 Extensiones**

Una limitación del análisis es que al tratarse de un modelo lineal y simétrico no es posible tomar en cuenta la presencia de no linealidad o de asimetrías en el traspaso del tipo de cambio. Para Uruguay, Fronés y Glejberman (2011) encuentran evidencia de asimetrías en el pass-through de tipo de cambio a precios, es decir que la relación no es lineal sino que el efecto sobre los precios es mayor cuanto mayor la magnitud de la depreciación,

mayor el nivel de inflación, menor la volatilidad del TC y cuando el nivel de actividad económica se encuentra por encima de su tendencia.

Las asimetrías en el PT pueden surgir por varias razones, un ejemplo es la existencia de costos de menú que implica que si las variaciones en los costos son muy pequeñas (originadas en variaciones mínimas en el tipo de cambio), puede ser racional no cambiar los precios.

Forbes et al. (2015) utilizan un modelo de equilibrio general y para estimar el PT utilizan como marco un VAR estructural donde toman en cuenta los diversos shocks que subyacen a los movimientos del tipo de cambio. Las autoras se ven enfrentadas al mismo problema dado que su modelo es lineal y lo resuelven estudiando períodos de tiempo específicos -de acuerdo con la magnitud o dirección del movimiento en el TC- para ver si la naturaleza de los shocks tiende a diferir según los diferentes tipos de movimientos en el TC.

Siguiendo esta estrategia, sería interesante clasificar a los movimientos del TC en nuestro período de estudio entre por un lado, movimientos grandes y movimientos pequeños y por otra parte, eventos de apreciación o de depreciación y a partir de estas cuatro categorías realizar la descomposición de varianza para el tipo de cambio.

## 7 Conclusiones

En este documento se toma un modelo semi-estructural planteado y calibrado para la economía uruguaya en Carballo et al. (2015) con el interés de estudiar, en un marco de equilibrio general, cuáles son las dinámicas que se generan en torno a movimientos del TCN. En este sentido, el modelo fue estimado usando técnicas bayesianas para aumentar la relevancia empírica tal como sugería el trabajo original.

A partir de la premisa de endogeneidad del traspaso de tipo de cambio a precios en una economía con un régimen de flexibilidad del TC, se generan mediciones de PT condicional a los shocks de mayor impacto sobre las variaciones del TC según surge de la descomposición de varianza asintótica: shock financiero internacional, shock de política monetaria y shock de precios internacionales. Para medir el PT condicional de CP se calcula el cociente  $\frac{\Delta P}{\Delta S}$  para cada shock considerado, medido en el primer trimestre.

Los hallazgos empíricos respecto a las mediciones puntuales, refieren a que el PT es mayor cuando el origen es una perturbación exógena en las condiciones monetarias/financieras, encontrando un PT estimado en este caso similar al de otros estudios empíricos para Uruguay (Gianelli, 2012, Fronés y Glejberman, 2011, Carrière-Swallow et al., 2016). Por otra parte, el PT condicional a shocks de demanda internacional es significativamente menor.

Se encuentra que la magnitud del PT depende fuertemente de la estructura de las expectativas que se asuma. Para un escenario de expectativas desalineadas, la autoridad monetaria llevará a cabo una política mucho más contractiva, ya que en última instancia su objetivo debe ser alinear las expectativas con la meta de inflación. Tal como se esperaba, con ausencia de credibilidad el traspaso a precios del TC -condicional al shock- será mayor al escenario base. Los resultados confirman que la credibilidad es un aspecto fundamental para la política monetaria, ya que un pequeño desalineamiento de las expectativas de inflación respecto a la meta del BC puede conducir a que el traspaso de TC a precios se duplique o triplique en relación al caso de expectativas racionales.

A su vez, el PT bajo la hipótesis de expectativas racionales -que establece que los agentes económicos además de contar con toda la información disponible, conocen la verdadera

estructura del modelo- es mayor al caso de perfecta credibilidad o sea de expectativas ancladas en la meta de inflación anunciada por el BC.

Por otra parte, se encuentra un impacto de segundo orden al afectar los parámetros de la Regla de Taylor. Se pueden ver los efectos de un BC que aplica una regla de política más flexible (estricta) tanto disminuyendo (aumentando) el coeficiente asociado con la brecha de inflación como aumentando (disminuyendo) la importancia de los restantes argumentos (estabilización del producto o del TCR) ya que esto puede hacerse en detrimento de la meta de inflación. Al contar con un solo instrumento para la conducción de la PM, si se contemplan objetivos adicionales a la estabilidad de precios se puede ver alterado el nivel de compromiso del BC respecto a su objetivo principal.

La hipótesis es que con una regla más flexible, el PT condicional será mayor, en tanto el Banco Central reaccionaría menos ante aumentos esperados en la tasa de inflación por lo que a corto plazo los precios aumentarían más respecto a un régimen estricto.

Para ver los efectos según el nivel de compromiso de la autoridad monetaria, se simula en todos los casos el mismo shock: una perturbación exógena sobre la tasa de interés internacional. Como resultado de afectar en la RPM tanto el coeficiente de la brecha de inflación como al otorgarle una mayor importancia al desalineamiento a corto plazo del tipo de cambio real -respecto al valor de sus fundamentos de largo plazo- no se encuentran efectos significativos en el PT de TC.

A su vez, al afectar el parámetro asociado con la brecha de producto, se encuentra un mayor efecto en relación con los demás parámetros, y además, con el signo contrario respecto a lo esperado. Al darle un menor (mayor) valor al coeficiente, el PT aumenta (baja). El resultado se sostiene al medir el PT condicional a un shock de PM, no así frente a un shock de precios internacionales.

La clave se encuentra en los movimientos que se originan tanto a partir del shock financiero internacional como del monetario: un aumento del producto por encima del potencial y a la vez, una presión inflacionaria. De modo que aumentar el peso en la RPM de la estabilización del producto implica en estos casos, aumentar la tasa, tanto por un factor como por el otro. Por el contrario, ante un shock de precios internacionales mediante el cual los precios domésticos suben pero el nivel de actividad se resiente, se

cumple que el PT aumenta si el BC aplica una regla con mayor ponderación a la estabilidad del producto.

En síntesis, otorgar un mayor peso a la brecha de producto en la RPM no se traduce a priori en traspasos de TC a precios mayores, ya que el resultado también es condicional al tipo de shock subyacente.

Finalmente, se encuentra que fijar una meta de inflación muy alta o baja es irrelevante en términos del PT: no se ve afectado por el nivel del target en sí mismo sino por el desalineamiento de la inflación actual respecto al target.

## 8 Referencias Bibliográficas

- Adjemian, S., Bastani, H., Juillard, M., Mihoubi, F., Perendia, G., Ratto, M., y Villemot, S. (2011). *Dynare: Reference Manual Version 4* (No. 1). Dynare Working Papers, CEPREMAP.
- An, S., y Schorfheide, F. (2007). Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric reviews*, 26(2-4), 113-172.
- Backus, D., y Driffill, J. (1985). Inflation and reputation. *The American Economic Review*, 75(3), 530-538.
- Barhoumi, K. (2006). *Exchange Rate Pass-Through and Structural Macroeconomic Shocks in Developing Countries: An Empirical Investigation*. MPRA Paper (No. 6573), University Library of Munich, Germany.
- Basal, J., Carballo, P., Cuitiño, F., Frache, S., Mourelle, J., Rodríguez, H., ... Vicente, L. (2016). *Un modelo estocástico de equilibrio general para la economía uruguaya* (No. 2016002). Banco Central del Uruguay.
- Benes, J., y Fukac, M. (2008). *A cook-book of IRIS. For beginners*. DSGE modelling course. Reserve Bank of New Zealand.
- Berg, A., Karam, P., y Laxton, D. (2006). *A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis: Overview* (No. 6-80). International Monetary Fund.
- Betts, C., y Devereux, M. B. (2000). Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. *Journal of international Economics*, 50(1), 215-244.
- Biedermann, G. J., Ruíz Díaz, V. M., Bejarano, W. A., y Charotti, C. J. (2014). *Modelo Macroeconómico de Proyección para Paraguay estimado por Métodos Bayesianos: construcción y aplicaciones*. Documento de trabajo, CEMLA
- Borraz, F., Licandro, G., y Sola, D. (2017). *Wage and Price Setting: New Evidence from Uruguayan Firms*. BIS Working Papers (No. 605).
- Borraz, F., y Zacheo, L. (2018). Inattention, Disagreement and Internal (In) Consistency of Inflation Forecasts. Trabajo presentado en las XXXIII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.  
[https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economia/Laura\\_Zacheo.pdf](https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economia/Laura_Zacheo.pdf)

- Bouakez, H., y Rebei, N. (2008). Has exchange rate pass-through really declined? Evidence from Canada. *Journal of International Economics*, 75(2), 249-267.
- Boz, E., Bulir, A., y Hurnik, J. (2010). Handout for the monetary model and its use for forecasting and policy analysis. *IMF courses*.
- Branch, W. A. (2004). The theory of rationally heterogeneous expectations: evidence from survey data on inflation expectations. *The Economic Journal*, 114(497), 592-621.
- Brooks, S. P., y Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of computational and graphical statistics*, 7(4), 434-455.
- Brum, C., Carballo, P., y España, V. (2010). Aproximaciones empíricas a la tasa natural de interés para la economía uruguaya. *Cuaderno de Economía*, Segunda Época, 1, 107-126. Universidad Católica del Uruguay.
- Burstein, A., y Gopinath, G. (2014). International prices and exchange rates. En Gopinath, G., Helpman, E., y Rogoff, K., (Eds), *Handbook of International Economics*, 4, 391-451. Elsevier.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Campa, J. M., y Goldberg, L. S. (2002). *Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?* (No. w8934). National Bureau of Economic Research.
- Canales-Kriljenko, J., Freedman, C., Garcia-Saltos, R., Johnson, M., y Laxton, D. (2009). *Adding Latin America to the Global Projection Model*. International Monetary Fund.
- Carabenciov, I., Freedman, C., Garcia-Saltos, R., Laxton, M. D., Kamenik, M. O., y Manchev, M. P. (2013). *GPM6: the global projection model with 6 regions* (No. 13-87). International Monetary Fund.
- Carballo, P., González, J. I., Güenaga, M., Mourelle, J., y Romaniello, G. (2015). *Un modelo semi estructural de proyecciones macroeconómicas para el Uruguay* (No. 2015012). Banco Central del Uruguay.
- Carrière-Swallow, Y., Gruss, B., Magud, N. E., y Valencia, F. (2016). *Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through* (No. 16/240). International Monetary Fund.
- Choudhri, E., y Hakura, D. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.

- Comunale, M., y Kunovac, D. (2017). *Exchange rate pass-through in the euro area* (No. 2003). ECB Working Paper.
- Corsetti, G., Dedola, L., & Leduc, S. (2008). High exchange-rate volatility and low pass-through. *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1113-1128.
- Cuitiño, F., Ganón, E., Tiscordio, I., y Vicente, L. (2010). *Modelos univariados de series de tiempo para predecir la inflación de corto plazo* (No. 2010008). Banco Central del Uruguay.
- Cukierman, A. (1992). *Central bank strategy, credibility, and independence: Theory and evidence*. MIT press.
- DeJong, D. N., y Dave, C. (2011). *Structural macroeconometrics*. Princeton University Press.
- Devereux, M. B., y Yetman, J. (2002). *Price setting and exchange rate pass-through: theory and evidence* (No. 22/2002). Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper.
- Dixit, A. (1989). Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 205-228.
- Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices. *American Economic Review*, 77, 93-106.
- Edwards, S. (2006). *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited* (No. w12163). National Bureau of Economic Research.
- Evans, G. W., y Honkapohja, S. (2001). *Learning and expectations in macroeconomics*. Princeton University Press.
- Forbes, K. J., Hjortsoe, I., y Nenova, T. (2015). *The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through*. Discussion Papers (No. 43). Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.
- Forbes, K. J., Hjortsoe, I., y Nenova, T. (2017). *Shocks versus structure: explaining differences in exchange rate pass-through across countries and time*. Discussion Papers (No. 50). Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.
- Frones, L., y Glejberman, J. (2011). *Asimetrías en el Pass-Through de tipo de cambio a precios en Uruguay*. Monografía de grado. Universidad de la República (Uruguay). Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Gagnon, J. E., y Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.

- García-Cicco, J., y García-Schmidt, M. (2017). *Revisiting the Exchange-Rate Pass-Through: A General Equilibrium Perspective* (No. 58). Pontificia Universidad Católica Argentina.
- Gianelli, D. (2012). El traspaso de tipo de cambio a precios en Uruguay. *Cuaderno De Economía*, (1), 45-65.
- Gianelli, D., Vicente, L., Basal, J., y Mourelle, J. (2011). *Un modelo macroeconómico de estimación trimestral para la economía uruguaya* (No. 2010011). Banco Central del Uruguay.
- Güenaga, L. M. (2017). *Efectos de la dolarización parcial sobre la política monetaria en un modelo semi estructural de proyecciones macroeconómicas para el Uruguay* (No. 12/17). Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Sociales.
- Güenaga, M., Mourelle, J., y Vicente, L. (2014). Estimaciones alternativas de producto potencial y brecha de producto en Uruguay. *Revista de Economía*, 21(1).
- Hagopian, K. (2006). *Pass-through del Tipo de Cambio a Precios: La Cadena de Distribución*. Tesis de Magíster en Economía. Universidad de la República (Uruguay). Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Juillard, M. (2018). Dynamic Stochastic General Equilibrium Models: A Computational Perspective. *The Oxford Handbook of Computational Economics and Finance*.
- Krugman, P. (1986). Pricing to market when the exchange rate changes. En Arndt, S., y Richardson, J., (Eds), *Real Financial Linkages among Open Economies*, 49–70. MIT Press, Cambridge.
- Licandro, G., y Mello, M. (2014). Firm Inflation Expectations and Monetary Policy in Uruguay. *Revista de Economía*, 21(2), 41.
- López Mejía, A., Rebucci, A., y Saizar, C. (2008). Pass-Through, Dollarization, and Credibility in Uruguay. En Piñón, M., Gelos, G., y López Mejía, A. (Eds). *Macroeconomic Implications of Financial Dollarization: The Case of Uruguay* (No. 263). International Monetary Fund.
- Mankiw, G., y Reis, R. (2002). Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1293-1328.
- Milani, F. (2012). The modeling of expectations in empirical DSGE models: A survey. En *DSGE Models in Macroeconomics: Estimation, Evaluation, and New Developments* (pp. 3-38). Emerald Group Publishing Limited.

- Mishkin, F. S. (2008). *Exchange rate pass-through and monetary policy* (No. w13889). National Bureau of Economic Research.
- Roberts, G. O., y Rosenthal, J. S. (2001). Optimal scaling for various Metropolis-Hastings algorithms. *Statistical science*, 16(4), 351-367.
- Salas, J. (2011). Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial. *Revista de Estudios Económicos*, 22, 41-62.
- Shambaugh, J. (2008). A new look at pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 27(4), 560-591.
- Sims, C. A. (2003). Implications of Rational Inattention. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665-690.
- Smets, F., y Wouters, R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. En *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.
- Varela, G., y Vera, C. (2002). Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaria a precios. *Revista de economía*, 10(1), 87-150.

## APÉNDICE A – Ecuaciones del Modelo

$$y_{gap_t} = a_1 y_{gap_{t-1}} + a_2 y_{gap_{t+1}}^e - a_3 r_{gap_{t-1}} + a_4 e_{gap_t} + a_5 y_{gap_{t-1}}^* + \varepsilon_{y_{gap_t}} \quad [1]$$

$$y_{gap_{t+1}}^e = E_t y_{gap_{t+1}} \quad [2]$$

$$\pi_t^{ntx} = a_6 \pi_{t+1}^{ntx^e} + (1 - a_6) \pi_{t-1}^{ntx} + a_7 y_{gap_t} + a_8 e_{gap_t} + \varepsilon_{pntx_t} \quad [3]$$

$$\pi_{t+1}^{ntx^e} = E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_{exp_{ec_t}} \quad [4]$$

$$\pi_t^{tx} - \pi_{ss}^{target} = a_9 (\pi_{t-1}^{tx} - \pi_{ss}^{target}) + a_{10} (\delta_t - (\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) + a_{11} (\pi_t^* - \pi_{ss}^*) + a_{12} e_{gap_t} + \varepsilon_{\pi^{tx}_t} \quad [5]$$

$$0 = a_s \delta_{t+1} + (1 - a_s) (\delta_t + 2(\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) - (i_t^{CP} - i_t^* - \rho_t) + \varepsilon_{s_t} \quad [6]$$

$$tpm_t = a_{13} tpm_{t-1} + (1 - a_{13}) (tpm_{eq} + a_{14} (\pi_t - \pi_t^{target}) + a_{15} y_{gap} + a_{16} (\delta_t - (\pi_t^{target} - \pi_{ss}^*))) + \varepsilon_{tpm_t} \quad [7]$$

$$Dy_t = Dy_{eq_t} + y_{gap_t} - y_{gap_{t-1}} \quad [8]$$

$$Dy_{eq_t} = c_{12} Dy_{eq_{t-1}} + (1 - c_{12}) Dy_{ss} + \varepsilon_{Dy_{eq_t}} \quad [9]$$

$$\pi_t = (v_1 \pi_t^{ntx} + v_2 \pi_t^{tx}) / (v_1 + v_2) \quad [10]$$

$$\pi_t^{target} = c_{11} \pi_{t-1}^{target} + (1 - c_{11}) \pi_{ss}^{target} + \varepsilon_{\pi^{target}_t} \quad [11]$$

$$ir_{gap_t} = ir_t - ir_{eq_t} \quad [12]$$

$$ir_t = tilp_t - E_t \pi_{t+1} \quad [13]$$

$$tilp_t = c_{13} tilp_{t-1} + (1 - c_{13}) 0.5 (i_t^{CP} + i_{t+1}^{CP}) + spread_t + \varepsilon_{tilp_t} \quad [14]$$

$$ir_{eq_t} = c_5 ir_{eq_{t-1}} + (1 - c_5) ir_{ss} + \varepsilon_{ir_{eq_t}} \quad [15]$$

$$spread_t = c_{30} spread_{t-1} + (1 - c_{30}) spread_{ss} + \varepsilon_{spread_t} \quad [16]$$

$$De_t = De_{eq_t} + e_{gap_t} - e_{gap_{t-1}} \quad [17]$$

$$\rho_t = c_{10} \rho_{t-1} + (1 - c_{10}) \rho_{ss} + \varepsilon_{\rho_t} \quad [18]$$

$$ir_t^* = i_t^* - \pi_{t+1}^* \quad [19]$$

$$y_{gap_t}^* = c_7 y_{gap_{t-1}}^* + \varepsilon y_{gap_t}^* \quad [20]$$

$$i_t^* = c_8 i_{t-1}^* + (1 - c_8) i_{ss}^* + \varepsilon i_t^* \quad [21]$$

$$\pi_t^* = c_9 \pi_{t-1}^* + (1 - c_9) \pi_{ss}^* + \varepsilon \pi_t^* \quad [22]$$

## **Notación**

### Variables

---

$y_{gap}$	Brecha de Producto (en % del PIB potencial)
$y_{eq}$	PIB real potencial
$e_{gap}$	Brecha de tipo de cambio real
$y_{gap}^*$	Brecha de producto externo
$\pi_t^{ntx}$	Variación trimestral de precios No Transables de Exclusión
$\pi_t^{tx}$	Variación trimestral de precios Transables de Exclusión
$\pi_t^*$	Variación trimestral de precios internacionales
$\delta$	Variación trimestral del tipo de cambio nominal
$r_{gap}$	Brecha de tasa de interés real
$E_t y_{gap_{t+1}}$	Expectativas formuladas en t para la brecha de producto en t+1
$E_t \pi_{t+1}$	Expectativas formuladas en t para la tasa de inflación en t+1
$\pi_t$	Variación trimestral de precios domésticos
$\pi_t^{target}$	Tasa de inflación meta del BC
$i_t^*$	Tasa de interés internacional
$ir_t^*$	Tasa de interés real internacional
$tilp$	Tasa de interés promedio de largo plazo
$\rho$	Prima de riesgo país
$tpm / i_t^{CP}$	Tasa de interés de corto plazo
$Dy$	Variación del Producto
$Ir$	Tasa de interés real
$spread$	Spread de tasa de interés

Adicionalmente, el subíndice ss hace alusión al valor que toma la variable en el estado estacionario (*steady state*)

### Parámetros

---

$a_1$	Persistencia de la brecha del producto doméstica en la curva IS
$a_2$	Importancia de las expectativas de demanda en la curva IS
$a_3$	Importancia de la brecha de tasa de interés real en la curva IS
$a_4$	Importancia de la brecha del tipo de cambio real en la curva IS
$a_5$	Importancia de la brecha del producto externa en la curva IS
$a_6$	Importancia de las expectativas de inflación en la inflación de no transables
$1 - a_6$	Persistencia de la inflación de no transables

$a_7$	Importancia de los factores de demanda en la inflación de NT
$a_8$	Ponderación del TCR en la inflación de NT
$a_9$	Persistencia de los precios de transables
$a_{10}$	Coeficiente de la variación del TCN en la inflación de transables
$a_{11}$	Coeficiente de la inflación internacional en inflación de transables
$a_{12}$	Coeficiente de la brecha de TCR en inflación de transables
$a_{13}$	Persistencia de la tasa de interés de corto plazo
$a_{14}$	Reacción del BC ante desvíos de la inflación respecto de su meta
$a_{15}$	Reacción del BC ante la brecha del producto
$a_{16}$	Reacción del BC ante el desalineamiento del TCN respecto a los diferenciales de inflación
$a_s$	cantidad de agentes con expectativas racionales en la ecuación de tipo de cambio
$c_7$	Inercia de brecha de producto resto del mundo
$c_8$	Inercia tasa de interés internacional
$c_9$	Inercia precios internacionales
$c_{10}$	Inercia embi uruguay
$c_{12}$	Inercia crecimiento del pib potencial
$c_{13}$	Inercia tasa de interés de largo plazo
$c_{30}$	Inercia spread

---

## APÉNDICE B – Datos

Los datos utilizados para la estimación son series trimestrales para el período 2005.Q1 a 2017.Q4. Las variables fueron centradas, es decir, se le resta a la serie su valor promedio.

Variable	Descripción
$y_{gap}$	Ciclo que resulta de aplicar diversos filtros sobre el PIB de Uruguay (ver Güenaga, Mourelle y Vicente, 2014)
$e_{gap}$	Residuo del modelo de TCR del MMET (Gianelli et al., 2011)
$y_{gap}^*$	Brecha de producto externo relevante se calcula aplicando el filtro H–P sobre la serie resultante de ponderar el PIB de Argentina, Brasil, USA, México, Alemania, España, UK, Italia, según el peso en las exportaciones de Uruguay
$\pi_t^{ntx}$	Variación trimestral de precios No Transables de Exclusión
$\pi_t^{tx}$	Variación trimestral de precios Transables de Exclusión
$\pi_t^*$	Variación trimestral de precios internacionales relevantes, ponderada por estructura de comercio total
$\delta$	Variación trimestral del precio del dólar
$i_t^*$	Tasa de interés internacional Libor a 90 días trimestralizada
tilp	Tasa de interés promedio de 30, 60 y 180 días, trimestralizada (Letras BCU)
$\rho$	EMBI Uruguay
tpm	Tasa call, trimestralizada
Dy	Variación trimestral del Producto Interno Bruto de Uruguay
ir_eq	Tasa natural de interés (Brum, Carballo y España, 2010)

## APÉNDICE C – Resultados de la estimación

Tabla C1 – Priors y resultado de las estimaciones

Coef.	Distrib. (Prior)	Media a Priori	Moda a Posteriori	Media a Posteriori	Modelo calibrado	90% HPD interval	
$a_1$	Beta	0.50	0.53	0.55	0.60	0.35	0.75
$a_2$	-	0.50	0.47	0.45	0.10	-	-
$a_3$	Beta	0.25	0.20	0.23	0.10	0.11	0.35
$a_4$	Normal	0.10	0.10	0.11	0.15	0.06	0.15
$a_5$	Beta	0.15	0.08	0.10	0.25	0.05	0.14
$a_6$	Beta	0.50	0.49	0.48	0.30	0.36	0.59
$1 - a_6$	-	0.50	0.51	0.52	0.70	-	-
$a_7$	Beta	0.10	0.09	0.10	0.08	0.06	0.13
$a_8$	Beta	0.05	0.05	0.04	0.02	0.03	0.06
$a_9$	Beta	0.30	0.26	0.26	0.80	0.15	0.37
$a_{10}$	Beta	0.20	0.15	0.15		0.11	0.18
$a_{11}$	Beta	0.10	0.07	0.07	0.20	0.03	0.11
$a_{12}$	Beta	0.02	0.01	0.02	0.00	0.005	0.03
$a_{13}$	Beta	0.80	0.84	0.83	0.00	0.73	0.94
$a_{14}$	Normal	4.20	4.28	4.19	4.00	2.84	5.57
$a_{15}$	Normal	3.00	2.36	2.37	1.00	1.31	3.42
$a_{16}$	Normal	0.02	0.01	0.02	0.00	0.01	0.02
$a_s$	Beta	0.70	0.69	0.68	0.30	0.58	0.78
$c_7$	Beta	0.80	0.80	0.79	0.90	0.69	0.90
$c_8$	Beta	0.80	0.94	0.94	0.92	0.90	0.98
$c_9$	Beta	0.60	0.37	0.36	0.80	0.17	0.53
$c_{10}$	Beta	0.70	0.71	0.70	0.70	0.58	0.82
$c_{12}$	Beta	0.70	0.87	0.85	0.10	0.77	0.94
$c_{13}$	Beta	0.60	0.54	0.56	0.50	0.46	0.67
$c_{30}$	Beta	0.70	0.72	0.71	-	0.56	0.86

(\*) HPD interval: intervalo con la mayor densidad de probabilidad (Highest Probability Density)

Los resultados se obtuvieron utilizando el algoritmo de Monte Carlo Markov Chain (MCMC) y para las pruebas de diagnóstico se utiliza el algoritmo de Metropolis-Hastings (Smets y Wouters (2003)) con 200.000 repeticiones. El software Dynare genera muchas simulaciones (cadenas) partiendo de un valor inicial distinto cada vez (algoritmo M-H) (Juillard, 2018). DeJong y Dave (2011), proveen una discusión detallada de los distintos métodos para generar extracciones de la distribución posterior.

Para comparar distintas especificaciones o distintas priors además del análisis gráfico que surge de contrastar la distribución *prior* con la *posterior*, se compara el valor del logaritmo de la

verosimilitud (aproximación de Laplace), seleccionando finalmente aquella que maximiza este valor.

Para la estimación por MCMC se utilizan múltiples cadenas (“chains”). El indicador de aceptación, para el cual en la literatura se establece como rango ideal 25%-30% (Roberts y Rosenthal, 2001), se presenta a continuación.

**Tabla C2. Acceptance Ratio**

Current acceptance ratio per chain	
Chain 1	25,56%
Chain 2	25,51%

**Tabla C3. Variables calibradas**

Coeficientes	
v1	0.37
v2	0.35
c5	0.9
c11	0
c31	0.6
Error estándar de los shocks	
$\varepsilon_{\pi \text{ target}}$	0
$\varepsilon_{e \text{ eq}}$	0
$\varepsilon_{\pi \text{ NTX}}$	0

**Tabla C4. Valores del estado estacionario**

Estado estacionario (*)	
$\pi^{\text{target}}$	1.25
ir	0.75
riskpre	0.5
irx	0.25
ix	1
$\pi^*$	0.75
$\Delta y$	0.75
spread	0

(\*) Tasas trimestrales, en %

**Tabla C5. Valores medios a priori para los parámetros del modelo – Comparación con otros trabajos para Uruguay, Paraguay, Perú y un conjunto de 5 países de América Latina.**

Coef.	Media a Priori	Güenaga (2017)	Calibrado (2015)	Paraguay (Biedermann et al. 2014)	Perú (Salas 2011)	LA5 (**) (Canales et al. 2009)
$a_1$	0.50	0.40	0.60	0.70	0.55	0.60
$a_2$	0.50	0.50	0.10	0.30	0.40	0.20
$a_3$	0.25	0.40	0.10	0.70	0.40	0.20
$a_4$	0.10	0.00	0.15	0.12	0.06	0.05
$a_5$	0.15	0.20	0.25	0.12	0.10	0.25
$a_6$	0.50	0.50	0.30	0.50	0.45	0.50
$1 - a_6$	0.50	0.50	0.70	0.50	0.45	0.50
$a_7$	0.10	0.15	0.08	0.50	0.20	0.25
$a_8$	0.05	0.15	0.02	0.00	0.11	0.15
$a_9$	0.30	0.80	0.80	-	0.30	-
$a_{10}$	0.20	-	-	-	-	-
$a_{11}$	0.10	0.20	0.20	-	0.70	-
$a_{12}$	0.02	-	-	-	-	-
$a_{13}$	0.80	-	-	0.70	0.70	0.50
$a_{14}$	4.20	-	4.00	1.00	1.50	1.50
$a_{15}$	3.00	-	1.00	2.00	0.50	0.20
$a_{16}$	0.02	-	-	-	-	-
$a_s$	0.70	0.70	0.30	-	0.40	0.50
$c_7$	0.80	0.70	0.90	0.50	0.90(*)	-
$c_8$	0.80	0.80	0.92	0.50	0.90(*)	-
$c_9$	0.60	0.70	0.80	0.50	0.25(*)	-
$c_{10}$	0.70	0.70	0.70	-	0.70(*)	-
$c_{12}$	0.70	0.30	0.10	-	-	0.93
$c_{13}$	0.60	0.70	0.50	-	-	0.70
$c_{30}$	0.70	0.70	-	-	-	-

(\*) calibrado

(\*\*) México, Brasil, Colombia, Chile, Perú

# APÉNDICE D - Análisis gráfico de la estimación

## Figura D1. Mode check plots

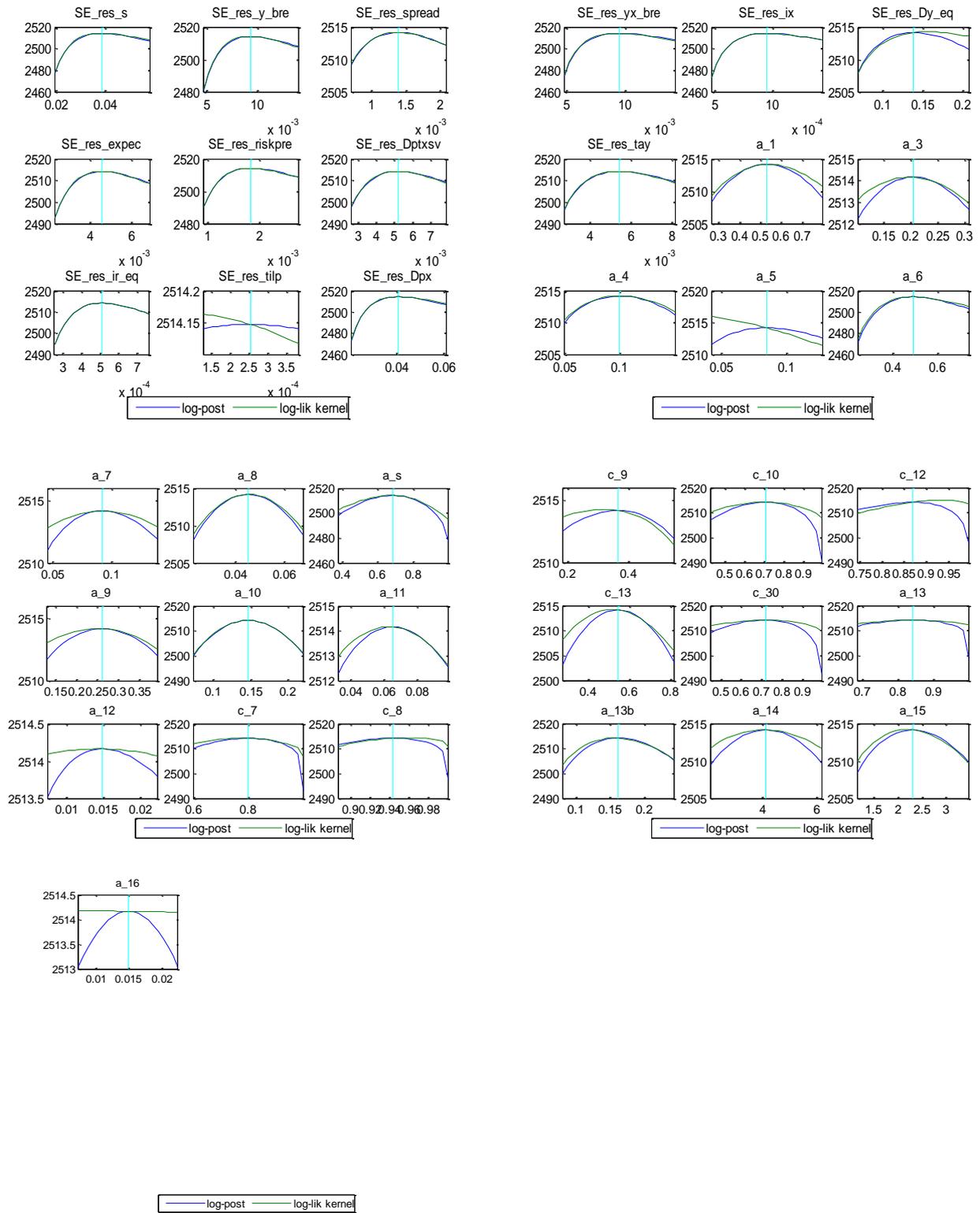
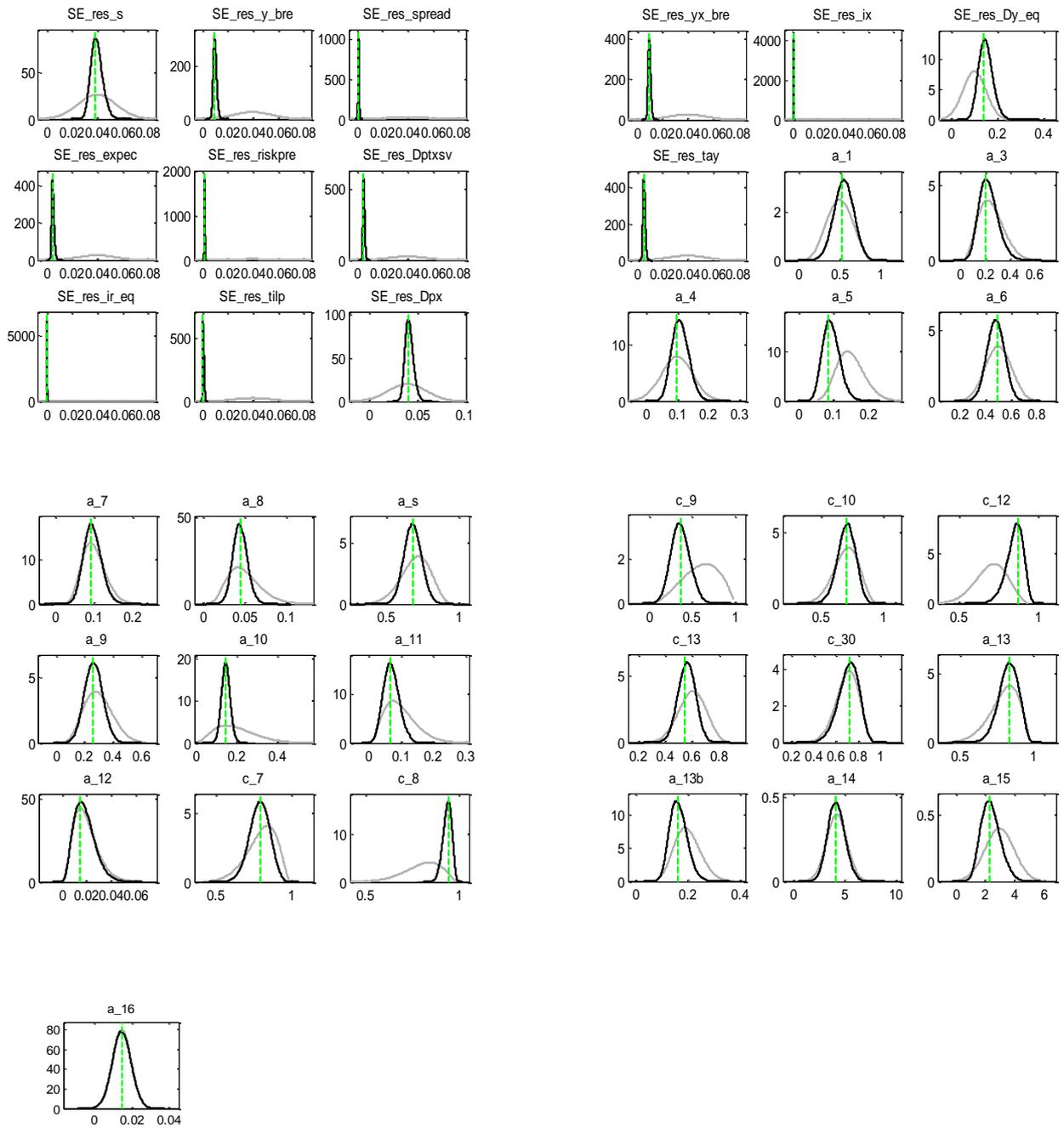
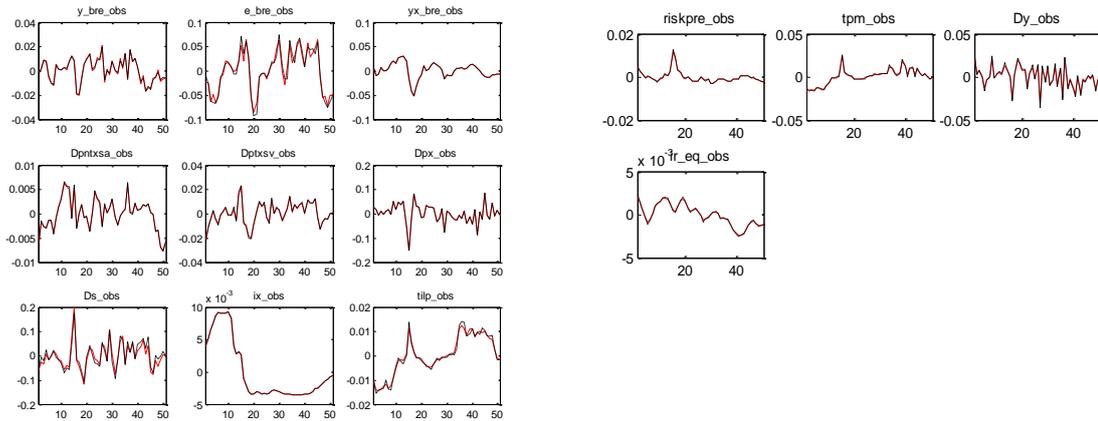


Figura D2. Priors y posteriors

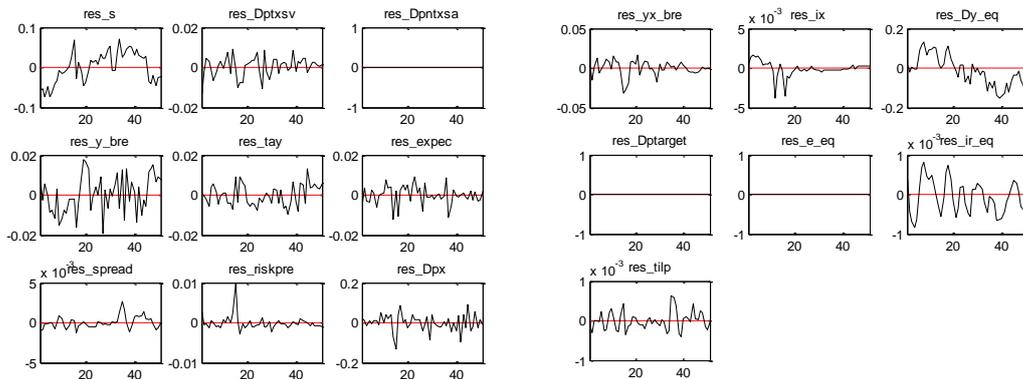


**Figura D3. Variables históricas y suavizadas**



Nota: La línea negra ilustra los datos observados en la realidad. La roja es la estimación de la variable suavizada (derivada a través del filtro de Kalman en la moda de la distribución posterior)

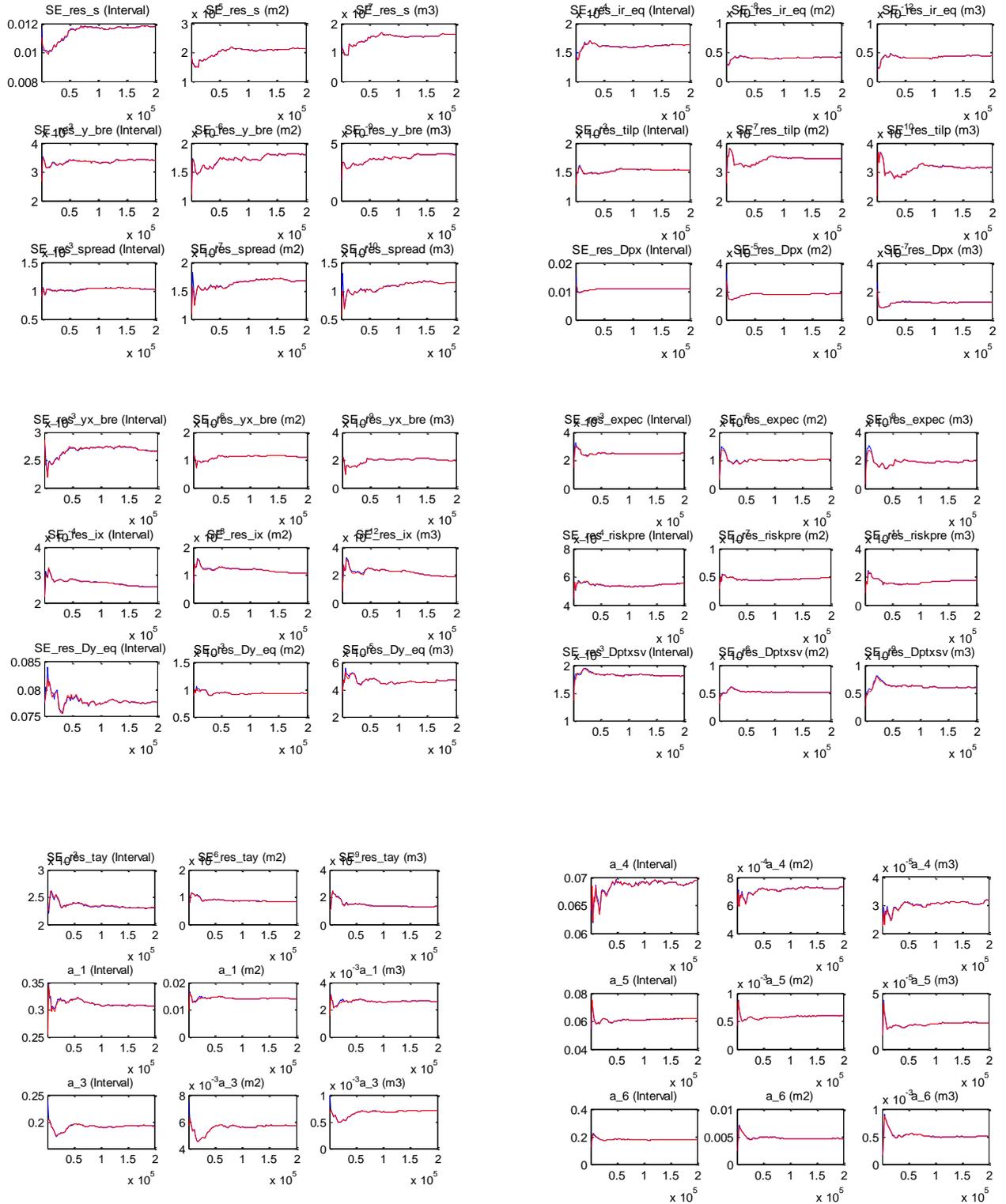
**Figura D4. Shocks estimados**



Nota: Los shocks estimados por el modelo se computan vía filtro de Kalman. El modelo asume que los shocks tienen media cero.

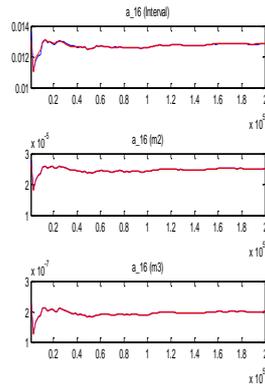
A continuación se presenta el test de convergencia de Brooks y Gelman (1998), el cual compara las varianzas al interior y entre cadenas. Idealmente, los resultados para cualquiera de las distintas iteraciones de M-H deberían ser compatibles así como los resultados entre distintas cadenas deberían ser cercanos entre sí. De manera que, en los gráficos que se presentan en la Figura D5, las líneas roja y azul deberían tener cierta estabilidad y converger. Se aprecia que esto sucede en general, tanto para los diagnósticos de convergencia univariados que examinan la convergencia para cada parámetro en particular, como la convergencia multivariada (Figura D6) que refiere al modelo en su conjunto.

Figura D5. MCMC Univariate Convergence Diagnostics



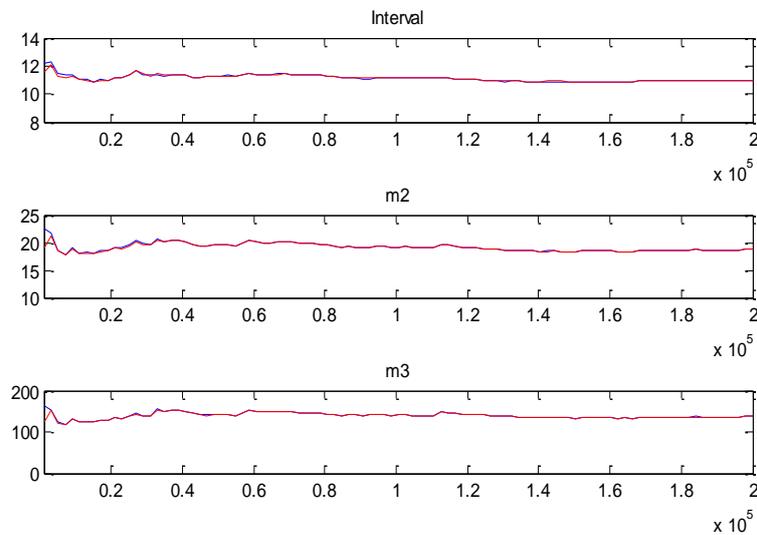


**Figura D5 (cont.)**



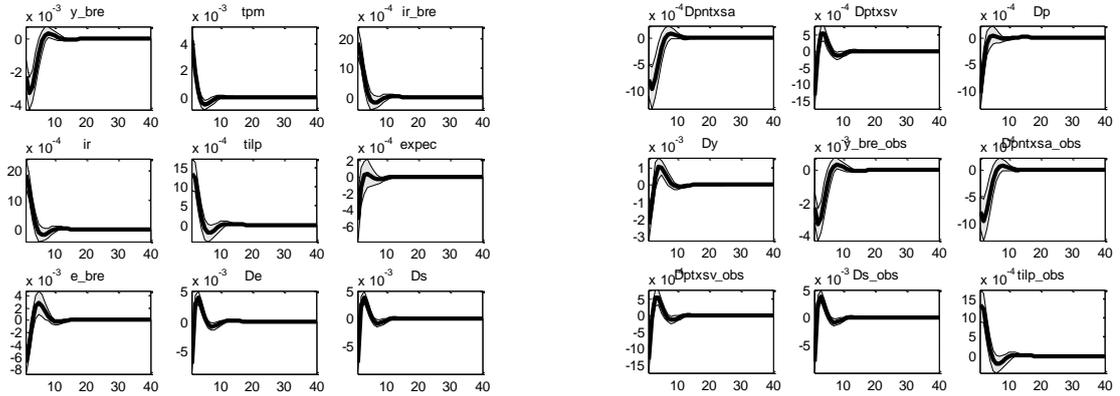
Nota: Dynare reporta tres medidas para testear la convergencia para cada parámetro individualmente: “interval”, “m2” y “m3”. La primera refiere a un intervalo de confianza para la media al 80%, y las otras 2 a los momentos de segundo y tercer orden respectivamente. Las líneas roja y azul representan medidas intra y entre cadenas.

**Figura D6. MCMC Multivariate Convergence Diagnostics**



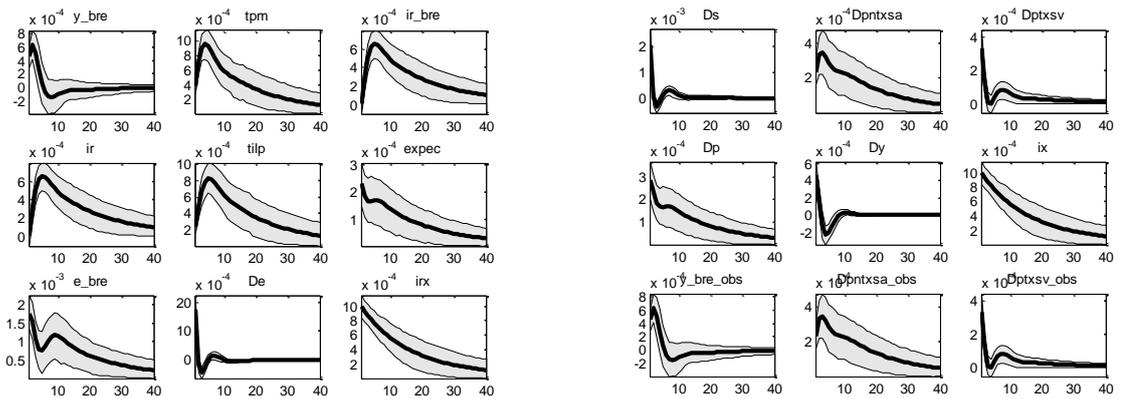
Nota: Dynare reporta tres medidas para testear la convergencia multivariada: “interval”, “m2” y “m3”. La primera refiere a un intervalo de confianza para la media al 80%, y las otras 2 a los momentos de segundo y tercer orden respectivamente. Las líneas roja y azul representan medidas intra y entre cadenas.

**Figura D7. Funciones de Impulso Respuesta a un shock sobre la tasa de interés de un desvío estándar**



Nota: En el área gris se presenta el intervalo que concentra la mayor densidad (Highest Posterior Density)

**Figura D8. Funciones de Impulso Respuesta a un shock sobre la tasa de interés internacional de un desvío estándar**

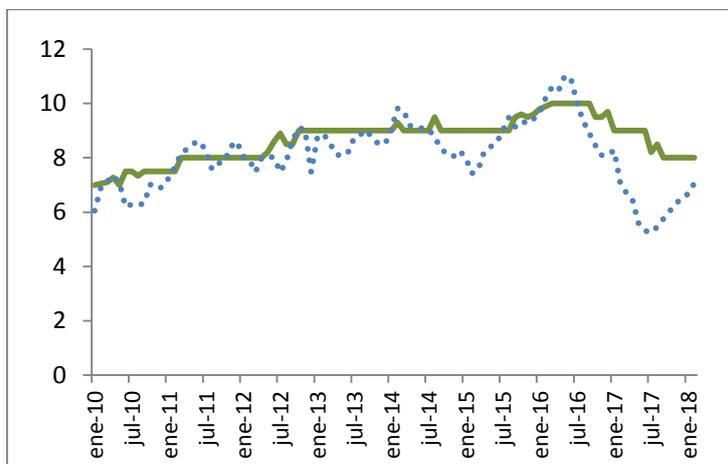


Nota: En el área gris se presenta el intervalo que concentra la mayor densidad (Highest Posterior Density)

## APÉNDICE E – Expectativas de inflación empresariales

Figura E1. Mediana de las expectativas de inflación (línea verde) vs. IPC (línea punteada)

Uruguay, enero 2010-febrero 2018



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta de Expectativas Empresariales (BCU-INE) y a INE.