



dECON

Facultad de Ciencias Sociales
UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

Documentos de Trabajo

**Efectos de la dolarización parcial sobre la política
monetaria en un modelo semi estructural de
proyecciones macroeconómicas para el Uruguay**

Lourdes Margarita Güenaga Dávila

Documento No. 12/17
Diciembre 2017

ISSN 0797-7484

RESUMEN

En este trabajo se analizan los cambios que se producen sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria en un contexto de dolarización parcial para la economía uruguaya. Para esto se utiliza un modelo semi estructural con fundamentos neokeynesianos con mercado de dinero y regla de McCallum, en el que se incorpora la dolarización, en la demanda agregada a través de créditos en dólares y el efecto hoja de balance, y en la demanda de dinero vía el dólar como instrumento que compite con el peso. En particular, se estudian los efectos sobre los mecanismos de transmisión con distintas combinaciones de valores calibrados de coeficientes que funcionan como *proxies* de los diferentes efectos de la dolarización y luego se realiza una estimación Bayesiana de los mismos. Finalmente, se analizan los efectos con el modelo estimado, donde se encuentra que la dolarización afecta a los mecanismos de transmisión, de modo que, un *shock* de política monetaria contractivo genera una caída de producto mayor con un menor efecto sobre los precios, por lo que el ratio de sacrificio sería mayor en presencia de dolarización. Sin embargo, cabe destacar que la dolarización no limitaría el potencial rol estabilizador del ciclo económico de la política monetaria.

ABSTRACT

This paper analyzes the changes on the transmission mechanisms of monetary policy given the context of a partially dollarized economy for Uruguay. A semi structural model with neo-Keynesian fundamentals with a money market and a McCallum rule is used, where dollarization is incorporated in aggregate demand through dollar credits and the balance sheet effect, and in the money demand where the dollar is an instrument that competes with the peso. In particular, the changes in the transmission mechanisms are studied with different combinations of calibrated coefficient values that perform as proxies of the different effects of dollarization. Then, a Bayesian estimation is performed and these effects are analyzed with the estimated model. It is found that dollarization affects the transmission mechanisms so that a contractionary monetary policy shock generates a larger fall in output with a lower effect on prices, then the sacrifice ratio is greater than in the model without dollarization. However, the dollarization would not undermine the potential role of monetary policy in the stabilization of the economic cycle.

PALABRAS CLAVE

Política Monetaria, Dolarización, Modelos Neokeynesianos

KEYWORDS

Monetary Policy, Dollarization, NeoKeynesian Models

JEL: C51, E51, E52, E58

Contenido

1. Introducción	6
2. Antecedentes	8
3. El Modelo.....	11
3.1 La ecuación de demanda agregada.....	11
3.2 La curva de Phillips y formación de precios domésticos	12
3.3 Paridad descubierta	13
3.4 Regla de Política Monetaria	14
3.5 Mercado de dinero.....	15
3.6 Mecanismos de transmisión	16
4. Simulaciones	18
4.1 Efecto hoja de balance.....	19
4.2 Grado de Dolarización en el crédito.....	21
4.3 Dolarización en la demanda de dinero	23
4.4 Resumen de las respuestas a los <i>shocks</i>	25
5. Estimación.....	25
5.1 Resultados	26
5.2 Impulso respuesta con el modelo estimado	29
6. Conclusiones	30
Bibliografía	33
ANEXO 1 Ecuaciones del modelo.....	36
ANEXO 2 Formación de Expectativas de Tipo de Cambio.....	38
ANEXO 3 Respuestas acumuladas al <i>shock</i> de política contractivo según escenario	40
ANEXO 4 Datos	41
ANEXO 5 Resultados de la estimación	42
ANEXO 6 Modelo con coeficientes estimados vs <i>Benchmark</i> calibrado	45

1. Introducción

La economía uruguaya ha convivido con dos monedas, el peso y el dólar, por más de 40 años. Este fenómeno se conoce como dolarización donde el dólar sustituye, parcial o totalmente, a la moneda nacional en alguna de sus funciones, ya sea por motivo transacción, reserva de valor o especulación. En el trabajo de Licandro & Licandro (2001) se realiza un análisis de este proceso mostrando a la dolarización, como respuesta a un entorno inflacionario, que después de un tiempo adquiere cierta persistencia aunque la inflación caiga. Asimismo, se muestra como principal causa el incompleto desarrollo del mercado financiero, en el que los depósitos en dólares (autorizados desde 1962), pasan a funcionar como forma de reserva de valor en un marco en el que las tasas de interés nominales se encontraban fijas con alta inflación, por lo que ofrecían tasas reales negativas. En este sentido, la inconsistencia en la política del Estado, que generaban inflación como forma de licuar pasivos, profundizó este proceso.

Adicionalmente, la percepción de que el Estado actuaría como prestamista de última instancia y la ocurrencia de períodos de apreciación del dólar, donde los préstamos en esta moneda se abaratan en relación a los pactados en pesos, provocó que se tomaran créditos por encima de lo socialmente óptimo, pues no se internalizaba el riesgo de descalce de monedas entre los ingresos de los tomadores de crédito y la moneda en que se concedió el mismo. Esto se dio tanto para los consumidores (se llegaron a dar créditos hipotecarios en dólares), como para las empresas que tienen sus ingresos en moneda nacional. En ese contexto, movimientos abruptos en el precio del dólar pueden llegar a afectar su capacidad de inversión y producción, afectando a la demanda agregada (efecto de hoja de balance) y provocando problemas de solvencia.

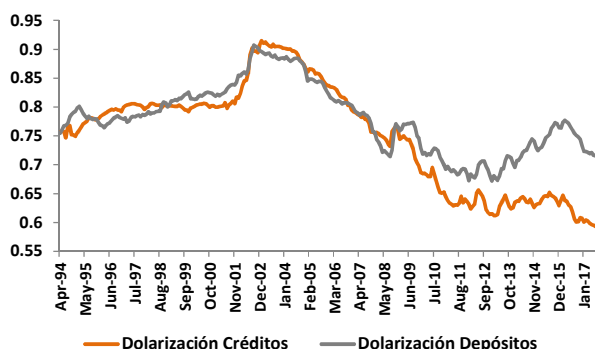
Finalmente, en el mercado monetario, el dólar pasa a competir directamente con la moneda nacional por motivo transacción y como reserva de valor, lo que afecta tanto el nivel como la volatilidad de demanda de dinero.

Teniendo en cuenta que estos fenómenos han persistido durante mucho tiempo, la dolarización de créditos y los problemas de descalce de monedas entre activos y pasivos terminan generando fragilidades en el sistema financiero.

A continuación se presenta el gráfico 1 donde se muestra el ratio de créditos en moneda extranjera sobre el total de créditos medidos en Pesos Uruguayos corrientes y el ratio de depósitos en moneda extranjera versus el total de depósitos medidos en Pesos Uruguayos corrientes desde abril de 1994 hasta agosto de 2017. Cabe destacar que ambos ratios se han mantenido por encima del 50% en toda la muestra, registrando un máximo en 2002, que se debe fundamentalmente a la devaluación ocurrida en ese año, para luego decrecer. En el caso de los créditos, esta disminución puede explicarse por cambios en la legislación que surgieron luego de dicha crisis, como por motivos de demanda, es decir, su conveniencia depende del entorno

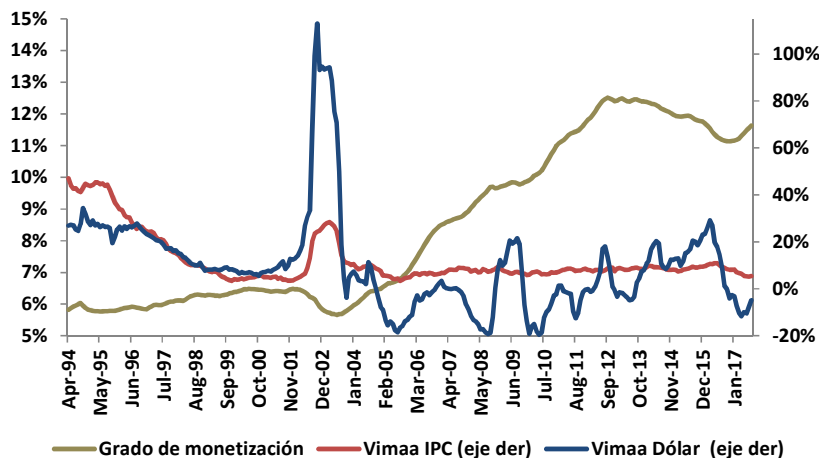
macroeconómico y la incertidumbre asociada a las fluctuaciones en el valor del dólar. Por otro lado, el ratio de los depósitos en moneda extranjera tuvo un comportamiento similar al de créditos hasta 2009, donde pasan a mostrar un comportamiento similar pero en niveles diferentes donde el ratio de depósitos siempre es mayor. En particular, esto último puede estar asociado a la utilización del dólar como reserva de valor.

Gráfico 1: Porcentaje de créditos en dólares respecto al total y porcentaje de depósitos en dólares respecto al total



En el gráfico 2 se comparan, para el mismo período que en el gráfico 1, las evoluciones de la inflación (variación interanual del Índice de Precios al Consumidor), la variación interanual del precio del dólar y el grado de monetización, medido como el cociente entre la cantidad de dinero M1 ampliada (suma de la emisión en poder del público, depósitos a la vista y cajas de ahorro) promedio últimos 12 meses y el Producto Interno Bruto a precios corrientes acumulado 12 meses. Como puede observarse, luego de la crisis de 2002, cuando se dejó flotar el precio del dólar y la inflación llegó a 28.5% en variación interanual (vima), comenzó un fenómeno de remonetización que llegó a su máximo en el primer trimestre de 2013, que coincide con un periodo en el que la inflación se mantuvo relativamente estable.

Gráfico 2: Evolución del Grado de Monetización, variación interanual del precio del Dólar y variación interanual del IPC



Entonces, luego de un período prolongado donde el grado de dolarización fue aumentando en la medida en que el dólar fue siendo demandado primero como reserva de valor y con motivo especulación y luego para realizar transacciones, cabe preguntarse si los canales de transmisión de la política monetaria se han visto afectados por este fenómeno.

Por lo tanto, el objetivo de este trabajo es analizar los efectos que la dolarización parcial de la economía tiene sobre los mecanismos de transmisión de la Política Monetaria. En este sentido, se realiza un análisis utilizando como base el Modelo de Proyecciones Macroeconómicas (MPM) presentado en Carballo et al (2015), en el que se incorporan préstamos en dólares como opción en el mercado de créditos, buscando adecuarlo a las características relevantes de la economía uruguaya y aportando un mayor grado de precisión al análisis de los canales de transmisión de la política monetaria. Para esto, se utiliza la metodología propuesta por Rossini y Vega (2007) para la economía peruana, que incorpora la dolarización en el mercado de créditos mediante una tasa de interés en moneda extranjera y vía el efecto de hoja de balance en la curva de demanda. En particular, los autores optan por modelar el segundo efecto con el tipo de cambio real, a diferencia de Cespedes et al (2000) que lo hacen a partir del premio por riesgo sobre la tasa de interés a la que se toman los créditos. Asimismo, teniendo en cuenta el esquema de política monetaria que se aplica actualmente en Uruguay, se incluye en el mercado monetario la depreciación esperada en la demanda de dinero como forma de reflejar los cambios que se producen en la misma frente a movimientos en el tipo de cambio. Se llega a que la dolarización genera nuevos canales de transmisión de la política monetaria, donde estos canales pueden reducir o potenciar la capacidad de la política monetaria de incidir en el nivel de actividad y en la evolución de los precios.

El trabajo se ordena de la siguiente manera, en la sección dos se realiza una breve reseña sobre los antecedentes de este documento, en la sección tres se expone el marco teórico donde se explica el funcionamiento de los mecanismos de transmisión en un modelo pequeño neokeynesiano. En la cuarta se realizan simulaciones de modo de ver los efectos controlando los valores de algunos parámetros. En la quinta se realiza una estimación bayesiana de los coeficientes del modelo y finalmente en la sexta parte se concluye.

2. Antecedentes

Este trabajo continúa la línea de investigación que comenzó con el Modelo de Proyecciones Macroeconómicas (Carballo et al 2015) que fue calibrado para la economía uruguaya. En aquel trabajo, los autores realizaron una representación de los mecanismos de transmisión de la política monetaria incorporando un mercado de dinero en un modelo neokeynesiano pequeño y utilizando una regla de política monetaria para agregados (Regla de McCallum) y para tasa de política monetaria (Regla de Taylor).

Este análisis se basó en una amplia gama de artículos que adoptaban la misma estrategia de modelización (Berg et al (2006a) y Beneš et al (2008)) utilizando la plataforma IRIS Toolbox, Boz et al. (2010) con modelos neokeynesianos para economías pequeñas y cuyas versiones son base fundamental para el análisis que se realiza para Uruguay. Caben destacar asimismo los trabajos de Rojas et al (2011) para Paraguay, del BCRP (2009) para Perú y de Andrieu (2013) para Kenya. En particular, este último era el único que incorporaba una demanda de dinero, aunque no utilizaba una regla de McCallum.

La bibliografía utilizada para la incluir la dolarización en el modelo proviene de una serie de trabajos entre los cuales se encuentra el modelo de Céspedes et al (2004) que analiza la efectividad de la política cambiaria en una economía pequeña y abierta, donde los descalces de monedas generan importantes efectos de hoja de balance ante movimientos del tipo de cambio real. En ese modelo, las deudas se encuentran dolarizadas y por lo tanto, una devaluación real tiene efectos sobre la riqueza neta de las empresas, afectando su capacidad de inversión y por ende el producto. Asimismo, comparan el efecto de un *shock* adverso bajo un régimen de tipo de cambio fijo y uno tipo de cambio flexible. Llegando a que, los regímenes con tipo de cambio flexible absorben estos *shocks* con menor caída del producto y la inversión a pesar de los efectos de hoja de balance

Bernanke y Gertler (1989) desarrollan un modelo para el ciclo de negocios en el cual el efecto de hoja de balance de los tomadores de crédito propaga y amplifica la dinámica del producto. El mecanismo funciona de forma tal que cuanto más alto es la riqueza neta del prestatario se reducen los costos de agencia para financiar la inversión real en capital. Adicionalmente, Bernanke et al (1996) profundizan el análisis previo, incluyendo un “acelerador financiero” endógeno en el crédito que tiene un impacto amplificador de los *shocks* en la economía. En este caso, el mecanismo consiste en una “prima por financiamiento externo” que responde a la diferencia entre financiarse externamente y el costo de oportunidad de financiarse con fondos internos de la empresa depende inversamente del patrimonio neto de los prestatarios. Por lo tanto, en la medida que la riqueza neta de los prestatarios sea procíclica, pues depende de los beneficios y de los precios de los activos que son procíclicos, la prima de la financiación externa será anticíclica, aumentando las oscilaciones del endeudamiento y, así, de la inversión y la producción

En particular, el Banco Central de Reserva del Perú, país que al igual que Uruguay, tiene sustitución de monedas, ha desarrollado una agenda de investigación sobre este tema en particular. Es así que en el trabajo de Rossini y Vega (2007) se analizan los mecanismos de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización, BCRP (2009) calibra un modelo de equilibrio general dinámico para una economía pequeña y abierta con dolarización parcial, pero con un modelo calibrado con estimaciones exógenas. Luego, Salas (2011) realiza

una primera estimación bayesiana de ese modelo y finalmente Winkelried (2013) realiza una re estimación del mismo actualizando los datos, mostrando las trayectorias de las respuestas a choques de política monetaria, de política monetaria externa, del canal de expectativas y haciendo la descomposición de *shocks* de variables relevantes como la inflación, la brecha de producto y el impulso fiscal. Estos trabajos se toman como principal referencia en cuanto a los pasos a seguir, tanto para la inclusión de la dolarización, como para la estimación.

En cuanto a los antecedentes para Uruguay se encuentra a Rossi (2006) que realiza un trabajo donde se evalúan reglas de política monetaria (Taylor y McCallum) para la economía uruguaya utilizando un modelo para una economía pequeña y abierta de corte Nekeynesiano llegando a que, el banco central debería adoptar un esquema de metas y atenerse al “inflation targeting” si la sociedad valora la estabilidad de precios.

Gianelli (2009) utiliza un Modelo Estructural Pequeño de economía abierta y semidolarizada para Uruguay y realiza simulaciones de *shocks* sobre las variables bajo distintas reglas. Concluye que la adopción de una regla de política monetaria comprometida con la estabilidad de precios, donde la credibilidad de los anuncios de política tiene un impacto sobre las expectativas, establece un ancla nominal operativa para el proceso inflacionario suponiendo *shocks* de magnitudes razonables

Portillo y Ustyugova (2015) calibran un modelo keynesiano para la economía uruguaya en un contexto de Money Targeting. Es decir, desarrollan un esquema basado en que el objetivo es el crecimiento de la cantidad de dinero, aunque la regla de política monetaria continúa siendo la Regla de Taylor que determina en el mercado de dinero el crecimiento del agregado compatible con esa tasa de interés. Los autores concluyen que una adherencia excesiva al objetivo de crecimiento puede generar cambios no deseados en la instancia monetaria, por lo que los cambios en la demanda de dinero deben ser tenidos en cuenta.

En este sentido, Brum et al (2011) realizan una estimación de la demanda de dinero en una economía dolarizada para Uruguay, con un enfoque que incluye tanto los componentes de demanda desde un punto de vista transaccional como los que responden a un enfoque de portafolio, por lo que incluyen una variable que refleja la volatilidad relativa de los rendimientos reales de un activo sustituto nominado en dólares y del dinero.

Licandro y Mello (2015) realizan un estudio sobre las tasas de interés de créditos bancarios por sector para Uruguay y encuentran que existe un comportamiento no lineal de las primas de financiamiento externo, tanto en moneda nacional como en moneda extranjera y que pueden funcionar como aceleradores financieros, la prima de financiamiento externo se mueve en la misma dirección que la tasa de política monetaria, en tiempos normales y como frenos financieros en épocas de crisis.

3. El Modelo

A continuación se presentan las ecuaciones fundamentales del modelo. En particular, este es un modelo construido en brechas, es decir, los desvíos de las variables con respecto a su valor de equilibrio de largo plazo o tendencial. Asimismo, se hace especial hincapié en las ecuaciones que modifican el modelo *benchmark* de Carballo et al (2015) de modo de poder incorporar los efectos de la dolarización en la economía.

En términos generales, D significa diferencia trimestral. Los subíndices se incorporan para notar el período de referencia para la variable (t) adelantos ($t+i$) y rezagos ($t-i$), los subíndices “*ss*” simbolizan los valores de estado estacionario de las variables, “*gap*” se utiliza para brecha y “*eq*” para los valores tendenciales. Asimismo, $\varepsilon_{i,t}$ representa el *shock* específico para cada ecuación.

3.1 La ecuación de demanda agregada

En primer lugar se presenta la ecuación de demanda agregada, en la que se incluyen los determinantes de la brecha del producto¹.

$$y_{gap,t} = a_1 y_{gap,t-1} + a_2 y_{gap,t+1} - a_r \left((1 - c_r) r_{gap,t-1} + c_r r_{gap,t-1}^{me} \right) + a_q q_{gap,t} + a_y^* y_{gap,t}^* + \varepsilon_{y_{gap,t}} \quad [1]$$

Donde $y_{gap,t}$ representa a la brecha de producto que se explica por su valor pasado ($t - 1$) y su valor futuro ($t + 1$). El tercer componente de la ecuación es una combinación lineal de las brechas de tasas de interés en moneda nacional y moneda extranjera $\left((1 - c_r) r_{gap,t-1} + c_r r_{gap,t-1}^{me} \right)$ rezagadas un periodo, pues se considera que los efectos de la política monetaria no son instantáneos, y tiene un coeficiente negativo, dado que tasas mayores a la de equilibrio encarecen el crédito, lo que tiene un efecto negativo tanto para las empresas (vía mayores costos de financiamiento de proyectos), como para las familias, pues deben pagar tasas más altas para financiar su consumo, o de otra forma, pueden sustituir consumo por ahorro.

Como forma de reflejar los efectos de la dolarización de créditos de la economía, se agrega la brecha de tasa de interés en moneda extranjera expresada en pesos, donde c_r es la proporción de créditos en moneda extranjera con respecto al total de créditos, entonces se define un bloque de ecuaciones para la tasa de interés en moneda extranjera

$$r_t^{me} = i_t^{me} + EDS_t - \pi_{t+1} \quad [2]$$

$$r_t^{me} = r_{eq,t}^{me} + r_{gap,t}^{me} \quad [3]$$

¹ Siguiendo el desarrollo de Rossini y Vega (2007)

$$r_{eq,t}^{me} = c_{21}r_{eq,t-1}^{me} + (1 - c_{21})i_{ss}^* + \varepsilon_{rme,t} \quad [4]$$

$$i_t^{me} = 0.5(i_t^* + i_{t+1}^*) + \rho_t + \varepsilon_{ime,t} \quad [5]$$

Donde r_t^{me} es la tasa de interés real en moneda extranjera expresada en moneda nacional, ime es la tasa de interés nominal en moneda extranjera de la economía en estudio, EDS_t es la depreciación esperada por los agentes en t para $(t+1)$ y π_{t+1} es la inflación esperada para el período siguiente, $r_{gap,t}^{me}$ es la brecha de tasa de interés real en moneda extranjera y $r_{eq,t}^{me}$ es la tasa de interés real en moneda extranjera de equilibrio, donde las últimas dos se encuentran expresadas en moneda nacional, i_t^* es la tasa de interés internacional en dólares, a la que se le suma ρ_t como medida del riesgo de la economía con respecto al de Estados Unidos para determinar la tasa nominal en moneda extranjera (i_t^{me}).

A su vez, $q_{gap,t}$ simboliza la brecha de tipo de cambio real (TCR) y su coeficiente (a_q) puede tomar valores positivos o negativos. Un coeficiente negativo refleja que predomina el efecto de hoja de balance: dado un aumento del tipo de cambio real, si la economía está dolarizada y los empresarios han tomado créditos en dólares o los van a tomar, el repago de deuda se encarece en pesos al igual que la contratación de nueva deuda. En este sentido, en la literatura existen distintas opciones metodológicas para modelar este efecto como la de Bernanke et al (1996) que utilizan la prima de riesgo en la tasa de interés. Sin embargo, en este trabajo se opta por utilizar el tipo de cambio real que funciona como *proxy* de los efectos sobre la prima de riesgo cuando esta es exógena. Por otro lado, si se impone un coeficiente positivo sobre el tipo de cambio real, entonces domina el efecto de exportaciones netas, es decir, frente a un aumento del tipo de cambio real la economía se hace más competitiva, lo que impulsa a las exportaciones. Por lo tanto, como existen ambos efectos en la economía, se permite que el coeficiente adopte valores negativos o positivos, por lo que, si $a_q < 0$ “a nivel agregado” predomina el efecto hoja de balance que compensaría al canal de las exportaciones netas y si $a_q > 0$ entonces prevalece el segundo. Finalmente, y_{gap}^* representa la brecha de producto del resto del mundo: a mayor brecha, mayor es la demanda por exportaciones y $\varepsilon_{ygap,t}$ es el residuo de la ecuación.

3.2 La curva de Phillips y formación de precios domésticos

Se divide al Índice de Precios al Consumo (IPC) siguiendo a Cuitiño et al (2010), que consideran cuatro grupos atendiendo en primer lugar el criterio de ser comercialmente transables o no transables internacionalmente. Por un lado, los precios transables se dividen en Frutas y Verduras y el resto de los precios transables (denominados transables de exclusión). Por otro lado, los precios no transables se dividen en precios Administrados y precios no transables de mercado (o de exclusión).

Los precios no transables de exclusión (ntx) se modelan con una curva de Phillips, donde los precios dependen de su valor rezagado y de su valor esperado. En otras palabras, la formación de estos precios tiene una parte basada en las expectativas de los agentes, las que se construyen como una combinación lineal convexa de una parte *forward looking* y otra *backward looking* y adicionalmente dependen positivamente de la brecha de producto, que refleja una mayor demanda y del tipo de cambio real, que incorpora los costos transables en la producción de bienes no transables

$$\pi_t^{ntx} = a_6\pi_{t+1}^{ntx} + (1 - a_6)\pi_{t-1}^{ntx} + a_7y_{gap,t} + a_8q_{gap,t} + \varepsilon_{pntx,t} \quad [6]$$

Donde π_t^{ntx} representa la variación trimestral de los precios no transables de exclusión, π_{t+1}^{ntx} es el valor esperado de la variación de estos precios y π_{t-1}^{ntx} el valor rezagado, $\varepsilon_{pntx,t}$ es el *shock* asociado a la variable.

Con respecto a los precios de los bienes transables de exclusión (tx), éstos se modelan de forma tal que dependen de sus propios valores rezagados y de la evolución del tipo de cambio (DS_t) y de los precios internacionales (π_t^{tx}). Esto se debe al carácter transable de los mismos, donde los bienes importados compiten en los mismos mercados que estos productos.

$$\pi_t^{tx} = a_{14}\pi_{t-1}^{tx} + (1 - a_{14})(DS_t + \pi_t^*) + \varepsilon_{ptx,t} \quad [7]$$

Donde π_t^{tx} representa la variación trimestral de los precios transables de exclusión, DS_t la variación trimestral del tipo de cambio y Dp_t^* la variación trimestral de los precios internacionales, $\varepsilon_{ptx,t}$ es el *shock* asociado a la variable.

El resto de los precios, Frutas, Verduras y Administrados, que son muy volátiles o no siguen una lógica de mercado, se modelan siguiendo un proceso que responde a una combinación de una parte autorregresiva, y otra que evoluciona como el resto del agregado de los precios transables y no transables de exclusión. (Ver Anexo 1)

3.3 Paridad descubierta

Para la formación del tipo de cambio se parte de la paridad descubierta de tasa de interés, donde la depreciación esperada es igual al diferencial entre la tasa doméstica y la internacional más un premio por el riesgo asociado al país.

$$s_t = s_{t+1}^e + (i_t^* + \rho_t - i_t^{cp}) + \varepsilon_{s,t} \quad [8]$$

Donde s_t es el tipo cambio spot, s_{t+1}^e es la expectativa de los agentes del tipo de cambio para el periodo siguiente, i_t^* la tasa de interés internacional, ρ_t la prima de riesgo asociada al país y i_t^{cp} es la tasa de interés de corto plazo de la economía. Asimismo, la formación de expectativas del tipo de cambio sigue la ecuación que proponen Boz et al (2010) quienes formulan una ecuación

de expectativas general, de manera de permitir que la tasa de depreciación tome valores distintos de cero:

$$s_{t+1}^e = (1 - a_s)(s_{t-1} + 2(\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) + a_s s_{t+1} \quad [9]$$

El coeficiente $(1 - a_s)$ mide la cantidad de agentes que tienen expectativas que se forman a partir del valor observado en (t-1) del tipo de cambio spot más la desviación de la inflación doméstica de largo plazo π_{ss}^{target} , respecto a la inflación internacional π_{ss}^* , mientras que a_s refleja la cantidad de agentes que tienen expectativas racionales, es decir, que hacen un perfecto pronóstico del tipo de cambio del período siguiente s_{t+1} . En tal sentido, esta ecuación, y en particular el coeficiente a_s , puede interpretarse como la percepción que tienen los agentes del grado de intervención de la autoridad monetaria en el mercado de cambios, un a_s bajo significaría que la misma interviene buscando suavizar sus movimientos, evitando fuertes depreciaciones o apreciaciones en el corto plazo. En cambio, un a_s alto podría estar asociado a que la autoridad no interviene y los agentes forman sus expectativas en forma racional.

Combinando las ecuaciones [8] y [9] se llega a:

$$s_t = (1 - a_s)((s_{t-1} + 2(\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) + a_s(s_{t+1})) - (i_t^{cp} - i_t^* - \rho_t) + \varepsilon_{s,t} \quad [10]$$

Operando se obtiene la misma ecuación pero en términos de depreciación:

$$0 = (1 - a_s)(-Ds_t + 2(\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) + a_s(Ds_{t+1}) - (i_t^{cp} - i_t^* - \rho_t) + \varepsilon_{s,t} \quad [10']$$

Entonces, la formación del tipo de cambio queda expresada como una combinación lineal entre, por un lado, las desviaciones de la paridad descubierta y por el otro, el valor del tipo de cambio en el período siguiente y el valor observado del tipo de cambio en el período anterior y la diferencia en el largo plazo entre las variaciones de los precios nacionales netos de la variación de los precios internacionales.

3.4 Regla de Política Monetaria

Para este modelo se utiliza una regla *á la* McCallum (1984) donde, en su versión original, el crecimiento de la base monetaria responde al crecimiento del producto nominal de largo plazo y que corrige los desvíos del producto potencial nominal, teniendo en cuenta los cambios en la velocidad de circulación del dinero que refleja la cantidad de transacciones que se hacen con el dinero. Entonces si la velocidad de circulación cambia, ya sea por cambios tecnológicos o en las preferencias de los agentes, la cantidad de dinero debe ajustarse para reflejar estas situaciones. Por lo tanto, el mecanismo de ajuste de la regla se activa cuando la economía presenta un producto nominal mayor (menor) al potencial, entonces para corregir este desalineamiento la

respuesta de la regla es un crecimiento menor (mayor) que el de equilibrio (producto potencial nominal menos crecimiento de la velocidad de ajuste).

Para este análisis, la regla que se utiliza toma el crecimiento del agregado monetario M1 ampliado (o m1prima, que resulta de la suma de emisión en poder del público, depósitos a la vista y cajas de ahorro), por lo que, implícitamente se supone que el multiplicador de la base monetaria se mantiene constante. En definitiva, la regla toma la forma:

$$Dm1'_t = Dx_{eq,t} - Dv_t + 0.5(Dx_{eq,t} - Dx_{t-1}) + \varepsilon_{mc,t} \quad [11]$$

Donde $Dm1'_t$ representa el crecimiento del agregado monetario m1prima, Dx_{eq} es el crecimiento del producto nominal potencial Dv_t es el cambio en la velocidad de circulación del dinero y Dx_{t-1} es el crecimiento del producto nominal en el período anterior y ε_{mc} es un *shock* sobre la regla.

$$Dv_t = 0.25 \left((Dy_t - (Dm1'_t - \pi_t)) + (Dy_{t-1} - (Dm1'_{t-1} - \pi_{t-1})) + (Dy_{t-2} - (Dm1'_{t-2} - \pi_{t-2})) + (Dy_{t-3} - (Dm1'_{t-3} - \pi_{t-3})) \right) + \varepsilon_{Dv,t} \quad [12]$$

El crecimiento de la velocidad de circulación, Dv es un promedio simple de la diferencia entre el crecimiento del producto Dy y el crecimiento de la cantidad de dinero $Dm1'$ menos el crecimiento de los precios π , contemporáneo y de los últimos 3 períodos.

3.5 Mercado de dinero

Finalmente, para completar el mercado de dinero se presenta la demanda de dinero pues la oferta viene dada por la regla. Entonces, la demanda de dinero se construye en base a Brum et al (2010) y a Basal et al (2016), en ambos trabajos se especifica una ecuación con un mecanismo de corrección de error con una dinámica de corto plazo. Así, se modela el crecimiento de la cantidad real de dinero tratando de reflejar los distintos motivos por los que se demanda dinero: transacción, reserva de valor y especulación. Por lo tanto, los argumentos incluidos en la función son, por un lado, el crecimiento del producto, reflejando el motivo transacción, y por el otro la diferencia de la tasa de interés de corto plazo y la aceleración de la depreciación, que tratan de captar los motivos reserva de valor y especulación respectivamente. En este sentido, la tasa de interés y el dólar son los instrumentos competitivos con respecto a mantener moneda nacional, en especial en una economía parcialmente dolarizada como la uruguaya.

Asimismo, dentro del mecanismo de corrección de error, además de los argumentos tradicionales, se incluye un componente de cambio a la variable *remonet*, que trata de recoger los procesos de remonetización y de desmonetización de la economía, es decir una mayor preferencia por mantener o no mantener moneda nacional de los agentes.

$$\begin{aligned}
Dm1r_t - Dy_{ss} = & \\
c_y(Dy_t - Dy_{ss}) + c_i Di_t^{cp} + c_s(EDS_t - (\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*)) - c_{mce} & \left((m1r_{t-1} - y_{t-1}) + \right. \\
c_{imce} (i_{t-1}^{cp} - (\pi_{ss}^{target} + r_{ss}) + remonet_t) & \left. \right) + \varepsilon_{m1r,t}
\end{aligned} \tag{13}$$

Donde $(Dm1r_t - Dy_{ss})$ representa el crecimiento de la cantidad real de dinero con respecto a su valor de largo plazo, que es igual a una dinámica de corto plazo en torno a un vector de largo plazo.

La parte de corto plazo está compuesta por, $(Dy_t - Dy_{ss})$ el crecimiento del producto real como desviación de su valor de equilibrio, Di_t^{cp} es el crecimiento de la tasa de interés de corto plazo doméstica, $(EDS_t - (\pi_{ss}^{target} - \pi_{ss}^*))$ representa la desviación de la depreciación esperada con respecto a la diferencia de la inflación doméstica e internacional de largo plazo y se construye a partir de la ecuación [8] donde $EDS_t = s_{t+1}^e - s_t$ y operando se llega a [14]

$$EDS_t = (i_t^{cp} - i_t^* - \rho_t) + \varepsilon_{s,t} \tag{14}$$

Asimismo, c_{mce} es el coeficiente del vector de largo plazo del mecanismo de corrección de error. $\left((m1r_{t-1} - y_{t-1}) + c_{imce} (i_{t-1}^{cp} - (\pi_{ss}^{target} + r_{ss}) + remonet_t) \right)$, donde las variables de la demanda de dinero se expresan en niveles, $m1r_{t-1}$ es la cantidad real de dinero en (t-1), y_{t-1} es el producto en (t-1), i_{t-1}^{cp} es el valor de la tasa de interés de corto plazo en (t-1), $(\pi_{ss}^{target} + r_{ss})$ es el valor de la tasa en estado estacionario, que es la suma de la inflación más el valor de la tasa interés real en moneda nacional en estado estacionario.

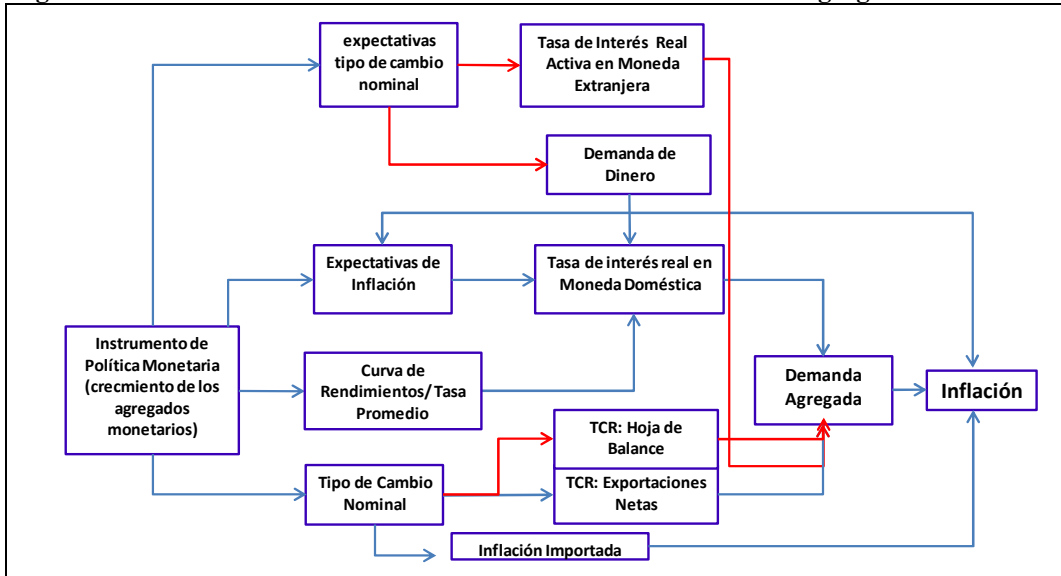
$$Dm1'_t = Dm1r_t + \pi_t \tag{15}$$

Finalmente, para cerrar el bloque se agrega la ecuación que vincula la cantidad nominal de dinero y la cantidad real. El resto de las ecuaciones que completan el modelo se encuentran en el Anexo 1.

3.6 Mecanismos de transmisión

En esta sección se analizan las interacciones entre las ecuaciones enunciadas previamente, y en particular, se estudian los canales de transmisión de la política monetaria cuando se utiliza como instrumento el crecimiento de los agregados monetarios. Por un lado, se comentan brevemente los ya analizados en Carballo et al (2015) (líneas azules), y por otro se agregan nuevos canales que son resultado de incluir a la dolarización parcial (líneas rojas). A continuación se muestra la Figura 1, donde se muestran de forma esquemática los mecanismos de transmisión de la política monetaria que incluye el modelo.

Figura 1: Mecanismos de transmisión de la Política Monetaria con Agregados Monetarios



Fuente: Elaboración propia en base a Rossini y Vega (2007) y Carballo et al (2015)

Ante un movimiento de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, se modifican las tasas de interés de la economía. En primer lugar, como resultado de la interacción con la demanda de dinero, se modifica la tasa de corto plazo afectando a las tasas de largo plazo a través de la curva de rendimiento y así, a la tasa de interés real en moneda nacional que impacta en la demanda y finalmente en los precios.

Por otro lado, estos movimientos en las tasas afectan a la paridad descubierta de Fisher, donde, un aumento en las tasas provocará que ingresen capitales con la consiguiente caída del tipo de cambio, que repercute en los precios de los bienes transables y en el nivel de precios.

En este modelo se agregan canales de transmisión adicionales. Por un lado, los movimientos del tipo de cambio y las expectativas de depreciación/apreciación afectan a la tasa de interés en moneda extranjera expresada en pesos, por lo que, si se espera una depreciación, la misma aumenta, encareciendo el crédito para los agentes, afectando tanto a la demanda agregada, desde el punto de vista del consumo y la inversión, como a la oferta desde el lado de la producción.

En este sentido, los movimientos del tipo de cambio nominal también afectan al tipo de cambio real, que frente a una suba del primero puede tener un efecto expansivo sobre la demanda, debido al abaratamiento relativo de los bienes que se exportan respecto al resto del mundo, o un efecto contractivo debido al efecto hoja de balance, amplificando el efecto del encarecimiento del crédito en moneda extranjera.

En suma, un *shock* de política monetaria contractivo, vía una caída en el crecimiento de la cantidad de dinero, podría ver atenuada su eficacia debido a que los efectos sobre la demanda se podrían ver compensados según prime el efecto de las exportaciones netas o el de hoja de balance.

Entonces, una depreciación puede tener un efecto positivo sobre la demanda si domina el efecto de las exportaciones netas, pues la economía se vuelve más competitiva y suben las exportaciones. En cambio, si la economía tiene un sector significativo que recibe sus ingresos en moneda local y se encuentra endeudado en moneda extranjera (sean productores o consumidores) una depreciación puede causar que los deudores no puedan hacer frente al servicio de deuda, o que las primas para tomar nuevos créditos aumenten en función del riesgo de no pago de las mismas. De esta manera, un aumento del tipo de cambio termina afectando a la economía en forma negativa, pues los créditos se hacen más caros o se contraen, disminuyendo la demanda.

Asimismo, las expectativas sobre los movimientos del tipo de cambio afectan a la demanda de dinero, por lo que la formación de expectativas pasa a tener un papel fundamental. Los movimientos en la cantidad de dinero pueden tener un impacto menor al que se registraría en una economía sin dolarización, al ser parcialmente compensados por los movimientos en las expectativas de depreciación.

4. Simulaciones

El objetivo de esta sección es analizar cómo se modifica el impacto de la política monetaria al incorporar de forma aislada cada uno de los mecanismos por los cuales la dolarización se introduce en este modelo. Así, se muestran simulaciones imponiendo distintas combinaciones de coeficientes que representan escenarios alternativos de la economía y sus respuestas frente un *shock* de política monetaria utilizando el software en IRIS Toolbox, Boz et al. (2010). Los coeficientes toman los siguientes valores en los distintos escenarios:

$a_q = [-0.03; 0.1]$ *proxy* del efecto de las apreciaciones/depreciaciones del tipo de cambio real que prevalece en la economía sobre la demanda agregada, ecuación [1] curva de demanda agregada

$c_r = [0; 0.5]$ representa distintos grados de endeudamiento en moneda extranjera, ecuación [1] curva de demanda agregada.

$c_s = [-0.01; -0.05]$ coeficiente de la diferencia de la depreciación esperada con respecto a su valor de largo plazo en la demanda de dinero, ecuación [12].

A continuación se muestran los efectos de simular un *shock* de política monetaria transitorio equivalente a una desviación estándar de la cantidad de dinero en el período 1, sobre el sistema que se encontraba en estado estacionario en el período 0. Se recuerda que la regla de política monetaria para $Dm1'_t$ está dada por:

$$Dm1'_t = Dx_{eq,t} - Dv_t + 0.5(Dx_{eq,t} - Dx_{t-1}) + \varepsilon_{mc,t} \quad [11]$$

Así, se evalúan los resultados de la simulación bajo las combinaciones de valores de los parámetros antes mencionadas sobre algunas variables relevantes del modelo: la tasa de política monetaria, la brecha de producto, la variación del nivel de precios general, de los transables y los no transables, el tipo de cambio, la brecha de tipo de cambio real, brecha de tasa de interés en moneda nacional y la de moneda extranjera.

Se estudian 3 escenarios alternativos: el “efecto hoja de balance”, en el que el coeficiente a_q adopta el valor -0.03; el escenario de “dolarización de créditos”, en el que c_r asciende a 0.5; y “demanda de dinero”, que incorpora un valor de -0.05 para c_s .

Se utiliza como *benchmark* el modelo sin dolarización, similar al incluido en Carballo et al (2015) con la misma calibración en sus coeficientes. En dicho modelo no hay dolarización de créditos, por lo que sólo se tiene el efecto de exportaciones netas.

En el Cuadro 1 se muestra, en términos de parámetros, los distintos escenarios donde se va a simular el *shock* de política monetaria. De esta manera, se trata de aislar cada uno de los efectos de introducir dolarización en el modelo. Cabe destacar que se incluyó en la demanda de dinero un coeficiente bajo para los desvíos esperados de la depreciación para que este efecto no distorsionara las respuestas a los *shocks* en el resto de los escenarios.

Cuadro 1: Coeficientes para cada escenario de simulación

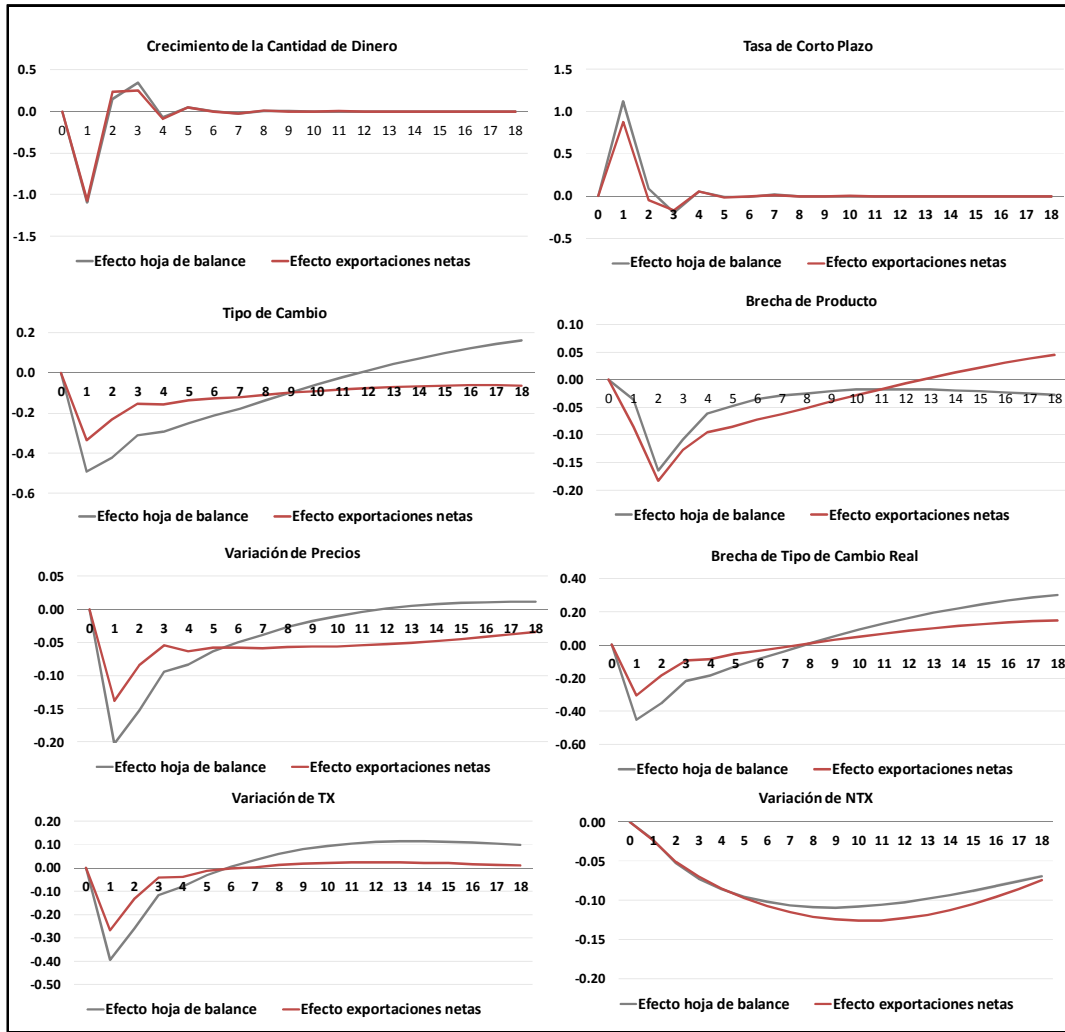
	Ecuación	Coefficiente de Variable	Modelo Benchmark	Efecto Hoja de Balance	Dolarización de Créditos	Demanda de dinero
a_q	Curva IS	Brecha TCR	0.1	-0.03	0.1	0.1
c_r	Curva IS	Brecha rme	0	0	0.5	0.1
c_s	Dda de Dinero	Depr Esperada	-0.01	-0.01	-0.01	-0.05

A continuación se analizan en detalle cada uno de los escenarios enunciados en el cuadro. En el Anexo 2 se muestra cómo cambian los resultados con distintas formas de modelar a las expectativas del tipo de cambio donde se compara, si esta es totalmente *forward looking* o totalmente *backward looking*.

4.1 Efecto hoja de balance

En este apartado se realiza una comparación del efecto que tiene un *shock* de política monetaria transitorio cambiando el coeficiente a_q (en la ecuación [1]), como fue mencionado anteriormente, un valor negativo estaría mostrando que prevalece el efecto hoja de balance en la economía, mientras que un valor positivo indicaría que lo hace el de exportaciones netas. Asimismo, se mantiene el resto sin modificaciones, en particular, la demanda de dinero incluye el término de depreciación en ambos casos. En el Panel 1 se muestran las trayectorias de las variables macroeconómicas relevantes.

Panel 1: Efecto hoja de balance ($\alpha_q = 0.1, -0.03$)



En el Panel 1 la línea roja representa el caso *benchmark*, sin los canales de transmisión adicionales que surgen a partir de incorporar a la dolarización parcial, a excepción del que surge de incluir depreciación en la demanda de dinero. La línea gris muestra las trayectorias resultantes del modelo con efecto hoja de balance y dolarización. Para este caso particular, se eligió el coeficiente c_r igual a cero, de forma de aislar los efectos de la depreciación sobre la tasa de interés en moneda extranjera. Por consiguiente, el canal del crédito de la tasa en moneda extranjera no está presente en ninguno de los dos modelos y de esta forma se puede centrar el análisis en el efecto de modificar el coeficiente de la brecha de tipo de cambio real en la demanda agregada.

Entonces, en una primera instancia, frente a un *shock* de política monetaria en el que cae la tasa de variación de la cantidad de dinero, se incrementa la tasa de interés de corto y de largo plazo en moneda nacional, lo que deriva en una apreciación del tipo de cambio.

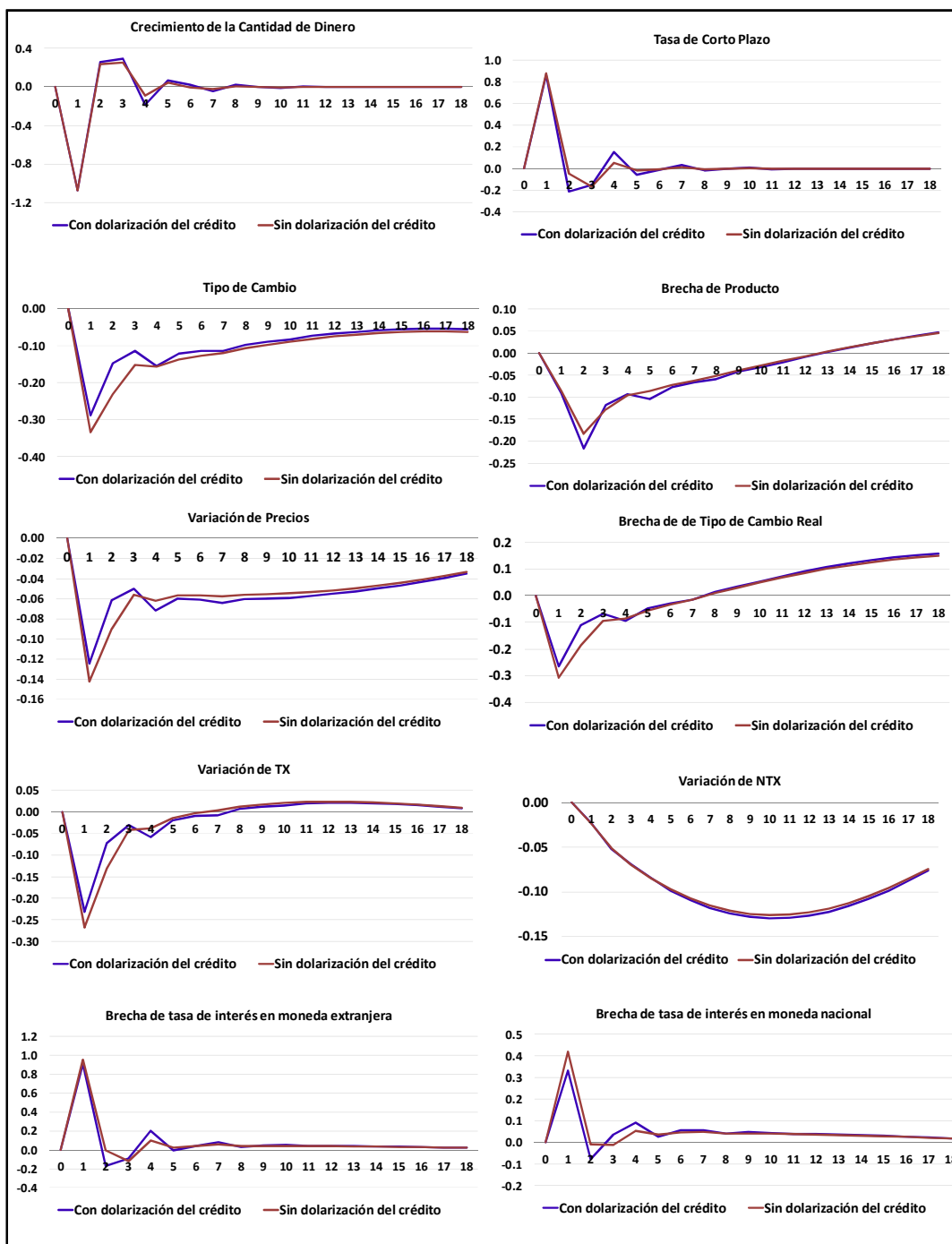
Cabe destacar que el *shock* de política afecta contemporáneamente a la brecha de producto vía la parte *forward*, donde se espera que el efecto contractivo de la brecha de tasa de interés haga caer a la brecha de producto en el periodo siguiente. Este efecto es similar en ambos modelos. Sin embargo, el efecto diferencial ocurre vía tipo de cambio real, que implica que la caída de la brecha de producto en el modelo con efecto de exportaciones netas sea mayor que en el que tiene efecto hoja de balance. Es decir, el efecto de la caída del tipo de cambio real es negativo en el modelo donde prevalece el efecto de exportaciones netas ($a_q > 0$). Así, la economía se hace menos competitiva, cae la brecha de producto y con ella la demanda de dinero por motivo transacción, por lo que la tasa de interés de corto plazo no sube tanto como en la economía donde predomina el efecto hoja de balance ($a_q < 0$). Entonces, frente a un mismo *shock*, la respuesta de la tasa de interés de corto plazo es algo mayor en la economía donde prevalece el efecto de hoja de balance. Por lo tanto, en este escenario la caída del tipo de cambio es superior, llevando a que la disminución de los precios transables sea también mayor.

La respuesta de los precios se puede reducir a dos líneas principales. Por un lado, para los precios no transables el *shock* se transmite a través de la demanda vía la brecha de producto. Un aumento de la tasa de interés disminuye la demanda debido al encarecimiento del crédito. Sin embargo, la respuesta a este impulso es bastante modesta porque los precios no transables se caracterizan por una alta persistencia. Por otro lado, la respuesta más fuerte al *shock* se expresa en los precios transables, que responden principalmente a los movimientos del tipo de cambio. Por lo tanto, como se había mencionado antes, la disminución en los precios es mayor en la economía donde prima el efecto de hoja de balance debido a que los movimientos del tipo de cambio en ésta son más intensos.

4.2 Grado de Dolarización en el crédito

En este apartado se sensibiliza el coeficiente que representa la proporción de los créditos otorgados en la economía en moneda extranjera (c_r en la ecuación [1]). Para aislar este efecto se deja todo lo demás sin cambiar; es decir, se mantiene la misma cantidad de agentes con expectativas adaptativas, el predominio del efecto positivo del tipo de cambio real en la brecha de producto y la misma demanda de dinero en ambos casos.

Panel 2: Proporción de Créditos en Moneda Extranjera ($c_r = 0; 0,5$)



En el Panel 2 la línea azul representa la respuesta a un *shock* de política monetaria en una economía con dolarización en el crédito ($c_r=0.5$), donde prima el efecto de exportaciones netas ($a_q=0.1$). La línea roja representa el caso *benchmark*, donde los coeficientes son los mismos excepto por c_r , que es igual a cero, lo que implica que no hay dolarización en los créditos. Adicionalmente, se presentan en el panel los gráficos de las brechas de tasa de interés en moneda nacional y en moneda extranjera expresada en pesos.

Se observa que si se cambia el grado de dolarización de los créditos, un mismo *shock* de política monetaria genera una respuesta similar en la tasa de interés de corto plazo. Sin embargo, al incluir la brecha de tasa de interés en moneda extranjera expresada en pesos con la misma participación que la brecha de la tasa de interés en moneda nacional en la demanda agregada, la respuesta de la demanda cambia, experimentando una caída mayor que en el modelo *benchmark*. Esto se explica por la reacción de la tasa de interés en moneda extranjera expresada en pesos, donde el diferencial entre la depreciación esperada y la inflación esperada es más que proporcional y opera en el mismo sentido. Entonces, la respuesta de la brecha de tasa de interés en moneda extranjera expresada en pesos contrae la demanda agregada por el canal de crédito en moneda extranjera, reforzando el efecto de la suba en la tasa de interés en moneda nacional.

Asimismo, la depreciación (ecuación [10⁷]) tiene un componente *forward looking*, por lo que, dado un *shock* de política monetaria, no solo importan los movimientos actuales de la tasa de corto plazo, sino también los esperados en los siguientes períodos². Entonces, el movimiento de la tasa de interés de corto plazo será mayor en $t=2$ para el modelo con dolarización, en respuesta a una caída mayor en la demanda de dinero por motivo transacción y dado que la suma ponderada de todos los movimientos de la tasa de corto plazo es menor en el modelo con dolarización del crédito, la caída del tipo de cambio es menor. En otras palabras, los movimientos para la depreciación en el modelo con dolarización en el período 1 terminan siendo menores pues, los movimientos de tasa de interés de corto plazo se compensan.

La disminución en los precios transables también es menor, mientras que la caída en los precios no transables es similar debido a compensaciones entre los efectos de sobre la brecha de producto y la brecha de tipo de cambio real. De esta forma, en el modelo con dolarización del crédito la caída del nivel general de precios es menor con una caída de producto mayor en el corto plazo, para luego seguir trayectorias similares.

4.3 Dolarización en la demanda de dinero

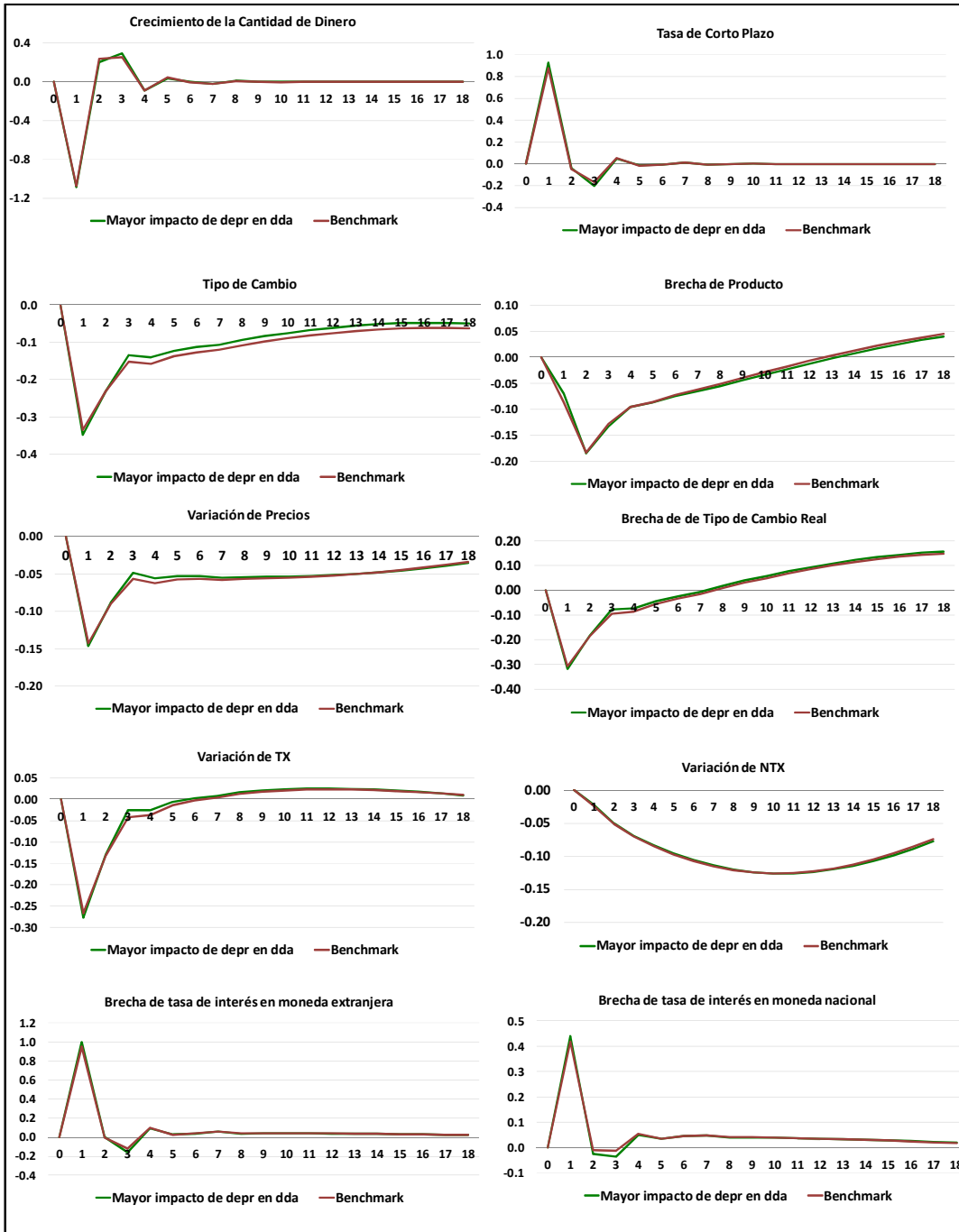
Finalmente, se sensibiliza uno de los coeficientes de la demanda de dinero (ecuación [13]), aumentando en valor absoluto el coeficiente de la diferencia entre la depreciación esperada y la depreciación de largo plazo (c_s). Entonces la línea roja representa al modelo *benchmark* y la línea verde la demanda de dinero donde el coeficiente $c_s = -0.01$ pasa a -0.05 .

² Operando se llega a que, dado un *shock* de política monetaria, la depreciación para el período 1, se puede descomponer en:

$$Ds_1 = \frac{a_s^n}{(1-a_s)^n} Ds_{n+1} - \frac{a_s^{n-1}}{(1-a_s)^n} i_n^{cp} - \dots - \frac{a_s}{(1-a_s)^2} i_2^{cp} - \frac{1}{(1-a_s)} i_1^{cp} + cte$$

Panel 3: Escenario con mayor impacto de la depreciación en la demanda de dinero

$(c_s = -0.01; -0,05)$



La reacción de la tasa de corto plazo a la caída del crecimiento de la cantidad de dinero es apenas mayor que en el *benchmark*, lo que implica un movimiento menor en el tipo de cambio y una caída menor en los precios vía la caída en los precios de los transables. Los cambios en las respuestas al impulso en este apartando son bastante modestos, probablemente debido a que el

cambio en el coeficiente es bastante pequeño, aunque sirven como forma de analizar el sentido de los cambios al profundizar el efecto por este canal.

4.4 Resumen de las respuestas a los *shocks*

A continuación se muestra un cuadro donde se resumen los efectos de los *shocks* anteriormente explicados con respecto al modelo *benchmark*. Es decir, las respuestas en todos los escenarios calibrados van en el mismo sentido, lo que cambia es la intensidad de las mismas. Por ejemplo, la respuesta frente al *shock* contractivo de política en todos los casos es un aumento en la tasa de interés de corto plazo. Sin embargo, de acuerdo a la calibración, en el escenario “Efecto hoja de Balance” la respuesta de la tasa es mayor que en el *benchmark*, entonces la entrada al cuadro será mayor.

Por otro lado, la respuesta en algunos casos puede ir variando a medida que pasa el tiempo. Entonces, se divide el período después del *shock* en dos partes, la primera 8 trimestres equivalentes al horizonte de política y el resto de los trimestres hasta el fin de la simulación.

Cuadro 2: Respuestas cualitativas a los impulsos³

Efectos acumulados	Efecto Hoja de Balance		Dolarización de Créditos		Demanda de dinero		Modelo Estimado	
	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos
▲ tcp	mayor	mayor	menor	menor	mayor	similar	menor	similar
▼ tc	mayor	menor	menor	menor	menor	menor	menor	menor
▼ Dtx	mayor	mayor	menor	menor	menor	menor	menor	mayor
▼ Dntx	menor	menor	similar	mayor	similar	similar	similar	similar
▼ Dp	mayor	menor	menor	mayor	menor	menor	menor	menor
▼ Y _{gap}	menor	mayor	mayor	mayor	similar	mayor	similar	mayor

5. Estimación

La estimación de los parámetros del modelo y las varianzas de los *shocks* se realiza utilizando un enfoque Bayesiano, de esta forma es posible incorporar conocimientos previos y acotar rango de variación o distribución a priori para cada uno de los parámetros estimados.

Según (Carabenciov et al 2008) los modelos estimados utilizando técnicas bayesianas tienen, en general, mejores propiedades que los que fueron estimados con métodos clásicos, si bien puede que no se ajusten tan bien a los datos como los modelos VAR, pues el propósito fundamental de éstos es maximizar el ajuste a los datos, mientras que en los primeros su fortaleza se encuentra en la combinación entre perspectiva teórica y capacidad de brindar resultados razonables.

Otra ventaja de utilizar estas técnicas es que se pueden usar muestras acotadas, es decir la metodología permite contrarrestar los problemas generados por muestras cortas con la información adicional que se le brinda al modelo. Para este trabajo se utilizaron datos

³ En el Anexo 3 se muestra este cuadro con los valores de las respuestas al impulso en la simulación.

trimestrales desde 2005.I hasta 2016.IV. Las variables utilizadas se encuentran en el Anexo 4, donde se especifica la forma de construcción de las mismas. Se tomaron los datos desde el año 2005 pues se supone que en este periodo ya no estarían influyendo los efectos de la crisis de 2002. Adicionalmente, en este período se realizaron cambios de instrumentos, pasando de un régimen de anuncios de crecimiento de agregados a uno de tasas en 2007, para volver a utilizar un régimen con anuncios de crecimiento de agregados en 2013. Sin embargo, aunque los instrumentos cambiaron, éstos están contenidos dentro de un esquema de metas de inflación, por lo que el objetivo fue el mismo en todo el período.

En cuanto a las distribuciones a priori, se impusieron para las varianzas de los *shocks* distribuciones normales truncadas en cero (el valor debe ser estrictamente positivo). Para la gran mayoría de los coeficientes, que debían tomar valores entre 0 y 1, se utilizaron distribuciones Beta, utilizando como media el valor calibrado de Carballo et al (2015).

En particular, para la estimación del coeficiente de la brecha de tipo de cambio real en la brecha de la demanda, como puede tomar tanto valores positivos como negativos, se le asignó una distribución a priori normal centrada en cero. El mismo procedimiento se aplicó para el coeficiente de la variación esperada de la depreciación en la demanda de dinero.

5.1 Resultados

Se obtuvieron las distribuciones a posteriori con el algoritmo de Metropolis-Hastings (Smets y Wouters, 2003) con 100.000 repeticiones. A continuación se muestran los resultados para los coeficientes de las principales ecuaciones, el resto se encuentra disponible en el Anexo 4. Asimismo, se comparan con los valores calibrados, que en la gran mayoría de los casos corresponden a los valores impuestos como media de las distribuciones a priori. Desafortunadamente no se han hecho estimaciones previas para los coeficientes de este tipo de modelos con datos uruguayos, aunque sí se cuenta, con trabajos donde se han estimado alguna de las ecuaciones individualmente sin la interacción con el resto del modelo. Para encontrar estimaciones de este tipo, se debe remitir a otros países, donde sí bien los resultados muestran características particulares de cada economía, se pueden tomar como referencia. En cada cuadro se muestra la media a priori y la media de la distribución a posteriori, la moda a posteriori, el intervalo a 90% para la media y la distribución utilizada.

Cuadro 3: Estimaciones de la curva de demanda agregada (Curva IS)

Ecuación	coeficiente	variable	media a priori	media a posteriori	moda a posteriori	90% intervalo HPD		dist a prior
Demanda Agregada (IS)	a_1	y_{gap-1}	0.400	0.401	0.402	0.385	0.417	beta
	a_2	y_{gap+1}	0.500	0.469	0.532	0.362	0.572	beta
	a_r	comb brechas tasas	0.400	0.344	0.291	0.205	0.484	beta
	c_r	r_{bre-1}^{me}	0.500	0.114	0.129	0.000	0.229	beta
	a_q	q_{gap}	0.000	-0.003	-0.013	-0.040	0.032	norm
	a_{y^*}	y_{gap}^*	0.200	0.066	0.025	0.000	0.126	norm

En el cuadro 3 se muestran los resultados de la estimación bayesiana de los coeficientes de la brecha de producto. En primer lugar, el peso de la inercia (a_1) es menor que el de la parte *forward looking* (a_2). En segundo lugar, el coeficiente del traspaso de las brechas de tasa de interés es apenas mayor que el valor calibrado (a_r). En cuanto a la ponderación de la brecha de la tasa en moneda extranjera (c_r) es cercano al 10%, un valor inferior al porcentaje de créditos de la economía.

La estimación obtenida para coeficiente de la brecha de tipo de cambio real (a_q) es menor que cero, lo que podría ser un indicador de que en el período utilizado estaría primando el efecto hoja de balance. Sin embargo, el valor es pequeño y cercano a cero lo que podría evidenciar que el efecto hoja de balance y el de exportaciones netas se estarían compensando. Otra hipótesis sobre este resultado es que la normativa actual para empresas en el Uruguay⁴ no permite que haya descortes para los deudores, por lo que el efecto hoja de balance sería bastante reducido. Adicionalmente, el intervalo toma tanto valores positivos como negativos por lo que los resultados obtenidos para este coeficiente deberían ser tomados con cautela. Cabe destacar que este resultado es compatible con las conclusiones de Licandro y Mello (2015) que analizan el efecto hoja de balance en la economía uruguaya utilizando otra metodología. Los autores, utilizan datos a nivel de firmas y concluyen que las primas de financiamiento tienen un comportamiento no lineal en la mayor parte de los sectores de la economía. Así, en tiempos normales actúan como aceleradores de la política monetaria (lo que “traducido” a la estimación que se presenta en este trabajo implicaría un $a_q < 0$), mientras que antes correcciones fuertes en los precios en dólares actuarían como amortiguadores (implicaría un $a_q > 0$).

El coeficiente estimado de la brecha de producto externo relevante (a_{y^*}) tiene un valor sensiblemente menor al calibrado, en particular en trabajos como el Winkelried (2013) que han hecho una recopilación de resultados para este tipo de modelos, los valores en general son bastante mayores, por lo que quizás se deban tomar otras medidas para reflejar la demanda externa.

⁴ Norma 3.8 clasificación de riesgos crediticios, del Banco Central del Uruguay del 10 de marzo de 2006.

Cuadro 4: Estimaciones de la Curva de Phillips

Ecuación	coeficiente	variable	media a priori	media a posteriori	moda a posteriori	90% intervalo HPD		dist a prior
Curva de Phillips	a_6	π_{t+1}^{nx}	0.500	0.498	0.498	0.481	0.514	beta
	a_7	Y_{gap}	0.150	0.014	0.009	0.001	0.027	beta
	a_8	q_{gap}	0.150	0.014	0.010	0.003	0.024	beta

En cuanto a los coeficientes la curva de Phillips, el valor para la inercia (a_6) es similar al que se había impuesto en la calibración. Por otra parte el coeficiente de la brecha de producto (a_7) y de la brecha de tipo de cambio real (a_8) resultaron en valores son menores a lo calibrados. Esto puede tener origen en la alta persistencia que tienen los datos en la muestra elegida, lo que puede conducir a que las estimaciones de estos parámetros sean especialmente bajas. En consecuencia, la demanda agregada y la brecha de tipo de cambio real tendrán una influencia menor sobre estos precios en el modelo estimado. En particular esto implica, que los *shocks* sobre los precios tendrán un efecto menor, pero que persistirán por más periodos.

Cuadro 5 Estimaciones de la formación del Tipo de Cambio

Ecuación	coeficiente	variable	media a priori	media a posteriori	moda a posteriori	90% intervalo HPD		dist a prior
UIP	a_s	s_{t+1}	0.700	0.810	0.810	0.691	0.931	beta

En cuanto a la formación del tipo de cambio, se había asignado la misma ponderación a las expectativas adaptativas que a las racionales, sin embargo el valor estimado de a_s resultó mayor al calibrado, por lo que las últimas tendrían una mayor peso.

Cuadro 6: Demanda de Dinero

Ecuación	coeficiente	variable	media a priori	media a posteriori	moda a posteriori	90% intervalo HPD		dist a prior
Demanda de Dinero	c_y	Dy	1.000	0.437	0.451	0.229	0.652	norm
	c_i	Di^{cp}	-0.200	-1.060	-0.967	-1.320	-0.786	norm
	c_{mce}	Vector de largo plazo	0.300	0.374	0.361	0.228	0.515	beta
	c_{imce}	i^{cp}_{t-1}	0.300	0.288	0.273	0.131	0.446	beta
	c_s	EDs	-0.100	-0.125	-0.108	-0.226	-0.002	norm

Con respecto al coeficiente de la variación de la tasa de interés de corto plazo (c_i), fue mayor que el calibrado y que el estimado por Brum et al (2010). Cabe destacar, que las estimaciones no son directamente comparables, pues la construcción de cada modelo responde a fundamentos diferentes, probablemente la interacción de las variables está captada de otra forma por el modelo lo que terminó repercutiendo en un el valor del coeficiente bastante mayor.

Asimismo, el coeficiente de la diferencia de la depreciación esperada con respecto a su valor de largo plazo (c_s) tomó un valor negativo y mayor en valor absoluto que el de la calibración. El resto de los coeficientes toma el signo esperado.

El resto de las estimaciones se encuentran en el Anexo 5 con los correspondientes gráficos de las distribuciones a priori y a posteriori.

5.2 Impulso respuesta con el modelo estimado

En este apartado se presentan las respuestas a un *shock* de política monetaria del modelo con dolarización y sus coeficientes estimados, comparado con un modelo que tiene los coeficientes estimados a excepción de los que se analizaron previamente (modelo sin dolarización). Así, se busca aislar las interacciones que pueden surgir de los cambios que son resultado de las estimaciones y que no están directamente relacionados con la dolarización (en el Anexo 6 se presentan los impulsos respuesta del modelo *benchmark* comparado con el modelo con coeficientes estimados). Para obtener dichas respuestas se consideró, como estimador puntual de cada coeficiente, el valor de la moda de la distribución a posteriori de los parámetros. A continuación se muestra el Cuadro 6 donde se comparan los resultados de las estimaciones de los coeficientes antes analizados versus los valores calibrados.

Cuadro 7: Comparación coeficientes simulación calibrados vs estimados

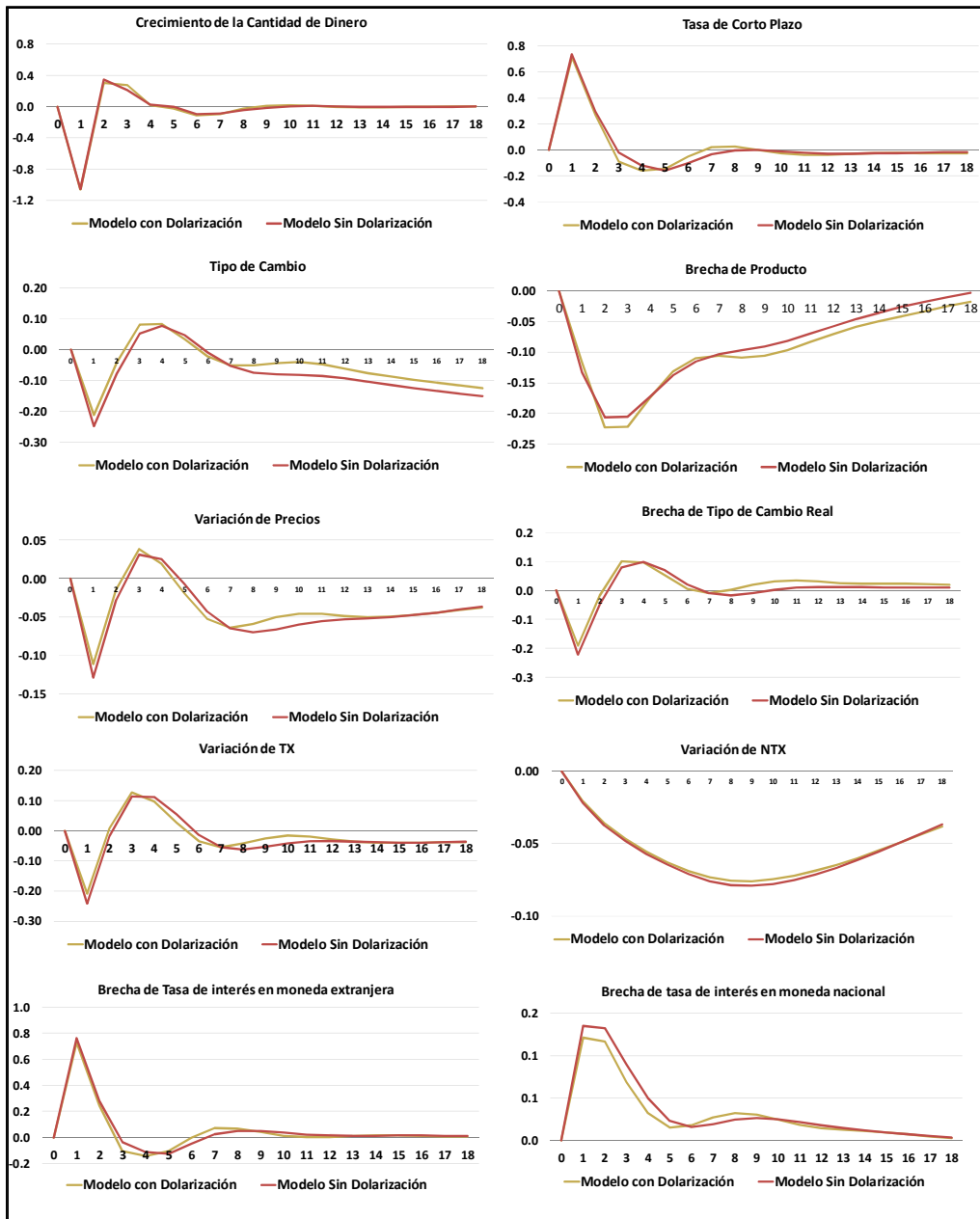
Coeficiente	Ecuación	Variable	Modelo Benchmark	Modelo Estimado
a_q	Curva IS	Brecha TCR	0.10	-0.01
c_r	Curva IS	Brecha Tasa de Int ME	0.00	0.13
c_s	Dda de Dinero	TC esperado	-0.01	-0.13

Como puede observarse, en primer lugar, una caída en el crecimiento de la cantidad de dinero tiene un efecto marginalmente menor en la tasa de corto plazo, en el período 1, en el modelo estimado con dolarización con respecto al sin dolarización. Lo que provoca, como se analizó previamente, que el modelo con dolarización tenga una caída de tipo de cambio menor.

Adicionalmente, el efecto de hoja de balance hace que la caída del tipo cambio, que en este caso es menor, tenga un efecto positivo sobre la demanda, que es compensado largamente por los efectos de la suba de la tasa de interés en moneda nacional, que se refuerzan con la suba de la tasa de interés en moneda extranjera expresada en pesos, por lo que el producto cae en mayor medida en el modelo estimado.

Finalmente, en cuanto al nivel de precios, el efecto del *shock* es mayor en el modelo sin dolarización en los primeros 4 períodos. Luego, la respuesta de los precios en el modelo estimado se mantiene por debajo del modelo sin dolarización, ya sea por los transables de exclusión, donde la caída del tipo de cambio es menor, como en los no transables de exclusión, pues si bien los efectos sobre la brecha de producto redundan en una caída de la demanda mayor, no llegan a compensar la menor caída del tipo de cambio real, por lo que la caída en los precios no transables es marginalmente menor en el modelo estimado.

Panel 4: Modelo con Dolarización vs Sin Dolarización



Resumiendo, frente a un mismo *shock* de política monetaria contractivo, en el modelo con dolarización se obtiene una caída mayor del producto y una menor contracción en los precios que en el modelo sin dolarización.

6. Conclusiones

En este trabajo se realiza un análisis del impacto de la inclusión de dolarización parcial sobre la potencia de la política monetaria para el caso de Uruguay. En primer lugar, se muestra que la dolarización genera nuevos canales de transmisión de la política monetaria. Estos canales

podrían reducir o potenciar la capacidad de la política monetaria de incidir en el nivel de actividad y en la evolución de los precios.

En este sentido, se realizan una serie de simulaciones para evaluar el impacto de estos nuevos canales en modelo semi estructural con fundamentos neokeynesianos con mercado de dinero y regla de McCallum. En algunos casos, la inclusión de la dolarización opera en el mismo sentido que la política monetaria, intensificando su efecto sobre los precios, mientras que en otros lo amortigua.

Entonces, una vez estimados los coeficientes, se comparan los resultados del modelo con los coeficientes estimados (modelo con dolarización) con uno que tiene tres coeficientes analizados en las simulaciones con valores iguales a los calibrados como el modelo *benchmark* y el resto se igualan a la estimación (modelo sin dolarización), de modo de observar solamente el efecto de la dolarización. De acuerdo a estos resultados el movimiento en la tasa de interés de corto plazo es marginalmente menor en el modelo estimado, lo que genera una menor caída en el tipo de cambio y en los precios transables.

Por otra parte, la estimación del coeficiente de la brecha de tipo de cambio real en la ecuación de demanda arrojó un valor negativo, aunque bastante pequeño por lo que, por lo que los resultados obtenidos deben tomarse con cautela, pues si bien, de acuerdo a la muestra considerada y los supuestos realizados, estaría primando el efecto de hoja de balance, este resultado podría ser la consecuencia de la compensación entre los efectos hoja de balance y exportaciones netas.

En relación al canal de tasa de interés en moneda extranjera, éste opera en el mismo sentido que el *shock* de política, reforzando el poder contractivo sobre el producto. Sin embargo, esto no se traslada a los precios no transables debido a que de acuerdo a las estimaciones el impacto de la demanda sería bastante modesto y a la vez la caída del tipo de cambio real es menor. En conclusión, los canales adicionales de transmisión de la política monetaria que resultan de incorporar a la dolarización estarían operando, frente a un *shock* de política monetaria contractivo, de forma tal que amortiguan el efecto de política sobre los precios, mientras que generan una mayor caída del producto.

Estos resultados sugieren que en el caso uruguayo, la dolarización no limitaría el potencial rol estabilizador del ciclo económico de la política monetaria. En cuanto al rol de estabilizar los precios la política monetaria debería reaccionar con mayor dureza para obtener un mismo resultado sobre los precios, dada la presencia de dolarización. En particular en un proceso de desinflación el ratio de sacrificio de la política monetaria sería algo mayor.

Queda en la agenda incluir alguna medida que refleje a la política fiscal, determinar los efectos de la balanza comercial en la demanda, incluir las expectativas de los agentes sobre la inflación,

y realizar estimaciones de los coeficientes del modelo en distintos periodos para evaluar si estos fueron cambiando en el tiempo.

Bibliografía

Andrle, M., Berg, A., Morales, R. A., Portillo, R., and Vlcek, J. (2013). Forecasting and Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries: Food and non-Food Inflation in Kenya. International Monetary Fund working paper, WP/13/61.

Basal, Jorge, Carballo, Patricia, Cuitiño, Fernanda, Frache, Serafin, Licandro, Gerardo, Mourelle, José, Rodríguez, Helena, Rodríguez, Verónica, Vicente, Leonardo, (2016) “Un modelo estocástico de equilibrio general para la economía uruguaya”.

http://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economa/DSGE_JAE_XXXI.pdf

BCRP (2009). Modelo de Proyección Trimestral del BCRP. Working Papers 2009-006, Banco Central de Reserva del Perú.

Beneš, Jaromír, Hurník, Jaromír and Vávra, David (May 2008) Exchange Rate Management and Inflation Targeting: Modeling the Exchange Rate in Reduced-Form New Keynesian Models. Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver), 58(03-04):166–194.

Bernanke, Ben, Gertler, Mark, (1989) “Agency costs, net worth, and business Fluctuations”, The American Economic Review, Vol. 79, No. 1, pp 14-31.

Bernanke, Ben, Gertler, Mark, Gilchrist, Simon (1996) “The Financial accelerator in a quantitative business cycle framework” Princeton University, New York University, and Boston University Chapter 21

Berg, Andrew, Laxton, Douglas, and Karam, Philippe D (2006a) Practical Model-Based Monetary Policy Analysis; A How-To Guide. IMF Working Papers 06/80, International Monetary Fund.

Berg, Andrew, Laxton, Douglas and Karam, Philippe D (2006b) A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis: Overview. (06/80).

Boz, E., Bulir, A., and Hurnik, J. (2010). Handout for the monetary model and its use for forecasting and policy analysis. *IMF courses*

Brum, Conrado, Bucacos, Elizabeth, Carballo, Patricia, (2011) “La demanda de dinero en una economía dolarizada: una estimación para Uruguay” Revista de Economía - Segunda Epoca Vol. 18 N° 2 - Banco Central del Uruguay - Noviembre

Carabenciovna Ioan, Ermolaev Igor, Freedman Charles, Juillard Michel, Kamenik Ondra, Korshunov Dmitry, Laxton Douglas (2008) “A Small Quarterly Projection Model of the US Economy” IMF working papers, WP/08/278

Carballo, Patricia, González, José Ignacio, Güenaga, Margarita, Mourelle, José, Romaniello, Gabriela, (2015) “Un modelo semi estructural de proyecciones macroeconómicas para el Uruguay”, Jornadas Anuales del Banco Central del Uruguay

Carlomagno, Guillermo, Lanzilotta, Bibiana, Zunino, Gonzalo, (2010) “La transmisión de la política monetaria en Uruguay: un análisis a partir de un modelo S-VEC”, DT. 04/2010, CINVE, 2010

Céspedes, Luis Felipe, Chang, Roberto, Velasco, Andrés (2004) "Balance Sheets and Exchange Rate Policy." *American Economic Review*, 94(4): 1183-1193.

Céspedes, Luis Felipe, Chang, Roberto, Velasco, Andrés (2000) "Balance Sheets and Exchange Rate Policy" NBER Working Paper No. 7840

Cuitiño, Fernanda, Ganon, Elena, Tiscordio, Ina, Vicente, Leonardo, (2010) “Modelos univariados de series de tiempo para predecir la inflación de corto plazo” Jornadas Anuales del Banco Central del Uruguay

<http://vilna.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economia/iees03j3101010.pdf>

Gianelli, Diego (2009) “Un modelo estructural pequeño para la economía uruguaya” Documentos de Trabajo, Banco Central del Uruguay ISSN 1688-7565, N°001-2009

Gianelli, Diego, Basal, Jorge, Mourelle, José, Vicente, Leonardo (2010): “Un modelo macroeconómico de estimación trimestral para la economía uruguaya”. Documento de trabajo Banco Central del Uruguay 011-2010

Güenaga, Margarita, Mourelle, José Vicente, Leonardo, (2014) “Estimaciones alternativas de producto potencial y brecha de producto en Uruguay”, Revista de Economía del Banco Central del Uruguay, Segunda Época, Volumen 21 N°1

Licandro, Gerardo, Licandro, José Antonio, (2001) “Anatomía y patología de la dolarización”, Documentos de Trabajo, Banco Central del Uruguay, ISSN 1688-7565, N°003-2001 <http://www.bvrie.gub.uy/local/File/doctrab/2001/3.2001.pdf>

Licandro, Gerardo, Mello, Miguel, (2015) “Canal de hoja de balance en Uruguay: ¿Acelerador Financiero, o freno o ambos?, Documento de trabajo del Banco Central del Uruguay

McCallum, B. T. (1984), “Monetarist Rules in the Light of Recent Experience”, *American Economic Review*, 74(1277).

Mello, Miguel, (2016) “Determinantes de la dolarización financiera de las empresas uruguayas”, Jornadas de Economía.

Portillo, Rafael, Ustyugova, Yulia, (2015) “A Mode for monetary Policy Analysis in Uruguay”, IMF Working Papers, WP/15/170.

Rojas, B., Biedermann, G., and Barrail, V. R. D. Z. (2011). Modelo de consistencia macroeconómica de la economía paraguaya. Banco Central del Paraguay, Departamento de Síntesis Macroeconómica e Investigación.

Rossi, María Fernanda, (Febrero 2006) “Evaluación de reglas alternativas de política monetaria cuando el instrumento es un agregado monetario: el caso de Uruguay”, Revista de Economía - Segunda Epoca Vol. XIII N° 2 - Banco Central del Uruguay.

Rossini, Renzo, Vega, Marco, (Noviembre 2007) “El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006”, Serie de Documentos del Trabajo, Banco Central de Reserva del Perú.

Salas, Jorge, (2011) “Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial”, Revista de Estudio Económicos, Banco Central de Reserva de Perú,

Smets, F., Wouters, R., (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," Journal of the European Economic Association, MIT Press, vol. 1(5), pages 1123-1175, 09.

Winkelried, Diego, (2013) “Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y novedades”, Revista Estudios Económicos 2, 9.

ANEXO 1 Ecuaciones del modelo

Nomenclatura:

y_{gap}	Brecha del Producto en porcentaje del PIB potencial.
y_{eq}	Pib real potencial
y	$100*\ln(\text{PIB real trimestral})$
i^{cp}	Tasa de Corto Plazo.
r_{gap}	Brecha de la tasa de interés real, puntos porcentuales.
r	Tasa de interés real, puntos porcentuales.
i^p	Tasa nominal de interés, puntos porcentuales.
q_{gap}	Brecha del tipo de cambio real, puntos porcentuales.
Dq	Apreciación real (-), depreciación real (+).
q	Log del tipo de cambio efectivo real
r^*	Tasa real de interés externo, puntos porcentuales.
p	$100*\ln(\text{IPC})$
p^*	$100*\ln(\text{Precios internacionales relevantes})$
Ds	Variación trimestral del tipo de cambio nominal.
s	$100*\ln(\text{Tipo de Cambio nominal respecto al USD})$
π^{ntx}	Variación trimestral del IPC No Transable sin Precios Administrados.
π^{tx}	Variación trimestral del IPC transable sin volatilidad.
π^v	Variación trimestral de frutas y verduras del IPC.
π^{adm}	Variación trimestral del componente administrado del IPC.
π	Variación trimestral del IPC.
π_{sub}	Variación trimestral del IPC subyacente.
Dp^*	Variación trimestral los precios internacionales relevantes.
Dy_{eq}	Variación trimestral del PIB real.
spread	spread de Tasa de interés
m_{lr}	cantidad real de dinero
m_l	cantidad nominal de dinero
Dm_{lr}	diferencia trimestral de la cantidad real de dinero
Dm_l	diferencia trimestral de la cantidad nominal de dinero
Di^{cp}	diferencia trimestral de la tasa de interés de corto plazo
remonet	Variable de remonetización para la demanda de dinero
x	pib nominal
Dx	diferencia trimestral del pib nominal
Dx_{eq}	diferencia trimestral del pib nominal de equilibrio
Dy	diferencia trimestral del pib
Dv	variación de la velocidad de circulación del dinero
i^{me}	tasa de interés nominal en moneda extranjera del país
r^{me}	tasa de interés real en moneda extranjera expresada en pesos
r_{gap}^{me}	brecha tasa de interés real en moneda extranjera expresada en pesos
r_{eq}^{me}	tasa de interés real en moneda extranjera expresada en pesos de equilibrio
q_{eq}	Tipo de cambio real de equilibrio.
r_{eq}	Tasa de interés real de equilibrio.
r_{eq}^*	Tasa de interés real externa de equilibrio.
y_{gap}^*	Producto externo relevante, puntos porcentuales
i^*	Tasa T-Bill 3 months constant rate.
ρ	Prima de riesgo.
π_{ss}	Meta de inflación de estado estacionario (5%)
r_{ss}	Tasa de interés real de estado estacionario
r_{ss}^*	Tasa de interés real externa de estado estacionario
i_{ss}^*	T-Bill 3 months constant rate de
Dp_{ss}^*	Variación trimestral del precios externos relevantes
ρ_{ss}	Prima de riesgo de estado estacionario
Dy_{ss}	Variación del PIB real de estado estacionario
spread _{ss}	spread de tasas estacionario
remonet _{ss}	Estado estacionario de la variable de remonetización
a_1	coeficiente forward looking de la brecha de producto
a_2	coeficiente backward looking de la brecha de producto
a_r	coeficiente de la brecha de tasa de interés
a_q	coeficiente de la brecha de tipo de cambio real
a_{y^*}	coeficiente de la brecha de producto externo
a_6	coeficiente de la parte forward de los precios no transables e la curva de phillips
a_7	coeficiente de e_{gap} y y_{gap}
a_8	coeficiente diferencial de y_{gap} en la curva de phillips
a_5	coeficiente de la paridad de fisher en la ec de tc
a_{14}	inercia en los precios transables de exclusión
c_5	inercia en la tasa de interés real de equilibrio
c_6	inercia en la tasa de interés real externa de equilibrio
c_7	inercia en la gapcha de producto externo
c_8	inercia en la tasa externa nominal de equilibrio
c_9	inercia en los precios externos
c_{10}	inercia en el premio por riesgo
c_{12}	inercia en la tasa de crecimiento del producto de equilibrio

- c₁₃ inercia en la tasa de largo plazo
- c₁₄ inercia en el tipo de cambio real de equilibrio
- c₁₉ coeficiente de la regla
- c₂₁ coeficiente inercia de la tasa de interés real en moneda extranjera
- c_r coeficiente de la brecha de la tasa de interés en me en la is
- c_y coeficiente dy en la demanda de dinero
- c_i coeficiente Di^{ip} en la demanda de dinero
- c_s coeficiente de la depreciación en la demanda de dinero
- c₃₀ inercia en el spread
- c_{mce} coeficiente del vector de largo plazo en la demanda de dinero
- c_{imece} coeficiente de la tasa de interés en el vector largo plazo en la demanda de dinero
- c₉₇ inercia en remonet
- v₁ ponderación de los precios no transables de exclusión en el IPC
- v₂ ponderación de los precios transables de exclusión en el IPC
- v₃ ponderación de los precios administrados en el IPC

Ecuaciones del modelo

$$y_{gap} = a_1 y_{gap-1} + a_2 y_{gap+1} - a_3 ((1-c_r) r_{gap-1} + c_r i_{gap-1}^{me}) + a_4 q_{gap} + a_5 y_{gap}^* + \varepsilon_{ygap}$$

$$\pi_{ntx} = a_6 \pi_{ntx-1} + (1-a_6) \pi_{ntx-1} + a_7 y_{gap} + a_8 q_{gap} + \varepsilon_{ntx}$$

$$\pi_{tx} = a_{14} \pi_{tx-1} + (1-a_{14})(Ds + Dp^*) + \varepsilon_{tx}$$

$$\pi_v = 0.5(0.5\pi_{v-1} + 0.5\pi_{sub}) + 0.5\pi_{ss} + \varepsilon_v$$

$$\pi_{adm} = 0.5(0.5\pi_{adm-1} + 0.5\pi_{psub}) + 0.5\pi_{ss} + \varepsilon_{adm}$$

$$r_{gap} = r - r_{eq}$$

$$r = i^{ip} - \pi_{+1}$$

$$\pi = v_1 \pi_{ntx} + v_2 \pi_{tx} + v_3 \pi_{adm} + (1-v_1-v_2-v_3) \pi_v$$

$$\pi_{sub} = (v_1 \pi_{ntx} + v_2 \pi_{tx}) / (v_1 + v_2)$$

$$i^{ip} = c_{13} i^{ip}_{-1} + (1-c_{13}) 0.5(i^{cp} + i^{cp}_{+1} + 2spread)$$

$$q_{gap} = q - q_{eq}$$

$$0 = a_3 Ds_{+1} - (i^{cp} - i^* - \rho) + (1-a_3)(-Ds + 2(\pi_{ss} - Dp^*_{ss})) + \varepsilon_s$$

$$EDs1 = (i^{cp} - i^* - \rho)$$

$$r^* = i^* - Dp^*_{+1}$$

$$Dq = Ds + Dp^* - \pi$$

$$(Dm1r - Dy_{ss}) = c_y (Dy - Dy_{ss}) + c_i D i^{cp} + c_s (EDs1 - (\pi_{ss} - Dp^*_{ss})) - c_{mce} ((vel_1 - vel_{ss}) + c_{imece} (tpm_1 - (\pi_{ss} + ir_{ss})) + remonet) + \varepsilon_{m1r}$$

$$Dm1 = Dm1r + \pi$$

$$Dm1 = Dx_{eq} - 0.5Dv + 0.5(Dx_{eq} - Dx_1) + \varepsilon_{mce}$$

$$Dv = 0.25(Dy - (Dm1 - \pi)) + 0.25(Dy_1 - (Dm1_1 - \pi_1)) + 0.25(Dy_2 - (Dm1_2 - \pi_2)) + 0.25(Dy_3 - (Dm1_3 - \pi_3)) + \varepsilon_{Dv}$$

$$r^{me} = i^{me} + EDs1 - \pi_{+1}$$

$$r^{me} = r^{me}_{eq} + r^{me}_{gap}$$

$$r^{me}_{eq} = c_{rmeq} r^{me}_{eq-1} + (1-c_{rmeq}) r^{me}_{ss} + \varepsilon_{rme}$$

$$i^{me} = 0.5(i^* + i^*_{+1}) + \rho + \varepsilon_{ime}$$

$$q_{eq} = c_{14} q_{eq-1} + \varepsilon_{qeq}$$

$$r_{eq} = c_5 r_{eq-1} + (1-c_5) r_{ss} + \varepsilon_{ireq}$$

$$\rho = c_{10} \rho_{-1} + (1-c_{10}) \rho_{ss} + \varepsilon_\rho$$

$$spread = c_{30} spread_{-1} + (1-c_{30}) spread_{ss} + \varepsilon_{spread}$$

$$r^*_{eq} = c_6 r^*_{eq-1} + (1-c_6) r^*_{ss} + \varepsilon_{irx_{eq}}$$

$$y^*_{gap} = c_7 y^*_{gap-1} + \varepsilon_{y^*_{gap}}$$

$$i^* = c_8 i^*_{-1} + (1-c_8) i^*_{ss} + \varepsilon_{i^*}$$

$$Dp^* = c_9 Dp^*_{-1} + (1-c_9) Dp^*_{ss} + \varepsilon_{Dp^*}$$

$$Dy_{eq} = c_{12} Dy_{eq-1} + (1-c_{12}) Dy_{ss} + \varepsilon_{Dy_{eq}}$$

$$Dx_{eq} = Dy_{eq} + \pi_{ss}$$

$$Dx = Dy + \pi$$

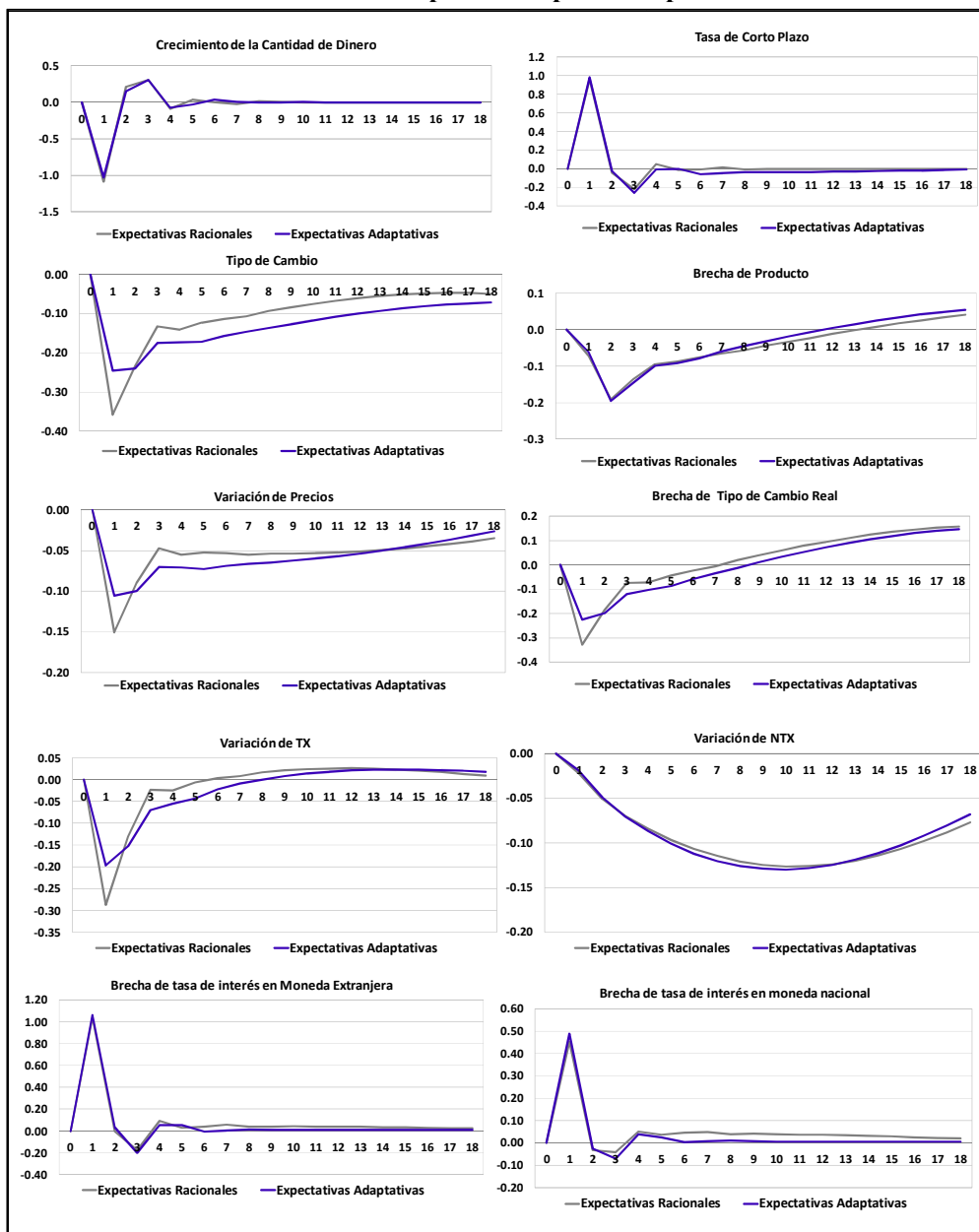
$$y = y_{eq} + y_{gap}$$

$$remonet = c_{97} remonet_{-1} + (1-c_{97}) remonet_{ss} + \varepsilon_{remonet}$$

ANEXO 2 Formación de Expectativas de Tipo de Cambio

En esta simulación se deja variar el coeficiente de la formación de expectativas (ecuación [10]), donde a menor α_s mayor ponderación tiene el valor pasado del tipo de cambio con respecto al que se espera para el futuro, dejando todo lo demás constante. Es decir si $\alpha_s=1$ la expectativas son totalmente racionales y prevén perfectamente el futuro. Como se había mencionado antes, este tipo de modelización también puede asimilarse al grado de intervención de la autoridad monetaria en el mercado de cambios donde, si la misma tiende a intervenir de forma que el tipo de cambio varíe suavemente y con poca volatilidad, es razonable que los agentes formen sus expectativas asignando una ponderación mayor al valor pasado.

Formación de Expectativas para el Tipo de Cambio



La línea azul representa las respuestas al *shock* de política monetaria en una economía con expectativas adaptativas, como se había mencionado anteriormente, esto se refleja imponiendo al coeficiente a_s el valor 0. La línea gris representa a las expectativas racionales, en este caso se impuso que el coeficiente a_s adopte el valor 1. El resto de los coeficientes se mantienen incambiados.

Entonces, en línea con los resultados encontrados por Rossini y Vega (2007), se observa que si la autoridad monetaria interviene en el mercado de cambios (línea azul), se genera un comportamiento del tipo de cambio menos sensible a los movimientos de la política monetaria, lo que a su vez tiene un correlato en los precios, generando mayores rigideces en los precios transables y por ende una menor efectividad de la política monetaria.

ANEXO 3 Respuestas acumuladas al *shock* de política contractivo según escenario

Efectos acumulados	Benchmark		Efecto Hoja de Balance		Dolarización de Créditos		Demanda de dinero	
	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos
▲ tcp	0.69	0.66	1.06	1.00	0.86	0.27	0.71	0.68
▼ tc	-1.37	-2.24	-2.29	-1.44	-1.13	-2.02	-1.29	-1.99
▼ Dtx	-0.48	-0.28	-0.78	0.43	-0.41	-0.31	-0.44	-0.23
▼ Dntx	-0.67	-1.87	-0.65	-1.70	-0.68	-1.94	-0.66	-1.88
▼ Dp	-0.63	-1.15	-0.71	-0.66	-0.55	-1.15	-0.55	-1.08
▼ y _{gap}	-0.77	-0.60	-0.51	-0.78	-0.84	-0.65	-0.77	-0.66

ANEXO 4 Datos

Datos utilizados para la estimación series trimestrales que van desde el 2005Q1 hasta 2016Q4. Todas las variables fueron centradas, este proceso consiste en extraer a la serie su valor promedio. En cuanto a la utilización del filtro Hodrick-Prescott para obtener la brecha de producto, se eligió este filtro dado que según Güenaga et al (2012) el indicador obtenido replica todos los hechos estilizados y tiene un alto índice de sincronización con otras medidas más sofisticadas.

$y_{\text{gap_obs}}$: brecha de producto es el ciclo que resulta de aplicar el filtro Hodrick-Prescott sobre el Producto Interno Bruto de Uruguay

$q_{\text{gap_obs}}$: brecha de tipo de cambio real que resulta de aplicar el filtro Hodrick-Prescott sobre el tipo de cambio real

$y^*_{\text{gap_obs}}$: brecha de producto externo relevante que se calcula aplicando el filtro Hodrick – Prescott sobre la serie resultante de ponderar, según el comercio total de bienes y servicios con Uruguay, el PIB Argentina, Brasil, USA, México, Alemania, España, UK, Italia.

$D_{\text{pntx_obs}}$: Variación trimestral de precios No Transables de Exclusión

$D_{\text{ptx_obs}}$: Variación trimestral de precios Transables de Exclusión

$D_{\text{p}^*_{\text{obs}}}$: Variación trimestral de precios internacionales relevantes, se utiliza la misma estrategia que con el producto externo relevante

$D_{\text{s_obs}}$: Variación trimestral del precio del dólar

i^*_{obs} : Tasa de interés internacional Libor a 90 días trimestralizada

$D_{\text{m1_obs}}$: Variación trimestral de la cantidad de dinero m1 prima

$i^{\text{lp}}_{\text{obs}}$: Tasa de interés promedio de 30, 60 y 180 días, trimestralizada

ρ_{obs} : EMBI Uruguay

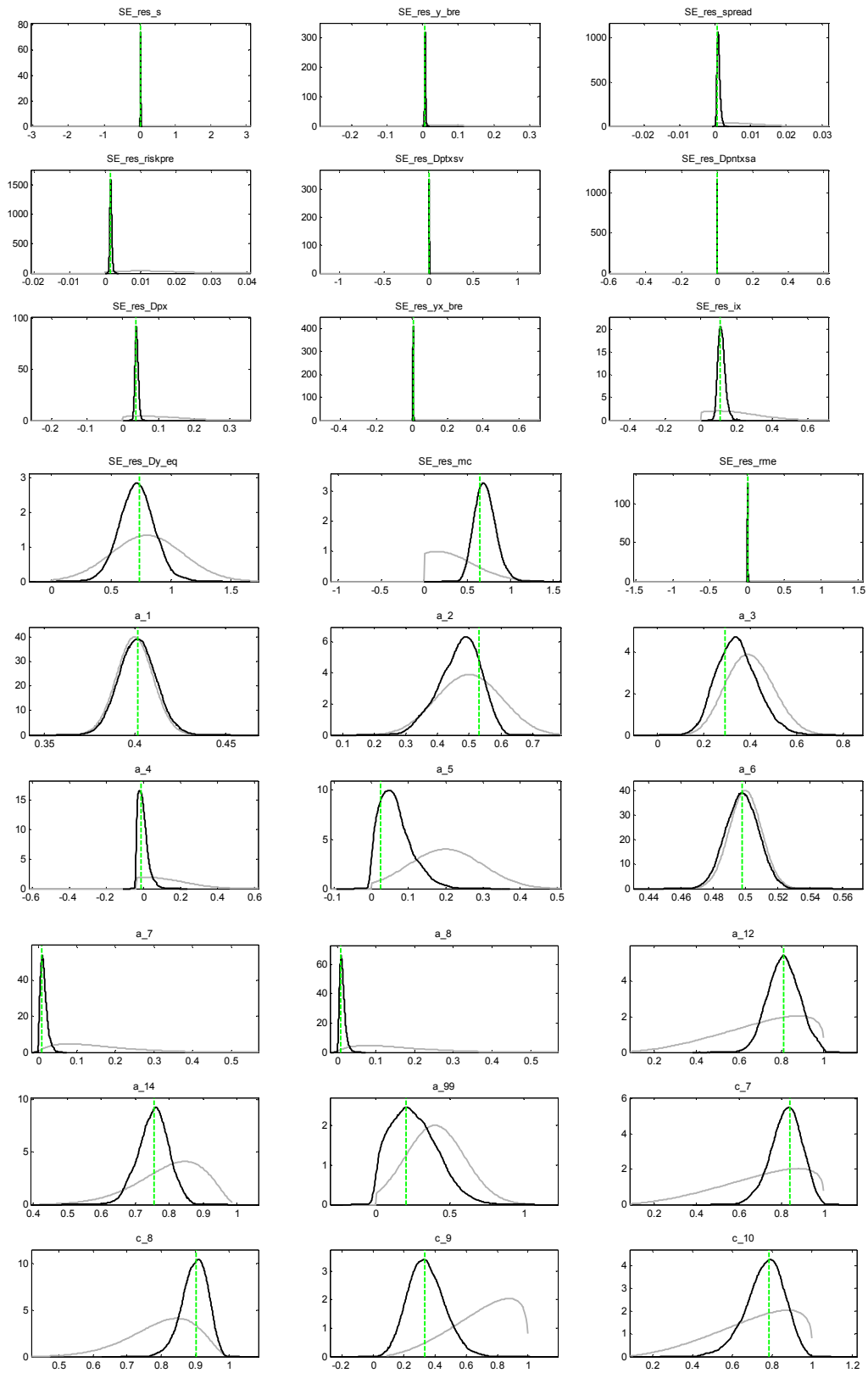
$i^{\text{cp}}_{\text{obs}}$: Tasa call, trimestralizada

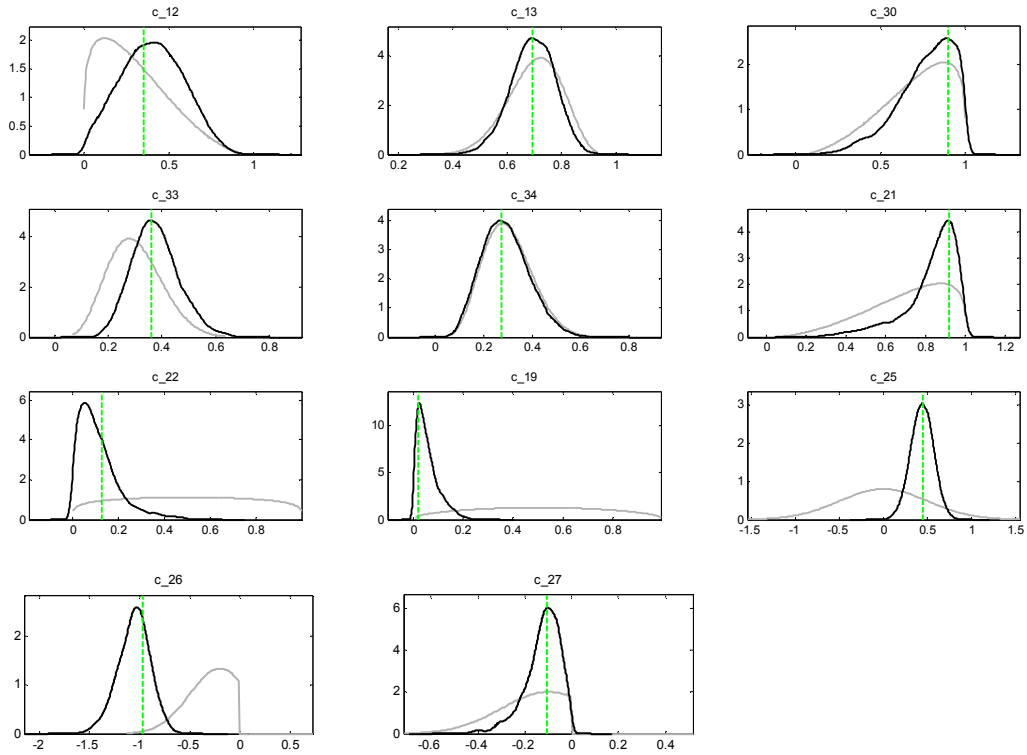
$D_{\text{y_obs}}$: Variación trimestral del Producto Interno Bruto de Uruguay

$i^{\text{me}}_{\text{obs}}$: Tasa de interés activa en moneda extranjera (dólares) a empresas promedio trimestral, trimestralizada

ANEXO 5 Resultados de la estimación

	Modelo Calibrado	Media a priori	Media a posteriori	Moda a posteriori	90% HPD interval	dist a priori	pstdev
a_1	0.5	0.400	0.401	0.402	0.385	0.417 beta	0.010
a_2	0.3	0.500	0.469	0.532	0.362	0.572 beta	0.100
a_r	0.2	0.400	0.344	0.291	0.205	0.484 beta	0.100
a_q	0.1	0.000	-0.003	-0.013	-0.040	0.032 norm	0.200
a_{y^*}	0.25	0.200	0.066	0.025	0.000	0.126 norm	0.100
a_5	0.2	0.500	0.498	0.498	0.481	0.514 beta	0.010
a_7	0.08	0.150	0.014	0.009	0.001	0.027 beta	0.100
a_8	0.02	0.150	0.014	0.010	0.003	0.024 beta	0.100
a_3	0.5	0.700	0.810	0.810	0.691	0.931 beta	0.200
a_{14}	0.8	0.800	0.753	0.756	0.677	0.825 beta	0.100
a_{22}	0.5	0.400	0.260	0.207	0.000	0.469 norm	0.200
c_7	0.9	0.700	0.821	0.838	0.709	0.943 beta	0.200
c_8	0.9	0.800	0.898	0.904	0.841	0.961 beta	0.100
c_9	0.8	0.700	0.342	0.333	0.153	0.534 beta	0.200
c_{10}	0.7	0.700	0.762	0.784	0.608	0.918 beta	0.200
c_{12}	0.3	0.300	0.403	0.354	0.089	0.695 beta	0.200
c_{13}	0.7	0.700	0.693	0.694	0.563	0.830 beta	0.100
c_{30}	0.9	0.700	0.763	0.901	0.529	0.999 beta	0.200
c_{mce}	0.1	0.300	0.374	0.361	0.228	0.515 beta	0.100
c_{imce}	0.1	0.300	0.288	0.273	0.131	0.446 beta	0.100
c_{21}	0.5	0.700	0.825	0.919	0.624	0.998 beta	0.200
c_r	0.5	0.500	0.114	0.129	0.000	0.229 beta	0.270
c_{19}	0.5	0.500	0.058	0.020	0.001	0.122 beta	0.250
c_y	1	1.000	0.437	0.451	0.229	0.652 norm	0.500
c_i	-0.7	-0.200	-1.060	-0.967	-1.320	-0.786 norm	0.300
c_s	-0.01	-0.100	-0.125	-0.108	-0.226	-0.002 norm	0.200
ε_s	0	0.030	0.032	0.031	0.022	0.041 norm	1.000
ε_{ygap}	0	0.020	0.008	0.006	0.005	0.010 norm	0.100
ε_{spread}	0	0.001	0.001	0.001	0.000	0.002 norm	0.010
ε_ρ	0	0.010	0.002	0.002	0.001	0.002 norm	0.010
ε_{tx}	0	0.010	0.008	0.008	0.006	0.010 norm	0.400
ε_{ntx}	0	0.010	0.002	0.002	0.002	0.003 norm	0.200
ε_{Dp^*}	0	0.050	0.039	0.038	0.032	0.047 norm	0.100
ε_{ygap^*}	0	0.100	0.008	0.008	0.006	0.009 norm	0.200
ε_i^*	0	0.100	0.116	0.111	0.085	0.148 norm	0.200
$\varepsilon_{Dy_{eq}}$	0	0.800	0.716	0.735	0.483	0.953 norm	0.300
ε_{mc}	0	0.150	0.708	0.647	0.509	0.897 norm	0.400
ε_{r^*}	0	0.010	0.008	0.007	0.002	0.013 norm	0.500





Para la estimación se utilizó una notación distinta, por lo que en los gráficos:

$$a_3 = a_r$$

$$a_4 = a_q$$

$$a_5 = a_{y^*}$$

$$c_{23} = c_r$$

$$a_{12} = a_s$$

$$c_{25} = c_{iy}$$

$$c_{26} = c_i$$

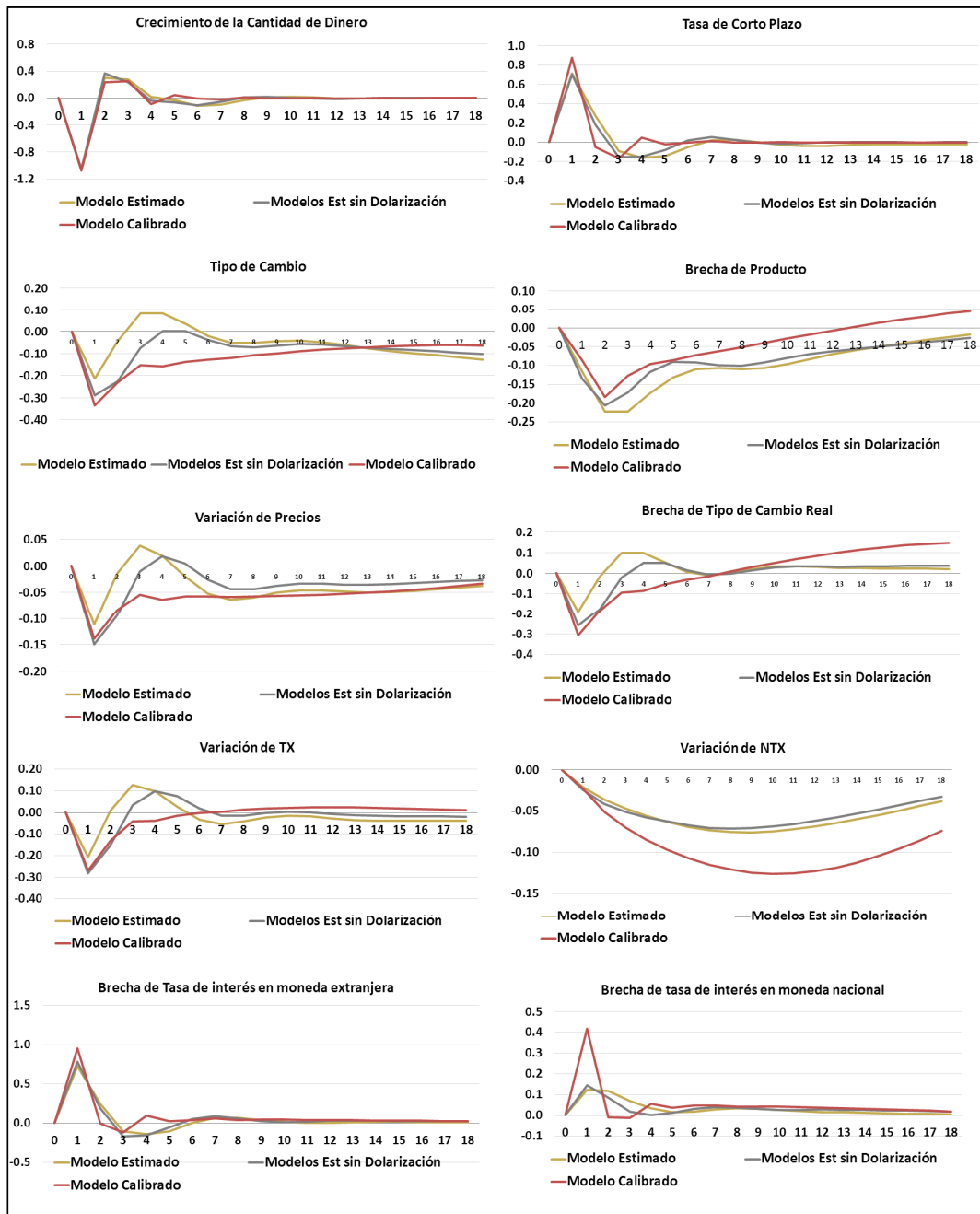
$$c_{96} = c_s$$

$$c_{33} = c_{mce}$$

$$c_{34} = c_{imce}$$

$$res_i = \varepsilon_i$$

ANEXO 6 Modelo con coeficientes estimados vs *Benchmark* calibrado



Cuando se comparan los tres modelos, el calibrado que contiene todos sus coeficientes calibrados, el Modelo Est sin Dolarización que tiene todos sus coeficientes estimados a excepción de los que responden a la dolarización que toman los valores de la calibración y Modelo Estimado que tiene todos sus coeficientes estimados, las diferencias entre el primero y el último van en el mismo sentido que las que se señalaron en el apartado 5.2. Cabe destacar que el movimiento de la brecha de tasa de interés en moneda nacional es bastante menor en los modelos con coeficientes estimados, lo que se puede explicar por los movimientos esperados en

la tasa de interés de corto plazo y por la evolución de precios esperada. Sin embargo el efecto en la brecha de producto es mayor en estos dos modelos debido a la inclusión de la brecha de tasa de interés en moneda extranjera.

A continuación se muestra un cuadro donde se muestra los valores de las respuestas al *shock* de política acumulados a 8 periodos y a 20 periodos para cada uno de los modelos.

Respuestas acumuladas al *shock* de política contractivo según escenario

Efectos acumulados	Benchmark		Modelo Estimado sin Dolarización		Modelo Estimado	
	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos	8 periodos	20 periodos
▲ tcp	0.69	0.66	0.59	0.57	0.59	0.30
▼ tc	-1.37	-2.24	-0.76	-1.75	-0.18	-1.26
▼ Dtx	-0.48	-0.28	-0.24	-0.39	-0.07	-0.46
▼ Dntx	-0.67	-1.87	-0.45	-1.04	-0.44	-1.10
▼ Dp	-0.57	-1.10	-0.34	-0.72	-0.26	-0.79
▼ y _{gap}	-0.77	-0.60	-1.01	-1.60	-1.19	-1.79