BCU

Modelo macroeconométrico de estimación trimestral para la economía uruguaya. Desarrollos recientes

Andrea Barón
José Mourelle
Gabriela Romaniello
Esteban Tisnés

Nº 006 - 2022

Documento de trabajo
ISSN 1688-7565

Modelo macroeconométrico de estimación trimestral para la economía uruguaya. Desarrollos recientes[☆]

Andrea Barón[a*], José Mourelle[a**], Gabriela Romaniello[a***], Esteban Tisnés[a****]

a *Banco Central del Uruguay (Inveco), 777 Diagonal J.P. Fabini 11100 Montevideo, Uruguay*

Documento de trabajo del Banco Central del Uruguay 006-2022

Autorizado por: Leonardo Vicente
Disponible en línea: 17/02/2023

Resumen

Este trabajo documenta los desarrollos que se realizaron en el Modelo Macroeconométrico de Estimación Trimestral para la economía uruguaya (MMET) en los últimos años. Entre ellos se debe resaltar la incorporación de cambios en las ecuaciones del modelo, nuevas ecuaciones, re-estimaciones con más información y la incorporación de variables que buscan una aproximación más ajustada a la teoría representada. Con estos desarrollos, el modelo se mantiene vigente por lo que resulta un instrumento útil para efectuar análisis, proyecciones y simulaciones de variables macroeconómicas en un marco coherente y que permite interpretar y trasmitir los resultados de manera relativamente sencilla.

JEL: E27, E37, E52, F41
Palabras clave: proyecciones macroeconómicas, política monetaria, modelo estructural, proyección

Abstract

This paper documents the developments that have been made in the Quarterly Macroeconometric Model for the Uruguayan economy (MMET) in recent years. Among them, the incorporation of changes in the model equations, new equations, re-estimations with more information and the incorporation of variables that seek a more adjusted approximation to the represented theory should be highlighted. With these developments, the model remains a useful instrument for carrying out analysis, projections and simulations of macroeconomic variables in a coherent framework and the results can be interpreted and transmitted in a relatively simple manner.

[☆] Santiago Taroco colaboró con la edición del documento. Elizabeth Bucacos, Fernando Borráz y Pablo Picardo contribuyeron con la evaluación de distintos aspectos del funcionamiento del modelo y sugirieron potenciales mejoras. Se agradecen los comentarios y aportes de colegas del BCU que participaron en distintas instancias internas de análisis del modelo. Los errores remanentes son de exclusiva responsabilidad de los autores. Las opiniones expresadas no comprometen la opinión del Banco Central del Uruguay.

* Correo electrónico: *abaron@bcu.gub.uy*

** Correo electrónico: *josem@bcu.gub.uy*

*** Correo electrónico: *gromaniello@bcu.gub.uy*

**** Correo electrónico: *etisnes@bcu.gub.uy*

1. Introducción

En el siguiente documento se describe la actualización del Modelo Macroeconométrico de Estimación Trimestral (MMET), que es utilizado en el Banco Central del Uruguay (BCU) desde 2010 (Gianelli et al. (2011)). El modelo está formado por un sistema de relaciones macroeconómicas consistentes que brindan un marco analítico integrado para el análisis, proyección y simulación de las principales variables implicadas en el seguimiento de la Política Monetaria. A lo largo de estos años, se lo fue actualizando mensualmente con nueva información estando a disposición del Comité de Política Monetaria (COPOM) como un insumo más aportado por los servicios del BCU para el análisis macroeconómico y la discusión prospectiva del contexto macroeconómico bajo diversos escenarios.

La motivación de este documento es plasmar los cambios que ha tenido el modelo para representar en forma simplificada el funcionamiento de la economía a través de un elevado número de relaciones econométricas parsimoniosas, coherentes y estables. El principal atractivo del modelo es la proyección de trayectorias consistentes de mediano y largo plazo para un conjunto amplio de variables, con énfasis en el comportamiento de la inflación y PIB, y simular respuestas del sistema ante shocks reales, financieros y de política monetaria. Así, las variables de política se reservaron como variables exógenas (obviando una regla de Taylor) a los efectos de comparar los resultados bajo supuestos alternativos no solo del entorno macro, sino también del sesgo de la política.

Como se señaló en el documento del 2010 "este trabajo toma el desafío de integrar toda la estructura macroeconómica relevante para la política monetaria en un único marco conceptual, por lo que se apoya en la acumulación de una serie de trabajos específicos que se fueron elaborando por parte de los técnicos del BCU en los últimos años, y en la experiencia empírica acumulada en el uso de proyecciones que el equipo técnico del BCU ha venido obteniendo en forma práctica, pautada por las reuniones periódicas del COPOM. Por lo tanto, este documento se apoya en varios esfuerzos individuales, al tiempo que documenta y sistematiza trabajos anteriores de los servicios técnicos. Así, el MMET se construye tomando como antecedentes trabajos como los de Bucacos (2001), Masoller (2002), Pena (2004) para el ciclo económico y la evolución de corto plazo del PIB; Fernández (2002) para la formación de precios, Gianelli and Mednik (2006) para el tipo de cambio real". Y se enriquece con los trabajos de Rodríguez (2014), Brum et al. (2013) de cuyos resultados el MMET se nutre para los primeros pasos de la proyección.

El modelo es utilizado como un instrumento capaz de generar una descripción cualitativa y cuantitativa estilizada de las interrelaciones entre las variables macroeconómicas relevantes para la política monetaria y sus canales de transmisión. Así, genera proyecciones en el horizonte de política monetaria que están ancladas en un sistema que asegura la convergencia a

su estado estacionario en el largo plazo. Debe explicitarse entonces que este modelo no pretende ser una herramienta de proyección de corto plazo pues, como es sabido, los modelos estructurales como éste no presentan un buen desempeño predictivo a pasos cortos. Por lo tanto, para el corto plazo el MMET incorpora proyecciones con mejor poder predictivo, al tiempo que se complementa con datos de frecuencia mensual. Estos datos surgen de: modelos de series de tiempo, tanto univariados (ARIMA) como multivariados (VAR) para inflación, actividad, entre otros; indicadores adelantados de coyuntura (como indicadores mensuales de actividad o precios específicos); indicadores alternativos a los del cuerpo central (como inflación subyacente); información exógena al modelo (como pautas de consejos de salarios o encuestas de expectativas económicas); y juicio de los analistas. El instrumental contribuye a formalizar una visión respecto al balance de riesgos que enfrenta la política monetaria en su horizonte de proyección, la que se presenta al COPOM como un insumo para la toma de decisiones.

Las ecuaciones básicas del modelo son revisadas trimestralmente por los analistas, especialmente en lo que refiere a la dinámica de corto plazo y se reestiman una vez al año. De este modo, si bien se imponen ciertas restricciones que provienen de la teoría y resultan validadas por los datos, las relaciones entre variables tienen un fuerte componente empírico que se encuentra en proceso de permanente revisión. Por ello, lo que se presenta en las secciones siguientes debe entenderse como el estado del arte de este modelo antes que como una obra finalizada e inmutable.

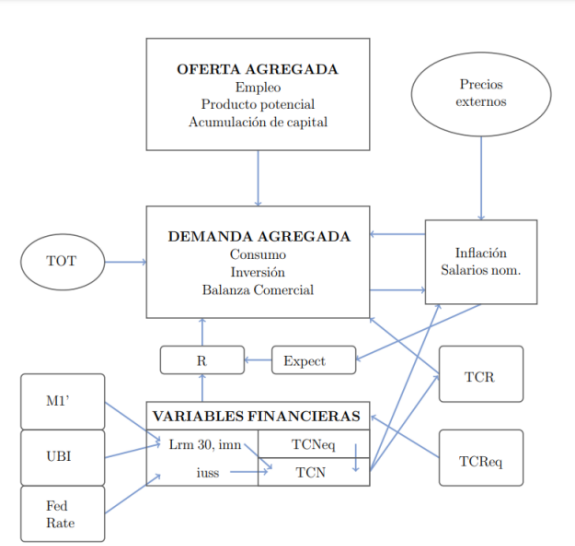
El documento se organiza del siguiente modo. En la Sección 2 se realiza, en primer lugar, una muy breve presentación general del modelo, adelantando sus principales características y el rol que cumple dentro del proceso de proyección trimestral y luego se presentan en forma detallada los distintos bloques del modelo y sus ecuaciones. En la Sección 3 se presenta un ejercicio de simulación ante un cambio en la politica monetaria. En la Sección 5 se presenta la evaluación de errores de predicción de las principales variables. Por último, en la Sección 6 se presentan los comentarios finales.

2. Estructura del modelo

El modelo cuenta con un bloque real y un bloque nominal interconectados. El primero incorpora la oferta, que proviene de la estimación del producto potencial con el enfoque de la función de producción; un módulo de demanda agregada, donde se modelan en forma separada el consumo, la inversión, las exportaciones netas y el tipo de cambio real de equilibrio; y un bloque satélite que permite un cierre macroeconómico consistente. En paralelo, el bloque nominal determina la inflación, el tipo de cambio nominal, los salarios (público y privado) y las tasas de interés. Finalmente, las variables exógenas que intervienen en la dinámica del sistema corresponden

a variables externas (reales y nominales); los términos de intercambio; las tarifas públicas y el agregado monetario M1' utilizado como instrumento de política monetaria entre 2013 y 2020. El bloque principal del MMET busca reflejar las relaciones que se presentan en la Figura 1.

Figura 1: Bloque principal MMET



En su versión actual el modelo incorpora unas 147 variables (37 exógenas y 110 endógenas) y 110 ecuaciones. La frecuencia de los datos es trimestral; algunas series datan de 1977 (generalmente las series nominales), para luego ir acortándose según la fecha de inicio de las estadísticas de cada serie en particular. Sin embargo, las series son lo suficientemente largas que permiten completar entre cuatro y cinco ciclos económicos de aproximadamente 8 años.

Dada la simultaneidad de los procesos involucrados, una vez estimadas las ecuaciones y definidas las identidades básicas, el sistema se resuelve empleando el algoritmo de Gauss-Siedel de resolución iterativa, lo que junto a suficientes supuestos de identificación, permite encontrar una solución única a un sistema de ecuaciones simultáneas con causalidad recíproca entre sus componentes.

El bloque central se complementa con bloques satélites que enfatizan objetos particulares de estudio o presentan ecuaciones alternativas a las incluidas en el bloque central, y con varios modelos de alta frecuencia (datos mensuales), que permiten contraponer o validar las visiones que entrega el MMET.

A continuación se realiza una exposición principalmente de las ecuaciones estimadas en el Bloque Central del modelo enfatizando las interrelaciones del sistema. El sistema de ecuaciones presentado es auto contenido.

2.1. El nivel de actividad

El PIB en el MMET se proyecta centralmente a través de ecuaciones que lo vinculan con factores externos (principalmente PIB externo agregado o desagregado) e internos. A su vez, el modelo genera una proyección de PIB potencial, la cual depende de la intensidad de uso de los factores productivos (capital y trabajo). Por otro lado, se proyectan los componentes de demanda agregada. Entre estas 3 formas de proyectar el PIB se generan diversas interacciones. El PIB potencial interviene como referencia en el largo plazo de los componentes de demanda, a su vez la diferencia entre el PIB efectivo y el potencial determina la brecha PIB que se incluye como factor en la regla de política monetaria. Finalmente, los componentes de demanda sirven para hacer un cierre en la economía entre oferta y demanda. La proyección final validada tendrá en cuenta todos estos criterios.

2.1.1. Proyección central de PIB

La proyección central explota que Uruguay, al ser una economía pequeña y abierta, está muy influenciada por sus socios comerciales (especialmente por Argentina y Brasil, sus dos grandes socios regionales). El ciclo de la economía uruguaya está muy sincronizado al de estos dos socios. Desde la irrupción de China como gran actor global también incide mucho en el ciclo uruguayo la dinámica de la economía china.

La economía uruguaya, en los últimos años, se fue diversificando e incorporando nuevos mercados (por ejemplo China), pero aún mantiene cierta dependencia de los ciclos regionales, por lo que el PIB del resto del mundo relevante (conformado por los países con los que tenemos vinculación comercial) tiene una influencia significativa en el PIB uruguayo. Por otra parte, se incluye como variable explicativa la evolución de los términos de intercambio, en tanto afecta la evolución del ingreso y, por tanto, resulta un determinante del consumo doméstico. Asimismo, se considera que las condiciones financieras internacionales juegan cierto rol en el nivel de actividad doméstico. De esta forma se especifica una relación de largo plazo entre el PIB uruguayo con el producto externo relevante desestacionalizado ($Ystar_des$), los términos de intercambio ($ITOT$) y las condiciones financieras representadas por la federal rate más el Ubi.

$$\begin{aligned} PIB_t &= 0{,}97 + 0{,}84 \times Ystar_des_t - 0{,}009(Fed_rate_t + UBI_t/100) \\ &\quad +0{,}40 \times ITOT_t - 0{,}10 \times @seas(1) - 0{,}07 \times @seas(2) \\ &\quad -0{,}06 \times @seas(3) \end{aligned} \tag{1}$$

$R^2 = 0{,}97$

La relación de largo plazo es la misma en las dos ecuaciones especificadas, ponderando cada una 50 %. Se decidió tener dos ecuaciones diferentes para la dinámica de corto plazo, con el objetivo de preservar, en forma explícita el impacto que cada socio regional ($Pibbra_sa$ y $Pbiaarg$ ambas desestacionalizadas) tienen en el PIB. La primera recoge un componente autorregresivo, la variación del tipo de cambio real, de los términos de intercambio así como la influencia de variables estacionales determinísticas y variables dummys.En la segunda se agrega el producto del resto del mundo relevante ($Ystar_des$) desestacionalizado.

$d\log(Piburu1_t) = 0{,}06 - 0{,}08 \times COINT_{t-1} + 0{,}10 \times d\log(Itot_t) + 0{,}32 \times d\log(Pbiarg_sa_t) + 0{,}29 \times d\log(Pibbra_sa_t) - 0{,}14 \times d\log(Piburu1_t(-1)) + 0{,}05 \times d\log(Tcr_t) - 0{,}07 \times Dum_19971 - 0{,}09 \times Dum_20023 + 0{,}04 \times Dum_20084 - 0{,}11 \times @seas(1) - 0{,}07 \times @seas(2) - 0{,}04 \times @seas(3)$ $R^2 = 0{,}91$

$d\log(Piburu2_t) = 0{,}05 - 0{,}11 \times COINT_{t-1} + 1{,}01 \times d\log(Ystar_des_t) + 0{,}12 \times d\log(Itot_t) - 0{,}25 \times d\log(Piburu2_t(-1)) + 0{,}05 \times d\log(Tcr_t) - 0{,}06 \times Dum_19971 - 0{,}09 \times Dum_20023 + 0{,}05 \times Dum_20084 - 0{,}11 \times @seas(1) - 0{,}07 \times @seas(2) - 0{,}04 \times @seas(3)$ $R^2 = 0{,}91$

2.1.2. El producto potencial

El PIB potencial de la economía se incorpora en el modelo adoptando los resultados de una de las metodologías con las cuales se estima la brecha de producto (Güenaga et al. (2012)): la de la función de producción tipo Cobb-Douglas. En ese trabajo el PIB desestacionalizado de la economía depende, de la utilización del capital instalado y la cantidad de ocupados ajustados por los logros educativos. El residuo de la ecuación es una aproximación a la productividad total de factores (PTF). Como es usual en este tipo de función de producción los coeficientes suman uno, por lo que la tecnología implica la existencia de retornos constantes a escala. Con estos resultados se calcula el PIB potencial (Y_t) como la tendencia de la productividad total de factores ($hptrendptf$), el stock de capital de la economía (K), y la tendencia de los ocupados ($ocupadostend$) (que toma en cuenta la población en edad de trabajar -PET- ajustada por los logros educativos y por la tasa de actividad). Los coeficientes de estas últimas variables son los estimados en la función de producción, con los cuales se construye el PIB potencial ($Pibpot$):

$$pibpot_t = -2{,}2 + hptrendptf_t + 0{,}31 \times \log(K_t) + (1 - 0{,}31) \times ocupadostend_t \quad (2)$$

La principal utilidad de esta variable es establecer un anclaje de largo plazo en el sistema[1]. El nivel de actividad se determinará por agregación de componentes de demanda, utilizándose el PIB potencial como variable de escala en las ecuaciones en niveles de los componentes de la demanda. De este modo, los ciclos serán causados por los factores explicativos de la

[1] Ver Tabla 8 en el Anexo.

demanda agregada; esto es el tipo de cambio real, las tasas de interés, el crecimiento externo, etc.

2.1.3. La demanda agregada

A continuación se detallan las ecuaciones y modelos empleados para proyectar los componentes del gasto.

El consumo privado

La ecuación de consumo privado cuenta con una relación estable de largo plazo con el producto potencial, cuya elasticidad se impone unitaria y con variables dummys estacionales. En la relación se sugiere que en el estado estacionario, el consumo representará una fracción estable del producto potencial.

$$\begin{aligned}&\log(conspriv_t) = -0{,}26 + \log(pibpot_t) - 0{,}08 \times @seas(1) - 0{,}05 \times @seas(2) \\ &- 0{,}3 \times @seas(3) \\ &R^2 = 0{,}97\end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{aligned}&d\log(conspriv_t) = -0{,}01 - 0{,}20 \times COINT_{t-1} + 0{,}58 \times d\log(conspriv_t(-4)) \\ &- 0{,}002 \times d(r_memn_t) - 0{,}31 \times d\log(tcr_t) - 0{,}002 \times @seas(1) + 0{,}03\times \\ &@seas(2) - 0{,}024 \times @seas(3) + 0{,}06 \times (fecha = 2020{,}1) - 0{,}068\times \\ &(fecha = 2009{,}1) \\ &R^2 = 0{,}85\end{aligned} \tag{4}$$

Muestra: 2001.3 - 2018.4

La dinámica de corto plazo del consumo se explica tanto por sus rezagos, por el tipo de cambio real y por la tasa real (r_memn). Esta tasa se define como un promedio entre la tasa real ex ante en moneda nacional r y la tasa real ex ante en moneda extranjera expresada en moneda nacional que toma en cuenta las expectativas de depreciación de la moneda nacional. Con esta tasa se busca captar los efectos en el consumo de los cambios en las tasas de interés en moneda nacional y en moneda extranjera de forma de reflejar la importancia de las tasas en moneda extranjera en una economía dolarizada. El residuo cointegrador es 0.2 lo que indica que al cabo de 4 trimestres se corrige el 60 % del desvío.

$$
\begin{aligned}
& r_memn_t = 0{,}8 \times r_t + 0{,}2 \times reactivame \\
& r_t = i_t - expinfla \\
& reactivame_t = activame_t + exp_deva_tpm_t - expinfla_t \\
& exp_deva_tpm_t = tpm_t - fed_rate_t - ubi_t/100 \\
& d\log(activame_t) = d\log(ius_t)
\end{aligned} \tag{5}
$$

Donde:

i: tasa de interés activa promedio a empresas plazo 30 a 360 días.

Activame: tasa de interés promedio activa a empresas en dólares.

ius: tasa de interés activa promedio en dólares. Promedio empresas y familias todos los plazos.

$Expinfla$: expectativas de inflación de los analistas a 12 meses de la encuesta del BCU.

Reactivame: tasa de interés real en moneda nacional que toma en cuenta las expectativas de devaluación y las expectativas de inflación de los analistas a 12 meses.

Exp_deva_tpm: expectativas de devaluación construido con el diferencial de tasas de interés.

Fed_rate: tasa a 1 día de los fondos federales USA.

Ubi: riesgo país elaborado por República AFAP (RAFAP).

Tpm: tasa de política monetaria.

En la ecuación opera un efecto vinculado al tipo de cambio real, el cual incide directamente sobre el consumo vía el costo de los bienes transables (especialmente durables) e indirectamente a través del efecto riqueza: una apreciación real de la moneda abarata el costo de los bienes transables y aumenta el poder adquisitivo de los salarios en paridad de poderes de compra respecto a socios comerciales por lo que el consumo aumenta. En la medida en que el TCR es una variable débilmente estacionaria, sus variaciones tienen un efecto de corto y mediano plazo asociado a la sustitución intertemporal del consumo. Además las variaciones en la tasa de interés real es significativa para explicar la dinámica del consumo, afectando su costo de oportunidad pero presenta un coeficiente pequeño.

El gasto privado

La ecuación de gasto privado se estructura en forma similar a la del consumo. El gasto privado (Gto_priv) depende del PIB potencial con elasticidad unitaria, del tipo de cambio real (tcr) y de la tasa de interés real (r_menn). Por su parte la dinámica de corto plazo se recoge a través de los cambios en la tasa de interés real (r), el tipo de cambio real que son variables que están presentes en la función de consumo y variables estacionales a las que

se agrega los cambios en el PIB de Brasil ($Pibbra$). Esta última variable es una forma de incorporar la importancia que los capitales de origen brasilero tienen en diferentes sectores de la economía uruguaya.

$$\begin{aligned}&\log(gto_priv_t) = -1{,}08 + \log(pibtot) - 0{,}07 \times @seas(1) - 0{,}02 \times @seas(2) \\ &- 0{,}005 \times @seas(3) - 0{,}25 \times \log(tcr_t) - 0{,}47 \times r_memn/100 \\ &R^2 = 0{,}98\end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned}&d\log(gto_priv_t) = 0{,}02 - 0{,}15 \times COINT_{t-1} + 0{,}49 \times d\log(pibbra_t) - 0{,}19 \times \\ &d(r_t/100) - 0{,}12 \times d\log(tcr_t) - 0{,}05 \times @seas(1) + 0{,}02 \times @seas(2) - 0{,}02 \times \\ &@seas(3) \\ &R^2 = 0{,}75\end{aligned} \tag{7}$$

La inversión privada

En esta versión del modelo no se incluyó una ecuación para la inversión privada que ajuste adecuadamente. Es por ello que la inversión privada se obtiene como la diferencia entre el gasto privado y el consumo privado.

El consumo y la inversión pública

Tanto consumo como inversión públicos son variables discrecionales, con lo que dependen en buena medida de decisiones de política fiscal; esto hace que resulte difícil a priori poder ajustarles modelos econométricos. En la actual fase de desarrollo del modelo, las variables fiscales se modelan en un subsistema que se encuentra por fuera del MMET.

Sector externo

El bloque de sector externo tiene como objetivo proyectar las transacciones de bienes y servicios entre la economía doméstica y el resto del mundo en pesos constantes. Para esto, se utilizan dos enfoques distintos que fueron seleccionados en función de su desempeño predicivo pseudo-fuera de la muestra (se comenta más adelante).

El primero de ellos es un sistema de ecuaciones que modela de forma conjunta el saldo en la balanza comercial y el comportamiento de las exportaciones, mientras que las importaciones surgen como diferencia. Las ecuaciones se estiman de forma simultánea utilizando mínimos cuadrados en tres etapas.

Para el saldo de la balanza comercial (Ecuación 8), se plantea una relación de largo plazo unitaria entre las exportaciones e importaciones. Por su parte, en el corto plazo el saldo de la balanza comercial depende de sus propios rezagos, del tipo de cambio real, del gasto privado, de los términos de intercambio y de la diferencia entre las tasas de crecimiento de Argentina y Uruguay. En el caso que el crecimiento de Argentina sea mayor al de Uruguay se podría esperar que las exportaciones crezcan más que las importaciones y lo contrario cuando Uruguay crece más que Argentina.

Por su parte, las exportaciones de bienes y servicios (Ecuación 9) se ajustan en el corto plazo a los movimientos del tipo de cambio real, del PIB de Argentina y a sus propios rezagos. En tanto, en el largo plazo, se plantea una relación entre las exportaciones, el PIB de Brasil, el PIB de Argentina y el tipo de cambio real. Así, la tasa de variación de las exportaciones se ajusta de forma de compensar los desvíos que hayan sufrido respecto a estas variables. A partir de las Ecuaciones 8 y 9 se extran residualmente las importaciones de bienes y servicios.

$$
\begin{aligned}
&d\log(xbys_t) - d\log(mbys_t) = -0{,}08 \times (\log(xbys_{t-1}) - \log(mbys_{t-1})) - 0{,}29 \\
&\times (d\log(xbys_{t-1}) - d\log(mbys_{t-1})) + 0{,}47 \times (d\log(xbys_{t-4}) \\
&- d\log(mbys_{t-4})) + 0{,}07 \times d\log(tcr_{t-1}) - 0{,}91 \times d\log(gto_privt - 1) \\
&+ 0{,}08 \times d\log(itot_{t-1}) + 0{,}15 \times d(\log(pbiarg_{t-1})) - \log(pbiuru_{t-1}), 4) \\
&R^2 = 0{,}72
\end{aligned}
\tag{8}
$$

Muestra: 1989.2 - 2020.4

$$
\begin{aligned}
&d\log(xbys_t) = 0{,}26 - 0{,}36 \times log(xbys_{t-1}) + 0{,}44 \times log(pbibra_{t-1}) \\
&+ 0{,}31 \times log(pbiarg_{t-1}) + 0{,}10 \times log(tcr_{t-1}) - 0{,}14 \times d\log(xbys_{t-1}) \\
&+ 0{,}38 \times d\log(xbys_{t-4}) - 0{,}13 \times d\log(tcr_t) + 0{,}54 \times d\log(pbiarg_t) \\
&+ 0{,}13 \times seas(1) \\
&R^2 = 0{,}79
\end{aligned}
\tag{9}
$$

Muestra: 1989.2 - 2020.4

El segundo enfoque se trata de un modelo de vectores auto regresivos con corrección de error (VECM) para las variables exportaciones de bienes y servicios, importaciones de bienes y servicios, PIB Uruguay, producto externo relevante para Uruguay y tipo de cambio real multilateral. Luego de seleccionados los rezagos adecuados, la prueba de Johansen (test de la traza) apunta a la existencia de dos vectores cointegradores entre las series consideradas. A partir de las pruebas de exclusión sobre los coeficientes de las

variables en niveles en las relaiones de largo plazo se obtienen los siguientes vectores cointegradores:

$$\log(xbys_t) = -0{,}13 + 0{,}89 \times \log(tcr_t) + 1{,}68 \times \log(ystar_t) \tag{10}$$

$$\log(mbys_t) = 4{,}14 + 0{,}22 \times \log(xbys_t) + 1{,}04 \times \log(pbiuru_t) \tag{11}$$

En el primer caso (Ecuación 10), se encuentra una relación de largo plazo entre las exportaciones de bienes y servicios, el producto externo relevante y el tipo de cambio real. Los signos de ambos coeficientes son positivos, indicando que una mejora en la actividad de nuestros socios comerciales lleva a aumentar la demanda que realizan de bienes y servicios de nuestro país y que un aumento de los precios relativos (abaratamiento relativo de la economía uruguaya) también conduce a un aumento de las ventas al exterior. El coeficiente del producto externo relevante es casi dos veces el del tipo de cambio real. Esto puede estar asociado al hecho que gran parte de las exportaciones de Uruguay son de bienes primarios o commodities, los cuales presentan una menor sensibilidad al tipo de cambio real (ver, por ejemplo, Colacelli (2010), FMI (2019)) y que, por lo tanto, tenderían a reducir el valor de este coeficiente.

En el segundo vector cointegrador (Ecuación 11) se plantea una relación positiva de largo plazo entre las importaciones, exportaciones y el PIB uruguayo. La dirección de la causalidad entre estas variables es un tema de debate en la literatura. Por un lado, para las exportaciones se encuentran las hipótesis de crecimiento económico liderado por las exportaciones (*export-led growth*) y de crecimiento de las exportaciones liderado por el crecimiento económico (*growth-led export*). La primera establece que la apertura a nuevos mercados y la expansión de las exportaciones genera externalidades que son determinantes para el crecimiento económico, en este caso, la causalidad iría desde las exportaciones al crecimiento económico. En tanto, la segunda hipótesis establece la causalidad opuesta: el crecimiento económico permite realizar inversiones, por ejemplo, en infraestructura, tecnología y trae otros beneficios, que permiten mejorar el desempeño del sector exportador y, como consecuencia, aumentar las exportaciones. Por su parte, por el lado de las importaciones, existe la hipótesis de crecimiento liderado por las importaciones (import-led growth): las importaciones de ciertos bienes y servicios permiten aumentar la productividad y, como consecuencia, la capacidad de crecimiento. A su vez, como señala Awokuse (2008), el crecimiento de las exportaciones e importaciones y el crecimiento económico están relacionados: un aumento de las exportaciones genera divisas que permiten realizar mayores importaciones, por ejemplo de bienes intermedios, que impulsen el

crecimiento económico. Si bien en el presente documento no se busca concluir sobre la causalidad entre estas variables, las mencionadas hipótesis (con distintos resultados a nivel de la literatura empírica) permiten dar racionalidad a la relación de largo plazo hallada entre las exportaciones, importaciones y el PIB uruguayo.

Las pruebas de exclusión sobre los coeficientes de corrección de error en las ecuaciones que integran el VEC indican, para la ecuación de exportaciones y la de importaciones, que la primera se ajusta a la Ecuación 10 (con coeficiente de ajuste de -0.32) y la segunda se ajusta a la Ecuación 11 (con coeficiente de ajuste de -0.27). Para el resto de las variables las pruebas no rechazan que los coeficientes de corrección sean igual a 0 para ambas relaciones de cointegración, excepto en el caso de la ecuación del producto externo relevante. Dado que no se econtró sentido económico a que el producto externo relevante se ajuste a los desvíos de estas ecuaciones de largo plazo, se decidió, en la especificación del modelo utilizada para proyectar, restringir estos coeficientes a cero.

En el siguiente cuadro se presentan los coeficientes estimados (con su correspondiente desvío estándar y estadístico t) para la dinámica de corto plazo de las exportaciones y las importaciones.

Finalmente, las exportaciones e importanciones proyectadas serán las que surjan del promedio de ambos modelos.

2.1.4. Consistencia e identidades para el cierre real

Una vez determinados los componentes de la demanda agregada, la variación sale por diferencia entre la suma de los componentes estimados y la proyección central de PIB.

$$PIB_comp = Congob + Fbkfpub + Gto_priv + (xbys - mbys) \tag{12}$$

$$PIB - PIB_comp = VE$$

donde, $Congob$ es consumo del gobierno, $fbkfpub$ es la formación bruta de capital público, Gto_priv es el gasto privado, VE es variación de existencias, PBI viene de la ecuación 1.

En su uso habitual tanto la proyección central del PIB como la de los componentes de la demanda agregada son analizados de manera que este cierre se de con valores plausibles de VE.

A partir de aquí se calculan los precios y las variables en términos corrientes. El deflactor del PIB se calcula como:

$$d\log(deflactor_PIB) = 0{,}85 \times d\log(IPC) + 0{,}15 \times d\log(IPPN) \tag{13}$$

Cuadro 1: Estimaciones VEC para exportaciones e importaciones

	$d\log(xbys_t)$			$d\log(mbys_t)$		
	Coef.	p-valor	t	Coef.	p-valor	t
CointEq1	-0.323	0.073	-4.402	-	-	-
CointEq2	-	-	-	-0.272	0.077	-3.531
$d\log(xbys_{t-1})$	-0.483	0.156	-3.097	-0.053	0.131	-0.400
$d\log(xbys_{t-2})$	-0.412	0.141	-2.921	-0.069	0.119	-0.579
$d\log(xbys_{t-3})$	-0.351	0.100	-3.497	0.058	0.085	0.682
$d\log(mbys_{t-1})$	-0.009	0.191	-0.047	-0.225	0.161	-1.394
$d\log(mbys_{t-2})$	-0.164	0.175	-0.938	-0.081	0.147	-0.549
$d\log(mbys_{t-3})$	-0.168	0.149	-1.128	-0.131	0.125	-1.041
$d\log(tcr_{t-1})$	-0.153	0.236	-0.648	-0.163	0.199	-0.819
$d\log(tcr_{t-2})$	-0.266	0.206	-1.287	-0.099	0.174	-0.569
$d\log(tcr_{t-3})$	-0.070	0.203	-0.345	0.131	0.171	0.764
$d\log(ystar_{t-1})$	1.386	0.589	2.353	1.589	0.497	3.200
$d\log(ystar_{t-2})$	0.563	0.654	0.861	-0.047	0.551	-0.086
$d\log(ystar_{t-3})$	0.843	0.731	1.153	0.600	0.616	0.973
$d\log(pbiuru_{t-1})$	0.275	0.271	1.011	0.174	0.229	0.761
$d\log(pbiuru_{t-2})$	0.640	0.287	2.230	0.017	0.242	0.068
$d\log(pbiuru_{t-3})$	0.482	0.273	1.764	0.402	0.231	1.743
c	0.004	0.045	0.081	0.078	0.038	2.058
@seas(1)	0.018	0.080	0.228	-0.177	0.067	-2.631
@seas(2)	0.021	0.057	0.363	-0.033	0.048	-0.681
@seas(3)	-0.062	0.069	-0.903	-0.116	0.058	-1.991
fecha=20023	-0.024	0.084	-0.290	-0.332	0.071	-4.704
fecha=20082	0.030	0.083	0.360	0.224	0.070	3.197
R^2		0.804			0.624	
Muestra		1996q1 - 2020q4			1996q1 - 2020q4	

Esta es una relación empírica bastante robusta, según la cual existe una relación estable entre el deflactor del PIB y un promedio ponderado del IPC e IPPN (índice de precios al productor de productos nacionales). La argumentación teórica de esta relación obedecería a la composición entre transables y no transables de estos índices. En la medida que el IPC y el deflactor del PIB son índices con distintas ponderaciones de bienes transables y no transables, incorporar en la relación un índice con fuerte énfasis en una de dichas categorías (IPPN, transables) permite recomponer las participaciones relativas de cada índice.

Los deflactores de exportaciones e importaciones se computan combinando precios externos en dólares y el tipo de cambio nominal, donde *ipmxbys* e *ipmbys* son respectivamente los índices de precios de exportación y de importaciòn. El cociente entre los precios de exportación y de importación define

los términos de intercambio ($itot$) que enfrenta la economía.

$$\begin{aligned} d\log(defimporta) &= dlog(ipmbys) + dlog(dol) \\ d\log(defexporta) &= dlog(ipxbys) + dlog(dol) \\ itot &= (ipxbys/ipmbys) \times 100 \end{aligned} \tag{14}$$

Una vez calculadas todas las variables en términos reales y sus correspondientes deflactores, se calculan las mismas variables en términos nominales. Por otra parte, estas variables también se computan en dólares, para determinar las medidas habituales de Balanza de Pagos. Poder visualizar todas las variables expresadas en términos reales, nominales o en dólares ayuda a interpretar los resultados del modelo en un contexto de consistencia global.

2.2. El tipo de cambio real

La especificación propuesta para el tipo de cambio real (TCR) incorpora en una misma ecuación sus fundamentos de largo plazo junto a una dinámica para los desvíos de corto plazo. En la literatura tradicional se propone como fundamentos de largo plazo: la relación gasto producto (captando el efecto Salter-Swan); los términos de intercambio; y el diferencial de productividades entre la economía y el resto del mundo (asociada al efecto Balassa-Samuelson). Estos tres argumentos aprecian el nivel de tipo de cambio real conforme aumentan sus respectivos niveles. En la dinámica de corto plazo, se incorporan rezagos de las variables determinantes en una ecuación en diferencias que incluye el ajuste del modelo a la relación de los fundamentos de largo plazo.

Este tipo de metodología es atractiva en un marco de consistencia macroeconómica y para simular trayectorias de mediano y largo plazo; sin embargo, presentan limitaciones en las proyecciones de corto plazo. Algunos problemas se derivan al intentar formular empíricamente el modelo de referencia, por ejemplo el indicador de TCR con el que se trabaja tradicionalmente corresponde al tipo de cambio real externo, definido como el cociente entre un índice de precios del exterior (P^*) expresado en moneda nacional y un índice de precios doméstico (P: por ejemplo el Indice de Precios al Consumo (IPC) es altamente volátil.

$$TCR = \frac{TCN \times P^*}{P} \tag{15}$$

Este tiende a estar menos vinculado en el corto plazo a la dinámica de los fundamentos que la relación de tipo de cambio real interno (TCRI) definido como el cociente entre un índice de precios transables y otro de no transables, el cual es un indicador más parsimonioso.

$$TCRI = \frac{PT}{PN} \tag{16}$$

Sin embargo, el TCRI guarda una relación menos directa con el Tipo de cambio nominal (Tcn), que es la variable nominal que se deriva de este enfoque, pues los precios transables, incluyen los márgenes de comercialización, que tienden a suavizar las fluctuaciones.

Pero el principal problema empírico del TCR de fundamentos radica en las proxies empleadas para reflejar los fundamentos, quienes no se condicen exactamente con los argumentos teóricos. En particular la productividad relativa transable versus no transable entre economías, se la aproxima por la productividad relativa media global con los socios comerciales, siendo potencialmente una fuente de mala especificación del modelo empírico.

Finalmente, la ecuación se estima por el método bietápico de Engle y Granger por el cual en la primera etapa se estima la relación de largo plazo y posteriormente la dinámica de corto plazo. La ecuación de largo plazo presenta la relación en niveles, donde Tcr_lp representa al TCR de fundamentos; $Itot$ a los términos de intercambio; $Prod_relat$ productividad media del trabajo relativa con los socios comerciales (Prod. relativa de Uruguay/Prod. relativa socios); Gto_Priv/Pib[2] la relación entre el gasto privado y el PIB en términos corrientes y Gto_pub/Pib es el ratio gasto público PIB en términos corrientes. Todas las variables se expresan en logaritmos (estadístico t entre paréntesis).

Fundamentos de largo plazo

$$\begin{aligned} &TCR_lp_t = 7{,}9 - 0{,}72 \times Prodrelat_t - 1{,}8 \times (Gto_priv_t/PIB_t) - 0{,}29 \times ITOT_t \\ &- 0{,}25 \times (Gto_pub_t/PIB_t) \\ &R^2 = 0{,}77 \\ &COINT_t = TCR_t - TCR_lp_t \end{aligned} \tag{17}$$

Dinámica de corto plazo

$$\begin{aligned} &q_t = -0{,}003 - 0{,}15 \times COINT_{t-1} - 0{,}10 \times d\log(ITOT_t) - 0{,}17\times \\ &d\log(Gpriv_t/PIB_t) + 0{,}09/timesd\log(Apertura) + 0{,}13 \times Dum_TCR2002 \\ &- 0{,}09 \times Dum_1991 \\ &R^2 = 0{,}58 \end{aligned} \tag{18}$$

[2]La relación Gasto Privado/Pib en términos corrientes de la ecuación de fundamentos y la relación Gasto Público/Pib se obtienen a partir de los datos anuales de las variables, las cuales se trimestralizan aplicando el método de Chow-Linn y usando como ratio indicador, el ratio trimestral que es en precios constantes.

Por otra parte, q es la variación de corto plazo del TCR y depende de la dinámica de corto plazo de los términos de intercambio, de la relación gasto privado producto y del cambio en el grado de apertura comercial de la economía (medida como el cociente entre las exportaciones más las importaciones y el PIB en términos corrientes). El signo positivo de esta variable indica que una menor apertura aprecia el TCR. La menor apertura podría provenir de restricciones a las importaciones, como por ejemplo por tarifas, lo que induciría a sustituir bienes importables por no transables, lo que apreciaría al TCR. Desde otro ángulo, cuanto mayor son las restricciones al comercio, se podría esperar que se encarezcan las importaciones y (ceteris paribus) se genere un superávit de cuenta corriente, por lo que el TCR compatible con el equilibrio de cuenta corriente se debería apreciar. Todas las variables resultaron significativas y tienen los signos esperados con la excepción de la relación gasto privado/PIB en la ecuación de corto plazo y la constante.

Un hecho a destacar es que, si bien existe una relación de largo plazo a la que el TCR converge, la desviación del TCR al TCR de largo plazo se corrige trimestralmente 15 %, por lo que el ajuste en 8 trimestres es del orden del 75 % aproximadamente 7 trimestres (dado el valor del coeficiente de $COINT$). Esta ecuación cumple el objetivo de incorporar la dinámica de corto y largo plazo de los fundamentos en la determinación del TCR en el sentido propuesto por la teoría económica, dándole al modelo un respaldo teórico bastante riguroso.

En la estrategia propuesta, el TCR de fundamentos incide en la determinación del TCN esperado y a través de éste sobre el resto de las variables del modelo. Por último, el tipo de cambio real ?observado? surge de los valores efectivos de tipo de cambio nominal E, los precios domésticos P (medido por el IPC), y los precios externos $P\times$ (medido por los IPC de los socios comerciales).

$$TCR_t = E_t - P_t + P_t^* \tag{19}$$

Esta medida de TCR es la que opera sobre la determinación del gasto.

2.3. El bloque nominal

2.3.1. La ecuación de precios

El nivel general de precios se determina en el modelo como la combinación de los precios ($Ipcxfv$) excluyendo frutas y verduras y el de las frutas y verduras (Ipc_fv) que es un componente muy volátil del IPC. Las ponderaciones usadas son las correspondientes a la canasta del IPC base diciembre 2010.

$$ipc = 0{,}0042564 \times ipcfv + (1 - 0{,}0042564) \times ipc_xfv \tag{20}$$

$$ipc_xfv = \frac{0{,}717 \times ipcx + 0{,}130 \times ipc_admx + 0{,}11 \times ipc_tp}{1 - 0{,}042} \tag{21}$$

El Ipc_xfv se define como una combinación lineal de distintas agrupaciones de precios. Por una parte se encuentra el índice de precios de exclusión ($Ipcx$), los bienes y servicios administrados de exclusión (Ipc_admx) y finalmente las tarifas públicas (ipc_tp). A su vez el $Ipcx$ se forma en bienes y servicios transables de exclusión (tx) y bienes y servicios no transables de exclusión (ntx) tal como se expresa:

$$ipc_x = \frac{0{,}366 \times ntx}{0{,}366 + 0{,}352} + \frac{0{,}352 \times tx}{0{,}366 + 0{,}352} \tag{22}$$

$$d\log(tx) = \alpha \times d\log(tx1) + (1 - \alpha) \times d\log(tx2) \tag{23}$$

La ecuación de tx es un promedio ponderado de dos ecuaciones, en dónde α es un parámetro calibrado que en principio vale 0.3. La primera se modela con un mecanismo de corrección de error cuya ecuación de largo plazo depende de la evolución de los precios internacionales expresados en moneda nacional ($Dol \times pstar$) y el gasto privado (suavizado) que representa el impacto de la demanda agregada en los transables de exclusión y una variable ($dumdol$) que recoge el efecto asimétrico (no linealidades) del tipo de cambio en los tx. Esta es una variable dummy que vale 1 cuando el tipo de cambio nominal se deprecia y 0 en otro caso. El residuo rezagado entra en la de corto plazo con el nombre de $COINT$, donde además, explican la dinámica la variación de los tx rezagada y la variación del tipo de cambio nominal (dol) y de los precios internacionales expresados en moneda nacional:

$$\begin{aligned}&\log(tx_t) = -9{,}5 + 0{,}8 \times \log(dol_t \times pstar_t) + 0{,}89 \times \log(gto_priv) + 0{,}1\times \\ &(fecha = 20021) + 0{,}13 \times (fecha = 20022) + 0{,}05 \times (fecha = 20023) + 0{,}13\times \\ &fecha(20023) \\ &R^2 = 0{,}99\end{aligned} \tag{24}$$

Muestra: 1998.1 - 2018.4

$$\begin{aligned}&d\log(tx1_t) = 0{,}04 - 0{,}16 \times COINT_{t-1} + 0{,}22 \times d\log(tx1_t(-1)) + 0{,}15 \\ &\times d\log(dol_t \times pstar_t) + 0{,}30 \times d\log(dol_t) \times dumdol - 0{,}03 \times (fecha = 20084) \\ &R^2 = 0{,}89\end{aligned} \tag{25}$$

Muestra: 1998.2 - 2018.4

La segunda ecuación de tx, se compone varias ecuaciones que tienen por objetivo, hacer un seguimiento de índole microeconómico de diferentes bienes y servicios. Las ponderaciones correspondientes a estas ecuaciones son las que estos rubros tienen en el IPC.

$$d\log(tx2_t) = 0{,}24 \times d\log(alim_bd_t_t) + 0{,}508 \times d\log(bmnc_t) + 0{,}213\times d\log(carnes_p_t) + 0{,}034 \times d\log(serv_t_t) \tag{26}$$

Donde:
$Alimbd_t$: corresponde a alimentos y bebidas diversos transables: panes y cereales transables, alimentos diversos transables y bebidas transables.
$Bmnc$: son bienes manufactureros no comestibles.
$Carnes_p$: carnes y pescados.
$Serv_t$: son servicios transables.

En la ecuación de alimentos y bebidas diversos transables y de bienes manufactureros no comestibles, estos precios dependen del deflactor de las importaciones, del cambio en el tipo de cambio nominal amplificado por efecto asimétrico del pasaje a precios ($Dumdol$).

$$d\log(alim_bd_t_t) = 0{,}01 + 0{,}07 \times d\log(defimporta_t) + 0{,}17 \times d\log(dol_t)\times dumdol + 0{,}09 \times (fecha = 20024) + 0{,}02 \times (fecha = 20073)$$
$$R^2 = 0{,}61 \tag{27}$$

Muestra: 1997.2 - 2018.4

$$d\log(bmnc_t) = 0{,}01 + 0{,}03 \times d\log(defimporta_t) + 0{,}28 \times d\log(dol_t)\times dumdol + 0{,}03 \times (fecha = 20023)$$
$$R^2 = 0{,}82 \tag{28}$$

Muestra: 1997.2 - 2018.4

$$d\log(carnes_p_t) = 0{,}01 + 0{,}23 \times d\log(ip_inac_t) + 0{,}43 \times d\log(dol_t)\times dumdol + 0{,}05 \times (fecha = 20083) + 0{,}16 \times d\log(dol_t(-1))$$
$$R^2 = 0{,}69 \tag{29}$$

Muestra: 1997.2 - 2018.4

En la ecuación de carnes y pescados, estos precios dependen del precio publicado por INAC (Instituto Nacional de Carnes), del cambio en el tipo de cambio nominal amplificado por efecto asimétrico del pasaje a precios de este ($Dumdol$) y del cambio en el tipo de cambio nominal rezagado un período.

Finalmente, en la ecuación de servicios transables, dependen del cambio en el tipo de cambio nominal, del efecto asimétrico del tipo de cambio nominal en los precios ($Dumdol$), del cambio interanual en el gasto doméstico (gto_comp) y de un proceso de medias móviles de oreden 4 (MA (4)) del cambio en el tipo de cambio nominal rezagado un período.

$$\begin{aligned} &d\log(serv_t_t) = 0{,}61 \times d\log(dol_t) + 0{,}38 \times d\log(dol_t) \times dumdol + 0{,}18\times \\ &\Delta(gto_comp_t) - 0{,}09 \times (fecha = 20082) + 0{,}4 \times MA(4) + 0{,}0001 \times Sigmasq \\ &R^2 = 0{,}83 \end{aligned} \tag{30}$$

Muestra: 1997.2 - 2018.4

Las ecuaciones de tx presentadas son las que se utilizan en la proyección en el horizonte de política monetaria.

En los ntx, la ecuación depende de rezagos de la variable, lo que refleja la inercia que presentan estos precios, de los costos laborales unitarios y de variables estacionales. Los costos laborales unitarios se miden como el cociente entre el índice de salarios del sector privado y la productividad media del trabajo (definida como el ratio entre PIB y ocupados[3]).

$$\begin{aligned} &d\log(ntx_t) = 0{,}58 \times d\log(ntx_t(-1)) + 0{,}16 \times d\log(ntx_t(-2)) + 0{,}11\times \\ &d\log(clu_t) + 0{,}009 \times @seas(1) + 0{,}001 \times @seas(2) + 0{,}003 \\ &\times @seas(3) + 0{,}03 \times (fecha = 20023) \\ &R^2 = 0{,}72 \end{aligned} \tag{31}$$

Muestra: 1998.1 - 2018.4

Proyección de los NTX en el horizonte de política

[3]Los ocupados se calculan como tasa de empleo total del país 5000 o más habitantes por la PET.

La proyección de los no transables de exclusión (ntx) en el horizonte de política monetaria se realiza ponderando dos ecuaciones similares desde el punto de vista de las variables explicativas. La primera ecuación ($ntx1$) incorpora además de los rezagos de la variable, otra que representa al impacto de la demanda interna en estos precios (tal es gto_comp: suma del gasto público y privado), las expectativas de inflación ($expinfla$) unos de los canales sobre los que actuaría la política monetaria que son las expectativas de inflación, el índice de precios de las tarifas públicas (ipc_tp) y los salarios privados representados por $salpriv$.

Continuación: Proyección de los NTX en el horizonte de política

La otra ecuación está formada por un MCE en logaritmos con un componente de largo plazo por el cual los ntx se ajustan a los precios internacionales (P^*) expresados en moneda nacional y por los costos laborales unitarios. La ecuación de corto plazo además incorpora los efectos del pasaje asimétrico a precios del tipo de cambio nominal.

$d\log(ntx_t) = 0{,}003 + 0{,}30 \times d\log(ntx1_t(-1)) + 0{,}22 \times d\log(ntx1_t(-2)) + 0{,}11 \times d\log(salpriv_t) + 0{,}04 \times d\log(Gto_comp_t) + 0{,}006 \times d\log(expinfla_t(-1)) + 0{,}03 \times d\log(ipc_tp_t) + 0{,}04 \times d\log(dol_t(-1) \times dumdol_t(-1)) + 0{,}03 \times (fecha = 20023) + 0{,}005 \times (fecha = 20141) + 0{,}006 \times @seas(1) + 0{,}002 \times @seas(2) + 0{,}001 \times @seas(3)$
$R^2 = 0{,}82$
Muestra: 1998.4 - 2018.4

$\log(ntx_t) = 4{,}2 + 0{,}06 \times \log(dol_t \times pstar_t) + 1{,}1 \times \log(clu_t)$
$R^2 = 0{,}99$

$d\log(ntx_t) = 0{,}004 - 0{,}07 \times COINT_{t-1} + 0{,}20 \times d\log(ntx1_t(-1)) + 0{,}24 \times d\log(ntx1_t(-2)) + 0{,}13 \times d\log(salpriv_t) + 0{,}04 \times d\log(Gto_comp_t) + 0{,}005 \times d\log(expinfla_t(-1)) + 0{,}03 \times d\log(ipc_tp_t) + 0{,}04 \times d\log(dol_t(-1) \times dumdol_t(-1)) + 0{,}07 \times (fecha = 20011) + 0{,}07 \times (fecha = 20141) + 0{,}005 \times @seas(1) + 0{,}002 \times @seas(2) + 0{,}001 \times @seas(3)$
$R^2 = 0{,}84$
Muestra: 1998.1 - 2018.4

Por otra parte, la ecuación de administrados de exclusión (Ipc_admx)

se modela con un mecanismo de corrección de error (MCE). En la relación de largo plazo se vincula estos precios con la inflación y, en el corto plazo, a variaciones de la inflación y sus rezagos. La variable Ipc_admx se compone de bienes y servicios cuyos precios son administrados (excluyendo tarifas) como por ej.: leche, cigarrillos, salud, peajes, etc.

$$\begin{aligned} &d\log(ipc_admx_t) = -0{,}06 \times (\log(ipc_admx_t(-1)) - (-0{,}12) + 1{,}03\times \\ &\log(ipc_t(-1))) + 0{,}60 \times d\log(ipc_t) + 0{,}40 \times d\log(ipc_t(-1)) \\ &R^2 = 0{,}84 \end{aligned} \tag{32}$$

Muestra: 1987.2 - 2018.4

Las tarifas públicas, se resumen en la variable IPC_tp resultan de una combinación de las tarifas de Ose (tar_ose), Ute (tar_ute), Ancap (tar_ancap), Antel (tar_antel) y del Gas (tar_gas). Los ponderadores reflejan el peso de cada una de las tarifas en el IPC. Las tarifas de Ose, Ute y de Antel son exógenas. En el horizonte de política monetaria (HPM) se establece una senda de aumentos a partir del análisis de las cadencias de los incrementos registrados en el pasado y de la evolución de la inflación prevista. Más allá del HPM, se supone que van convergiendo al rango meta.

$$\begin{aligned} &ipc_tp_t = 0{,}115 \times tar_ose + 0{,}418 \times tar_ute + 0{,}079 \times tar_gas + 0{,}1978 \\ &\times tar_ancap + 0{,}190 \times tar_antel \end{aligned} \tag{33}$$

Para proyectar la tarifa de Ancap se dispone de una ecuación donde en el largo plazo se la explica por la evolución del petróleo y del tipo de cambio nominal (Tcn), con desvíos en el corto plazo dados por las variaciones trimestrales del petróleo y el Tcn. La evolución del precio del gas se sigue con la evolución del tipo de cambio nominal.

$$\begin{aligned} &d\log(tar_ancap_t) = -0{,}13 \times (\log(tar_ancap_t(-1)) - (-1{,}34 + 0{,}64 \\ &\times \log(petroleo_t(-1)) + 1{,}05 \times \log(dol_t(-1)))) + 0{,}14 \times d\log(petroleo_t) + 0{,}92 \\ &\times d\log(dol_t) + 0{,}15 \times d\log(petroleo_t(-1)) - 0{,}12 \times (fecha = 20064) - 0{,}32 \\ &\times (fecha = 19824) - 0{,}29 \times (fecha = 20023) \\ &R^2 = 0{,}59 \end{aligned} \tag{34}$$

Muestra: 1980.1 - 2018.4

$$d\log(tar_gas_t) = d\log(dol_t) \tag{35}$$

Finalmente las frutas y verduras (ipc_fv), como se señaló, son un componente muy volátil de la inflación y en su proyección se utiliza la variación interanual del resto de los componentes de la misma (ipc_xfv: índice de precios al consumo excluído frutas y verduras).

$$d\log(ipc_fv_t) = d\log(ipc_xfv_t) \tag{36}$$

2.3.2. La ecuación de salarios

Los salarios privados se vinculan, en el largo plazo en el modelo a la evolución del PIB por demanda (definido por la suma de los componentes de la demanda agregada) y a la inflación.

$$d\log(salpriv_t) = d\log(ipc_t) + d\log(pibcomp_t) \tag{37}$$

Proyección de salarios en el HPM

Desde el año 2005 se han sucedido 7 rondas de Consejos de Salarios (2005, 2006, 2008, 2010, 2012, 2015 y 2018): los sectores de actividad cubiertos se fueron ampliando así como se extendieron los plazos de los convenios, con lo cual la información contenida en los convenios permite predecir con anticipación y adecuada precisión los ajustes salariales. La información contenida en los Consejos de Salarios se modela en dos ecuaciones.

En primer lugar se modelan los ajustes nominales de los salarios privados ($salpriv_ajnom$) tomando en cuenta los porcentajes de masa salarial que ajustan en cada trimestre diferenciando según estos ajustes sean semestrales o anuales. Las variables *anual* y *semestral* representan el porcentaje de masa salarial que ajusta en cada trimestre. Las variables $ajanu$ y $ajsem$ corresponden a los ajustes anuales y semestrales esperados respectivamente para cada trimestre.

$d\log(salpriv_ajnom) = ((fecha = 20171) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20171) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20172) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20172) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20173) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20173) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20174) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20174) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20181) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20181) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20182) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20182) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20183) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20183) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20184) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20184) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20191) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20191) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha = 20192) \times anual \times (ajanu) + (fecha = 20192) \times semestral \times (ajsem)) + ((fecha >= 20193) \times anual \times (ajanu) + (fecha >= 20193) \times semestral \times (ajsem))$

La segunda ecuación ($salpriv_cs$), incorpora a la evolución nominal los correctivos correspondientes a cada trimestre diferenciando según el plazo de referencia de estos correctivos (12 o 18 meses). Las variables $corr_a$ y $corr_18$ representan los porcentajes de masa salarial que incorporan ajustes por correctivo de inflación en cada trimestre según el plazo de referencia del correctivo.

Continuación: Proyección de salarios en el HPM

Por su parte, $corr_infla_a$ y $corr_infla_18$ corresponden a los porcentajes de ajuste por concepto de correctivo por inflación pasada. A continuación se presentan las ecuaciones que modelan los correctivos por inflación pasada y cómo éstos son agregados en la ecuación de salarios que toma contempla los consejos de salarios:

$corr_infla_a = @recode(@pchy(ipc) - @pchy(salpriv_ajnom) > 0, @pchy(ipc) - @pchy(salpriv_ajnom), 0) corr_infla_s = @recode((dlog(ipc, 2)) - (dlog(salpriv_ajnom, 2)) > 0, (dlog(ipc, 2)) - (dlog(salpriv_ajnom, 2)), 0) corr_i nfla_18 = @recode(((dlog(ipc, 6)) - (dlog(salpriv_ajnom, 6))) > 0, (dlog(ipc, 6)) - (dlog(salpriv_ajnom, 6)), 0)$
$d\log(salpriv_cs) = d\log(salpriv_ajnom) + (fecha = 20171) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20171) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha = 20172) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20172) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha = 20173) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20173) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha = 20173) \times 0{,}2293 \times 0{,}05 + (fecha = 20174) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20174) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha = 20181) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20181) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha = 20182) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20182) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha = 20183) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20183) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha = 20184) \times corr_a \times corr_i nfla_a + (fecha = 20191) \times corr_a \times corr_infla_a + (fecha = 20192) \times corr_18 \times corr_infla_18 + (fecha >= 20193) \times corr_18 \times corr_infla_18$

De esa forma se obtiene una ecuación que sigue las pautas de los Consejos de Salarios.

A su vez, se modela otra ecuación donde se vincula los salarios privados a variables de índole macroeconómica. En este caso, se plantea un componente de largo plazo en niveles que corrige los desequilibrios de corto plazo de acuerdo a como es la evolución del salario real en relación a la productividad media del trabajo. En el corto plazo inciden los rezagos del salario privado, la inflación, y la tasa de desempleo.

Continuación: Proyección de salarios en el HPM

$d\log(salpriv_mac_t) = -0{,}45 - 0{,}10 \times ((log(salpriv_t(-1)) - log(ipc_t(-1)) - log(prmeuru_t(-1)))) + 0{,}39 \times d\log(salpriv_t) + 0{,}76 \times d\log(ipc_t) - 0{,}19 \times tasadedesempleo_t/100$
$R^2 = 0{,}87$

Finalmente, la evolución del salario privado es un promedio entre ambas ecuaciones, en donde el $alfa_cs$ va disminuyendo a medida que los convenios van venciendo (y no se renuevan) y/o nos alejamos en el horizonte de proyección.

$d\log(salpriv_t) = alfa_cs \times d\log(salrpiv_cs) + (1 - alfa_cs) \times d\log(salpriv_mac)$

2.3.3. La determinación del tipo de cambio nominal

El tipo de cambio nominal (Tcn) se obtiene de un sistema de ecuaciones que incluyen la dinámica de los fundamentos reales, la paridad de poderes de compra, la paridad descubierta de tasas de interés doméstica en ambas monedas y el riesgo país.

La determinación del tipo de cambio nominal esperado consta de dos etapas. En la primera, se determina el nivel de tipo de cambio consistente con los fundamentos de corto y largo plazo del TCR, en particular se adopta como tipo de cambio real esperado al valor ajustado de la ecuación de tipo de cambio real (q^{fit}). A partir de este se determina la variación el tipo de cambio nominal ajustado (Tcn) ex-ante a través de la relación esperada de paridad de poderes de compra (en logaritmos).

$$d\log(tcn_t^a) = d\log(q_t^{fit}) + d\log(\pi_t) - d\log(\pi_t^{\times}) \tag{38}$$

Donde: Tcn^a es el tipo de cambio nominal ajustado ex ante;π_t, $\pi_t^{\times}$ la inflación doméstica y externa respectivamente. Esta última se la toma como exógena en el modelo derivadas de los supuestos del entorno internacional que alimentan el modelo (consensus forecasts a nivel internacional para el corto plazo y valores de tendencia para el largo plazo) y la inflación doméstica esperada es la proyectada por el propio modelo.

Una vez construida la variable tipo de cambio nominal ajustado ex ante Tcn^a, se la utiliza para calibrar los coeficientes de la ecuación de tipo de cambio nominal que se obtienen de ajustar un ecuación sencilla al tipo de cambio nominal.

$$\begin{aligned} &Tcn_t^e = 0{,}72 \times (Tcn_t^a) + 0{,}28 \times (Tcn_{t-1}) + 3{,}6 \times dum20023 \\ &R^2 = 0{,}99 \end{aligned} \tag{39}$$

Muestra: 1989.1 - 2018.4

El tipo de cambio nominal esperado Tcne responderá al tipo de cambio ajustado en 72 %, y 28 % al tipo de cambio nominal del trimestre anterior. Estos valores se usarán para calibración del tipo de cambio nominal spot (Tcn) donde además se incorporan las condiciones financieras domésticas en relación a las internacionales, mediante el spread entre la tasa doméstica e internacional corregido por el riesgo país, representando entonces la paridad abierta de Fischer.

$$\log(Tcn_t) = (0{,}72 \times \log(Tcn_t^a) + 0{,}28 \times \log(Tcn_{t-1})) - (i - (fed_rate + ubi/100))/400 \tag{40}$$

En la ecuación hay una conexión entre el riesgo país y el tipo de cambio nominal: un aumento en el riesgo país, dado un nivel de tipo de cambio esperado, se asocia con un mayor tipo de cambio nominal. Asimismo, en ausencia de shocks financieros se cumple exactamente la paridad de Fisher, con lo que el Tcn esperado coincide con el spot.

En la modelización del tipo de cambio nominal propuesta implica que el mismo se ve afectado por: (i) los fundamentos reales del TCR; (ii) la relación de precios externos e internos; (iii) los diferenciales de tasas nominales en pesos y dólares; y (iv) el riesgo país, que refleja el comportamiento de los mercados financieros globales.

El sistema garantiza en el largo plazo el cumplimiento de la Paridad de Poderes de Compra, la paridad de Fisher de economía abierta y un eje gravitacional hacia los fundamentos en la dinámica de largo plazo. En la medida en que estos últimos sean estacionarios en media, también lo será el TCR, no ejerciendo presiones sobre las variables reales de la economía.

2.3.4. Las tasas de interés

En el modelo con agregados monetarios se cuenta con una ecuación que toma en cuenta el equilibrio en el mercado monetario entre la tasa de interés de las Letras de Regulación Monetaria a 30 días y el agregado M1prima real (definido por el cociente del M1prima y el IPC). En forma endógena, con esta ecuación se determina la proyección de las letras a 30 días, dependiendo del cambio en cantidad real de dinero ($M1prima_r$), el PIB, la velocidad de circulación del dinero (Vel) y de variables estacionales y otras dummys. De esta forma, se refleja el canal de transmisión de la política monetaria a las tasa de interés nominal en moneda nacional $Lrm30$. A partir de esta, se determina la evolución de las demás tasas de las letras de regulación monetaria a 90, 180 y 360 días. La cantidad nominal de dinero evoluciona en el largo plazo la variación del PIB nominal.

$$lrm30_t/100 = 1{,}17 \times lrm30_t(-1)/100 - 0{,}34 \times lrm30_t(-2)/100 - 0{,}43 \times d\log(m1prima_r_t) + 0{,}36 \times d\log(piburu_t) - 0{,}15 \times d(vel_t) + 0{,}06 \times @seas(1) + 0{,}01 \times @seas(2) + 0{,}001 \times @seas(3) + 0{,}26 \times (fecha = 20021) + 0{,}18 \times (fecha = 20023) + 0{,}14 \times (fecha = 20013) + 0{,}15 \times (fecha = 20022)$$
$$R^2 = 0{,}98 \tag{41}$$

Muestra: 1997.1 - 2018.4

$$d(lrm90_t) = 0{,}89 \times d(lrm90_t(-1)) - 0{,}48 \times (lrm90_t(-1) - 1{,}08 \times lrm30(-1)) + 1{,}7 \times (fecha = 20084)$$
$$R^2 = 0{,}92 \tag{42}$$

$$d(lrm180_t) = 0{,}94 \times d(lrm30_t) - 0{,}26 \times (lrm180_t(-1) - 1{,}15 \times lrm30_t(-1))$$
$$R^2 = 0{,}85 \tag{43}$$

Muestra: 2005.1 - 2018.4

$$d(lrm360_t) = 0{,}6 \times d(lrm30_t) - 0{,}40 \times (lrm306_t(-1) - (-0{,}28 \times lrm30_t(-1) + 1{,}2 \times lrm180_t(-1) + 1{,}3)) + 6{,}3 \times (fecha = 20084)$$
$$R^2 = 0{,}84 \tag{44}$$

Muestra: 2007.1 - 2018.4

Además, la ecuación para la tasa nominal en moneda extranjera (ius) en el mercado doméstico se la explica por la Fed rate, con el riesgo país y con la propia tasa rezagada y los cambios en el tipo de cambio.

$$(ius_t/100) = 0{,}006 + 0{,}11 \times (fed_rate/100) + 0{,}05 \times (ubi/10000) + 0{,}83 \times (ius(-1)/100) + 0{,}03 \times d\log(dol_t)$$
$$R^2 = 0{,}98 \tag{45}$$

Muestra: 2001.1 - 2018.4

Esta forma de modelar, conecta directamente a la tasa en moneda nacional con la tasa en moneda extranjera y permite que operen los canales de transmisión de la política monetaria.

Una vez estimadas las tasas nominales en pesos y dólares, las proyecciones para las tasas reales se determinan conjuntamente con las expectativas de inflación. La tasa de interés real a un año, construida a partir de la tasa nominal a dicho plazo ajustada por la expectativa de inflación en el año móvil, opera sobre las decisiones de gasto interno a través de la curva IS neo-keynesiana implícita en las ecuaciones de demanda del bloque real, especialmente a través de su incidencia en el gasto privado.

3. La política monetaria en el modelo

A partir de setiembre de 2020 al modelo se le incorporó una regla de Taylor estimada en la cual la tasa de política monetaria (TPM) que debería adoptar el Banco Central depende de la inercia de la propia tasa (que pesa 70 %), de una constante (asimilable a la tasa de interés nominal promedio), de la brecha de inflación, de la brecha del PIB y de variables dummies. El PIB tendencial que se incluye como variables exógena para determinar la brecha PIB proviene de la estimación que realiza el Modelo de Proyecciones Macroeconómicas para Uruguay[4] (MPM).

$tpm_t/100 = 0{,}7 \times tpm_t(-1)/100 + (1-0{,}7) \times (0{,}073 + 1{,}14 \times (@pchy(ipc_t) - @pchy(ipc_target_t)) + 0{,}27 \times ((pib_t - pib_t_t)/pib_t_t) + 0{,}09 \times (fecha = 20084) + 0{,}07 \times (fecha = 20144) - 0{,}06 \times (fecha = 20201)$
$R^2 = 0{,}77$
ipc_target: es el objetivo de inflación
pib_t: es el pib tendencial de la economía

En esta formulación fue necesario incorporar una ecuación para determinar la cantidad real de dinero:

$d\log(m1prima_r_t) = -0{,}31 \times COINT_{t-1} + 0{,}48 \times d\log(pib_t) - 0{,}001 \times d(tpm_t) + 0{,}13 \times (fecha = 19934) - 0{,}11 \times (fecha = 19912) + 0{,}08 \times (fecha = 1982) + 0{,}01 \times (Dt043_cp) + 0{,}05 \times @seas(1) - 0{,}03 \times @seas(2) - 0{,}03 \times @seas(3)$
$R^2 = 0{,}74$

$\log(m1prima_r_t) = 8{,}01 - 0{,}002 \times Tpm + 1{,}2 \times \log(pbi_t) - 0{,}001 \times d(Tpm_t) - 0{,}36 \times (fecha >= 19833) - 0{,}32 \times (fecha >= 19903) + 0{,}05 \times (fecha >= 19934) + 1{,}4 \times V1 + 0{,}37 \times Rampa + 0{,}15 \times @seas(1) + 0{,}1 \times @seas(2) + 0{,}06 \times @seas(3)$
$R^2 = 0{,}99$

Donde $Rampa$ y $Dt043_cp$ son variables dummies y $V1$ es volatilidad.

Esta ecuación es similar a la formulada en Brum et al. (2010), en donde las variables $Rampa$, $Dt043_cp$ y $V1$ son definidas de similar manera (y en el caso de volatilidad calculada dentro del modelo). La diferencia importante

[4] Carballo et al. (2015)

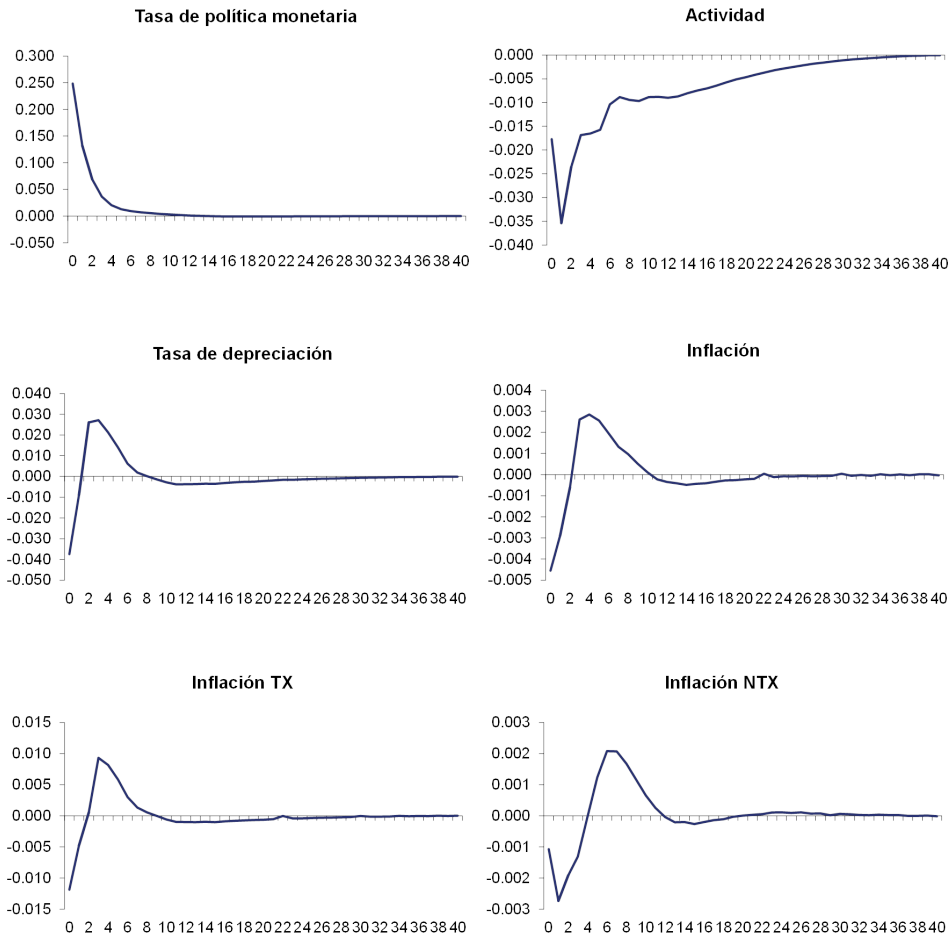
radica que en la formulación del modelo se vincula directamente la cantidad real de dinero con la TPM y no con la tasa nominal pasiva promedio de 1 a 89 días como en el documento citado. La formulación adoptada es directa a los efectos analizar los impactos de la tasa de política monetaria en la cantidad real de dinero.

4. Análisis de impulso respuesta

4.1. Shock de política monetaria

Con el objetivo de analizar cómo actúa la política monetaria en el marco del modelo, se simuló los efectos de un aumento anualizado de 100 puntos básicos de la tasa de interés de corto plazo. La simulación se realizó en el mediano plazo. Los gráficos están expresados en términos trimestrales, con excepción del PIB, que expresa el impacto acumulado sobre el nivel de actividad.

Figura 2: Aumento de la tasa de interés de corto plazo



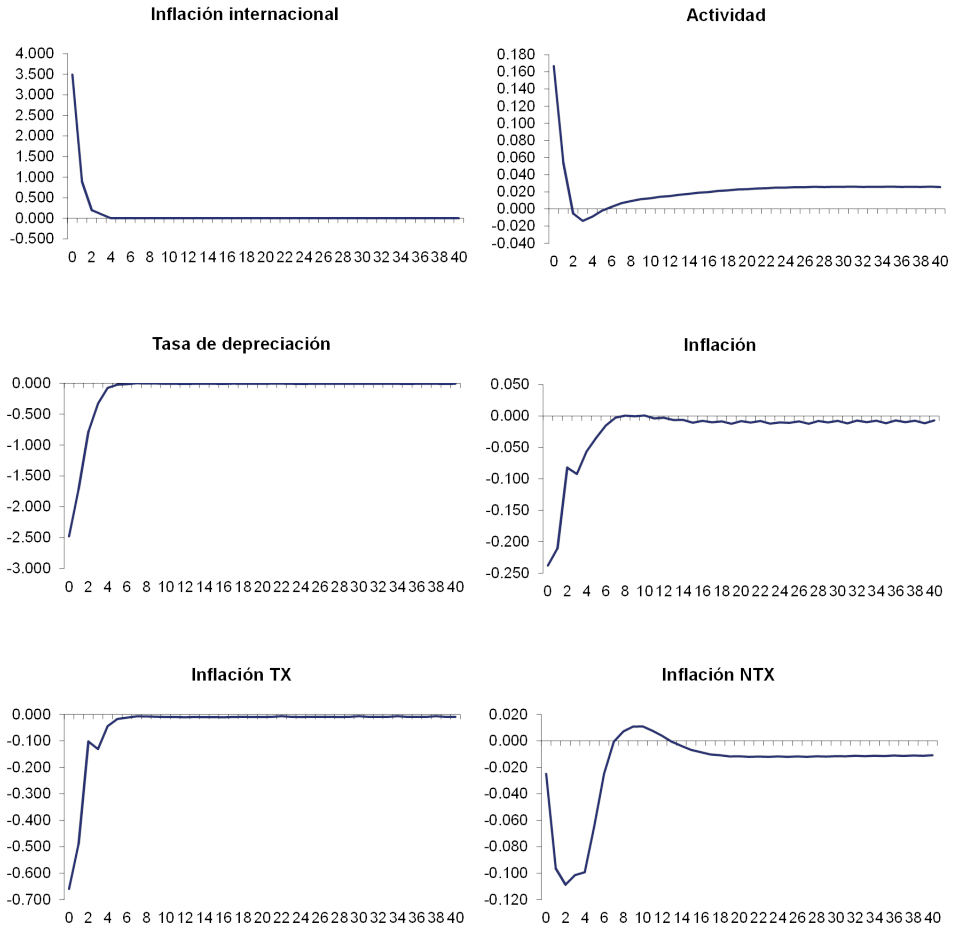
Como se observa en el gráfico, el aumento en la tasa de interés lleva a un descenso en la actividad por medio de un menor consumo e inversión, que si bien no es muy pronunciado persiste por más de cinco años.

A su vez, el aumento de la tasa de interés conduce a una caída de la tasa de depreciación de la moneda que se transmite a una baja de la inflación vía la inflación de los bienes y servicios transables. La inflación no transable se ve afectada a la baja por la caída de la tasa de depreciación, por un menor crecimiento de los salarios (a raíz del descenso de la inflación) y por el descenso de la actividad. El mayor impacto en la inflación se da en los bienes servicios transables, lo que recoge el canal del tipo de cambio nominal.

4.2. Shock de precios internacionales

De forma similar al ejercicio anterior, se realizó la simulación de los efectos ante un shock externo que implica un incremento transitorio en la inflación en dólares de los principales socios comerciales de Uruguay. Los gráficos que se presentan también están expresados en términos trimestrales, salvo el correspondiente a la actividad, que refiere al impacto acumulado sobre el nivel.

Figura 3: Aumento de los precios internacionales



El efecto de este shock genera en impacto una leve depreciación real que se diluye rápidamente en la medida que el tipo de cambio nominal reacciona y se aprecia. Este primer efecto real repercute positivamente en la actividad a través de mayores exportaciones. En este modelo la dinámica del TCR

termina dependiendo del TCR de fundamentos, el cual no experimenta cambios significativos. Esto hace que la caída del tipo de cambio nominal sea persistente y de una magnitud similar a la suba de los precios internacionales. En las ecuaciones de precios, el tipo de cambio nominal juega un rol más importante que los precios internacionales, lo que deriva en que la inflación termina cayendo ante la ocurrencia de este shock. La caída de la inflación es claramente visible en los precios transables, y en menor medida en los precios no transables a través de su componente transable.

5. Evaluación de errores de predicción

Como se comentó, el modelo predice el valor de numerosas variables relevantes en el análisis macroeconómico, pero a la hora de evaluar los errores en esta etapa nos centramos en la inflación, PIB y el tipo de cambio real.

En el caso de la inflación se calcula el error medio, el error cuadrático medio y su raíz a 4, 6 y 8 pasos. En la evaluación a 4 pasos el período evaluado es el comprendido entre el primer trimestre de 2013 y el primero del 2020. En la correspondiente a 6 pasos las proyecciones evaluadas abarcan desde el tercer trimestre del 2013 al primer trimestre de 2020. Finalmente a 8 pasos el período se inicia en el tercer trimestre de 2015 y finaliza como en los casos anteriores. Los resultados se presentan en el Cuadro 2.

Cuadro 2: Errores de proyeccion de inflación a 4, 6 y 8 pasos

	4 pasos	6 pasos	8 pasos
Error medio	-0.03	-0.38	0.03
Error cuadrático medio (ECM)	2.89	3.66	3.36
Raíz del ECM (RECM)	1.70	1.91	1.83

El menor de error de proyección se obtiene con la proyección a un año (4 pasos), a la que le sigue la correspondiente al fin del horizonte de política monetaria (8 pasos). En los cuadros siguientes se presentan los errores de proyección de inflación a 4 (Cuadro 3) y a 8 pasos (Cuadro 4) del MMET, de la encuesta de expectativas de inflación del BCU de los analistas (cuya base es pública) y de la encuesta de expectativas de inflación empresariales (información no divulgada)[5] considerando el mismo período de tiempo de forma de efectuar la comparación en forma consistente. Cuando el horizonte de proyección es a 4 pasos, la raíz del error cuadrático medio (RECM) es menor en el MMET que en las proyecciones de la encuesta de analistas y de empresas tanto cuando se toma la media y la mediana de las proyecciones.

[5]Se toma la información usada en el documento Bucacos et al. (2020), pero comparando períodos de proyección de igual tamaño entre el MMET, la encuesta de analistas y la de empresarios.

En el horizonte actual de política monetaria (8 pasos) las proyecciones que presentan menor error corresponden a la mediana y media de los analistas, a las que le sigue las del MMET.

Cuadro 3: Comparación de errores de proyección de inflación a 4 pasos

		Analistas		Empresas	
	MMET	Media	Mediana	Media	Mediana
Error medio (%)	-0.03	-0.33	-0.32	0.95	1.13
ECM	2.89	3.00	3.01	4.19	3.94
RECM (%)	1.70	1.74	1.75	2.05	1.95

Cuadro 4: Comparación de errores de proyección de inflación a 8 pasos

		Analistas		Empresas	
	MMET	Media	Mediana	Media	Mediana
Error medio (%)	0.03	-0.24	-0.24	1.50	1.05
ECM	3.36	3.08	2.95	4.93	3.74
RECM (%)	1.83	1.75	1.72	2.22	1.93

Finalmente, del documento Bucacos et al. (2020), se extrae la evaluación de errores del PIB y del TCR a 4, 6 y 8 pasos. En ese documento se calculan los errores de proyección del PIB desde el cuarto trimestre de 2010, considerando tanto el promedio anual como la variación interanual de la variable. Se compara estos errores con la que se obtiene de las proyecciones de la media y mediana de los analistas. En este caso se señala que se cuenta con pocas observaciones para comparar por como es el diseño de la encuesta. Asimismo señalan que dado que el PIB es un dato sujeto a revisiones regulares, en esta sección se compara con el último dato disponible. Si bien se trata de una decisión metodológica discutible los cálculos realizados con el primer valor publicado del PIB no alteran las conclusiones.

Cuadro 5: Errores de proyección de PIB a 4, 6 y 8 pasos (var. promedio anual)

	4 pasos	6 pasos	8 pasos
Error medio (%)	0.17	0.36	0.83
ECM	1.79	1.96	2.32
RECM (%)	1.34	1.4	1.53

En el Cuadro 5 se observa que la raíz del error cuadrático medio (RECM) son crecientes con el horizonte de proyección y que el error medio es positivo lo que indica que en promedio las proyecciones sobrestimaron al dato del PIB.

Cuadro 6: Comparación de errores de proyección de PIB a 4 pasos (var. interanual)

	MMET	Analistas	
		Media	Mediana
Error medio (%)	0.17	0.32	0.3
ECM	1.79	2.38	2.33
RECM (%)	1.34	1.54	1.53

En la comparación a 4 pasos, las proyecciones del MMET son superiores a las de los analistas (Cuadro 6).

Los errores de proyección del TCR se calculan con las proyecciones iniciadas en el cuarto trimestre de 2010 que se comparan con un camino aleatorio. En el caso del TCR, se señala en el documento que hay revisiones regulares que modifican los valores efectivos en toda la serie, y se opta por comparar las proyecciones con el dato disponible un trimestre después de la fecha. Las proyecciones del MMET resultan superiores, si bien el error medio indica que ha sobrestimando, en promedio, la variación interanual del TCR. Se debe señalar que en estos últimos años la ecuación fue modificada, incorporándole nuevas variables como por ejemplo la relación gasto público/PIB al TCR de fundamentos, que tiende a apreciar al TCR cuando aumenta el gasto público en relación al PIB.

Cuadro 7: Errores de la proyección del TCR a 4, 6, 8 pasos (var. interanual)

	4 pasos		6 pasos		8 pasos	
	MMET	RW	MMET	RW	MMET	RW
Error medio (%)	4.73	-0.42	3.34	-2.01	1.35	-0.83
ECM	60.39	78.08	60.18	62.56	39.58	85.03
RECM (%)	7.77	8.83	7.76	7.91	6.29	9.22

6. Comentarios finales

En el documento se mostraron los desarrollos que se continuaron haciendo al modelo, adaptándolo a la realidad cambiante de forma de mantener vigentes y adecuadas las proyecciones y simulaciones del modelo. A título de ejemplo, en 2021 se publicaron las Cuentas Nacionales con base 2016 y mayor cobertura, por lo que se reestimaron las ecuaciones (tal como se hace anualmente) incorporando la nueva información.

El modelo presentado en las secciones previas configura un sistema de relaciones macroeconómicas consistentes, que se emplea para realizar proyecciones y simulaciones de mediano y largo plazo. A partir de la incorporación del PIB potencial se ancla el crecimiento de largo plazo, al cual se vincula la demanda, que determina las fluctuaciones cíclicas de corto plazo.

Los factores cíclicos se determinan por la evolución de las tasas de interés y el tipo de cambio real junto a supuestos para el crecimiento externo y los términos de intercambio. Variables del bloque real interactúan con variables nominales y de expectativas para determinar el tipo de cambio nominal, el que a su vez interviene en la determinación del sistema de precios y salarios nominales, junto a elementos reales y de expectativas. El sistema presentado permite garantizar la coherencia económica y la consistencia entre las estimaciones, y dar cuenta de la interconexión recíproca entre las relaciones macroeconómicas.

Se analizaron los errores de proyección a 4, 6 y 8 pasos comparando el desempeño del modelo con las proyecciones de analistas, empresas y camino aleatorio cuando no se cuenta con otras fuentes.

Asimismo en los recuadros se muestran los desarrollos específicos del modelo que se utilizan a la hora de efectuar proyecciones en el horizonte de política monetaria (HPM), tal es el caso, por ejemplo, del PIB, incorporando en su formulación determinantes como la evolución de la región y del resto del mundo.

Referencias

Awokuse, T. O. (2008). Trade openness and economic growth: is growth export-led or import-led? *Applied Economics*, 40:2:161–173.

Brum, C., Bucacos, E., and Carballo, P. (2010). La demanda de dinero en una economía dolarizada: Una estimación para Uruguay. *Documentos de Trabajo, Banco Central del Uruguay.*

Brum, C., Coutiño, F., Mourelle, J., and Vicente, L. (2013). Pronósticos de inflación en horizontes intermedios: ¿qué aportan los modelos multivariados? Una aplicación para Uruguay. *Cuaderno de Economía UCU (2da época)*, 2.

Bucacos, E. (2001). Tendencia y ciclo en el producto uruguayo. *Revista de Economía BCU (2da época)*, 8 (2).

Bucacos, E., Borraz, F., and Picardo, P. (2020). Evaluación de errores de predicción del modelo MMET. Technical report, Banco Central del Uruguay (no publicado).

Carballo, P., González, J., Güenaga, M., Mourelle, J., and Romaniello, G. (2015). Un modelo semi estructural de proyecciones macroeconómicas para el uruguay. *Documento de Trabajo, Banco Central del Uruguay*, 012-2015.

Colacelli, M. (2010). Export responses to real exchange rate fluctuations: Development status and exported good effect. *Barnard College, Columbia University.*

Fernández, R. (2002). Dos modelizaciones de la formación de precios en Uruguay. *Revista de Economía BCU (2da época)*, 9 (1).

FMI (2019). Uruguay: Selected issues. Technical report, IMF Country Report. Serie Documentos de Trabajo 19/65.

Güenaga, M., Mourelle, J., and Vicente, L. (2012). Estimaciones alternativas de producto potencial y brecha de producto en el Uruguay. la función de producción vs filtros univariados. Technical report, Presentado en Jornadas Anuales de Economía 2013 de Banco Central de Uruguay.

Gianelli, D. and Mednik, M. (2006). Un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio real en el Uruguay: 1983:i-2005:iv. *Revista de Economía BCU (2da época)*, 13 (2).

Gianelli, D., Vicente, L., Basal, J., and Mourelle, J. (2011). Un modelo macroeconomerico de estimacion trimestral para la economia uruguaya. *Documento de Trabajo, Banco Central del Uruguay*, N°11-2010.

Masoller, A. (2002). Un indicador sintético de actividad económica. *Revista de Economía BCU (2da época)*, 9 (2).

Pena, A. (2004). El ciclo económico en Uruguay - un modelo de switching regimes. *Revista de Economía BCU (2da época)*, 11 (1).

Rodríguez, H. (2014). Un indicador de la evolución del PIB uruguayo en tiempo real. *Revista de Economía BCU (2da época)*, 21 (2).

Anexo

A. Tablas

Cuadro 8: Tasa de crecimiento de variables del modelo

	2030
Variables externas	
Ystar	3.0 %
PBIARG/CONARG	3.0 %
PBIBRA	3.0 %
ITOT	0.0 %
PSTAR	3.0 %
Variables domésticas	
PBIU	3.0 %
PIBPOT	3.0 %
CONSPRIV	3.0 %
FBKF	3.0 %
MBYS	3.3 %
XBYS	3.3 %
GGOB	3.0 %
TCR	0.0 %
TASADESEMPLEO	8.8 %
DOL	1.8 %
IPC	4.8 %
IPCX	4.7 %
NTX	5.0 %
TX	3.9 %
SAL	6.4 %
Lrm30	8.0 %