



FACULTAD DE
CIENCIAS ECONÓMICAS
Y DE ADMINISTRACIÓN

DEPARTAMENTO DE
ECONOMÍA



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY

El efecto de la política monetaria en la determinación del tipo de cambio real en Uruguay

Evidencia para el período 2005-2025

Pablo Daniel Tapie Esperón

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

Directoras de tesis:

Profesoras Bibiana Lanzilotta y Gabriela Mordecki

Montevideo - Uruguay

Julio de 2025



FACULTAD DE
CIENCIAS ECONÓMICAS
Y DE ADMINISTRACIÓN

DEPARTAMENTO DE
ECONOMÍA



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY

Página de aprobación

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba el Trabajo Final:

Título

El efecto de la política monetaria en la determinación del tipo de cambio real en Uruguay. Evidencia para el período 2005-2025.

Autor

Pablo Tapie

Tutoras

Profesora Bibiana Lanzilotta

Profesora Gabriela Mordecki

Posgrado

Maestría en Economía

Puntaje

Tribunal

Fecha:

A mi madre.

Agradecimientos

En primer lugar, quiero agradecer a mis tutoras Bibiana y Gabriela por todo el apoyo, disposición y escucha en este proceso. Tuve la suerte de que me acompañaran excelentes profesionales y excelentes personas.

A su vez, quiero agradecer a mi novia, Belén, por todas las tardes y noches que me acompañó mientras trabajaba en la Tesis, ayudándome constantemente y facilitándome todo para que pudiera enfocarme en el trabajo. Sin ella no hubiera sido posible.

Otro agradecimiento a mi padre, mi hermano y mi abuela, quienes también me sostuvieron cuando lo necesité.

Un agradecimiento especial a Mauricio: colega, compañero y amigo de todo el grado, la maestría y la vida con quien he tenido el placer de compartir, aprender y crecer juntos.

Finalmente, quiero extender el agradecimiento a todos los compañeros de la maestría, docentes y amigos con los que me tocó compartir estos años.

El efecto de la política monetaria en la determinación del tipo de cambio real en Uruguay.
Evidencia para el período 2005-2025.

Pablo Daniel Tapie Esperón*

Resumen

Este trabajo estudia el vínculo entre la tasa de política monetaria y el Tipo de Cambio Real (TCR) para una economía pequeña y abierta. Para ello, se emplean diferentes metodologías que tienen como objetivo determinar el vínculo de corto y largo plazo entre dichas variables, así como la existencia de una relación causal entre las mismas. Se trata del primer trabajo que estudia específicamente esta relación para Uruguay. A través de la estimación de un modelo VECM se confirma que la tasa de política monetaria es un fundamento válido para la determinación del TCR, además de que en los momentos de manejo de tasa de interés como herramienta de política están asociados a un TCR más apreciado. Luego, con la estimación de un modelo SVAR y un modelo basado en cambios exógenos de la tasa de política monetaria se prueba la existencia de una relación causal entre la TPM y el TCR.

Palabras clave: Tipo de cambio real; política monetaria; causalidad; VECM; SVAR.

Clasificación JEL: E52, E58, E59

Abstract

This paper analyzes the relationship between the monetary policy rate and the real exchange rate (RER) in a small open economy. To this end, various methodologies are employed to examine both the short- and long-run links between these variables, as well as the existence of a causal relationship. This is the first study to specifically address this relationship in the case of Uruguay. The estimation of a VECM confirms that the monetary policy rate is a valid fundamental for the determination of the RER, and that periods in which the interest rate is actively used as a policy instrument are associated with a more appreciated RER. Finally, using both an SVAR model and a novel approach based on exogenous changes in the policy rate, we provide evidence of a causal relationship from the monetary policy rate to the RER.

Keywords: Real exchange rate, monetary policy, causality, VECM, SVAR.

JEL Classification: E52, E58, E59.

*Tesis de Maestría en Economía - Facultad de Ciencias Económicas y de Administración - Email: pablotapie5@gmail.com

Índice

1. Introducción	1
2. Antecedentes	2
3. Marco Teórico	4
4. Estrategia empírica y metodología	6
4.1. Estimación del Tipo de Cambio Real de Fundamentos	7
4.1.1. Modelo de análisis	7
4.1.2. Metodología econométrica para la estimación del tipo de cambio real de funda- mentos	8
4.2. Estimación del VAR estructural	9
4.3. Estimación basada en cambios exógenos de la política	11
5. Resultados	12
5.1. Modelo de fundamentos	12
5.2. VAR estructural	19
5.3. Estimación basada en sorpresas	21
6. Conclusiones	21
Referencias	24
A.1 Tablas	27
A.2 Gráficos	29

1. Introducción

En países pequeños y abiertos como Uruguay, el Tipo de Cambio Real (TCR) es una variable clave a la hora de determinar el estado y la trayectoria que puede seguir la economía. Esto se materializa, por ejemplo, en el rol que posee el TCR en favorecer o desalentar las exportaciones (Hooper y Kohlhagen (1978), Mordecki y Miranda (2019)), en el alto pasaje del tipo de cambio a la inflación (Doyle (2004), Zacheo y Güenaga (2019)) o en la debilidad que posee la política monetaria para actuar en economías bimonetarias con políticas contracíclicas (Vegh *et al.*, 2017). Específicamente en Uruguay, el valor del tipo de cambio toma mayor importancia debido a la alta dolarización que hay en el país, arraigada en parte por razones culturales (Licandro y Mello, 2018).

Numerosos artículos han investigado la relación entre el TCR, sus fundamentos y la política monetaria. Trabajos como el realizado por Edwards (1989) se han enfocado en determinar los fundamentos que determinan niveles de equilibrio del TCR en el largo plazo. Siguiendo otras estrategias, Bjørnland (2008) (2008) se ha concentrado en utilizar metodologías que permitan establecer relaciones de causalidad entre el TCR y la política monetaria, como la utilización de VAR estructurales. En tanto, otros trabajos se han concentrado en explotar cambios exógenos de la política monetaria para ver efectos causales sobre el tipo de cambio (ver, por ejemplo, Faust *et al.* (2007)).

El estudio del caso de Uruguay resulta de interés ya que desde que se dejó flotar la moneda a principios del siglo XXI, han alternado momentos de manejo de la política monetaria con esquemas basados en agregados monetarios y tasa de interés como herramienta de política (Banda *et al.*, 2021). En concreto, luego de una profunda crisis en 2002, Uruguay abandonó un régimen de metas de inflación basadas en ancla cambiaria, estableciendo un objetivo de crecimiento de la base monetaria y de rangos de inflación. El esquema de agregados persiste hasta que en setiembre de 2007 se pasa a utilizar la tasa call como herramienta de política monetaria. Este manejo de tasa de interés se mantiene hasta junio de 2013, momento en el que se decide pasar a una meta indicativa de crecimiento de los medios de pago como herramienta de política. Finalmente, en setiembre de 2020, se volvió a fijar un valor de tasa de interés como herramienta de política monetaria. Vale destacar que en este período también se han producido numerosos cambios en los objetivos de inflación, así como en la intensidad de las intervenciones del Banco Central en el mercado cambiario (un resumen de dichas intervenciones puede verse en Bucacos *et al.* (2019)). En la Figura A.2.1 del anexo se presenta la evolución de la inflación, su rango objetivo y la evolución de la TPM y letras de regulación monetaria a 90 días.¹

De la revisión bibliográfica realizada no surgieron antecedentes que estudien directamente el rol que posee la tasa de política monetaria en la determinación del TCR en Uruguay, dejando un hueco en la literatura que este trabajo busca llenar. Para ello, se propone estimar una serie de modelos que buscan estudiar la relación de corto y largo plazo entre la TPM y el TCR, así como la existencia de una relación causal entre dichas variables. El resto del documento se estructura de la siguiente manera: en la sección (2) se presentan los principales antecedentes de relevancia para esta investigación, mientras que en la sección (3) se presenta el marco teórico de referencia para la estrategia empírica y la interpretación de

¹Variable que será utilizada como proxy al momento de manejar una tasa de interés de referencia en los períodos de manejo de agregados monetarios.

los resultados, así como también la pregunta de investigación y principales hipótesis del trabajo. En la sección (4) se presenta la estrategia empírica y metodología, mientras que en la sección (5) se presentan los resultados y en la sección (6) se presentan las principales conclusiones.

2. Antecedentes

La relación entre política monetaria y tipo de cambio ha sido objeto de estudio desde hace varias décadas en la ciencia económica. Ya desde los primeros años de la década de 1960, [Mundell \(1960\)](#) y [Fleming \(1962\)](#), postularon modelos de carácter IS-LM en los que el vínculo entre política monetaria y el tipo de cambio se producía endógenamente para garantizar condiciones de equilibrio del sector externo. Por ejemplo, un canal de transmisión clásico entre ambas variables, frecuentemente considerado por este tipo de modelos, opera de la siguiente manera: ante un aumento de la tasa de interés o una contracción en la cantidad de dinero, se genera un superávit en la balanza de pagos asociado al ingreso de capitales extranjeros. Este ingreso provoca una apreciación del tipo de cambio, lo que, a su vez, ajusta el saldo de la balanza de pagos a través de la cuenta corriente. Sobre esta base, [Dornbusch \(1976\)](#), desarrolla un modelo suponiendo movilidad perfecta del capital, expectativas racionales y rigideces en el ajuste del mercado de bienes a diferencia del mercado de activos. El autor plantea que ante un incremento en la cantidad de dinero, el nivel de precios también aumenta, por lo que el tipo de cambio debe responder con una apreciación para mantener el equilibrio en el mercado de bienes y activos. Sin embargo, como los precios del mercado de bienes son parcialmente rígidos, el ajuste se procesa inicialmente vía el tipo de cambio, existiendo un “overshooting” en el corto plazo que se corrige lentamente.

Sin embargo, modelos como los mencionados previamente fueron progresivamente reemplazados por elaboraciones más complejas que requieren supuestos menos estrictos e incorporan endógenamente más dinámicas. Según [Engel \(2014\)](#), los modelos NeoKeynesianos actuales conforman una alternativa más adecuada, ya que están completamente microfundados, incluyen endógenamente las decisiones de política monetaria, consideran la toma de los agentes en un contexto de incertidumbre, modelizan las rigideces nominales y reproducen de forma más precisa los datos empíricos. Como referencia, se puede enmarcar a trabajos dentro de esta escuela a [Clarida *et al.* \(2002\)](#) y [Obstfeld y Rogoff \(1995\)](#). En este último trabajo los autores desarrollan un modelo para el caso de dos países con competencia monopolística, rigideces de precios y la distinción entre bienes domésticos y no domésticos. Los autores señalan que ante un shock permanente en la cantidad de dinero doméstica, el tipo de cambio se ajusta inmediatamente a su nivel de largo plazo, ya que la demanda de dinero doméstica depende del consumo de bienes domésticos y, para que esa demanda se mantenga constante, el tipo de cambio debe ajustarse. Por otro lado, [Galí y Monacelli \(2005\)](#) desarrollan un modelo para una economía pequeña y abierta en el que el mecanismo de transmisión entre política monetaria y tipo de cambio se da por el cumplimiento de la paridad descubierta de la tasa de interés que supone la igualdad entre el diferencial de tasas de dos economías y la devaluación esperada en sus monedas.

En tanto, a la hora de contrastar la teoría con los datos, diversas estrategias empíricas han sido utilizadas las que, según [Engel \(2014\)](#), pueden ser categorizadas en dos grandes grupos: (i) estrategias que evalúan a los modelos de tipo de cambio dentro de la muestra y (ii) estrategias que los evalúan de acuer-

do a su capacidad predictiva. En función del objetivo de este estudio, el análisis se centrará en el primer grupo. Dentro de la estrategia (i) es posible identificar en primer lugar, a enfoques basados en modelos uniecuacionales entre la política monetaria y el tipo de cambio que la literatura ha abandonado progresivamente ante importantes problemas de endogeneidad.

En segundo lugar, la literatura ha optado por estimar modelos de tipo VAR y VAR estructurales (SVAR) donde [Eichenbaum y Evans \(1995\)](#) emerge como una contribución central. En ese trabajo los autores estiman un modelo SVAR para Estados Unidos y otros países, en el que encuentran que shocks contractivos de política monetaria tienen efectos persistentes en la apreciación del tipo de cambio nominal y real. Otros artículos que han utilizado modelos VAR y SVAR estructurales para evaluar el vínculo entre política monetaria y tipo de cambio para países desarrollados son [Clarida y Gali \(1994\)](#), [Faust y Rogers \(2003\)](#), [Kim y Roubini \(2000\)](#). Para el caso de una economía emergente, [Gomez-Cardona \(2014\)](#) estima un modelo SVAR para Colombia en el que halla respuestas significativas y negativas del tipo de cambio ante innovaciones en la política monetaria. Por su parte, [Bjørnland \(2008\)](#), estima un SVAR para Noruega, una economía pequeña y abierta en el que las intervenciones del Banco Central sobre el tipo de cambio han ocurrido en varias ocasiones, al igual que en Uruguay ([Banda et al., 2021](#)), encontrando respuestas negativas sobre el TCR de shocks contractivos de la tasa de interés.

En tercer y último lugar, otra aproximación a este problema ha sido considerar la respuesta del tipo de cambio a sorpresas en la política monetaria o a noticias de carácter macroeconómico. Estas sorpresas son utilizadas como un cambio exógeno y los horizontes en los que se analizan sus efectos suelen ser de horas o días, en los que se supone que los fundamentos de la economía no varían, pudiéndose identificar relaciones causales. Algunas de las contribuciones que utilizan este tipo de métodos son las realizadas por [Faust et al. \(2007\)](#), [Ehrmann y Fratzscher \(2005\)](#) y [Fatum y Scholnick \(2006\)](#), entre otros.

Para el caso uruguayo, la revisión de la literatura no ha registrado investigaciones que aborden de manera específica la relación entre la Tasa de Política Monetaria (TPM) y el Tipo de Cambio Real (TCR). Sin embargo, si existen varios antecedentes que han estudiado la determinación del TCR de equilibrio. Por ejemplo, [Aboal \(2003\)](#) y [Gianelli y Mednik \(2006\)](#) estiman modelos de corrección del error para el TCR, pero consideran un período de análisis previo a la fijación de la tasa de interés como herramienta de política monetaria. Por su parte, [Benítez y Mordecki \(2012\)](#) y [Cantisani \(2018\)](#) también estiman modelos de corrección del error para el tipo de cambio real, pero utilizan la tasa media en dólares doméstica como proxy para la tasa de interés doméstica, dejando un hueco en la literatura para la consideración específica de la TPM del BCU como posible fundamento para la determinación del TCR. Por otro lado, [Cuitiño et al. \(2022\)](#), estiman un modelo de equilibrio general dinámico estocástico donde prueban la bondad de ajuste que resulta de considerar diferentes reglas para la fijación de la política monetaria por parte del BCU. Tras calibrar el modelo, los autores hallan que el comportamiento del BCU es consistente con considerar una regla de política en la que la estabilización de las devaluaciones del tipo de cambio nominal fuera un objetivo de la autoridad monetaria en si mismo.

La principal contribución del presente trabajo consiste en analizar el rol de la TPM como determinante del TCR. A nivel nacional, constituye el único estudio que busca identificar relaciones causales entre la

política monetaria —instrumentalizada a través de la TPM— y los movimientos del tipo de cambio real, cubriendo así un vacío en la literatura económica local. En el contexto internacional, esta investigación aporta evidencia sobre el vínculo entre política monetaria y tipo de cambio, con un enfoque específico en las características de una economía pequeña, abierta y altamente dolarizada como la uruguaya. En particular, se tomará como período de análisis el período abarcado entre 2005 y 2025.

3. Marco Teórico

En este trabajo, se tomará como referencia el estudio de [Itskhoki y Mukhin \(2021\)](#), en el que se desarrolla un modelo de equilibrio general dinámico con mercados financieros para la determinación del tipo de cambio. Este antecedente servirá tanto para la selección de los candidatos a fundamentos del TCR, como para proporcionar un marco teórico que permita interpretar los resultados obtenidos.²

El modelo está construido bajo el supuesto de existencia de dos economías: la economía doméstica y la economía internacional, “home bias” en el consumo, tipo de cambio flotante, la existencia de agentes aversos al riesgo que arbitran entre los bonos de las dos economías tomando posiciones de carry trade y la presencia de “traders ruidosos” que provocan shocks en el mercado financiero. En particular, resulta de interés para esta investigación las siguientes relaciones presentadas en el modelo por los autores.³

$$TCR_t = TCN_t + p_t^* - p_t \quad (1)$$

Donde TCR_t es el tipo de cambio real, TCN_t es el tipo de cambio nominal (entendido como la cantidad de pesos por dólar), p_t^* es un índice de precios al consumo extranjero y p_t es un índice de precios al consumo doméstico.

La condición de equilibrio en el mercado financiero es:

$$E_t \Delta TCN_{t+1} = r_t - r_t^* + \chi_1 \psi_t - \chi_2 b_{t+1} \quad (2)$$

Donde $E_t \Delta TCN_{t+1}$ es el cambio esperado en tipo de cambio nominal, r_t es la tasa de interés real doméstica, r_t^* es la tasa real de interés internacional, χ_1 es un parámetro asociado a la aversión al riesgo de los intermediarios financieros, ψ_t es un shock financiero que aumenta la demanda de bonos internacionales, χ_2 es un parámetro asociado a la volatilidad del carry trade y b_{t+1} es otro shock financiero que aumenta la demanda de bonos domésticos.⁴ Vale notar que la ecuación (2) es una versión modificada de la condición de la paridad descubierta de la tasa de interés en la que se agregan los dos últimos términos del lado derecho.⁵ En particular, reordenando los términos se puede escribir: $r_t - r_t^* - E_t \Delta e_{t+1}$ que equivale a la ganancia por carry trade y los desvíos de la paridad descubierta tradicional. Estos desvíos,

²Los cálculos realizados en las próximas secciones corresponderán al TCR bilateral entre Uruguay y Estados Unidos.

³[Itskhoki y Mukhin \(2021\)](#) presentan sus resultados en términos de los desvíos de las variables en logaritmo respecto a su nivel de estado estacionario. En la presentación que se va a realizar a continuación, todas las relaciones entre variables deben ser entendidas en esos términos.

⁴Los autores derivan que los valores de los parámetros χ_1 y χ_2 son positivos

⁵La versión tradicional de la paridad descubierta de la tasa de interés puede escribirse como: $E_t \Delta e_{t+1} = r_t - r_t^*$. Esta relación se basa en la ley de un solo precio, en la que los retornos que brindan dos tasas de interés libres de riesgo en dos monedas diferentes, deben ser iguales considerando la devaluación entre las monedas.

pueden dar lugar a situaciones en las que incrementos de la tasa de interés real doméstica estén acompañados de una apreciación de la moneda doméstica.

Tanto cuando $\psi_t > 0$ como cuando $b_{t+1} < 0$, son situaciones en las que existe un exceso de demanda por bonos denominados en moneda extranjera, que terminan presionando al alza la variación esperada del tipo de cambio ($E_t \Delta e_{t+1}$). En el modelo, los shocks financieros $\psi_t > 0$ están asociados al comportamiento de los “traders ruidosos”, mientras que los shocks $b_{t+1} < 0$ están asociados al comportamiento de los arbitadores aversos al riesgo.

Por otro lado, los autores derivan la siguiente condición de equilibrio que relaciona al TCR y los términos de intercambio:

$$TCR_t = s_t \frac{1 - 2\gamma}{1 - 2\alpha(1 - \gamma)} \quad (3)$$

Donde s_t es el logaritmo de los términos de intercambio, entendido como el ratio entre el precio de los bienes importados y el precio de los bienes exportados.⁶ Por su parte, γ es un parámetro de apertura al comercio y α es la elasticidad de la complementariedad estratégica entre firmas locales.⁷ Bajo valores usuales de dichos parámetros (los autores utilizan $\gamma = 0,07$ y $\alpha = 0,4$), el TCR responde negativamente ante un aumento de s_t : si el precio de las importaciones sube (aumento de s_t), el TCR debe subir y lo contrario ante un aumento en el precio de las exportaciones. Por ejemplo, cuando se incrementa el precio de las exportaciones se produce una mayor entrada de divisas al país, aumentando la oferta de moneda extranjera y apreciando la moneda doméstica. De otra manera, cuando se produce un aumento del precio de las importaciones, hay una mayor demanda de moneda extranjera, depreciando el tipo de cambio real.

Se presenta además la condición de equilibrio para el TCR y el producto:

$$TCR_t = (y_t - (1 - \gamma)c_t - \gamma c_t^*) \left(\frac{1 - 2\gamma}{2\theta\gamma(1 - \gamma)} \right) \quad (4)$$

Donde y_t es el valor del producto doméstico, c_t es el consumo de los bienes producidos domésticamente y γc_t^* es la cantidad de bienes consumidos en el exterior pero producidos domésticamente (es decir, las exportaciones del país doméstico) y θ es un parámetro de sustituibilidad entre los bienes domésticos y extranjeros que puede variar entre 0 y 1. Bajo los valores de los parámetros mencionados anteriormente, el segundo término del lado derecho de la ecuación (4) es estrictamente positivo. Por tanto: ante un aumento de c_t o de c_t^* , el TCR debe apreciarse. Por ejemplo, un aumento en el consumo doméstico produce un incremento en la demanda de moneda doméstica o un aumento en las exportaciones supone un incremento en la oferta de moneda extranjera.

A continuación, se presenta la relación de equilibrio entre el TCR, y los diferenciales del salario real y shocks de productividad entre la economía doméstica e internacional.

⁶Vale notar que los autores definen los términos de intercambio de manera inversa a la forma usual donde un aumento del precio de los bienes exportados está asociado con un incremento y mejora de los términos de intercambio. En la modelización posterior se definirá a los términos de intercambio como el cociente entre precios de bienes exportados e importados.

⁷Tanto γ como α son parámetros que pueden variar entre 0 y 1.

$$TCR_t = (w_t^* + e_t - w_t + a_t - a_t^*)(1 - 2\gamma) \quad (5)$$

Donde w_t^* es el salario real internacional, w_t es el salario real doméstico, a_t^* es la productividad internacional y a_t es la productividad doméstica. Por ejemplo, ante un aumento del salario real doméstico que no es acompañado por un shock de productividad doméstico, el TCR debe caer. Este canal está emparejado con el efecto Balassa-Samuelson, en el que un incremento de la productividad del sector transable aumenta los salarios de ese sector, presionando al alza los salarios del sector no transable, que terminan aumentando los precios no transables y apreciando la moneda.⁸

Finalmente, se presenta la relación de equilibrio entre el consumo relativo de la economía doméstica y la internacional y el TCR que surge de la condición de vaciamiento del mercado laboral y de bienes:

$$TCR = \frac{-c_t + c_t^* + \kappa_a(a_t - a_t^*)}{\gamma\kappa_q} \quad (6)$$

Donde κ_a y κ_q son dos parámetros positivos. Por tanto, ante un aumento del consumo doméstico (c_t) y ante una caída del consumo de la economía internacional (c_t^*), el TCR debe caer. El canal es similar al comentado en la ecuación (5): un aumento del consumo doméstico incrementa el precio de los bienes domésticos, apreciando la moneda.

En base a la motivación, antecedentes y marco conceptual, el objetivo de la presente tesis es responder la siguiente pregunta de investigación: **¿Cuál es la relación entre la política monetaria y el tipo de cambio real en Uruguay?**

Se trabajará con una serie de hipótesis. La primera, es que la TPM es un fundamento válido para la determinación del TCR , es decir, que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ambas variables. La segunda, dependiente del cumplimiento de la primera hipótesis, es que además de significativa, esa relación es negativa, suponiendo que mayores niveles de TPM están asociados con un nivel de equilibrio de TCR menor. Por último, la tercera hipótesis supone que ante un shock positivo en la tasa de política monetaria, se produce una apreciación en el TCR que puede ser interpretado de manera causal.

4. Estrategia empírica y metodología

En esta sección, se presentan la estrategia empírica y la metodología aplicadas en este trabajo. Se propone la estimación de tres modelos alternativos con el objetivo de capturar diferentes aspectos de la relación que existe entre el TCR y la TPM. En primer lugar, se estimará un modelo de corrección de errores vectorial (VECM) con el objetivo de determinar si la TPM es un fundamento válido para la determinación del TCR en el largo plazo, así como también si el TCR presenta un mecanismo de ajuste a un valor de equilibrio. Luego, se simula la ocurrencia de shocks de la TPM sobre el TCR , para analizar el vínculo existente en el corto plazo entre ambas variables. En segundo lugar, se estima un VAR estructural

⁸Pese a que el modelo de [Itskhoki y Mukhin \(2021\)](#) no incorpora la diferencia entre el sector transable y no transable, un efecto similar al Balassa Samuelson emerge debido al “Home Bias.” En el caso de un aumento del salario real doméstico, y, debido a la preferencia por bienes de origen nacional, la demanda por moneda nacional aumenta más que la demanda por moneda extranjera, apreciando el tipo de cambio.

con el foco puesto en la identificación de relaciones causales entre la TPM y el TCR, así como también en el vínculo que existe entre dichas variables en el corto plazo. Este segundo acercamiento posee como principal objetivo la determinación de causalidad entre las variables de interés, así como también para aportar robustez al análisis de corto plazo del primer modelo. En tercer lugar, se estima un modelo que explota cambios exógenos en la TPM para determinar el efecto que tienen cambios en la misma sobre el TCR. El objetivo de este último modelo es estrictamente el de establecer relaciones causales entre las variables de interés, además de sensibilizar los resultados del segundo modelo. Un resumen de las variables a ser utilizadas, así como de las fuentes consultadas puede encontrarse en la Tabla A.1.1 del anexo. A continuación, se presentan los detalles de cada modelo.

4.1. Estimación del Tipo de Cambio Real de Fundamentos

4.1.1. Modelo de análisis

Definir qué constituye un fundamento y qué no para la determinación del TCR no es trivial y puede variar según el período, la economía y la definición de TCR utilizada (Hinkle y Monteil, 1999), (Baffes *et al.*, 1999) (Edwards, 1989).

En este trabajo, para la definición de los fundamentos a incluir en la estimación se tomará como referencia el modelo de Itskhoki y Mukhin (2021), en particular las ecuaciones (2), (4) (3) y (5), que vinculan al TCR (TCR), con la tasa de interés real internacional (r^*), la tasa de interés real doméstica (r), los términos de intercambio (s), la productividad doméstica e internacional (a y a^*), el coeficiente de apertura al comercio (γ), y el consumo doméstico (c). La utilización de estas variables guarda una relación directa con varios antecedentes de otros trabajos que calculan el TCR de fundamentos para la economía uruguaya.⁹ Se trabajará con el TCR bilateral de Uruguay con Estados Unidos.

Es preciso notar que la selección de variables depende fuertemente de la disponibilidad de series de tiempo para un período largo. En particular, para el cálculo de la tasa de interés real de Uruguay (r), se utilizaron expectativas de inflación a 1 año, dado de que no se contó con series de expectativas de inflación más extensas y recurrentes para otros períodos. Por otro lado, los términos de intercambio (s) se calculan de manera inversa que en el modelo de Itskhoki y Mukhin (2021) para una interpretación más sencilla (mayor s implica términos de intercambio más favorables para el país). Por su parte, la productividad total de la economía se aproxima como la productividad aparente del trabajo debido a que no se cuenta con estimaciones para períodos largos de tiempo de la Productividad Total de Factores. A continuación, se presenta con mayor detalle la forma de cálculo de cada una de las variables.

Diferencial de tasas de interés

En primer lugar se construyó la serie de tasa real doméstica tomando los valores promedios de la TPM por trimestre y las expectativas de inflación a 1 año, de la siguiente manera:

$$r = \frac{(1 + TPM)}{(1 + \text{Expectativas de inflación a 1 año})} \quad (7)$$

⁹Ver, por ejemplo: Aboal (2003), Gianelli y Mednik (2006), Benítez y Mordecki (2012), Cantisani (2018)

Luego, el diferencial de tasas de interés se calculó como la diferencia entre la tasa real doméstica e internacional: $\text{dif_tasas} = r - r^*$.

Diferencial de productividad

El diferencial de productividad entre la economía doméstica y la de Estados Unidos se calcula como el ratio entre la productividad media del trabajo de ambas economías. La productividad media del trabajo se calcula en forma análoga en Uruguay y Estados Unidos (a y a^* , respectivamente), como el ratio entre PIB y Ocupados, resultando en:

$$\text{Dif_productividad} = \frac{a}{a^*} \quad (8)$$

Términos de intercambio

Los términos de intercambio se calculan como el ratio entre los precios de exportación e importación de bienes de la economía doméstica:

$$TI = \frac{\text{Índice de precios de exportación}}{\text{Índice de precios de importación}} \quad (9)$$

Grado de apertura comercial

Idealmente, el grado de apertura comercial podría surgir de considerar el grado de protección efectiva arancelaria contra otros socios comerciales, ponderado por el peso del comercio con ellos (Gianelli y Mednik, 2006). Sin embargo, no se cuenta con series de alta frecuencia y para un período largo de tiempo. Por tanto, el grado de apertura comercial se aproxima como la suma de exportaciones e importaciones en el producto:

$$\gamma = \frac{\text{Exportaciones} + \text{Importaciones}}{\text{PIB}} \quad (10)$$

Gasto público

Finalmente, la última variable a ser considerada es el gasto público (G_{pub}). La decisión de elegir esta variable y no el consumo total como en el modelo de Itskhoki y Mukhin (2021), radica en que el proxy utilizado para medir la productividad ya está fuertemente correlacionado con el consumo total.¹⁰ Además, en la medida de que el gasto público es más intensivo en bienes y servicios no transables, variaciones en el mismo deberían afectar más en términos relativos al TCR.

4.1.2. Metodología econométrica para la estimación del tipo de cambio real de fundamentos

Para el cálculo del tipo de cambio real de fundamentos se optó por utilizar modelos de vectores autorregresivos con mecanismo de corrección del error, VECM por sus siglas en inglés. Este tipo de modelos posee la ventaja de que, en un marco de series integradas de orden 1 y cointegradas, permite recoger en

¹⁰Al construir los indicadores de productividad utilizando el PIB, ya se recoge en buena medida las dinámicas del Consumo Privado (que representa aproximadamente el 60% del PIB).

la dinámica de corto plazo del sistema, la relación de equilibrio entre las variables. Además, los modelos VECM no presuponen exogeneidad entre ninguna de las variables y el procedimiento de estimación se hace de manera simultánea, lo que arroja mayor eficiencia en comparación con los modelos de corrección del error uniecuacionales (ECM).¹¹

La existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y la tasa de política monetaria implicaría la presencia de un equilibrio de largo plazo entre ambas variables, lo que sugiere que constituyen fundamentos relevantes para su mutua determinación.

En particular, este trabajo sigue la metodología propuesta por [Johansen \(1988\)](#) de cointegración entre las variables, que puede escribirse con la siguiente expresión:

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Gamma D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (11)$$

Donde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, X_{t-1} es un vector que contiene a las variables endógenas, μ es un vector de constantes y ΓD_t es un conjunto de variables estacionales e intervenciones que no forman parte de la relación de largo plazo. Π es una matriz de la forma $\Pi = \alpha\beta'$ y contiene la información referida sobre las relaciones de largo plazo entre las variables. En particular, β es el vector de coeficientes de las relaciones de largo plazo y α es el vector de los coeficientes de mecanismo de corrección del error.

Dependiendo del rango de la matriz Π se puede determinar el número de relaciones de cointegración que existe entre las variables del modelo, siendo el mínimo 0 (no existe ninguna relación de cointegración) y el máximo i (es decir, existen tantas relaciones de cointegración como variables hay en el modelo, lo que supondría la pertinencia de estimar un VAR en niveles). El principal caso de interés emerge cuando el rango de la matriz Π está entre $0 < r < i$, lo que podría dar lugar a una o más relaciones de cointegración.

Posteriormente a una estimación inicial del modelo se realizarán contrastes de exclusión, que prueban la pertinencia de incluir a una variable i en la relación de largo plazo. Específicamente, este test consiste en una prueba de significación de los β de la matriz Π . Una vez definidas cuáles son las variables que terminan formando parte de la relación de largo plazo, se analiza la exogeneidad débil, de las variables del modelo, a los efectos de evaluar cuál de las variables posee un mecanismo de corrección hacia los niveles de equilibrio. Para ello, se contrasta la significación de los α_i del mecanismo de corrección del error. En el caso de que no se pueda rechazar $\alpha = 0$, la variable considerada es débilmente exógena y no presenta un mecanismo de ajuste a niveles de equilibrio de largo plazo.

4.2. Estimación del VAR estructural

Desde [Sims \(1980\)](#) el uso de modelos VAR ha constituido una herramienta ampliamente utilizada en el análisis de series de tiempo. Sin embargo, a la hora de realizar inferencia con este tipo de modelos, no suele ser posible identificar efectos causales debido a que los términos de error en el modelo están correlacionados, perdiendo relevancia teórica el análisis de perturbaciones distintas de 0 ([Lorenzo et al.](#),

¹¹Además, permite trabajar con un número superior de variables y capturar más de una relación de cointegración, si las hubiera.

2010). Como señalan [Stock y Watson \(2001\)](#), una alternativa para superar este problema es la estimación de VAR estructurales, en el que se incorporan restricciones consistentes con la teoría económica, de manera de poder identificar relaciones de causalidad entre las variables (ver por ejemplo como contribuciones iniciales en este aspecto [Blanchard y Watson \(1986\)](#) y [Bernanke \(1986\)](#)). Partiendo de la forma reducida de un modelo VAR:

$$y_t = B(L)y_t + u_t \quad (12)$$

Donde y_t es un vector $n \times 1$, $B(L)$ es una matriz polinomial con operador de rezagos L y donde $E[u_t u_t'] = \Sigma$. Para pasar a la forma estructural del modelo podemos definir:

$$G(L)y_t = e_t \quad (13)$$

Donde $G(L)$ es una matriz de rezagos y e_t es un vector de shocks estructurales que no están correlacionados serialmente y donde $E[e_t e_t'] = \Lambda$, siendo Λ una matriz diagonal donde sus elementos corresponden a la varianza de los shocks estructurales. Definiendo a G_0 como la matriz de los coeficientes contemporáneos en su forma estructural y a $G_{-0}(L)$ a la matriz de coeficientes $G(L)$ sin los coeficientes contemporáneos, tenemos:

$$G(L) = G_0 + G_{-0}(L) \quad (14)$$

Y por tanto, los sistemas de ecuaciones en su forma reducida y estructural tienen el siguiente vínculo:

$$B(L)y_t = -G_0^{-1}G_{-0}(L)y_t \quad (15)$$

$$u_t = G_0^{-1}e_t \quad (16)$$

Resultando en:

$$E[u_t u_t'] = \Sigma = (G_0^{-1})\Lambda(G_0^{-1})' \quad (17)$$

Siendo el objetivo entonces minimizar los parámetros libres de G_0 y Λ a través de máxima verosimilitud, utilizando la matriz de covarianzas Σ . En particular, se tomará como referencia los supuestos tomados por [Bjørnland \(2008\)](#) en la especificación de su VAR estructural respecto a las interacciones contemporáneas entre la tasa de política monetaria y el resto de las variables. La adopción de los supuestos del referido trabajo son útiles en la medida de que la economía analizada es pequeña y abierta como el Uruguay. El esquema de identificación basado en la ecuación (16) es:

$$\begin{matrix} e^{i^*} \\ e^y \\ e^\pi \\ e^{TPM} \\ e^{TCR} \end{matrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & a_{2,2} & 0 & 0 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & a_{3,3} & 0 & 0 \\ a_{4,1} & a_{4,2} & a_{4,3} & a_{4,4} & a_{4,5} \\ a_{5,1} & a_{5,2} & a_{5,3} & a_{5,4} & a_{5,5} \end{bmatrix} \begin{matrix} u^{i^*} \\ u^y \\ u^\pi \\ u^{TPM} \\ u^{TCR} \end{matrix} \quad (18)$$

Donde la tasa de interés internacional i^* está ubicada en primer lugar ya que se supone que las va-

riables domésticas no afectan a la misma. Luego, se supone que tanto la actividad como la inflación doméstica no responden contemporáneamente a la TPM. En tanto, la TPM y el TCR sí pueden responder contemporáneamente entre sí. Vale notar que para poder realizar la estimación del VAR estructural se necesitan como mínimo 10 restricciones sobre los parámetros del modelo, y en la matriz presentada se presentan únicamente 9 restricciones asociadas al vínculo de corto plazo en las variables consideradas. Por esto mismo, basándonos en el resultado de [Blanchard y Quah \(1989\)](#), se decidió emplear una restricción adicional en la matriz de largo plazo. En particular, se decidió fijar a 0 el parámetro de largo plazo correspondiente a los efectos que posee la TPM sobre los movimientos de la tasa de interés internacional, i^* . En otras palabras, esta restricción impone el supuesto de que movimientos en la TPM no pueden tener efectos de largo plazo sobre la tasa de interés internacional, un supuesto razonable para una economía pequeña como la considerada.

4.3. Estimación basada en cambios exógenos de la política

Una estrategia con creciente utilización para establecer relaciones causales entre variables económicas es la de aprovechar noticias o sorpresas respecto a las expectativas de los agentes (ver por ejemplo [Faust et al. \(2007\)](#)). Si la decisión de política no estaba anticipada, esta puede ser usada como un cambio exógeno para establecer relaciones causales entre variables de interés. Aplicado a los objetivos de este trabajo, ello se traduciría en determinar si las decisiones del BCU respecto a la fijación de la TPM estaban anticipadas por los agentes, y relacionar la sorpresa (o ausencia de ella) en la variación del tipo de cambio. Para ello, se debe construir algún tipo de indicador que represente el grado de sorpresa de los agentes respecto a las fijaciones de la TPM.

La construcción de dicho indicador presenta algunos desafíos: se necesitan mediciones de expectativas muy próximas a las fechas de definición de la TPM y se necesita que la medición elegida permita construir una serie lo suficientemente larga como para tener poder estadístico. Por esta razón, se desecha la idea de considerar encuestas de expectativas de TPM en Uruguay, ya que la inclusión de esta pregunta en la encuesta realizada por el BCU posee pocos años y porque además se realiza de forma trimestral, lo que deja un período muy largo entre que se formula la expectativa y se producen las reuniones del Comité de Política Monetaria (COPOM).

Por tanto, se definió utilizar referencias de tasas de interés de mercado de corto plazo que funcionen como proxy de las expectativas respecto a las decisiones de la TPM. En particular, las referencias elegidas poseen una correlación elevada con la TPM y tienen como elemento positivo que son de frecuencia diaria o semanal, lo que permite tener registros cercanos a las decisiones del COPOM. Se utilizará la tasa de instrumentos en deuda en pesos (ITLUP) a 30 días, la tasa Call, las tasas de las letras de regulación monetaria a 30 días y la tasa media de mercado. El índice de sorpresa resulta:

$$\text{Sorpresa}^k = \text{TPM}_{\text{post_reunion}} - \text{Tasa}_{\text{pre_reunion}}^k \quad (19)$$

Donde k corresponde a cada una de las tasas comentadas anteriormente. Por lo tanto, sorpresas positivas se corresponderán a situaciones en las que la TPM definida en la reunión del COPOM resultó más elevada de lo que anticipaba el mercado según las tasas utilizadas. Se expresarán las variables en puntos básicos.

Luego, se procederá a realizar estimaciones que tendrán como variable dependiente a la variación del TCR en la jornada posterior a la reunión del COPOM¹² y como regresor a los diferentes índices de sorpresa. Vale notar que, valiéndonos del supuesto de exogeneidad, se estimarán modelos sencillos de corte transversal por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\Delta TCR = \beta_0 + \beta_1 \text{Sorpresa}^k + \varepsilon \quad (20)$$

Se espera que sorpresas positivas estén asociadas a una apreciación del TCR (β_1 debería ser negativo). Al tratarse de datos diarios, para la construcción del TCR se tomó la cotización del tipo de cambio nominal para la jornada correspondiente y el valor del mes para los índices de precios de Uruguay y Estados Unidos. Para facilitar la interpretación, se reescaló el TCR a un índice 100 en relación al valor promedio del TCR durante el año 2024.

5. Resultados

5.1. Modelo de fundamentos

En la Figura 1 se presenta la principal variable de interés, el TCR, para el período de análisis de este trabajo (2005Q1-2024Q4). Se pueden apreciar dos períodos bien diferenciados, uno de tendencia de apreciación que inicia en el 2005 y se prolonga hasta el 2011, y un segundo momento desde esa fecha hasta el final de la serie caracterizado por un leve crecimiento y algunos altibajos.

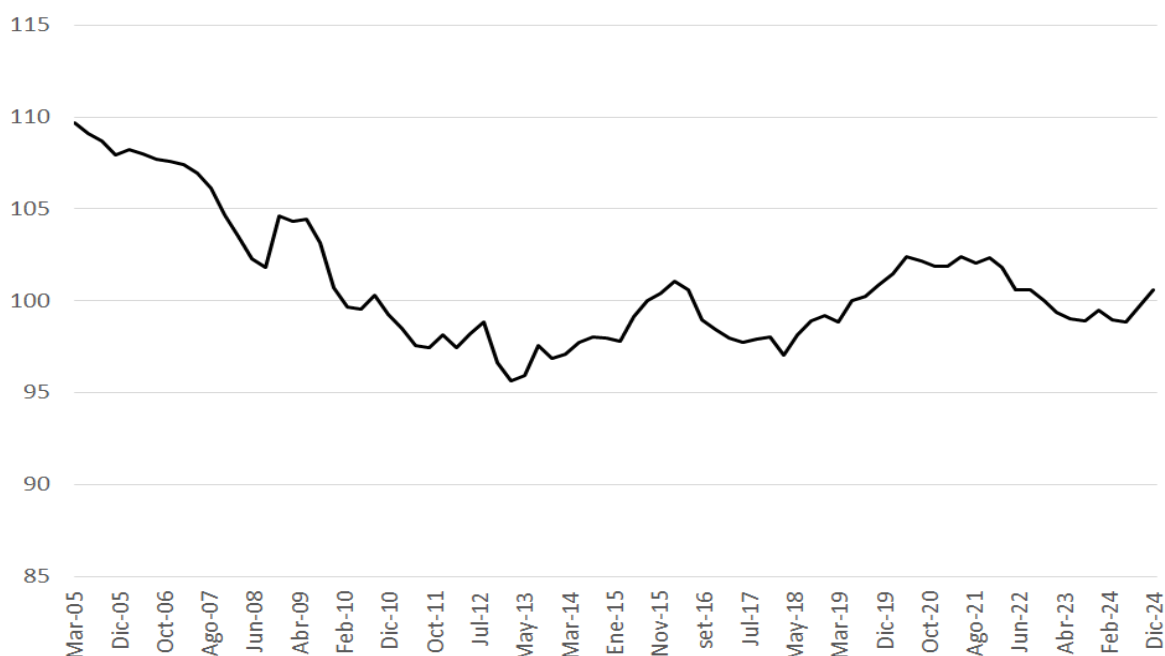


Figura 1: Logaritmo del TCR de Uruguay con Estados Unidos. Elaboración propia en base a BCU, INE y BLS. Índice 2019 = 100.

¹²Las decisiones del COPOM se publican luego de cerrada la operativa diaria del mercado.

La presencia de un TCR más elevado durante el inicio de la serie no es sorprendente si se toma en cuenta la proximidad con la crisis bancaria del 2002, cuando se dejó flotar la moneda y el tipo de cambio nominal sufrió un “overshooting”. Luego de este primer momento de TCR más apreciado y tras un período de crecimiento acelerado, se puede ver como el TCR se deprecia y tiende a fluctuar entre un rango de valores más acotados. De todas maneras, y pese a que el TCR tuvo movimientos importantes durante el período de análisis, esto no quiere decir que necesariamente se haya desajustado de su nivel de equilibrio. Para poder afirmar o descartar esa hipótesis, se debe estimar a cuál es efectivamente ese nivel de equilibrio en los diferentes momentos del tiempo.

Estimar relaciones de cointegración entre un conjunto de variables requiere que éstas posean al menos una raíz unitaria, o lo que es equivalente, que las respectivas primeras diferencias de las mismas den lugar a variables estacionarias. Del análisis gráfico del TCR y las otras variables presentadas en el anexo, no se parecería estar en presencia de variables estacionarias en niveles o $I(0)$. Una de las pruebas estadísticas más ampliamente aplicadas para determinar el orden de integración de las variables es la propuesta por Dickey-Fuller Aumentado (ADF) que es la que se aplica en este trabajo y cuyos resultados se presentan en la Tabla 1. En ella, se puede apreciar que todas las variables son integradas de orden 1.

Variable	En niveles		P-valor	Primera diferencia		P-valor
	Intercepto	Tendencia		Intercepto	Tendencia	
<i>TCR</i>	Si	No	0,11	No	No	0
<i>Prod_Relativa</i>	No	No	0,85	No	No	0
<i>Dif_tasas</i>	No	No	0,06	No	No	0
<i>TI</i>	No	No	0,52	No	No	0
γ	No	No	0,84	No	No	0
<i>G_pub</i>	Si	No	0,2	No	No	0,01

Las variables *TCR*, *Prod_Relativa*, *TI* y *G_pub* fueron usadas en logaritmo. Se tomó un criterio de significación al 5 %.

Tabla 1: Contraste de raíces unitarias.

A continuación se procede a estimar un VECM con las variables mencionadas, utilizando 4 rezagos en base al criterio de selección de retardos que surge de considerar un modelo VAR con las variables seleccionadas (ver Figura A.2.2 del anexo). A su vez, se decidió incluir variables dummies para modelizar la presencia de datos atípicos, así como también variables que permitan recoger la alta estacionalidad que poseen los fundamentos. Por último, se agregó además una variable cualitativa que vale 1 en los momentos que se utilizó la TPM como la herramienta para el manejo de la política monetaria, con la intención de capturar la existencia de niveles diferentes de TCR según el instrumento considerado (en la Figura A.2.3 del anexo se presenta un gráfico de dicha variable).

Tras una primera estimación del modelo se concluye a través de los tests de exclusión que tanto la variable de apertura como de gasto público no son significativas en la relación de largo plazo,¹³ por lo que se procede a reestimar el modelo sin considerar tales variables, resultando en:

¹³El test de exclusión asociado a asumir que los β_i correspondientes a las variables de apertura y gasto público sean iguales a 0 arrojó un p-valor de 0,11, un valor por encima del criterio de significación.

$$\text{Log}(TCR) = 6,67 - 3,35 \times \text{Dif_tasas} + 1,8 \times TI - 3,61 \times \text{Log}(\text{Prod_relativa}) \quad (21)$$

Una vez contrastada la exogeneidad débil se concluye que la Productividad relativa no ajusta a la relación de equilibrio hallada (el mecanismo de corrección del error no es significativo), por lo que se reestima el modelo imponiendo esa restricción:

$$\text{Log}(TCR) = 6,53 - 4,27 \times \text{Dif_tasas} + 2,57 \times TI - 3,61 \times \text{Log}(\text{Prod_relativa}) \quad (22)$$

A continuación, se presenta el test de cointegración de Johansen para poder confirmar, en caso de que exista, la o las relaciones de cointegración presentes en este sistema.

Hipótesis nula	Estadístico de traza	P-valor	Estadístico de valor propio	P-valor
No existen relaciones de cointegración	96,25	0,00***	63,45	0,00***
Existe como máximo una relación de cointegración	32,80	0,02**	17,39	0,15
Existe como máximo dos relaciones de cointegración	15,41	0,06*	14,26	0,21

***Significación al 1 %, ** Significación al 5 %, *Significación al 10 %. Se supuso en ambas pruebas una tendencia determinística lineal.

Tabla 2: Test de cointegración de Johansen

El estadístico de traza sugiere la existencia de 2 relaciones de cointegración, mientras que el estadístico de valor propio sugiere la existencia de una única relación de cointegración. Utilizando un criterio conservador, se optará trabajar bajo el supuesto de que existe únicamente una relación de cointegración.

A continuación se presenta conjuntamente los coeficientes asociados a la relación de largo y corto plazo, diferenciando entre un modelo donde se incluye como variable al auxiliar de TPM y otra estimación en la que esta variable no se incluye.

Variable	Modelo sin variable exógena auxiliar		Modelo con variable exógena auxiliar	
	Estimación del parámetro	Estadístico de prueba	Estimación del parámetro	Estadístico de prueba
<i>Relación de largo plazo</i>				
<i>Dif_tasas</i>	-2,35	1,08	-4,26	5,89"
<i>Prod_relativa</i>	+1,88	1,48	-3,62	6,87"
<i>TI</i>	-0,96	1,19	+2,58	6,67"
<i>Relación de corto plazo</i>				
<i>TCR</i>	-0,1	+4,13***	-0,13	-3,46***
<i>Dif_tasas</i>	0,01	+1,25	-0,05	-3,52***
<i>Prod_relativa</i>	-	-	-	-
<i>TI</i>	-0,03	+1,11	0,13	3,21***
<i>Variable exógena</i>				
Auxiliar TPM	-	-	-0,05	3,94***

Para relación de largo plazo: "Significativo

***Significación al 1 %, **Significación al 5 %, *Significación al 10 %

Tabla 3: Resumen de principales resultados de estimación del VECM

El modelo elegido para interpretar los resultados es aquel que considera la inclusión de la variable exógena, ya que bajo los criterios de información usuales se observa una bondad de ajuste significativamente mayor. En la Figura A.2.4 del anexo se presenta el test de normalidad de los residuos, donde se puede apreciar que no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos del modelo sean normales. En la

Figura A.2.5 del anexo se presenta la estimación completa del modelo.

Interpretación de la relación de largo plazo

Como puede apreciarse en la Tabla 3, tanto el diferencial de tasas como la productividad relativa y los términos de intercambio resultaron significativos en la relación de largo plazo, lo que supone que entre estas variables y el TCR existe un equilibrio subyacente. En particular, un aumento de la productividad relativa contribuye a una apreciación del TCR, en línea con el marco teórico presentado y otros antecedentes para el caso uruguayo (Gianelli y Mednik, 2006), (Benítez y Mordecki, 2012), (Aboal, 2003)).

Por otro lado, el diferencial de tasas también resultó significativo, y con signo negativo en la relación de largo plazo. Esto significa que ante incrementos en el diferencial de tasas reales entre Uruguay y Estados Unidos, el nivel de equilibrio del TCR es menor. La estimación sugiere que un aumento de un punto porcentual del diferencial de tasa está asociado a un TCR 4,3 % menor en el largo plazo. Este resultado está en línea con lo obtenido en Gianelli y Mednik (2006), aunque con la diferencia de que dicho trabajo considera un diferencial de tasas nominales y no reales.

Finalmente, los términos de intercambio también forman parte de la relación de largo plazo, pero con el signo opuesto al esperado por el marco teórico y otros antecedentes nacionales. Una posible explicación a este resultado puede deberse a que en este trabajo se utiliza una formulación diferente del TCR que en otros antecedentes para la economía uruguaya. En el cálculo del TCR realizado aquí (Ver ecuación 1), los precios internacionales forman parte del numerador, por lo que ante un encarecimiento del resto del mundo el TCR aumenta. De hecho, en la muestra utilizada se halló una correlación más fuerte entre los precios de exportación de nuestra economía y el índice de precios internacional que con el índice de precios doméstico.¹⁴ Dicho resultado apunta a que un incremento de los precios de exportación (que mejora los términos de intercambio) estaría asociado más fuertemente a un encarecimiento de la economía internacional, que a una apreciación de la moneda doméstica (que podría surgir de una mayor entrada de divisas, por ejemplo). De todas maneras y como ejercicio de robustez, en la Figura A.2.8 del anexo se presenta la estimación de un modelo VECM alternativo sin considerar los términos de intercambio, en el que se destaca la similitud en el parámetro asociado al diferencial de tasas, así como también el mantenimiento de la relación de cointegración.

En la Figura 2 se presenta los residuos de la relación de largo plazo (donde se pueden apreciar apartamientos a la misma durante el período de consideración). Se optó por utilizar una frecuencia anual para evitar la fuerte estacionalidad que posee la serie. Se observa desde inicios de la serie hasta 2013 un desajuste de la relación de cointegración, asociado a un TCR que pese a ser de los más elevados en el período considerado (ver Figura 1), se encontraba por debajo de su nivel de equilibrio de largo plazo. Esto sugiere que, al menos desde 2006, el TCR imperante pese a ser elevado en perspectiva histórica, no lo era en términos de sus fundamentos. Luego, desde 2014 hasta fines de 2020 se constató un período donde el TCR estuvo por encima del nivel de equilibrio que marcan los fundamentos, y sobre el final de la serie se alternaron desajustes de magnitudes relevantes. Previsiblemente, los movimientos bruscos en

¹⁴No se hallaron correlaciones significativas entre los precios de importaciones y los índices de precios de ambas economías.

las tasas de interés, precios de los commodities y afectaciones en el nivel de actividad (y por consiguiente en productividad) que se produjeron en los años de pandemia fomentaron cambios importantes en los niveles de equilibrio de la relación de cointegración. Como se comenta más adelante, la persistencia de desequilibrios prolongados no es llamativa si se toma en cuenta el lento ajuste a la relación de largo plazo que posee el TCR.

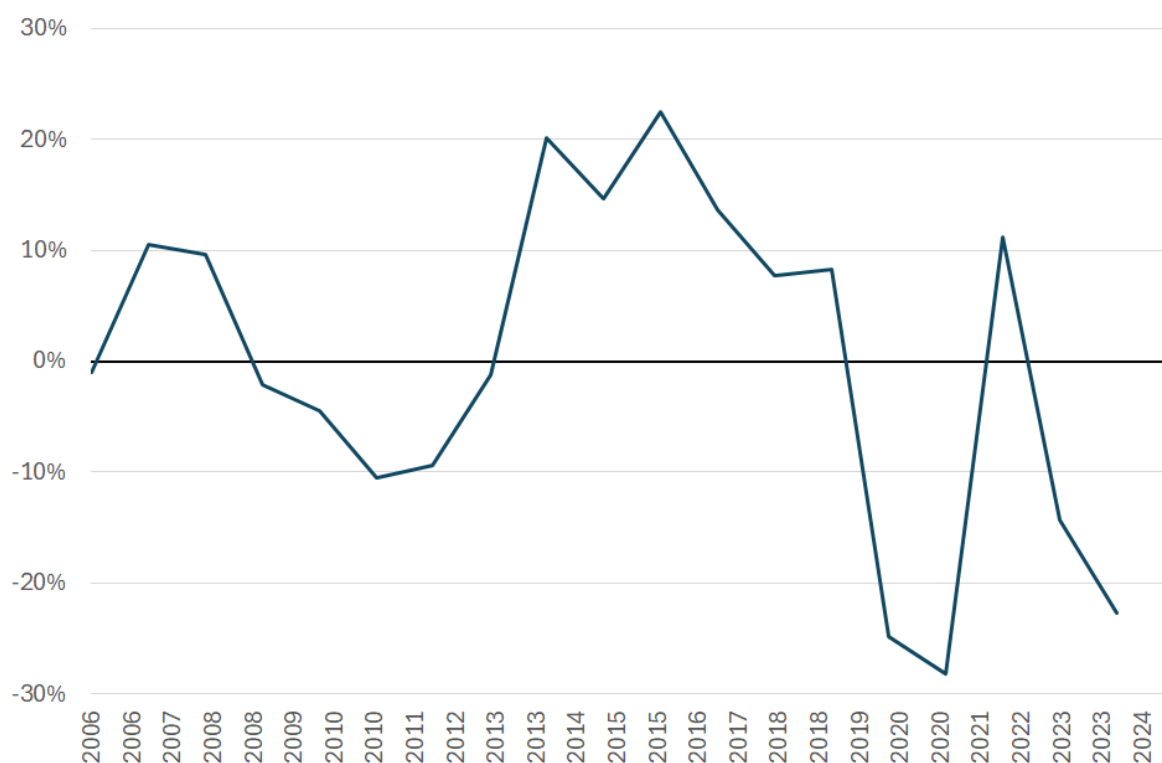


Figura 2: Relación de cointegración del VECM.

De forma análoga se presenta la evolución del logaritmo del TCR observado y el TCR que se extrae de la relación de cointegración.

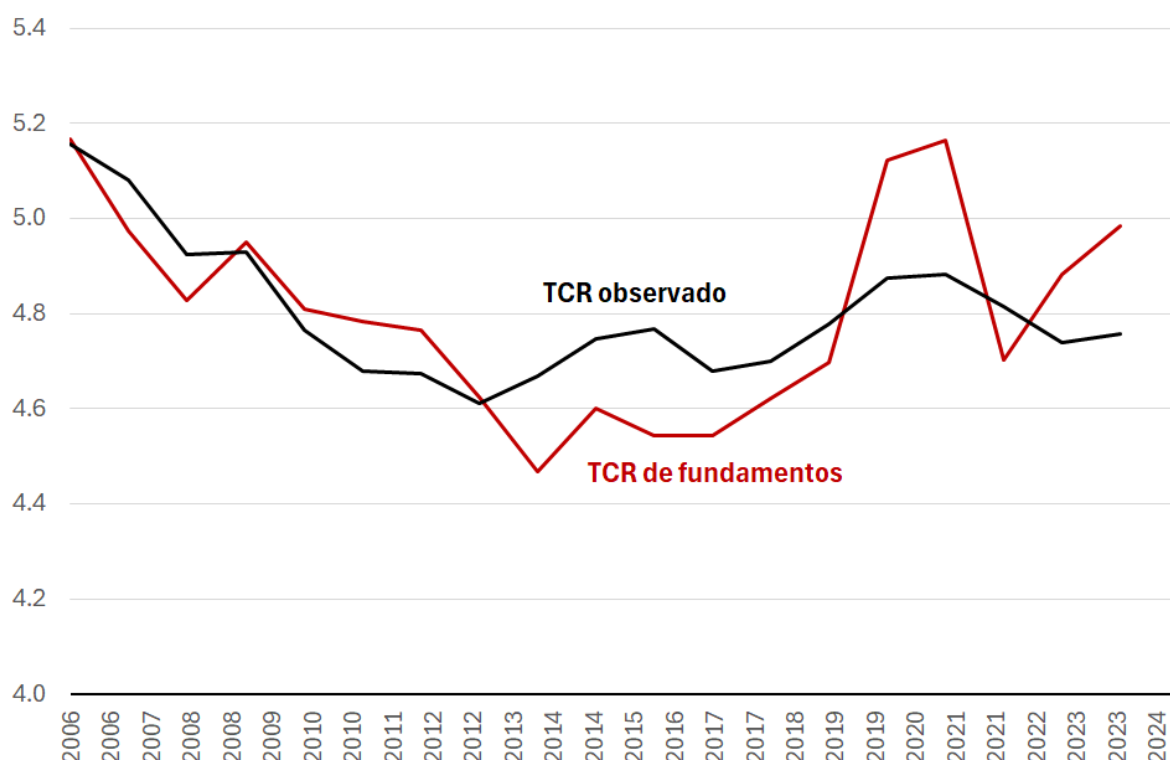


Figura 3: Logaritmo del TCR observado y TCR que se extrae de la relación de cointegración

Interpretación de la relación de corto plazo

Como se puede apreciar en la cuarta columna de la Tabla 3, tanto el TCR como el diferencial de tasas de interés y términos de intercambio presentan coeficientes de ajuste relativamente lentos, de 13 %, 5 % y 13 % respectivamente. Por tanto, en presencia de desequilibrios en la relación de cointegración se necesita una cantidad considerable de trimestres para ser corregidos. El hecho de que el TCR evidencie un mecanismo de corrección del error significativo era esperable, ya que en el modelo se incluyeron variables que la teoría económica y antecedentes identifican como fundamentos para su determinación. En particular, el hecho de que el diferencial de tasas reales de interés evidencie una corrección al equilibrio sugiere que alguno o algunos de sus componentes (como la TPM, las expectativas de inflación a un año o la tasa real de Estados Unidos), se modifican para restaurar el equilibrio estipulado en el modelo. Aunque no se puede afirmar directamente con esta metodología, en el caso de que los desequilibrios en la relación de cointegración causen cambios en la TPM, podría sugerirse que la estabilización del TCR respecto a su nivel de fundamentos podría haber motivado movimientos en las decisiones del BCU, tal como señala Cuitiño *et al.* (2022).¹⁵

Por otro lado, se constata que en los períodos en los que rigió la TPM como herramienta de política el TCR observado fue un 5 % inferior, tal como recoge la variable exógena auxiliar. Una transmisión más efectiva de la política monetaria cuando se utilizan tasas de interés como herramienta puede ser una hipótesis válida para explicar este fenómeno (ver, por ejemplo Poole (1970)).

¹⁵En un ejercicio simple de causalidad a la Granger se puede determinar que la TPM causa al desequilibrio del TCR, pero no se pudo rechazar la hipótesis nula de que el desequilibrio del TCR no cause a la TPM. De todas maneras, en la medida de que el diferencial de tasas no es una variable exógena débil, el ejercicio pierde validez.

En la Figura 4 los análisis de impulso-respuesta sobre el TCR de shocks de un desvío estándar en las otras variables endógenas del modelo. En particular, se calculan los impulso-respuesta generalizados, con intervalos de confianza al 95 % generados por Bootstrap con 999 repeticiones.¹⁶

Impulso-respuesta generalizados de innovaciones de un desvío estándar
Intervalos de confianza al 95% utilizando bootstrap con 999 repeticiones

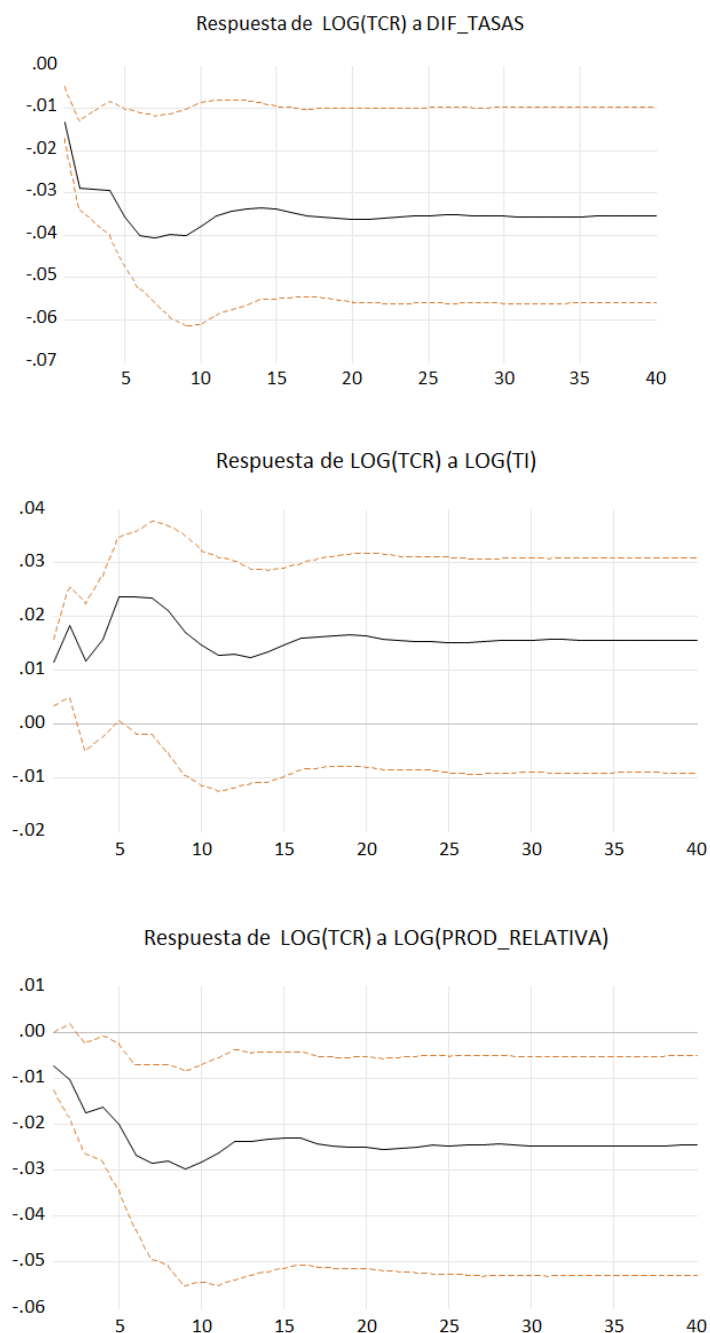


Figura 4: Ejercicios de impulso respuesta sobre el TCR

Salvo los impulsos en los términos de intercambio, los shocks sobre las otras variables generan mo-

¹⁶Los desvíos estándar corresponden a 0,013 para *dif_tasas*, 0,037 para *TI* y 0,075 para *Prod_relativa*

vimientos significativos al 95 % sobre el TCR. En particular, el impulso sobre el diferencial de tasas de interés genera una apreciación del TCR que se profundiza luego de los primeros trimestres, hasta estabilizarse cerca de -4 %. De manera similar, un shock sobre el diferencial de productividad genera una apreciación en el TCR y termina estacionándose cerca de 2,5 %. Finalmente, el ejercicio de impulso respuesta sobre los términos de intercambio parecería generar un efecto de depreciación inmediatamente posterior a la ocurrencia del shock, pero en los trimestres posteriores no se observan efectos significativos.

De todas maneras, vale destacar que con la excepción de la variable diferencial de productividad, tanto el diferencial de tasas como los términos de intercambio no cumplen con la condición de exogeneidad débil, por lo que la interpretación causal de los impulsos se ve comprometida.

5.2. VAR estructural

A continuación, se presentan los resultados de estimar el VAR estructural con las características mencionadas en la sección 4.2 y tomando la transformación estacionaria de las variables endógenas utilizadas. De forma similar con la estimación del modelo VECM, se empleó la variable cualitativa auxiliar para los períodos en que la TPM fue la herramienta definida de política monetaria, así como también dummies estacionales y varios atípicos.

La estimación completa del SVAR puede consultarse en la Figura A.2.10 del anexo, donde se destaca la significación y parámetro negativo de la variable correspondiente al auxiliar de TPM, reforzando los resultados obtenidos en la sección anterior. En las Figuras A.2.11, A.2.12 y A.2.13, se presenta el test de selección de rezagos del modelo, la estimación del componente estructural del SVAR y el test de normalidad de los residuos.

Las Figuras 5 y 6 presentan los resultados de las simulaciones impulso-respuesta de un shock de un desvío estándar de la TPM sobre la primera diferencia del logaritmo del TCR a distintos intervalos de confianza.¹⁷ Se pueden apreciar que los efectos más intensos se producen ni bien se produce el shock, con el TCR apreciándose aproximadamente un 3 %. Luego, a medida que pasan los trimestres las caídas en el TCR se van atenuando, hasta dejar de ser significativas entre el tercer y cuarto período (dependiendo del nivel de significación elegido). Con esto, la estimación puntual del efecto acumulado del shock es de una caída permanente de 5,6 % en el nivel del TCR.

¹⁷El desvío estándar de la TPM es equivalente a un cambio de 1,4 % puntos porcentuales.

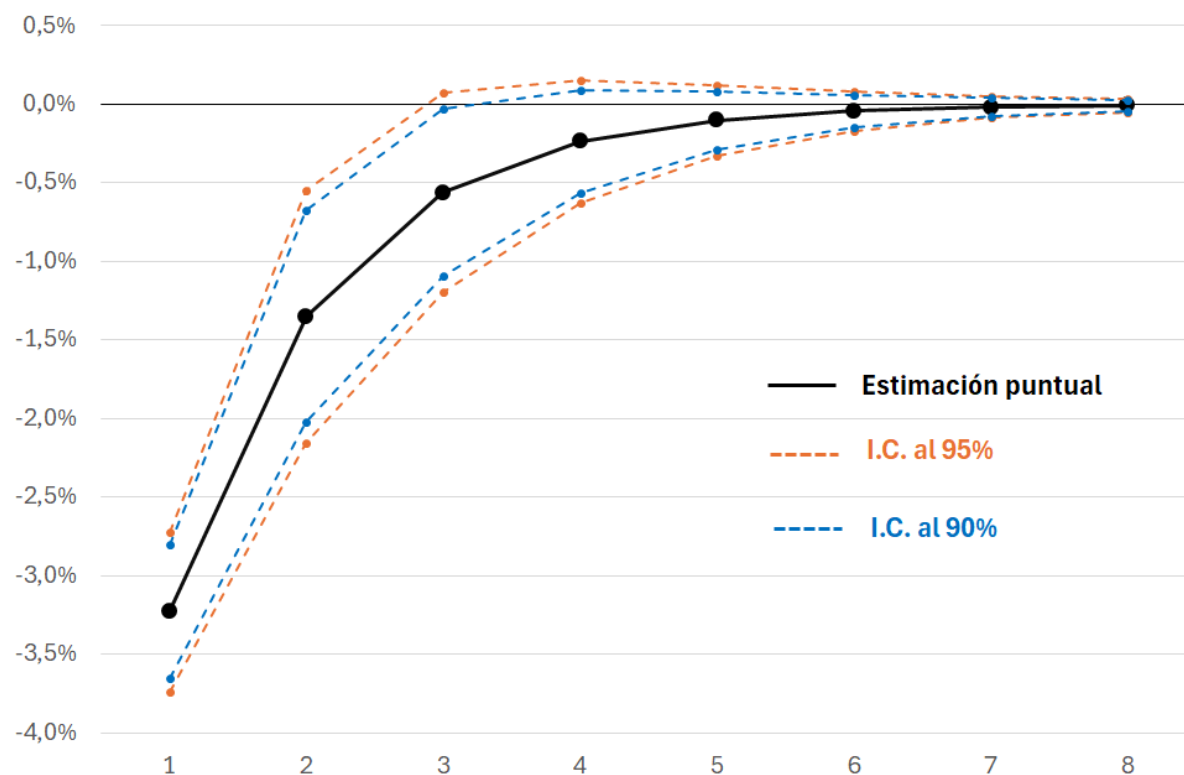


Figura 5: Ejercicio de impulso respuesta estructural de la TPM sobre la primera diferencia del logaritmo del TCR e intervalos de confianza analíticos asociados

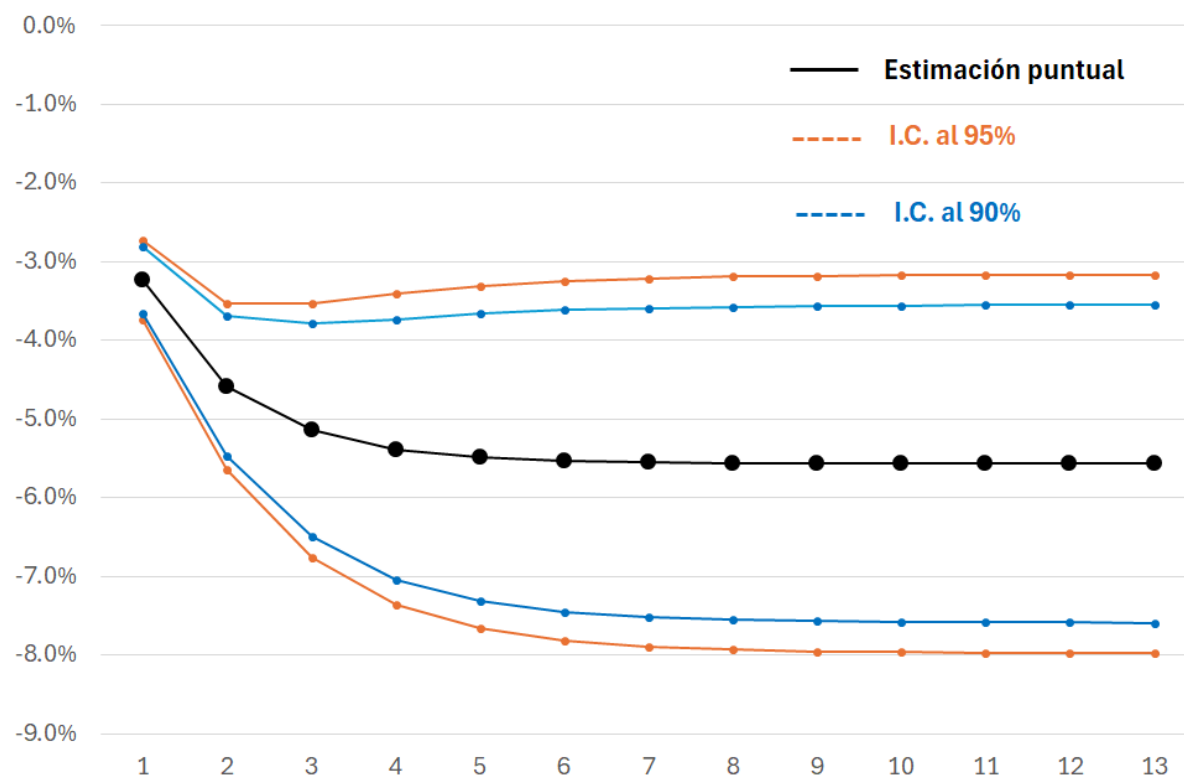


Figura 6: Respuesta acumulada del impulso estructural de la TPM sobre la primera diferencia del logaritmo del TCR e intervalos de confianza analíticos asociados

5.3. Estimación basada en sorpresas

Como se comentó, durante el período de estudio el BCU no empleó la TPM de manera sostenida como instrumento de política. En las estimaciones que se presentan en la Tabla 4 se consideran únicamente los momentos en que la TPM fue efectivamente utilizada, ya que se permite identificar de una manera más directa las sorpresas que se producen tras cada decisión del COPOM. En concreto, desde 2008 hasta 2013 se produjeron 25 reuniones del COPOM, mientras que desde que se reintrodujo la TPM como instrumento en setiembre de 2020 hasta febrero de 2025¹⁸ se realizaron 36 reuniones. Considerando la diferencia temporal en los dos períodos que se aplicó la TPM como herramienta, se procedió a estimar 3 modelos distintos para cada índice de sorpresa, correspondientes a considerar la muestra completa de reuniones del COPOM o la de cada período. Vale destacar que para los modelos que incluyen el período 2008-2013 se agregó a la especificación una variable dummy para modelizar un atípico, con el objetivo de lograr normalidad en los residuos (que se presentan en la Tabla A.1.2) del anexo. A continuación, se presenta los resultados para las sucesivas estimaciones de la ecuación 20.

Sorpresa en variable	Número de observaciones	β_0		β_1	
		Estimación del parámetro	P-valor	Estimación del parámetro	P-valor
Muestra (2008-2013)					
ITLUP a 30 días	25	-0,13	0,26	-0,0047	0,002***
Tasa Call	25	-0,04	0,72	-0,0016	0,14
LRM a 30 días	24	-0,03	0,81	-0,0044	0,059*
Muestra 2020-2025					
ITLUP a 30 días	36	-0,11	0,15	-0,0054	0,015**
Tasa Call	36	-0,01	0,98	-0,0035	0,049**
LRM a 30 días	36	-0,12	0,21	-0,0032	0,209
Tasa media de mercado	36	-0,04	0,96	-0,0034	0,051*
Muestra completa (2008-2013 y 2020-2025)					
ITLUP a 30 días	61	-0,12	0,07*	-0,0049	0,00***
Tasa Call	61	-0,04	0,57	-0,0019	0,017**
LRM a 30 días	60	-0,09	0,2	-0,0038	0,018**

***Significación al 1 %, ** Significación al 5 %, *Significación al 1 %

Tabla 4: Estimaciones de modelos basados en sorpresas con TCR como variable dependiente

Se constata el signo negativo asociado a las sorpresas según las diferentes especificaciones y muestras utilizadas, tal como sugerían los resultados de los modelos VECM y SVAR y las hipótesis planteadas. Es decir, cuando se produce una sorpresa positiva en la definición de la TPM (la TPM fue más alta de lo que se esperaba el mercado), el TCR responde con una apreciación significativa y negativa. A modo de referencia, utilizando el modelo con la ITLUP a 30 días y la muestra 2020-2025, se aprecia que ante una sorpresa de 100 puntos básicos en la TPM, el TCR se apreciaría cerca de 0,5 %. Aunque este resultado sugiere un efecto relativamente pequeño de las sorpresas sobre el TCR, esto podría deberse en parte por los proxys utilizados.

6. Conclusiones

En este trabajo se investigó la relación que existe entre la política monetaria y en particular, de la tasa de interés como herramienta y la determinación del tipo de cambio real. En el período de análisis

¹⁸Última reunión del COPOM al momento de redacción de este documento.

convivieron 2 herramientas de política monetaria diferentes, por lo que se tuvo que tomar proxys para tener una tasa de interés de referencia en el tiempo de manejo de agregados monetarios. Se estimaron 3 modelos diferentes: un VECM para el TCR y sus fundamentos, un SVAR para identificar efectos de shocks de política monetaria sobre el TCR y modelos que aprovechan sorpresas en la tasa de interés para identificar causalmente el vínculo entre la misma y el TCR.

Respecto al modelo de fundamentos emergen varias conclusiones. La primera, es que el diferencial de tasas reales entre Uruguay y Estados Unidos conforma un fundamento válido para la determinación del TCR en el largo plazo. En segundo lugar, el modelo sugiere que ante un shock positivo en el diferencial de tasas de interés, el TCR se aprecia de manera sostenida en el tiempo. En tercer lugar, se destaca la relevancia de incluir como variable exógena en el modelo a la variable cualitativa auxiliar para los períodos de manejo de tasa de interés como herramienta de política monetaria: no incluir esta variable hace que se pierda la relación de cointegración entre los fundamentos considerados, posiblemente por permitir que los mismos se vinculen de distinta manera considerando la herramienta de política utilizada.

Por otro lado, se confirma que en los momentos de manejo de tasa de interés el TCR estuvo en promedio, un 5 % más apreciado, posiblemente por conformar un mecanismo de transmisión de la política monetaria más fuerte en comparación a la utilización de agregados. A su vez, se halló que tanto el TCR como el diferencial de tasas y los términos de intercambio evidencian un parámetro de corrección del error significativo, mostrando la existencia de una dinámica que intenta restablecer el equilibrio entre las variables del modelo. Aunque no verificable con la metodología empleada en este trabajo, el resultado relacionado al diferencial de tasas podría explicarse por el hecho de que la TPM responda a los desequilibrios del TCR, hipótesis que estaría en línea con los resultados de [Cuitiño *et al.* \(2022\)](#). Finalmente, el modelo arroja resultados que requieren mayor estudio, como el signo asociado a los términos de intercambio. Como se comentó, una posible explicación en este sentido puede estar asociada a la correlación que existe entre los precios de exportación e importación y el IPC doméstico y extranjero. Otras líneas de investigación que se desprenden de estos resultados es la de estudiar posibles quiebres en la relación de cointegración asociadas a la herramienta de política monetaria, así como también estudiar posibles cambios en los fundamentos del TCR.

Las conclusiones que se derivan del modelo SVAR van en el mismo sentido que las extraídas del VECM. Shocks positivos en la tasa de política monetaria causan una apreciación en el tipo de cambio real. La magnitud de los efectos del shock son mayores en los primeros trimestres y se constata un efecto acumulado de apreciación significativamente distinto de 0. En esta especificación, se vuelve a confirmar que en los períodos de tasa de interés como herramienta el TCR estuvo más apreciado. Estos resultados aportan mayor robustez a lo hallado en el VECM, además de permitir identificar causalmente la relación entre la TPM y el TCR.

Finalmente, los modelos basados en sorpresas tenían el objetivo específico de estudiar la relación causal entre la TPM y el TCR, utilizando la estrategia de identificar cambios exógenos en la tasa de política que no implicara restricciones teóricas como las realizadas SVAR (vale notar que en el modelo VECM no se pudo establecer causalidad ya que el diferencial de tasas no conformaba una variable exógena débil). En particular, para esta última serie de modelos basados en sorpresas se consideraron 3

muestras diferentes, la primera abarcando el primer manejo de tasas de interés como herramienta (2008-2013), la segunda considerando el período (2020-2025) y finalmente una muestra que considera ambos intervalos de tiempo. Las sorpresas se calcularon como la diferencia entre la TPM post decisión del COPOM y diferentes tasas de interés de corto plazo del mercado. Una sorpresa positiva en la TPM (es decir, que la tasa de política monetaria resulte más alta de lo esperado) está asociada a caídas en el TCR. Además, no parecería haber diferencias significativas en los parámetros obtenidos cuando se utilizan las diferentes particiones de muestra, más allá del nivel de significación en alguna variable.

En términos de política, la principal contribución de este trabajo radica en aportar una mejor comprensión entre el vínculo de la política monetaria y el tipo de cambio real, además de establecer formalmente pruebas sobre la relación de causalidad entre ambas variables. Además, brinda evidencia acerca de la magnitud y persistencia de las variaciones en el tipo de cambio real que emanan de movimientos en la tasa de referencia del Banco Central. Por ejemplo, estos resultados pueden ser utilizados como insumos en el manejo de la política monetaria, en la medida de que otorgan un benchmark para evaluar cómo escenarios de variación de tasa afectan el tipo de cambio, y con ello, los niveles de inflación de la economía. A su vez, los resultados del trabajo conforman un insumo para la elaboración de proyecciones del TCR, así como también una herramienta para diagnosticar períodos de desequilibrios del TCR respecto a sus fundamentos.

Referencias

- Aboal, D. (2003). Tipo de cambio real de equilibrio en uruguay. Technical report, Instituto de Economía.
- Baffes, J., O'Connell, S. A., y Elbadawi, I. A. (1999). *Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate*. The World Bank.
- Banda, A., de Brun, J., Moraes, J. A., y Oddone, G. (2021). *Una mirada al medio siglo de historia del Banco Central del Uruguay*. BCU, Montevideo, Uruguay.
- Benítez, J. y Mordecki, G. (2012). Apertura, productividad y gasto agregado: un modelo de fundamentos del tipo de cambio real. Documentos de Trabajo (working papers) 12-19, Instituto de Economía - IECON.
- Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25:49–99.
- Bjørnland, H. C. (2008). Monetary policy and exchange rate interactions in a small open economy. *The Scandinavian Journal of Economics*, 110(1):197–221.
- Blanchard, O. J. y Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4):655–673.
- Blanchard, O. J. y Watson, M. W. (1986). Are Business Cycles All Alike? En *The American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER Chapters, pp. 123–180. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bucacos, E., Graña, A., Licandro, G., y Mello, M. (2019). Chapter 13 - uruguay: Interventions and their effects. En Chamon, M., Hofman, D., Magud, N., y Werner, A., editores, *Foreign exchange intervention in inflation targeters in Latin America*, volumen 4, pp. 249–283. Fondo Monetario Internacional.
- Cantisani, G. (2018). Tipo de cambio real en uruguay una estimación de sus desalineamientos. Technical report, Instituto de Economía.
- Clarida, R. y Gali, J. (1994). Sources of real exchange-rate fluctuations: How important are nominal shocks? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41:1–56.
- Clarida, R., Galí, J., y Gertler, M. (2002). A simple framework for international monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, 49(5):879–904.
- Cuitiño, M. F., Medina, J. P., y Zacheo, L. (2022). Conditional exchange rate pass-through and monetary policy credibility: Insights from uruguay and chile. *Economic Modelling*, 114:105926.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6):1161–1176.
- Doyle, E. (2004). Exchange rate pass-through in a small open economy: the anglo-irish case. *Applied Economics*, 36(5):443–455.

- Edwards, S. (1989). Exchange rate misalignment in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 4(1):3–21.
- Ehrmann, M. y Fratzscher, M. (2005). Exchange rates and fundamentals: new evidence from real-time data. *Journal of International Money and Finance*, 24(2):317–341. Exchange Rate Economics.
- Eichenbaum, M. y Evans, C. L. (1995). Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates*. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4):975–1009.
- Engel, C. (2014). Chapter 8 - exchange rates and interest parity. En Gopinath, G., Helpman, E., y Rogoff, K., editores, *Handbook of International Economics*, volumen 4 de *Handbook of International Economics*, pp. 453–522. Elsevier.
- Fatum, R. y Scholnick, B. (2006). Do exchange rates respond to day-to-day changes in monetary policy expectations when no monetary policy changes occur? *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(6):1641–1657.
- Faust, J. y Rogers, J. H. (2003). Monetary policy's role in exchange rate behavior. *Journal of Monetary Economics*, 50(7):1403–1424.
- Faust, J., Rogers, J. H., Wang, S.-Y. B., y Wright, J. H. (2007). The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements. *Journal of Monetary Economics*, 54(4):1051–1068.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, 1962(003):A004.
- Galí, J. y Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3):707–734.
- Gianelli, D. y Mednik, M. (2006). Un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio real en el Uruguay: 1983:i-2005:iv. Technical report, Banco Central del Uruguay.
- Gomez-Cardona, S. (2014). Monetary Policy and Exchange Rate in a Structural VAR for a Small Open Economy. *Revista Desarrollo y Sociedad*.
- Hinkle, L. E. y Monteil, P. J., editores (1999). *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Oxford University Press.
- Hooper, P. y Kohlhagen, S. W. (1978). The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. *Journal of International Economics*, 8(4):483–511.
- Itskhoki, O. y Mukhin, D. (2021). Exchange rate disconnect in general equilibrium. *Journal of Political Economy*, 129(8):2183–2232.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2):231–254.
- Kim, S. y Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural var approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3):561–586.

- Licandro, G. y Mello, M. (2018). Dolarización cultural y financiera de los hogares uruguayos. En García, M. J. R. y Mejía, D., editores, *Decisiones financieras de los hogares e inclusión financiera: evidencia para América Latina y el Caribe*, capítulo 11, pp. 365–403. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA, 1 edición.
- Lorenzo, F., Capurro, A., Carlomagno, G., Garcia, P., Lanzilotta, B., y Zunino, G. (2010). El canal de crédito, evidencias para uruguay desde una perspectiva macroeconómica. Technical report, Banco Central del Uruguay.
- Mordecki, G. y Miranda, R. (2019). Real Exchange Rate Volatility and Exports: A Study for Four Selected Commodity Exporting Countries. *Panoeconomicus*, 66(4):411–437.
- Mundell, R. A. (1960). The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 74(2):227–257.
- Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, 103(3):624–660.
- Poole, W. (1970). Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model*. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(2):197–216.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1):1–48.
- Stock, J. H. y Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4):101–115.
- Vegh, C., Morano, L., Fredheim, D., y Rojas, D. (2017). *Between a Rock and a Hard Place: The Monetary Policy Dilemma in Latin America and the Caribbean*. World Bank.
- Zacheo, L. y Güenaga, M. (2019). Traspaso de tipo de cambio a precios y relación con la credibilidad de la política monetaria. Technical report, Banco Central del Uruguay.

Tablas

A continuación, se presenta una tabla con las variables a ser utilizadas en los diferentes modelos, así como también las fuentes consultadas y un resumen de su forma de cálculo en caso de que corresponda.

Variable	Descripción	Fuente	Cálculo
TCR	Tipo de Cambio Real	Bolsa Electrónica de Valores del Uruguay, Instituto Nacional de Estadística y Bureau of Labor Statistics.	El Tipo de Cambio Real se calcula como el ratio de precios relativos entre Estados Unidos y Uruguay. Ver ecuación (eq1).
r^*	Tasa real de interés de Estados Unidos a 1 año	Banco de la Reserva Federal de Cleveland.	Tasa de interés real implícita calculada en base al modelo de Haubrich (2012).
r	Tasa real de interés en Uruguay a 1 año	Banco Central del Uruguay.	La tasa real se calcula como el valor de la TPM deflactada por la expectativa de inflación a 12 meses. Para los períodos en los que no se cuente con la TPM se utilizará la tasa Call.
TI	Términos de intercambio	Banco Central del Uruguay.	Los términos de intercambio se calculan como el ratio entre los precios de exportación y los precios de importación del Uruguay.
γ	Coefficiente de apertura al comercio	Banco Central del Uruguay.	El coeficiente de apertura al comercio se calcula como la proporción de exportaciones e importaciones sobre el PIB.
G_{Pub}	Gasto Público	Banco Central del Uruguay.	El gasto público proviene de cuentas nacionales
a/a^*	Diferencial de productividad con Estados Unidos.	Banco Central del Uruguay, Instituto Nacional de Estadística, Bureau of Labor Statistics y Bureau of Economic Analysis.	El diferencial de productividad con Estados Unidos se calcula como el ratio de productividad aparente del trabajo entre Uruguay y Estados Unidos.
y	Producto Interno Bruto de Uruguay	Banco Central del Uruguay	El Producto Interno Bruto proveniente de los reportes de cuentas nacionales.
y^*	Producto Interno Bruto de Estados Unidos	Bureau of Economic Analysis	El Producto Interno Bruto de Estados Unidos, proveniente de los reportes de cuentas nacionales. Se utiliza para calcular la medición de productividad.
π	Inflación	Instituto Nacional de Estadística	La inflación se calcula como la variación interanual del índice de precios al consumo.
TPM	Tasa de Política Monetaria	Banco Central del Uruguay	Tasa de referencia de corto plazo del Banco Central para el manejo de la política monetaria
LRM 30d	Letras de regulación monetaria a 30 días	Bolsa electrónica de valores del Uruguay	Tasa promedio extraída de las licitaciones de las letras de regulación monetaria a 30 días.
Tasa Call	Tasa Call	Banco Central del Uruguay	Tasa de interés a un día que surge de los préstamos entre bancos comerciales.
TMM	Tasa Media de Mercado	Banco Central del Uruguay	Tasa de interés a un que surge de las operaciones de los bancos comerciales entre sí y entre el Banco Central.
$ITLUP$	Índice de Tasa de Interés de Letras en pesos a 30 días	Bolsa Electrónica de valores del Uruguay	Tasa de interés que mide rendimiento promedio de las letras en pesos en circulación a 30 días.

Tabla A.1.1: Descripción de variables a ser utilizadas en los diferentes modelos, fuentes consultadas y resumen de forma de cálculo

Sorpresa en variable	Número de observaciones	Estadístico de Jarque Bera	
		Valor del estadísitico	Prob. de normalidad
Muestra (2008-2013)			
ITLUP a 30 días	25	1,71	0,43
Tasa Call	25	0,27	0,87
LRM a 30 días	24	0,88	0,65
Muestra 2020-2025			
ITLUP a 30 días	36	3,39	0,18
Tasa Call	36	3,60	0,17
LRM a 30 días	36	3,14	0,21
Tasa media de mercado	36	3,46	0,18
Muestra completa (2008-2013 y 2020-2025)			
ITLUP a 30 días	61	5,18	0,08
Tasa Call	61	2,27	0,32
LRM a 30 días	60	1,51	0,47

Tabla A.1.2: Test de normalidad de los residuos para modelos basados en sorpresas

Gráficos

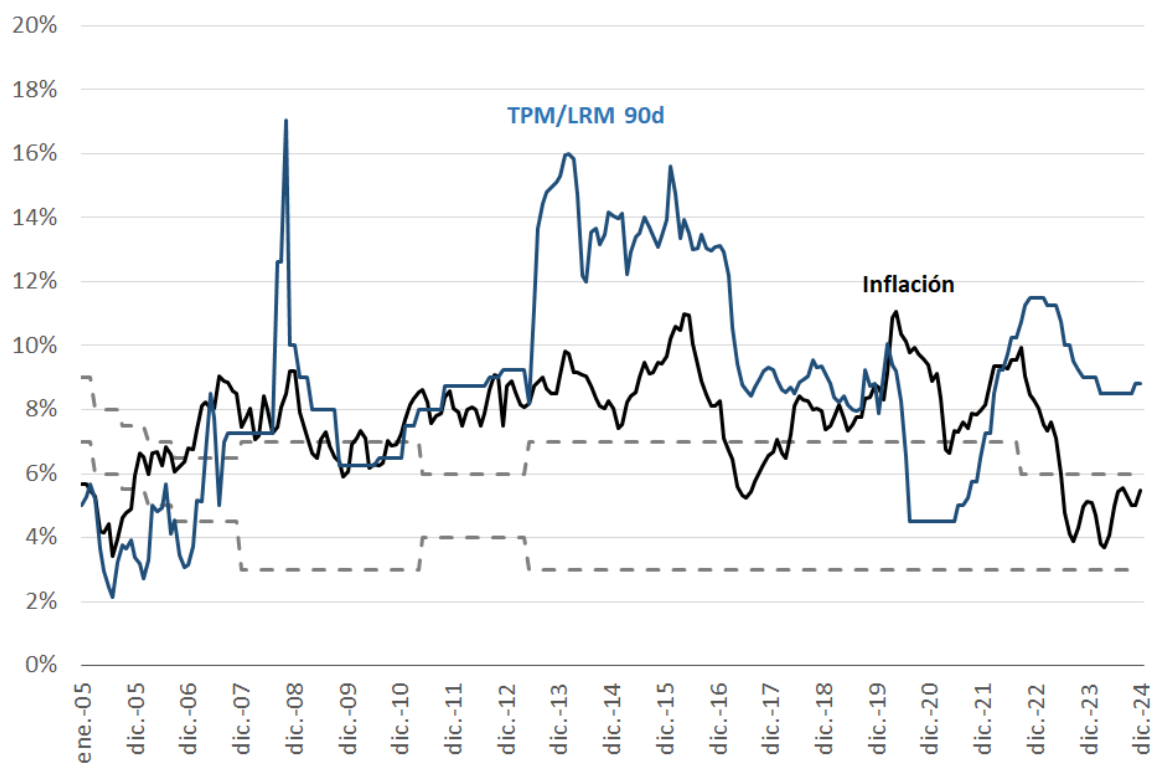


Figura A.2.1: Evolución del objetivo de inflación, rangos de inflación y TPM/LRM90d. Elaboración propia en base a BCU e INE.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LOG(TCR) DIF_TASAS LOG(TERM_INTERCAMBIO) LOG(PR

Exogenous variables: FECHA=200804 @QUARTER=1 @QUARTER=2 @QUARTER=3

Date: 07/08/25 Time: 20:44

Sample: 2005Q1 2024Q4

Included observations: 68

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	406.5369	NA	1.72e-10	-11.13344	-10.21952	-10.77132
1	633.5234	380.5362	3.51e-13	-17.33892	-15.90277*	-16.76988
2	642.8040	14.46685	4.35e-13	-17.14130	-15.18291	-16.36532
3	669.7502	38.83419	3.25e-13	-17.46324	-14.98262	-16.48034
4	695.0594	33.49750*	2.60e-13*	-17.73704	-14.73418	-16.54722
5	712.4821	21.00965	2.69e-13	-17.77888	-14.25378	-16.38213
6	731.7077	20.92195	2.71e-13	-17.87375	-13.82642	-16.27008
7	753.0779	20.74171	2.68e-13	-18.03170	-13.46213	-16.22110
8	771.9012	16.05521	3.01e-13	-18.11474	-13.02293	-16.09721
9	795.6174	17.43836	3.14e-13	-18.34169	-12.72764	-16.11723
10	810.8841	9.429409	4.64e-13	-18.32012	-12.18383	-15.88874
11	834.8868	12.00135	6.11e-13	-18.55549	-11.89697	-15.91718
12	895.5125	23.18042	3.43e-13	-19.86801*	-12.68725	-17.02278*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Figura A.2.2: Prueba para selección de rezagos del modelo VECM

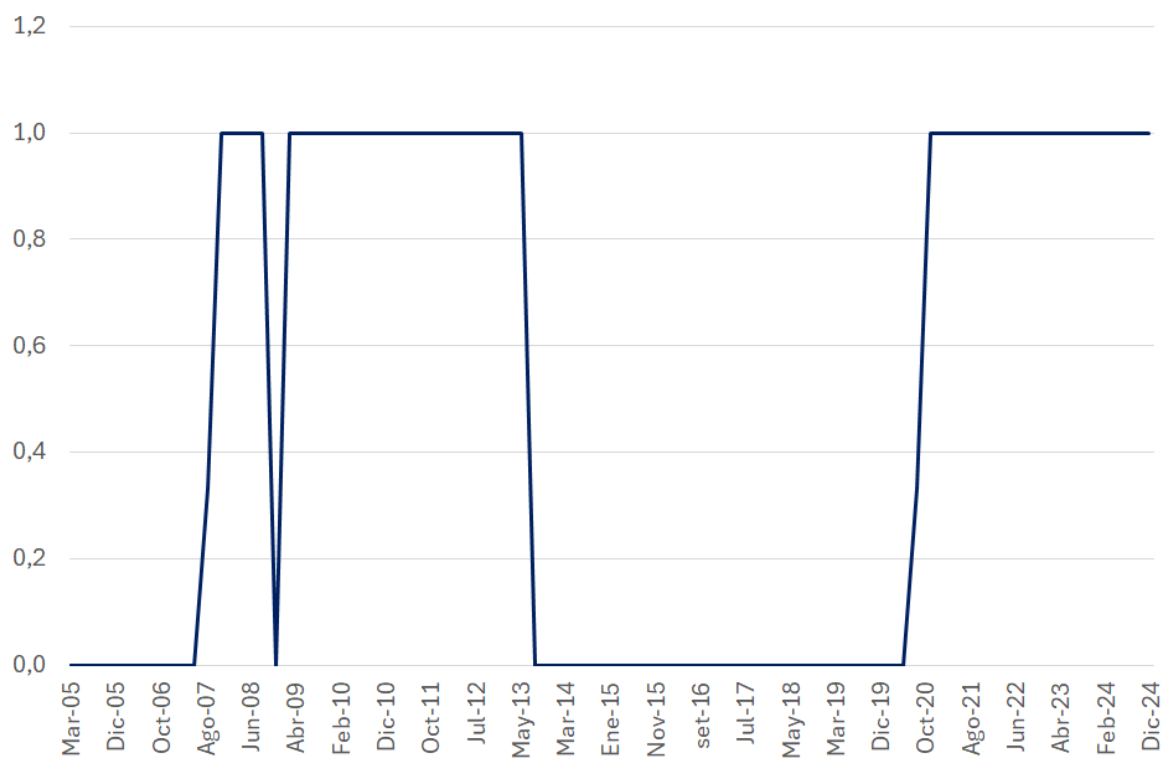


Figura A.2.3: Variable cualitativa para períodos de manejo de la Tasa de Política Monetaria como instrumento de política.

VEC Residual Normality Tests Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal Date: 07/23/25 Time: 20:10 Sample: 2005Q1 2024Q4 Included observations: 75				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.155394	0.301842	1	0.5827
2	-0.290474	1.054686	1	0.3044
3	0.217340	0.590457	1	0.4422
4	-0.465918	2.713492	1	0.0995
Joint		4.660477	4	0.3239
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.559657	0.605943	1	0.4363
2	3.004138	5.35E-05	1	0.9942
3	2.992238	0.000188	1	0.9891
4	3.151501	0.071727	1	0.7888
Joint		0.677911	4	0.9540
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.907785	2	0.6352	
2	1.054739	2	0.5902	
3	0.590645	2	0.7443	
4	2.785219	2	0.2484	
Joint	5.338388	8	0.7209	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

Figura A.2.4: Test de normalidad de los residuos del VECM

Vector Error Correction Estimates
Date: 07/23/25 Time: 19:52
Sample (adjusted): 2006Q2 2024Q4
Included observations: 75 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1

A(4,1)=0

Convergence achieved after 11 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.844958

Probability 0.357983

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(TCR(-1))	1.000000
DIF_TASAS(-1)	4.261697 (0.72335) [5.89163]
LOG(TERM_INTERCAM...	-2.581488 (0.37543) [-6.87603]
LOG(PROD_RELATIVA(...	3.621186 (0.54230) [6.67740]
C	-6.541340

Error Correction:	D(LOG(TCR))	D(DIF_TASAS)	D(LOG(TER...	D(LOG(PR...
CointEq1	-0.129555 (0.03739) [-3.46523]	-0.053086 (0.01505) [-3.52666]	0.134909 (0.04191) [3.21906]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOG(TCR(-1)))	0.294061 (0.10949) [2.68584]	-0.074017 (0.04423) [-1.67364]	0.116009 (0.12465) [0.93066]	-0.038226 (0.08824) [-0.43322]
D(LOG(TCR(-2)))	-0.034439 (0.11529) [-0.29872]	0.050009 (0.04657) [1.07384]	-0.225105 (0.13126) [-1.71491]	0.006481 (0.09291) [0.06976]
D(LOG(TCR(-3)))	0.025745 (0.11565) [0.22261]	0.029158 (0.04671) [0.62417]	-0.061453 (0.13167) [-0.46672]	-0.075384 (0.09320) [-0.80882]
D(LOG(TCR(-4)))	-0.180257 (0.11014) [-1.63667]	-0.000635 (0.04449) [-0.01427]	-0.064020 (0.12539) [-0.51055]	0.104548 (0.08876) [1.17786]
D(DIF_TASAS(-1))	-0.549889 (0.32378) [-1.69832]	0.203922 (0.13079) [1.55919]	-0.577098 (0.36864) [-1.56548]	0.169323 (0.26094) [0.64889]
D(DIF_TASAS(-2))	0.745628 (0.35019) [2.12923]	-0.021544 (0.14145) [-0.15230]	0.173250 (0.39870) [0.43454]	0.094875 (0.28222) [0.33617]
D(DIF_TASAS(-3))	0.167525 (0.33358) [0.50220]	0.179810 (0.13475) [1.33444]	0.311073 (0.37980) [0.81905]	0.555226 (0.26884) [2.06528]
D(DIF_TASAS(-4))	0.019057 (0.33985) [0.05607]	-0.066959 (0.13728) [-0.48776]	-0.325403 (0.38693) [-0.84099]	0.085858 (0.27389) [0.31348]

Figura A.2.5: Estimación VECM (parte 1)

D(LOG(TERM_INTERC...	-0.266964 (0.14048) [-1.90037]	-0.031590 (0.05674) [-0.55670]	-0.109086 (0.15994) [-0.68203]	-0.170902 (0.11321) [-1.50954]
D(LOG(TERM_INTERC...	-0.338072 (0.12164) [-2.77936]	0.005043 (0.04913) [0.10265]	0.061911 (0.13849) [0.44705]	-0.051094 (0.09803) [-0.52122]
D(LOG(TERM_INTERC...	-0.088928 (0.12719) [-0.69916]	-0.034181 (0.05138) [-0.66529]	0.094692 (0.14481) [0.65389]	0.044232 (0.10251) [0.43151]
D(LOG(TERM_INTERC...	0.152041 (0.13244) [1.14796]	0.016553 (0.05350) [0.30940]	0.106915 (0.15079) [0.70902]	0.014119 (0.10674) [0.13227]
D(LOG(PROD_RELATI...	0.512592 (0.19862) [2.58081]	0.155501 (0.08023) [1.93823]	-0.548499 (0.22613) [-2.42557]	-0.344991 (0.16007) [-2.15528]
D(LOG(PROD_RELATI...	0.205457 (0.17814) [1.15337]	0.220124 (0.07196) [3.05917]	-0.507908 (0.20281) [-2.50430]	-0.357921 (0.14356) [-2.49314]
D(LOG(PROD_RELATI...	0.410788 (0.16573) [2.47864]	0.163592 (0.06694) [2.44369]	-0.144141 (0.18869) [-0.76390]	-0.280642 (0.13356) [-2.10117]
D(LOG(PROD_RELATI...	0.009583 (0.14680) [0.06528]	0.118149 (0.05930) [1.99252]	-0.235938 (0.16713) [-1.41168]	0.420188 (0.11831) [3.55173]
C	0.050745 (0.01639) [3.09634]	0.008371 (0.00662) [1.26452]	0.006293 (0.01866) [0.33727]	0.024905 (0.01321) [1.88561]
D(FECHA=200804,0)	0.125259 (0.03688) [3.39620]	0.016574 (0.01490) [1.11249]	0.067611 (0.04199) [1.61012]	0.024375 (0.02972) [0.82005]
D(@QUARTER=1,0)	-0.068068 (0.02621) [-2.59678]	0.000385 (0.01059) [0.03640]	-0.028407 (0.02984) [-0.95187]	-0.037725 (0.02112) [-1.78583]
D(@QUARTER=2,0)	-0.002708 (0.01613) [-0.16794]	-0.013862 (0.00651) [-2.12796]	-0.003271 (0.01836) [-0.17816]	-0.004769 (0.01300) [-0.36691]
D(@QUARTER=3,0)	-0.052719 (0.02525) [-2.08764]	0.004268 (0.01020) [0.41839]	-0.035988 (0.02875) [-1.25171]	-0.034314 (0.02035) [-1.68606]
D(FECHA=202002,0)	0.005417 (0.03442) [0.15736]	-0.008601 (0.01391) [-0.61857]	0.034719 (0.03919) [0.88584]	-0.147309 (0.02774) [-5.30974]
AUX_TPM	-0.050759 (0.01288) [-3.94097]	-0.012527 (0.00520) [-2.40791]	0.023386 (0.01466) [1.59480]	-0.001819 (0.01038) [-0.17525]

Figura A.2.6: Estimación VECM (parte 2)

R-squared	0.634447	0.436051	0.429300	0.928505
Adj. R-squared	0.469590	0.181721	0.171926	0.896263
Sum sq. resids	0.045937	0.007495	0.059546	0.029836
S.E. equation	0.030012	0.012123	0.034170	0.024187
F-statistic	3.848468	1.714510	1.667999	28.79739
Log likelihood	171.0038	238.9915	161.2731	187.1875
Akaike AIC	-3.920101	-5.733108	-3.660617	-4.351666
Schwarz SC	-3.178505	-4.991512	-2.919021	-3.610070
Mean dependent	-0.004843	0.000729	0.002917	0.003397
S.D. dependent	0.041209	0.013402	0.037550	0.075096
Determinant resid covariance (dof adj.)	4.55E-14			
Determinant resid covariance	9.73E-15			
Log likelihood	783.8227			
Akaike information criterion	-18.23527			
Schwarz criterion	-15.14529			
Number of coefficients	100			

Figura A.2.7: Estimación VECM (parte 3)

Vector Error Correction Estimates
Date: 07/23/25 Time: 09:03
Sample (adjusted): 2005Q4 2024Q4
Included observations: 77 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(TCR(-1))	1.000000
DIF_TASAS(-1)	3.747937 (0.86379) [4.33892]
LOG(PROD_RELATIVA(...	0.212977 (0.34390) [0.61929]
C	-4.996900

Error Correction:	D(LOG(TCR))	D(DIF_TASAS)	D(LOG(PR...
CointEq1	-0.162539 (0.03927) [-4.13913]	-0.022305 (0.01620) [-1.37656]	0.001284 (0.04318) [0.02973]
D(LOG(TCR(-1)))	0.271895 (0.09928) [2.73870]	-0.047265 (0.04096) [-1.15381]	0.011748 (0.10917) [0.10761]
D(LOG(TCR(-2)))	-0.049677 (0.09845) [-0.50459]	0.040049 (0.04062) [0.98586]	-0.114216 (0.10826) [-1.05500]
D(DIF_TASAS(-1))	-0.272927 (0.30962) [-0.88150]	0.123544 (0.12775) [0.96705]	-0.064752 (0.34047) [-0.19019]
D(DIF_TASAS(-2))	0.727416 (0.29969) [2.42721]	-0.107338 (0.12366) [-0.86802]	0.508745 (0.32955) [1.54375]
D(LOG(PROD_RELATI...	0.068033 (0.10225) [0.66536]	-0.067640 (0.04219) [-1.60324]	-0.432788 (0.11244) [-3.84917]
D(LOG(PROD_RELATI...	-0.162405 (0.10415) [-1.55933]	0.032613 (0.04297) [0.75890]	-0.430555 (0.11453) [-3.75937]
C	0.009159 (0.00966) [0.94769]	0.001823 (0.00399) [0.45718]	0.087915 (0.01063) [8.27247]

Figura A.2.8: Estimación VECM alternativo (parte 1)

D(FECHA=200804,0)	0.146249 (0.03359) [4.35448]	0.035277 (0.01386) [2.54560]	0.041307 (0.03693) [1.11845]
D(@QUARTER=1,0)	-0.011409 (0.01393) [-0.81899]	-0.001862 (0.00575) [-0.32386]	-0.161467 (0.01532) [-10.5404]
D(@QUARTER=2,0)	0.023055 (0.01358) [1.69768]	-0.010058 (0.00560) [-1.79487]	-0.048567 (0.01493) [-3.25216]
D(@QUARTER=3,0)	-0.010884 (0.01805) [-0.60302]	0.007871 (0.00745) [1.05691]	-0.127807 (0.01985) [-6.43930]
D(FECHA=202002,0)	0.008031 (0.03657) [0.21959]	0.004790 (0.01509) [0.31743]	-0.137497 (0.04022) [-3.41874]
DLOG(TCR_BRASIL,1)	0.069903 (0.09126) [0.76595]	0.052965 (0.03766) [1.40653]	-0.018212 (0.10036) [-0.18147]
AUX_TPM	-0.027545 (0.00793) [-3.47211]	-0.000305 (0.00327) [-0.09325]	0.000933 (0.00872) [0.10696]
R-squared	0.538469	0.270592	0.850212
Adj. R-squared	0.434253	0.105887	0.816389
Sum sq. resids	0.058576	0.009973	0.070830
S.E. equation	0.030737	0.012683	0.033800
F-statistic	5.166831	1.642891	25.13712
Log likelihood	167.2193	235.3822	159.9058
Akaike AIC	-3.953749	-5.724214	-3.763787
Schwarz SC	-3.497164	-5.267628	-3.307202
Mean dependent	-0.005022	0.000713	0.002449
S.D. dependent	0.040865	0.013413	0.078880
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.33E-10		
Determinant resid covariance	6.96E-11		
Log likelihood	572.6971		
Akaike information criterion	-13.62850		
Schwarz criterion	-12.16742		
Number of coefficients	48		

Figura A.2.9: Estimación VECM alternativo (parte 2)

Vector Autoregression Estimates

Vector Autoregression Estimates					
Date: 07/18/25 Time: 23:36					
Sample (adjusted): 2005Q3 2024Q4					
Included observations: 78 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
	DLOG(FED)	DLOG(PIB_U	D(INFLACION)	D(TPM)	DLOG(TCR)
DLOG(FED(-1))	0.777972 (0.08234) [9.44780]	-0.002002 (0.00377) [-0.53130]	-0.000136 (0.00210) [-0.06505]	0.002842 (0.00296) [0.96137]	-0.003329 (0.00976) [-0.34098]
DLOG(PIB_UY_SA(-1))	-2.063556 (1.94735) [-1.05967]	0.445095 (0.08911) [4.99472]	0.029570 (0.04955) [0.59678]	0.010516 (0.06990) [0.15044]	-0.068712 (0.23092) [-0.29756]
D(INFLACION(-1))	1.950346 (4.68217) [0.41655]	-0.112602 (0.21426) [-0.52554]	0.319500 (0.11914) [2.68178]	0.556034 (0.16807) [3.30825]	-0.430544 (0.55522) [-0.77545]
D(TPM(-1))	-4.243578 (2.65449) [-1.59864]	-0.088383 (0.12147) [-0.72760]	0.023973 (0.06754) [0.35493]	0.099679 (0.09529) [1.04609]	0.124999 (0.31477) [0.39711]
DLOG(TCR(-1))	-0.429317 (1.00873) [-0.42560]	-0.049376 (0.04616) [-1.06964]	0.008580 (0.02567) [0.33429]	-0.027813 (0.03621) [-0.76810]	0.424785 (0.11962) [3.55122]
D(AUX_TPM)	0.379368 (0.15456) [2.45456]	0.005533 (0.00707) [0.78228]	-0.007373 (0.00393) [-1.87485]	-0.038376 (0.00555) [-6.91695]	-0.082184 (0.01833) [-4.48417]
D(@QUARTER=1)	0.087619 (0.06071) [1.44315]	0.000562 (0.00278) [0.20245]	0.000810 (0.00154) [0.52439]	-0.000688 (0.00218) [-0.31586]	-0.011568 (0.00720) [-1.60673]
D(@QUARTER=2)	0.119039 (0.07219) [1.64899]	-0.002382 (0.00330) [-0.72110]	-0.000496 (0.00184) [-0.27001]	-0.003655 (0.00259) [-1.41063]	0.004138 (0.00856) [0.48336]
D(@QUARTER=3)	0.138645 (0.05988) [2.31539]	-0.001412 (0.00274) [-0.51547]	0.000439 (0.00152) [0.28792]	-0.006362 (0.00215) [-2.95971]	0.002404 (0.00710) [0.33851]
D(FECHA=202303)	-0.111235 (0.21839) [-0.50935]	0.004402 (0.00999) [0.44045]	-0.019188 (0.00556) [-3.45300]	-0.001202 (0.00784) [-0.15334]	-0.011671 (0.02590) [-0.45067]
D(FECHA=202002)	-2.622773 (0.25762) [-10.1809]	-0.122870 (0.01179) [-10.4225]	0.015464 (0.00656) [2.35909]	0.014742 (0.00925) [1.59412]	0.015647 (0.03055) [0.51219]
D(FECHA=202202)	0.940768 (0.21923) [4.29121]	0.023272 (0.01003) [2.31969]	0.001687 (0.00558) [0.30244]	0.006678 (0.00787) [0.84861]	-0.046143 (0.02600) [-1.77495]
D(FECHA=201204)	0.372150 (0.22472) [1.65606]	-0.002132 (0.01028) [-0.20731]	0.002460 (0.00572) [0.43015]	0.000199 (0.00807) [0.02463]	-0.062241 (0.02665) [-2.33569]
R-squared	0.732804	0.661526	0.314481	0.550705	0.394381
Adj. R-squared	0.683475	0.599038	0.187924	0.467758	0.282575
Sum sq. resids	5.474453	0.011464	0.003544	0.007054	0.076979

Figura A.2.10: Estimación del SVAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOG(FED) DLOG(PIB_UY_SA) D(INFLACION) D(TPM) DLOG

Exogenous variables: D(AUX_TPM) D(@QUARTER=1) D(@QUARTER=2) D(@QUAR

Date: 07/23/25 Time: 22:52

Sample: 2005Q1 2024Q4

Included observations: 71

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	775.4764	NA	6.95e-16	-20.71764	-19.44290	-20.21072
1	846.2837	115.6852	1.94e-16*	-22.00799	-19.93652*	-21.18423*
2	867.7506	32.04917	2.23e-16	-21.90847	-19.04028	-20.76788
3	881.2555	18.26012	3.28e-16	-21.58466	-17.91976	-20.12724
4	920.9649	48.09882*	2.41e-16	-21.99901	-17.53739	-20.22477
5	948.9167	29.92015	2.60e-16	-22.08216	-16.82382	-19.99108
6	986.9122	35.31977	2.28e-16	-22.44823	-16.39317	-20.04033
7	1019.543	25.73709	2.59e-16	-22.66319	-15.81141	-19.93845
8	1059.888	26.13887	2.76e-16	-23.09543*	-15.44694	-20.05387

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Figura A.2.11: Selección de rezagos de modelo SVAR

Structural VAR Estimates

Structural VAR Estimates				
Date: 07/18/25 Time: 23:36				
Sample (adjusted): 2005Q3 2024Q4				
Included observations: 78 after adjustments				
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 31 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: e = Su where E[uu']=I				
S =				
C(1)	0	0	0	0
C(2)	C(6)	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	C(14)
C(5)	C(9)	C(12)	-20.8 * C(13)	C(15)
including the restriction(s)				
F =				
NA	NA	NA	0	NA
NA	NA	NA	NA	NA
NA	NA	NA	NA	NA
NA	NA	NA	NA	NA
NA	NA	NA	NA	NA

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.290211	0.023235	12.48999	0.0000
C(2)	0.001704	0.001498	1.137856	0.2552
C(3)	-0.000610	0.000835	-0.730613	0.4650
C(4)	0.001192	0.001176	1.014137	0.3105
C(5)	-0.005621	0.003870	-1.452332	0.1464
C(6)	0.013171	0.001054	12.48999	0.0000
C(7)	9.37E-05	0.000833	0.112394	0.9105
C(8)	0.003224	0.001143	2.820882	0.0048
C(9)	-0.006700	0.003807	-1.760134	0.0784
C(10)	0.007359	0.000589	12.48999	0.0000
C(11)	0.002534	0.001095	2.314908	0.0206
C(12)	0.006445	0.003733	1.726335	0.0843
C(13)	0.001555	0.000124	12.48999	0.0000
C(14)	0.009374	0.000771	12.15994	0.0000
C(15)	0.004789	0.003677	1.302374	0.1928

Log likelihood	894.0607			
----------------	----------	--	--	--

Estimated S matrix:				
0.290211	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.001704	0.013171	0.000000	0.000000	0.000000
-0.000610	9.37E-05	0.007359	0.000000	0.000000
0.001192	0.003224	0.002534	0.001555	0.009374
-0.005621	-0.006700	0.006445	-0.032301	0.004789
Estimated F matrix:				
1.236599	-0.275719	-0.053275	0.000000	-0.185583
-0.000613	0.024970	-0.004032	0.004516	-0.001984
-0.001184	0.001261	0.011047	-0.000391	0.000437
0.004949	0.004185	0.009245	0.003259	0.009720
-0.014895	-0.013069	0.005734	-0.055693	0.011422

Figura A.2.12: Estimación parte estructural SVAR

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/23/25 Time: 22:49
 Sample: 2005Q1 2024Q4
 Included observations: 78

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.305020	1.209481	1	0.2714
2	0.058545	0.044558	1	0.8328
3	-0.186338	0.451385	1	0.5017
4	0.252943	0.831745	1	0.3618
5	-0.503954	3.301601	1	0.0692
Joint		5.838770	5	0.3222

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.693649	1.563733	1	0.2111
2	3.063987	0.013306	1	0.9082
3	2.299810	1.593364	1	0.2068
4	3.266937	0.231580	1	0.6304
5	2.591419	0.542549	1	0.4614
Joint		3.944532	5	0.5574

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.773214	2	0.2499
2	0.057865	2	0.9715
3	2.044749	2	0.3597
4	1.063325	2	0.5876
5	3.844150	2	0.1463
Joint	9.783302	10	0.4597

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Figura A.2.13: Normalidad de residuos de modelo SVAR