

Fernando González Vigil (editor)

25

DOCUMENTO  
DE INVESTIGACIÓN

# Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2021

Néstor Iván Apaza Mamani

Sebastián Armas

Violeta Cortéz Díos

Marah Melany Díaz Bauer

Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri

Brian Esparza

Daniilo Gallardo Morveli

Luis Gonzalo Grajeda Tristán

Samantha Valeria Guillén Luna

Luis Fernando Leyva Morillas

María Fe Mendoza Segura

Jean Pool Nieto Córdova

Daniela Orrego

Rodrigo Peña

Aníbal Fernando Torres Gonzales

Kilder Urrutia Martínez

Bruno Sebastián Valladares Meneses

Josselin Andrea Yauri Condor

Con la colaboración de:  
Karina Angeles Mendoza

Fondo  
Editorial



UNIVERSIDAD  
DEL PACÍFICO

# Economía aplicada

Ensayos de Investigación  
Económica 2021

Néstor Iván Apaza Mamani  
Sebastián Armas  
Violeta Cortéz Dios  
Marah Melany Díaz Bauer  
Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri  
Brian Esparza  
Danilo Gallardo Morveli  
Luis Gonzalo Grajeda Tristán  
Samantha Valeria Guillén Luna  
Luis Fernando Leyva Morillas  
María Fe Mendoza Segura  
Jean Pool Nieto Córdova  
Daniela Orrego  
Rodrigo Peña  
Aníbal Fernando Torres Gonzales  
Kilder Urrutia Martínez  
Bruno Sebastián Valladares Meneses  
Josselin Andrea Yauri Condor

Con la colaboración de:  
Karina Angeles Mendoza

# Determinantes del tipo de cambio en un modelo de equilibrio general: una estimación para la economía peruana<sup>1</sup>

Violeta Cortéz Dios  
Danilo Gallardo Morveli

## 1. Introducción

La paridad descubierta de tasas de interés (UIP por sus siglas en inglés) reconoce que la igualación de los retornos de activos en dos países, cuando expresados en la misma moneda (paridad cubierta), puede no ocurrir ante una movilidad internacional de capitales imperfecta; y, por ello, postula que el diferencial de tasas de interés en dos países refleja la variación del tipo de cambio entre sus monedas. De la UIP se desprende que debería ocurrir una depreciación nominal de la moneda local cuando la tasa de interés local es mayor que la extranjera. Sin embargo, varios estudios empíricos muestran que, al menos en el corto plazo, la relación entre la depreciación nominal y el diferencial de tasas es estadísticamente no significativa o negativa. A este último caso, de países con altas tasas de interés cuyas monedas están apreciándose, se lo denomina el rompecabezas (*puzzle*) de la UIP y es un hecho frecuente cuya existencia está demostrada empíricamente y ha sido explicada por estudios como los de Froot y Thaler (1990), Lewis (1994), Chinn y Meredith (2005), Ismailov y Rossi (2018), Lothian y Wu (2011), Guender (2014), Bacchetta y Van Wincoop (2006) o Mylonidis y Semertzidou (2010).

---

<sup>1</sup> Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2021. Los autores agradecen al profesor Marco Ortiz por su valiosa asesoría durante el desarrollo de este trabajo.

Ello representa una situación problemática para los hacedores de política, pues la UIP postula una relación clave para predecir el comportamiento de una variable tan importante como es el tipo de cambio. Ensayar una predicción alternativa es todo un reto, debido a la complejidad de modelar la dinámica del tipo de cambio, ilustrada en trabajos como el de Meese y Rogoff (1983), quienes encuentran que un paseo aleatorio predice mejor la dinámica del tipo de cambio (dólar-libra y dólar-yen) en el corto plazo que una serie de modelos estructurales; o el de Lyons (2001), quien encuentra que las principales variables macroeconómicas tienen un débil poder explicativo de la determinación del tipo de cambio. El problema surge porque, al trabajar con modelos que asumen el cumplimiento de la UIP, cualquier recomendación provendrá de un marco teórico empíricamente débil. Esto se traduce en recomendaciones potencialmente erradas que pueden conllevar que la política monetaria pierda la capacidad de continuar cumpliendo con su rol estabilizador de la economía.

En vista de que los modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE por sus siglas en inglés) son una herramienta muy utilizada por las autoridades monetarias tanto de economías desarrolladas como emergentes, muchos investigadores los utilizan como marco de referencia para proponer nuevas especificaciones que les permitan replicar de mejor manera lo observado en la realidad. Entre las principales bondades de los modelos DSGE se encuentran la robustez a la crítica de Lucas y el modelamiento explícito de los mecanismos de transmisión, lo que hace posible la evaluación de reglas de política en cuanto a su efecto sobre el bienestar y la realización de pronósticos condicionales o, incluso, a veces reales (Blanchard, 2008).

En ese sentido, para nuestra investigación nos inspiramos en especificaciones de otros autores dando cuenta de desvíos de la UIP, con el propósito de introducir las en un modelo neokeynesiano para una economía pequeña y abierta con rigideces de precios a lo Calvo, basándonos en lo desarrollado por Gali y Monacelli (2005). Y seleccionamos tres versiones de UIP modificada para poder determinar bajo cuál de estas se logra un ajuste con los datos de la economía peruana, mejor que bajo la UIP estándar, durante el período 2002-2019. Las tres versiones analizadas de UIP modificada son: (i) una que incluye una prima por riesgo al adquirir activos foráneos, desarrollada por Christiano, Trabandt y Walentin (2011); (ii) una en la que la prima por riesgo es determinada de manera endógena dependiendo de la exposición cambiaria de unos intermediarios financieros, cuya composición de portafolio viene dada por las órdenes de compra de activos locales y foráneos de los agentes, desarrollada por Montoro y Ortiz (2021); y (iii) la UIP del modelo

de proyección trimestral (MPT) del BCRP, en la que se rompe el supuesto de que todos los agentes tienen expectativas racionales sobre el comportamiento del tipo de cambio, para permitir que una fracción fija de los agentes tenga una perspectiva «*backward looking*»<sup>2</sup> sobre el comportamiento esperado del tipo de cambio, desarrollada en Winkelried (2013). Por lo cual, la hipótesis de la presente investigación es que, cuando se utilicen las UIP modificadas, el modelo logrará adaptarse al comportamiento del tipo de cambio en la economía peruana mejor que la versión estándar.

Respecto a la metodología, para estimar los cuatro modelos (uno con la UIP estándar y tres con UIP modificadas) empleamos técnicas bayesianas por dos motivos principales: porque la inferencia partiendo de probabilidades previas (*priors*) posibilita incluir información adicional que complementa los datos; y porque la econometría bayesiana cuenta con una estrategia muy sólida y bien definida para realizar una comparación entre modelos, lo cual es el propósito de nuestro trabajo.

Nuestra investigación apunta a generar valor agregado en la literatura sobre el modelamiento del tipo de cambio, al brindar un respaldo empírico a las especificaciones explicativas de desviaciones de la UIP estándar. También busca explicar bajo qué versión de UIP el modelo propuesto explica mejor el comportamiento del tipo de cambio en el Perú, a fin de ofrecer un marco de referencia sobre la versión que debería ser empleada en modelos para la toma y evaluación de decisiones de política.

## **2. Revisión de la literatura especializada**

### **2.1 Literatura sobre la UIP estándar**

Lothian y Wu (2011) construyen una serie de tiempo anual para el tipo de cambio dólar americano – libra esterlina desde 1791 hasta 1999, y para el de franco francés – libra esterlina entre 1802 y 1999, así como para las tasas de interés de corto plazo de Inglaterra entre 1800 y 1999. Utilizando esta información, evalúan la validez de la UIP y encuentran en sus estimaciones una relación positiva entre la depreciación nominal y el diferencial de tasas de interés a lo largo del período analizado, excepto durante la década de 1980.

El estudio de Chinn y Meredith (2005) demuestra que, para el corto plazo, el diferencial de tasas de interés de bonos del gobierno no predice los movimientos del tipo de cambio respecto al dólar americano, utilizando para ello el

---

<sup>2</sup> Asumen que el tipo de cambio del próximo período será el mismo que en el período anterior.

rendimiento de los bonos de Alemania, Japón, Reino Unido, Italia y Canadá. A fin de contrastar empíricamente lo propuesto, el estudio define la UIP en función de los diferenciales esperados de tasas de interés, en tanto considera que el inversionista toma en cuenta la estructura de las tasas por plazos. Dado que la depreciación esperada no es observada directamente, asumen que los agentes no se equivocan al formar las expectativas sobre el tipo de cambio. Los resultados reflejan que la UIP estándar no es útil en el corto plazo, ya que, al estimar la ecuación, los coeficientes estimados tienen el signo incorrecto, son negativos y diferentes de la unidad, además de registrar un ajustado bajo. Asimismo, al evaluar esta misma ecuación en un plazo de cinco años, se halló un coeficiente asociado a la depreciación esperada significativo que no difiere de la unidad, lo cual indica que la UIP permite el equilibrio de mediano o largo plazo en el mercado de capitales.

Mylonidis y Semertzidou (2010) ponen a prueba la UIP estándar estimándola cuatro veces mediante el método de los momentos generalizado (MMG) con datos mensuales de los tipos de cambio nominales del dólar canadiense, el dólar australiano, la libra inglesa y el yen japonés respecto al dólar americano entre 1980 y 2008. Encuentran que en ninguno de los cuatro casos se cumple la hipótesis de la UIP, pues la relación entre el diferencial de tasas y la depreciación nominal es negativa al utilizar los datos japoneses, y estadísticamente no significativa para los casos de las monedas de Canadá, Australia y Reino Unido. Apoyados en sus hallazgos, los autores concluyen que la ecuación de la UIP no tiene validez empírica, pero que esto no implica necesariamente la existencia del *puzzle* de la UIP (apreciaciones nominales cuando las tasas domésticas son altas), ya que existen casos en los que simplemente no existe una relación entre el tipo de cambio y el retorno de los activos.

## 2.2 Literatura sobre modificaciones a la UIP

Para el caso de Sudáfrica, Steinbach, Mathuloe y Smit (2009) desarrollan un modelo en el que existe un término estocástico que representa el diferencial entre la tasa de política que controla el banco central y el retorno de los bonos, tanto en el país doméstico como en el foráneo. Este término puede ser entendido como un choque positivo de la prima por riesgo a la tenencia de activos y, a su vez, como un choque negativo de demanda. La presencia de estos componentes genera que, al derivar la UIP, esta incluya una prima por riesgo estocástica que será igual a la diferencia entre el *shock* de demanda local y el extranjero. Posteriormente, Alpanda, Kotzé y Woglom (2010) parten del mismo modelo, pero ya no consideran que la prima por riesgo de los activos

domésticos respecto a los foráneos es la diferencia de choques de demanda, sino que es una función de la posición de activos netos externos del país y de un componente exógeno. Una ventaja de esta variación es que, en el momento de realizar la estimación utilizando métodos bayesianos, permite emplear la depreciación del tipo de cambio como una variable observable, lo que evita que el modelo resultante se comporte como uno de economía cerrada en el que se otorga un rol muy pequeño a las desviaciones de la UIP como fuentes de generación de ciclos.

Por otro lado, Christiano *et al.* (2011) desarrollan un modelo en el que los hogares pueden ahorrar en bonos del país doméstico y del país foráneo, pero la tasa de interés que pagan estos últimos es corregida por un factor de riesgo relativo. Esta modificación al modelo neokeynésiano estándar genera que, al obtener la UIP, la depreciación del tipo de cambio esté multiplicada por el factor de riesgo del país. Este último evoluciona según el nivel de los activos externos netos (a fin de asegurar la estacionariedad del modelo al hacer que el estado estacionario sea independiente de las condiciones iniciales), y depende de la diferencia entre las tasas de interés y de un choque que puede ser interpretado como un incremento inesperado de la prima por riesgo país. Bajo la UIP estándar, cuando hay una caída de la tasa de interés de los bonos domésticos relativa a la de los bonos extranjeros, se generaría una apreciación nominal esperada porque los inversionistas deciden vender sus activos locales para adquirir los extranjeros. Sin embargo, los datos para Suecia utilizados por dichos autores muestran que una política monetaria expansiva (caída de la tasa de interés doméstica) ocasiona inicialmente una depreciación nominal esperada. La intuición detrás es que, cuando la tasa de interés baja, se reduce el riesgo de la economía y eso conlleva que los inversionistas decidan conservar sus bonos locales e, incluso, adquirir más de estos, lo que se traduce en una caída del tipo de cambio. Al hacer que el factor de riesgo dependa de la diferencia entre las tasas de interés, se logra capturar este fenómeno.

Montoro y Ortiz (2021) desarrollan un modelo en el que los hogares solo pueden adquirir de manera directa bonos domésticos. En consecuencia, para obtener el portafolio deseado, deben recurrir a intermediarios financieros que les vendan bonos extranjeros. Estos intermediarios (*dealers*), que emplean sus propios recursos para absorber las posiciones de portafolio de las familias de las dos economías, maximizan el retorno real de su portafolio, y la posición abierta que cada uno de estos absorberá es endógena, pues será derivada a partir de la demanda por bonos domésticos de los hogares, de la demanda de los hogares foráneos, y de la intervención cambiaria del banco central (que este modelo

toma en cuenta). Dado que los *dealers* pondrán un precio para cada posición que absorban y que el intercambio entre todos los agentes ocurre de manera simultánea, la ecuación óptima del portafolio puede utilizarse para determinar el tipo de cambio al que los *dealers* reflejarán la posición del resto de los agentes. Entonces, la UIP obtenida a partir de la agregación de los intermediarios financieros incluye una prima por riesgo que depende de su coeficiente de aversión al riesgo, de la varianza condicional de la depreciación del tipo de cambio y de la posición abierta absorbida por el conjunto de todos los *dealers*.

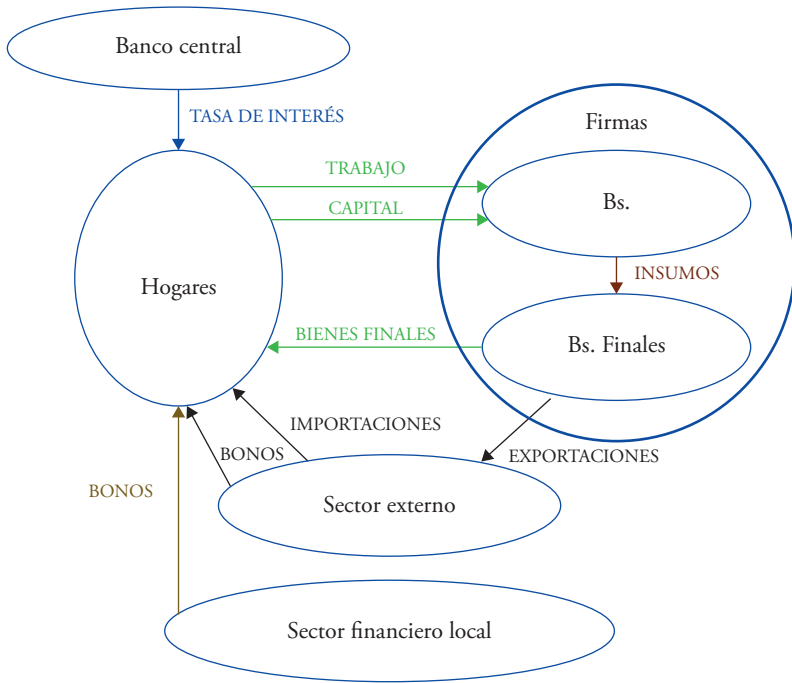
En el MPT del BCRP, descrito en Winkelried (2013), se asume que existe una proporción fija de agentes que tienen un enfoque ingenuo en su perspectiva sobre el tipo de cambio esperado, pues esperan que su valor en el próximo período sea igual al valor del período anterior más un error (paseo aleatorio). Esto genera que el tipo de cambio esperado de la economía se establezca como el promedio ponderado entre el pronóstico de los agentes que sí tienen expectativas racionales en el comportamiento de esta variable y el de los agentes ingenuos. El motivo por el cual se realiza esta modificación es que se busca aislar al tipo de cambio de los efectos de las fluctuaciones en el entorno económico y, de esta forma, reducir su volatilidad, por lo que se está logrando el efecto real de la intervención cambiaria del banco central sin necesidad de modelarla explícitamente. Así, en la UIP obtenida, la depreciación nominal esperada termina dependiendo no solo del diferencial de tasas, sino también de la depreciación del presente período.

### **3. Marco analítico y metodología**

#### **3.1 Marco analítico**

Para determinar bajo qué tipo de UIP se han comportado los datos de la economía peruana entre 2002 y 2019, nos basamos en la versión del modelo neokeynesiano para una economía pequeña y abierta, propuesta por Galí y Monacelli (2005), a la cual le realizamos modificaciones que sustituyen la UIP estándar por las trabajadas por Christiano *et. al.* (2011), por Montoro y Ortiz (2021) y por Winkelried (2013). En la figura 1, se observa la estructura del modelo empleado.

Figura 1  
Estructura general de los modelos



Elaboración propia.

Los hogares ofrecen su trabajo y alquilan su capital a las firmas de bienes intermedios, las cuales, haciendo uso de estos factores, producen insumos que luego venden a las firmas de bienes finales al costo marginal, pues se asume que este mercado es de competencia perfecta. Los productores finales transforman los insumos en bienes finales diferenciados que pueden ser utilizados tanto para consumo como para inversión. La diferenciación genera que este mercado tenga una estructura de competencia monopolística, donde cada productor fija el precio de sus bienes finales, pero con la restricción de que en cada período solo una proporción aleatoria  $1 - \theta$  de estos productores puede fijar un nuevo precio, como es descrito en Calvo (1983). Estos bienes finales son vendidos tanto a los hogares locales como a los foráneos mediante exportaciones. También existen importadores que venden bienes producidos foráneamente a los hogares domésticos, pero, al igual que los productores nacionales, enfrentan

rigideces de precios. Las familias tienen acceso al mercado financiero local y al extranjero, aunque en el caso del modelo con la UIP de Montoro y Ortiz (2021), los bonos extranjeros solo pueden ser adquiridos de manera indirecta a través de los *FX dealers*. Finalmente, el banco central puede influenciar las decisiones de los hogares mediante su política monetaria, para lo cual cuenta como instrumento a la tasa de interés que pagan los bonos domésticos.

### 3.1.1 *El modelo base*

El modelo cuenta con cinco agentes que son los hogares, las firmas productoras de bienes intermedios, las firmas productoras de bienes finales, los importadores y el banco central.

#### Los hogares

La economía se encuentra habitada por un hogar representativo que maximiza la siguiente función de utilidad intertemporal:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \theta_{t+1} U(C_t, N_t)$$

donde  $N_t$  es el trabajo y  $C_t$  es el índice de consumo, el cual está compuesto por el consumo de bienes domésticos  $C_{H,t}$  y el consumo de bienes foráneos  $C_{M,t}$  y toma la siguiente forma:

$$C_t = \left[ \eta^{\frac{1}{\tau}} C_{H,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} + (1-\eta)^{\frac{1}{\tau}} C_{M,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} \right]^{\frac{\tau-1}{\tau}}$$

Asimismo, los hogares pueden invertir en bienes domésticos  $Z_{H,t}$  y bienes foráneos  $Z_{M,t}$ , por lo que la inversión  $Z_t$  viene dada por:

$$Z_t = \left[ \eta^{\frac{1}{\tau}} Z_{H,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} + (1-\eta)^{\frac{1}{\tau}} Z_{M,t}^{\frac{\tau-1}{\tau}} \right]^{\frac{\tau-1}{\tau}}$$

Del problema de minimización de gasto resulta que las demandas óptimas vienen dadas por:

$$C_{H,t} = \eta \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} C_t$$

$$C_{M,t} = (1-\eta) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} C_t$$

$$Z_{H,t} = \eta \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} Z_t$$

$$Z_{M,t} = (1 - \eta) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\tau} Z_t$$

A partir de estas demandas, se puede demostrar que el IPC tiene la siguiente forma:

$$P_t = [\eta P_{H,t}^{1-\tau} + (1 - \eta) P_{M,t}^{1-\tau}]^{\frac{1}{1-\tau}}$$

Como el mismo bien puede ser utilizado para consumir o para invertir, se cumple que la producción para el mercado local  $Y_{H,t}$  es:

$$Y_{H,t} = C_{H,t} + Z_{H,t}$$

por lo que la canasta combinada de bienes de consumo y de inversión doméstica es:

$$Y_{H,t} = \left[ \int_0^1 Y_{H,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}(j) dj \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

Minimizando la función de gasto, se obtiene la demanda por la variedad  $j$  del bien final.

$$Y_{H,t}(j) = \left( \frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} Y_{H,t}$$

El hogar decide su consumo total, cuánto trabajo ofertará y cuánto invertirá para adquirir el capital que posteriormente alquilará a las firmas. Respecto al sector financiero, los hogares pueden adquirir tanto bonos domésticos como bonos foráneos. Finalmente, para asegurar la estacionariedad del modelo, siguiendo a Mendoza (1991) y Schmitt-Grohé y Uribe (2003), se asume que el factor de descuento  $\beta$  es endógeno y decreciente respecto al nivel de consumo actual, de tal manera que se crea un efecto impaciencia, pues, si el consumo sube, cae el factor de descuento y entonces disminuye la utilidad del consumo futuro.

La restricción presupuestaria en términos reales viene dada por:

$$W_t N_t + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + S_t R_{t-1}^* \frac{B_{t-1}^*}{P_t} + R_t^K K_t + \Gamma_t = C_t + Z_t + \frac{B_t}{P_t} + S_t \frac{B_t^*}{P_t}$$

Los hogares también enfrentan como restricción la ley de movimiento del capital:

$$Z_t = K_{t+1} - (1 - \delta)K_t + \frac{\mu}{2}(K_{t+1} - K_t)^2$$

dónde el término final representa la existencia de costos de ajuste del capital.

Asumimos que la forma funcional de la utilidad es la misma que en Mendoza (1991), y para el factor de descuento endógeno seguimos a Schmitt-Grohé y Uribe (2003) tomando su misma forma funcional y asumiendo que los hogares no internalizan el efecto del consumo y del trabajo en el factor de descuento, por lo que dicho factor termina estando en función del promedio de los niveles per cápita de las siguientes variables.

$$U(C_t, N_t) = \frac{(C_t - \omega^{-1}N_t^\omega)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

$$\theta_{t+1} = \beta_t \theta_t$$

$$\beta_t = (1 + \tilde{C}_t - \omega^{-1}\tilde{N}_t^\omega)^{-\psi}$$

Tras realizar la maximización de utilidad intertemporal, se obtiene la siguiente oferta de trabajo:

$$W_t = N_t^{\omega-1}$$

Respecto a las condiciones de primer orden asociadas a la elección de activos financieros, se obtiene que la ecuación de Euler viene dada por:

$$(C_t - \omega^{-1}N_t^\omega)^{-\gamma} = \beta_t R_t E_t (C_{t+1} - \omega^{-1}N_{t+1}^\omega)^{-\gamma} \frac{P_t}{P_{t+1}}$$

$$(C_t - \omega^{-1}N_t^\omega)^{-\gamma} = \beta_t R_t^* E_t (C_{t+1} - \omega^{-1}N_{t+1}^\omega)^{-\gamma} \frac{S_{t+1}}{S_t} \frac{P_t}{P_{t+1}}$$

A partir de estas dos expresiones, podemos derivar la UIP:

$$E_t \frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{R_t}{R_t^*}$$

Finalmente, la ecuación resultante de la elección óptima de capital para el próximo período es:

$$(C_t - \omega^{-1}N_t^\psi)^{-\gamma} = [1 + \mu(K_{t+1} - K_t)] \\ = \beta_t E_t (C_{t+1} - \omega^{-1}N_{t+1}^\psi)^{-\gamma} [R_{t+1}^K + 1 - \delta + \mu(K_{t+2} - K_{t+1})]$$

Estas ecuaciones resumen el comportamiento de los hogares.

### Las firmas intermedias

Las firmas intermedias operan en un mercado competitivo y sin rigideces nominales. La firma representativa demanda tanto capital como trabajo de los hogares y cuenta con la siguiente tecnología de producción:

$$Y_t^{int} = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$$

Asimismo, la productividad total de factores sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$\log(A_t) = \rho_a \log(A_{t-1}) + \varepsilon_t^g$$

donde  $\varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_a^2)$  es un choque tecnológico.

Solucionando el problema de maximización de beneficios, se obtienen las demandas por capital y trabajo.

$$N_t = (1 - \alpha) \frac{CMg_t}{P_t} \frac{Y_t^{int}}{W_t}$$

$$K_t = \alpha \frac{CMg_t}{P_t} \frac{Y_t^{int}}{R_t^K}$$

A partir de estas demandas y la función de producción, se obtiene una expresión para el costo marginal real, dada por:

$$CMg_t^r = \frac{1}{\alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha}} [A_t^{-1} W_t^{1-\alpha} R_t^{K^\alpha}]$$

Además, dado que una unidad de bien intermedio se puede convertir en una unidad de bien final, se debe cumplir que:

$$Y_t^{int} = Y_{H,t} + X_t$$

donde  $Y_{H,t}$  es la demanda doméstica por el bien final y  $X_t$  son las exportaciones.

### Las firmas productoras de bienes finales

Hay un continuo de  $j$  empresas que transforman cada unidad de bien intermedio en un bien final diferenciado, por lo que en este mercado se observa competencia monopolística. Sin embargo, como en Calvo (1983), enfrentan rigideces de precios, de tal forma que cada período solo una proporción aleatoria de las firmas pueden fijar un nuevo precio. Cada empresa opera tanto en el mercado local como en el extranjero mediante exportaciones, por lo que fijan un precio independiente para cada uno de los mercados, de tal forma que maximice sus beneficios sujetos a satisfacer la demanda que enfrentan.

Siguiendo a Benigno y Woodford (2005), se definen las variables auxiliares  $V_t^{N*}$  y  $V_t^{D*}$  tal que:

$$\frac{P_{*,t}(j)}{P_{*,t}} = \frac{V_t^{N*}}{V_t^{D*}}$$

donde  $P_{*,t}(j)$  es el precio que fija la empresa  $j$  y  $P_{*,t}$  es el nivel de precios.

Entonces, la curva de Phillips para los precios del mercado local viene dada por las siguientes tres ecuaciones:

$$V_t^{NH} = \mu U_{c,t} Y_{H,t} CMg_t^H + \theta_H \beta_t E_t \pi_{H,t+1}^\epsilon V_{t+1}^{NH}$$

$$V_t^{DH} = U_{c,t} Y_{H,t} + \theta_H \beta_t E_t \pi_{H,t+1}^{\epsilon-1} V_{t+1}^{DH}$$

$$\pi_{H,t}^{1-\epsilon} = \theta_H + (1 - \theta_H) \left( \frac{V_t^{NH}}{V_t^{DH}} \right)^{1-\epsilon} \pi_{H,t}^{1-\epsilon}$$

donde  $U_{c,t}$  es la utilidad marginal del consumo,  $\mu$  es el *mark-up* óptimo en un esquema de precios flexibles y  $\theta_H$  es el parámetro de Calvo para el mercado local.

De igual forma, la curva de Phillips para los precios de las exportaciones viene dada por:

$$V_t^{NX} = \mu^* U_{c,t} X_t CMg_t^X + \theta_X \beta_t E_t \pi_{X,t+1}^{\epsilon^*} V_{t+1}^{NX}$$

$$V_t^{DX} = U_{c,t} X_t + \theta_X \beta_t E_t \pi_{X,t+1}^{\epsilon^*} V_{t+1}^{DX}$$

$$\pi_{X,t}^{1-\epsilon^*} = \theta_X + (1 - \theta_X) \left( \frac{V_t^{NX}}{V_t^{DX}} \right)^{1-\epsilon^*} \pi_{X,t}^{1-\epsilon^*}$$

### Banco central

La política monetaria sigue una regla de Taylor en la que se utiliza la tasa de interés nominal para que la inflación de los bienes producidos domésticamente alcance un determinado nivel objetivo. Además, el banco central busca que la tasa de interés mantenga cierta estabilidad, como refleja la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{R_t}{\bar{R}}\right) = (R_{t-1})^{\theta_R} \left[\left(\frac{\pi_{H,t}}{\bar{\pi}}\right)^{\theta_\pi}\right]^{1-\theta_R} mon_t$$

donde  $mon_t$  representa un choque de política monetaria y viene dado por:

$$\log(mon_t) = \rho_m \log(mon_{t-1}) + \varepsilon_t^{mon}$$

$$\text{y } \varepsilon_t^{mon} \sim N(0, \sigma_m^2).$$

### Los importadores

Los hogares demandan bienes importados tanto para consumir como para invertir, por lo que se cumple:

$$M_t = C_{M,t} + Z_{M,t}$$

Al igual que los productores de bienes domésticos, los importadores enfrentan rigideces de precios, por lo que los precios de las importaciones tienen una curva de Phillips que viene dada por:

$$V_t^{NM} = \mu U_{c,t} M_t C M g_t^M + \theta_M \beta_t E_t \pi_{M,t+1}^\varepsilon V_{t+1}^{NM}$$

$$V_t^{DM} = U_{c,t} M_t + \theta_M \beta_t E_t \pi_{M,t+1}^{\varepsilon-1} V_{t+1}^{DM}$$

$$\pi_{M,t}^{1-\varepsilon} = \theta_M + (1 - \theta_M) \left(\frac{V_t^{NM}}{V_t^{DM}}\right)^{1-\varepsilon} \pi_{M,t}^{1-\varepsilon}$$

### Equilibrio externo

La balanza comercial de la economía viene dada por:

$$TB_t = S_t \frac{P_{X,t}}{P_t} + \frac{P_{H,t}}{P_t} Y_{H,t} - C_t - Z_t$$

y, por definición, la cuenta corriente (asumiendo que ningún agente externo demanda bonos de la economía local) es:

$$CA_t = S_t \frac{B_t^*}{P_t} - S_t \frac{B_{t-1}^*}{P_t}$$

Agregando las restricciones de todos los agentes de la economía, se obtiene la restricción agregada, que es:

$$CA_t = TB_t + S_t (R_{t-1}^* - 1) \frac{B_{t-1}^*}{P_t}$$

### Economía foránea

Las variables de la economía externa no se ven afectadas por las de la economía doméstica. Entonces, el consumo foráneo viene dado por:

$$C_t^* = \bar{C}^*$$

La tasa de interés externa sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$\log\left(\frac{R_t^*}{\bar{R}}\right) = \rho_i \log\left(\frac{R_{t-1}^*}{\bar{R}}\right) + \varepsilon_t^i$$

donde  $\varepsilon_t^i \sim N(0, \sigma_i^2)$  es un choque de tasa de interés externa.

De igual forma, la inflación foránea sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$\log(\pi_t^*) = \rho_{\pi^*} \log(\pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{\pi^*}$$

donde  $\varepsilon_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2)$  es un choque de inflación externa.

### **3.1.2 El modelo con la UIP de Christiano et al. (2011)**

Al igual que en el modelo base, el hogar puede ahorrar adquiriendo bonos domésticos y foráneos, pero ahora la tasa de interés que pagan los últimos se encuentra sometida a un ajuste por el riesgo relativo  $\Phi_t$ . Entonces la restricción presupuestaria de los agentes pasa a ser:

$$W_t N_t + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + S_t \Phi_{t-1} R_{t-1}^* \frac{B_{t-1}^*}{P_t} + R_t^K K_t + \Gamma_t = C_t + Z_t + \frac{B_t}{P_t} + S_t \frac{B_t^*}{P_t}$$

ya la UIP asociada a esta nueva restricción toma la siguiente forma:

$$\Phi_t E_t \frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{R_t}{R_t^*}$$

Asimismo, el ajuste por riesgo de la economía local relativa a la foránea viene dado por:

$$\Phi_t = \exp(-\phi_b(B_t^* - \bar{B}^*) - \phi_s(R_t^* - R_t))$$

Se observa que una menor tasa de interés doméstica genera que el factor de riesgo relativo caiga.

### 3.1.3 *El modelo con la UIP de Montoro y Ortiz (2021)*

Bajo este modelo, el hogar puede ahorrar en bonos domésticos, pero solo puede adquirir bonos foráneos a través de un *FX dealer* que maximiza el retorno de su portafolio, el cual viene dado por la siguiente función:

$$E_t \left\{ -\frac{1}{\varpi} \exp\left(-\varpi \frac{\widetilde{R}_{t+1}^*}{R_t} d_{t+1}^* \right) \right\}$$

donde  $d^*$  son los bonos foráneos que posee de cada intermediario financiero y  $\widetilde{R}^*$  es el retorno del *carry trade* del portafolio.

Resolviendo este problema y agregando a todos los *FX dealers*, se obtiene la siguiente UIP modificada:

$$\log(S_t) = E_t \log(S_{t+1}) + \log(R_t^*) - \log(R_t) - \frac{\varpi}{m} \sigma_{dep}^2 D_t^*$$

Esta ecuación muestra que, como la composición del portafolio de estos intermediarios viene dada por las órdenes de compra que reciben de los hogares, van a cobrar una prima por riesgo que los compense por tomar niveles de activos locales o extranjeros distintos a los que quisieran.

### 3.1.4 *El modelo con la UIP de Winkelried (2013)*

En este caso, se asume que ya no todos los agentes tienen expectativas racionales en su creencia de cómo se comportará el tipo de cambio, sino que una proporción fija tendrá una perspectiva ingenua o «*backward looking*». Entonces, la esperanza del tipo de cambio para el próximo período es el promedio ponderado entre los pronósticos de agentes plenamente racionales y de agentes ingenuos, como se indica a continuación:

$$S_{t+1}^e = \left( E_t S_{t+1}^{1-\rho_{dep}} \right) (S_{t-1})^{\rho_{dep}}$$

Al reemplazar esta ecuación en la UIP estándar, obtenemos la siguiente versión modificada de ella:

$$\frac{E_t dep_{t+1}}{dep_t} = \frac{R_t}{R_t^*}$$

donde  $dep_t = \frac{S_t}{S_{t-1}}$  es la depreciación nominal.

## 3.2 Metodología

### 3.2.1 Estimación

Siguiendo a Del Negro y Schorfheide (2010) y a Blake y Mumtaz (2012), la estimación bayesiana de un modelo de equilibrio general (DSGE) comprende los siguientes pasos. En primer lugar, la solución de los modelos DSGE puede representarse de la siguiente manera<sup>3</sup>:

$$s_t = \Phi_1(\theta)s_{t-1} + \Phi_\epsilon(\theta)\epsilon_t$$

donde  $s_t$  son las variables de estado del modelo;  $\epsilon_t$  son los choques; y  $\Phi_1$  y  $\Phi_\epsilon$  son matrices de coeficientes que están en función del vector  $\theta$  compuesto por los parámetros del modelo. Esta expresión es denominada «ecuación de transición».

La ecuación de medición, que relaciona las variables observadas con las variables de estado, toma la siguiente forma general:

$$y_t^{obs} = \Psi_0(\theta) + \Psi_1(\theta)_t + \Psi_2(\theta)s_t$$

En conjunto, las ecuaciones de transición y medición forman la representación espacio-estado del modelo DSGE y, si los choques siguen una distribución normal, puede emplearse el filtro de Kalman para obtener una función de verosimilitud; es decir, una distribución de las variables observadas condicionadas al vector de parámetros  $\theta$  que va a permitir aplicar técnicas bayesianas<sup>4</sup>.

El teorema de Bayes simplificado nos indica que es posible obtener una distribución posterior conjunta y condicionada a los datos para los parámetros del modelo, a partir de una función de verosimilitud y de dis-

<sup>3</sup> Para obtener la solución del modelo, se pueden utilizar técnicas como la propuesta por Sims (2002).

<sup>4</sup> En el anexo 1, se describe la obtención de la función de verosimilitud a partir de una representación espacio-estado utilizando el filtro de Kalman.

tribuciones *prior* para los parámetros, como indica la siguiente relación de proporcionalidad:

$$p(\theta/y_t^{obs}) \propto p(y_t^{obs}/\theta)p(\theta)$$

Una vez que obtenida la distribución posterior conjunta y condicionada, esta puede ser integrada para obtener las distribuciones marginales y condicionadas de cada uno de los parámetros considerados en  $\theta$ . Sin embargo, dados la relación no lineal entre los parámetros del modelo y los coeficientes de las matrices de las ecuaciones de transición y de medición, estas no forman parte de las familias de distribuciones conocidas, por lo que será necesario simularlas usando algoritmos MCMC (Markov Chain Monte Carlo) para obtener distribuciones empíricas. El algoritmo de simulación más empleado y utilizado en este trabajo es el *random walk* Metropolis-Hastings, cuyo procedimiento se explica en el anexo 2.

### 3.2.2 Datos

Para estimar los cuatro modelos propuestos (UIP estándar y tres con UIP modificadas), utilizamos series de tiempo trimestrales de datos peruanos obtenidas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para el período comprendido entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2019. Se toma como año final 2019 para evitar que los resultados estén influenciados por la crisis durante la pandemia de COVID-19. Se tomó la serie del PBI real a precios de 2007, del IPC de Lima Metropolitana, de la tasa de interés interbancaria promedio en moneda nacional y del tipo de cambio interbancario promedio del período.

Para expresar los datos en términos de las variables de los modelos, seguimos las recomendaciones de Pfeifer (2013). En primer lugar, filtramos el logaritmo del PBI real<sup>5</sup> y la tasa de interés utilizando el «*one-sided HP filter*» para obtener una serie de desviaciones porcentuales de la tendencia de largo plazo. Luego, relacionamos estas con las respectivas variables de los modelos restándoles su valor de estado estacionario. Para obtener las series de inflación y depreciación nominal, aplicamos logaritmos y primeras diferencias al IPC y al tipo de cambio nominal y, posteriormente, les restamos la media. Y relacionamos las cuatro series obtenidas con las variables de los modelos mediante la siguiente ecuación de medición:

$$y_t^{obs} = y_t - \bar{y}$$

---

<sup>5</sup> La serie del PBI fue previamente desestacionalizada utilizando el método X-12.

Donde  $y_t^{obs}$  corresponde a las cuatro series de tiempo empleadas;  $y_t$  son las variables PBI, inflación, tasa de interés y depreciación nominal del modelo (en logaritmos); e  $\bar{y}$  representa el estado estacionario de las referidas variables.

La evolución de las cuatro series obtenidas del BCRP, a partir de las cuales se realiza la estimación, es presentada en los anexos 4, 5, 6 y 7.

### 3.2.3 Priors

Para realizar la estimación, se calibraron los parámetros mostrados en la tabla 1. De modo que fijamos la depreciación del capital  $\delta$  en 0,025 para tener una depreciación anual del 10%; la participación del capital  $\alpha$  en 0,33; el parámetro que mide el *home-bias* de la economía local  $\eta$  en 0,4<sup>6</sup>; la elasticidad de sustitución entre los bienes finales diferenciados  $\epsilon$  en 6, para obtener un *mark-up* por encima del costo marginal del 20%; y el parámetro asociado a los costos de ajuste del portafolio  $\kappa$  en 0,000742<sup>7</sup>. También fijamos el coeficiente de aversión al riesgo  $\gamma$  en 2, y la aversión al riesgo de los *FX dealers* ( $\bar{\omega}$ ) incluida en la UIP modificada de Montoro y Ortiz (2021) en 500. Asimismo, al igual que en la UIP modificada de Christiano *et al.* (2011), calibramos en 0,1 el efecto de los activos externos netos sobre la prima por riesgo  $\phi_B$ . Los parámetros de la economía foránea también son fijados en su totalidad, pues para la estimación solo incluimos datos peruanos.

---

<sup>6</sup> Como en Castillo *et al.* (2013).

<sup>7</sup> Este valor es el propuesto por Schmitt-Grohé y Uribe (2003).

Tabla 1  
Parámetros calibrados

Parámetro	Símbolo	Valor
Economía local		
Aversión al riesgo	$\gamma$	2,00
<i>Home bias</i>	$\eta$	0,40
Costos de ajuste del capital	$\mu$	0,28
Elasticidad de sustitución entre variedades de bienes finales	$\epsilon$	6,00
Participación del capital	$\alpha$	0,33
Depreciación del capital	$\delta$	0,025
Elasticidad de los NFA en la UIP de Christiano <i>et al.</i> (2011)	$\phi_B$	0,10
Aversión al riesgo de los <i>FX dealers</i>	$\bar{\omega}$	500
Elasticidad de sustitución entre bienes locales y foráneos	$\tau$	2,00
Inversa de la elasticidad del trabajo	$\omega$	1,455
Economía foránea		
<i>Home bias</i> del país foráneo	$\eta^*$	0,60
Elasticidad de sustitución entre variedades de bienes finales del país foráneo	$\epsilon^*$	6,00
Elasticidad de sustitución entre bienes locales y foráneos del país foráneo	$\tau^*$	2,00
Nivel de consumo en el país foráneo	$\bar{C}$	1,00

Fuentes: Castillo *et al.* (2013), Christiano *et al.* (2011), Schmitt-Grobé y Uribe (2003). Elaboración propia, 2021.

Respecto a los parámetros por estimar, la tabla 2 indica las distribuciones *prior* que se asignan a cada parámetro, así como sus medias y desviaciones estándar. Siguiendo a Castillo, Montoro y Tuesta (2013), empleamos distribuciones *gamma* para introducir restricciones de no negatividad y distribuciones beta para parámetros que solo pueden tomar valores entre 0 y 1.

Tabla 2  
Priors

Parámetro	Símbolo	Distribución	Media	Desv. est.
Parámetro de calvo para precios locales	$\theta^H$	Beta	0,50	0,10
Parámetro de calvo para las exportaciones	$\theta^X$	Beta	0,50	0,10
Parámetro de calvo para las importaciones	$\theta^M$	Beta	0,50	0,10
Coefficiente de la inflación en la regla de Taylor	$\theta^\pi$	Normal	1,50	0,20
Coefficiente de suavizamiento de la tasa de interés en la regla de Taylor	$\theta^R$	Beta	0,50	0,20
Elasticidad del diferencial de tasas en la UIP de Christiano <i>et al.</i> (2011)	$\phi_R$	Gamma	1,25	0,10
Volatilidad de la depreciación nominal de la UIP de Montoro y Ortiz (2021)	$\sigma^{dep}$	InvGamma	0,01	0,20
Proporción de agentes ingenuos para la UIP del MPT	$\rho_{dep}$	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque tecnológico	$\rho_a$	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque de tasa externa	$\rho_{R^*}$	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque de inflación externa	$\rho_{\pi^*}$	Beta	0,50	0,20
Persistencia del choque monetario	$\rho_m$	Beta	0,50	0,20
Desviación estándar del choque tecnológico	$\sigma_a$	InvGamma	0,01	0,25
Desviación estándar del choque de tasa externa	$\sigma_{R^*}$	InvGamma	0,01	0,25
Desviación estándar del choque de inflación externa	$\sigma_{\pi^*}$	InvGamma	0,01	0,25
Desviación estándar del choque monetario	$\sigma_m$	InvGamma	0,01	0,25

Elaboración propia, 2021.

Asignamos a los coeficientes autorregresivos AR (1) de todos los choques una distribución beta con media 0,5 y desvío 0,2, y a las desviaciones estándar de los choques, una distribución *gamma* inversa con media 0,01 y desvío de 0,25.

Respecto a los parámetros de Calvo asociados a las rigideces de precios, les asignamos una media *prior* de 0,5, de tal forma que las firmas podrían modificar sus precios cada dos trimestres en promedio. Asimismo, se asume una desviación estándar *prior* de 0,1 para todos los parámetros.

Para los parámetros de la regla de Taylor, asumimos un coeficiente asociado a la inflación  $\theta_\pi$  con una distribución normal con media 1,5 y desviación estándar de 0,2, y un parámetro de suavizamiento de la tasa de

interés  $\theta_R$ , que se comporta de acuerdo con una distribución beta con media 0,5 y desvío de 0,2.

En cuanto a los parámetros asociados a cada una de las versiones modificadas de UIP evaluadas, para la elasticidad del diferencial de tasas de interés ( $\phi_R$ ) asumimos como *prior* una distribución *gamma* con media 1,25 y desviación estándar 0,1, como en Christiano *et al.* (2011). Para la proporción de agentes ingenuos de la economía ( $\rho_{dep}$ ), asumimos una distribución beta con media 0,5 y desviación 0,2, como en Winkelried (2013). Y para la volatilidad de la depreciación nominal asociada a la versión propuesta por Montoro y Ortiz (2021), asumimos una distribución inversa *gamma* con media 0,01 y desviación estándar 0,2.

### 3.2.4 Simulación del posterior y comparación entre modelos

Como se ha mencionado, utilizamos el algoritmo *random walk* Metropolis-Hastings para simular las distribuciones posterior marginales y condicionadas de cada uno de los parámetros estimados. Los resultados se obtuvieron a partir de 250 000 simulaciones, de las cuales fueron eliminadas el 50% de las iniciales para evitar que sus valores afecten la simulación. Se aplicaron factores de escala a la matriz de varianzas y covarianzas del error del paseo aleatorio para asegurar una ratio de aceptación de entre 25% y 30%.

Para realizar la comparación entre los cuatro modelos estimados, fue necesario calcular la verosimilitud marginal de cada uno de los «*i*» modelos, que por definición viene dada por:

$$p(y_t^{obs}/M_i) = \int p(y_t^{obs}/\theta_i, M_i)p(\theta_i/M_i)\partial\theta_i$$

Dado que dicha verosimilitud marginal no pudo ser calculada analíticamente porque no es posible integrar distribuciones cuya función de densidad es desconocida, tuvimos que estimarla utilizando la técnica de la media armónica modificada desarrollada en Geweke (1999) a partir de la estrategia de Gelfand y Dey (1994)<sup>8</sup>.

Una vez estimadas las cuatro verosimilitudes marginales correspondientes a cada uno de los modelos, procedimos a compararlos usando los *posterior odds ratios*, que toman la siguiente forma:

<sup>8</sup> En el anexo 4, se describe el procedimiento para calcular la verosimilitud marginal a partir de las simulaciones obtenidas del algoritmo Metropolis-Hastings siguiendo el método de la media armónica modificada.

$$PO_{ij} = \frac{p(y_t^{obs}/M_i)P(M_i)}{p(y_t^{obs}/M_j)P(M_j)}$$

donde  $P(M_i)$  y  $P(M_j)$  son los *priors* sobre qué tan probable se cree que los modelos  $i$  y  $j$  sean los correctos antes de procesar los datos. En el presente trabajo, asumimos que los cuatro modelos tienen la misma probabilidad *prior* de ser los correctos, por lo cual los *posterior odds ratios* son equivalentes a *Bayes factors* expresados como ratios de las verosimilitudes marginales.

#### 4. Análisis de resultados

En esta sección, analizamos los resultados de la siguiente manera: primero, examinamos las distribuciones posteriores (*posterior*) estimadas para los parámetros; luego, realizamos la comparación entre modelos determinando cuál de los cuatro tiene un comportamiento más acorde con los datos de la economía peruana; y, finalmente, presentamos las funciones impulso-respuesta de los cuatro modelos tomando los parámetros estimados.

##### 4.1 Valores *posterior* de los parámetros

La tabla 3 muestra la media posterior y los intervalos de mayor densidad con probabilidad de 95% (*95% highest posterior density interval*) de cada uno de los parámetros estimados en los cuatro modelos propuestos. Nuestro análisis de estos resultados es el siguiente:

Tabla 3  
Distribuciones *posterior*

Parámetro	UIP Estrándar			UIP Christiano <i>et al.</i> (2011)			UIP Montoro y Ortiz (2020)			UIP Winkelried (2013)		
	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
	Media	5%	95%	Media	5%	95%	Media	5%	95%	Media	5%	95%
$\theta^H$	0,410	0,336	0,481	0,380	0,298	0,462	0,325	0,226	0,413	0,689	0,599	0,772
$\theta^X$	0,324	0,158	0,513	0,567	0,445	0,677	0,719	0,610	0,826	0,581	0,357	0,783
$\theta^M$	0,635	0,570	0,700	0,510	0,385	0,646	0,220	0,123	0,325	0,919	0,887	0,953
$\theta^R$	1,272	1,160	1,408	1,530	1,135	1,899	1,860	1,557	2,186	1,694	1,470	1,947
$\theta^R$	0,044	0,041	0,094	0,056	0,006	0,119	0,110	0,013	0,224	0,285	0,147	0,420
$\rho_a$	0,750	0,637	0,857	0,610	0,451	0,833	0,525	0,342	0,690	0,980	0,957	0,998
$\rho_m$	0,045	0,005	0,092	0,046	0,004	0,101	0,112	0,016	0,220	0,959	0,922	0,994
$\rho_{R^*}$	0,862	0,757	0,958	0,864	0,703	0,997	0,924	0,854	0,987	0,925	0,870	0,980
$\rho_{R^{**}}$	0,337	0,214	0,455	0,246	0,057	0,487	0,824	0,624	0,977	0,374	0,265	0,475
$\phi_R$	-	-	-	1,369	1,166	1,571	-	-	-	-	-	-
$\sigma^{dep}$	-	-	-	-	-	-	0,003	0,002	0,004	-	-	-
$\rho_{dep}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,333	0,066	0,600
$\sigma_a$	0,008	0,013	0,007	0,010	0,010	0,016	0,007	0,014	0,006	0,009	0,009	0,017
$\sigma_m$	0,006	0,012	0,005	0,009	0,007	0,015	0,008	0,003	0,006	0,002	0,009	0,004
$\sigma_{R^*}$	0,016	0,013	0,019	0,023	0,016	0,031	0,025	0,019	0,030	0,011	0,009	0,014
$\sigma_{R^{**}}$	0,007	0,004	0,011	0,087	0,038	0,150	0,106	0,064	0,159	0,004	0,002	0,006
Marg.dens.	832,877			833,790			835,323			841,000		

Elaboración propia, 2021.

#### 4.1.1 *Parámetros de la UIP*

Los modelos estimados con parámetros especiales son el 2, el 3 y el 4. Respecto al parámetro de ajuste del riesgo-país, presente únicamente en la UIP de Christiano *et al.* (2011), este toma una media posterior de 1,37, mayor que la previa (*prior*) de 1,25. Por tanto, los datos indican que la relación entre el diferencial de tasas de interés y el riesgo país es, en el caso peruano, ligeramente mayor que la planteada por dichos autores.

La media posterior de la volatilidad de la depreciación nominal, presente en la UIP de Montoro y Ortiz (2021), toma un valor de 0,3% menor que el *prior* de 1%. Los datos indican así que esta variable es bastante estable en el Perú, en línea con el objetivo reducir la volatilidad del tipo de cambio que tiene la intervención cambiaria realizada por el BCRP.

Y la proporción de agentes ingenuos, presente en la UIP del MPT, pasa de una media *prior* de 0,5 a una posterior de 0,33. Los datos peruanos revelan así que alrededor del 33% de los agentes no siguen expectativas racionales y tienen un componente «*backward looking*» en su perspectiva sobre el comportamiento del tipo de cambio nominal.

#### 4.1.2 *Rigidez de precios*

Respecto al parámetro de Calvo para el mercado local, se observa que la media posterior toma valores de entre 0,3 y 0,4 en los primeros tres modelos; lo que indica que los precios domésticos son modificados, en promedio, cada trimestre y medio. Sin embargo, para el modelo 4 la media posterior toma un valor de 0,69, lo que implica que las firmas enfrentan mayores rigideces que en los otros tres modelos, pues en promedio actualizan sus precios cada tres trimestres.

Al analizar el parámetro de Calvo para las exportaciones, se observa que en el modelo 1 los datos corrigen a la baja la media, pues se ubica en 0,3; indicando que los exportadores modifican sus precios en promedio cada trimestre y medio. En el caso de los modelos 2 y 4, el valor de la media del parámetro es incrementado ligeramente al alcanzar valores de 0,57 y 0,58 respectivamente, indicando que dichos precios serían modificados en promedio cada 2,3 trimestres. Y, en el caso del modelo 3, los datos corrigen al alza la media *prior*, pues la posterior toma un valor de 0,72; es decir, los precios de exportación, en promedio, solo serían cambiados cada tres trimestres aproximadamente.

Sobre los resultados obtenidos respecto al parámetro de Calvo para las importaciones, se obtuvo que en el modelo 3 la media posterior cae a 0,22 (en

promedio, los precios cambian cada 1,3 trimestres), indicando que la rigidez en este caso es bastante baja. En el caso del modelo 2, la media posterior de 0,51 se mantiene prácticamente igual a la media *prior* e indica que los importadores cambian sus precios cada dos trimestres. En el modelo 1, la media posterior del parámetro toma el valor de 0,64, indicando que los precios de importación se actualizan, en promedio, cada 2,7 trimestres. Y, en el modelo 4, el valor del parámetro es muy corregido al alza por los datos, ubicándose en 0,92, lo que prácticamente indica que los cambios en los precios de importación se dan solo una vez al año.

#### 4.1.3 Regla de Taylor

Al aplicar la regla de Taylor, asignamos al coeficiente de inflación una desviación estándar *prior* relativamente alta (1,5) para permitir que su distribución posterior sea corregida por la información de los datos. En este sentido, la tabla 3 muestra que con el modelo UIP estándar se corrige a la baja dicha media a una media posterior de 1,27, que no se desvía mucho de esta la media posterior obtenida con el modelo 2 (1,53), y que las medias posteriores obtenidas con los modelos 3 y 4 son de 1,86 y 1,69 respectivamente. Estos últimos valores son coherentes con los cercanos a 2,0 obtenidos por Castillo *et al.* (2013), lo cual refleja una respuesta bastante activa del BCRP para mantener la estabilidad monetaria.

Otro hallazgo importante es que, bajo los primeros tres modelos, los datos contradicen la creencia de que el BCRP da mucha importancia al suavizamiento del movimiento de la tasa de interés. En esos tres casos, el coeficiente asociado  $\theta_R$  pasa de una media *prior* de 0,5 a una posterior de 0,1 o menos. Y, si bien es mayor el valor de la media posterior obtenida con el cuarto modelo de UIP MPT (0,29), este se mantiene por debajo de la propuesta media *prior*. Por tanto, los datos indican que, ante desviaciones de la inflación de su tasa objetivo durante el período de tiempo analizado, la autoridad monetaria peruana hizo variar el instrumento de su tasa de interés tan ampliamente como juzgó necesario para cumplir con su objetivo de estabilidad de precios.

#### 4.1.4 Choques

Respecto al choque de productividad, la tabla 3 muestra, respecto al parámetro AR (1) cuya asignada media *prior* es de 0,5, que los datos corrigen el choque al alza en los modelos 1, 2 y 4 y lo aumentan ligeramente en el modelo 3; indicando así que este tipo de choque fue persistente durante el período analizado. En cuanto al choque monetario, este ha sido muy poco

persistente según los modelos 1, 2 y 3, a juzgar por los respectivos coeficientes AR (1) de 0,1 o menos; pero en el modelo 4 ese parámetro toma un valor muy cercano a 1. Sobre el choque de tasa de interés externa, este es bastante persistente en los cuatro modelos con parámetros de alrededor de 0,9. Y el choque de inflación externa resulta poco persistente en los modelos 1, 2 y 4, a diferencia de en el modelo 3, donde la media posterior del coeficiente AR (1) toma un valor de 0,82.

En cuanto a la volatilidad de los choques, los cuatro modelos coinciden en dar una desviación estándar baja de 0,1, o menos, a todos los choques.

## 4.2 Comparación entre modelos

Como se observa al final de la tabla 3, el modelo con la mayor log-verosimilitud marginal es el 4; es decir, el que utiliza la UIP del MPT del BCRP asumiendo que una proporción exógena de los hogares no siguen expectativas racionales en su creencia sobre el comportamiento del tipo de cambio. La tabla 4 presenta para cada modelo el *Bayes factor* (tomando como referencia el que utiliza la UIP estándar), la log-verosimilitud marginal y la *posterior model probability* que indica, basada en los datos, cuál sería la probabilidad de que el modelo sea el correcto asumiendo que el grupo de modelos evaluados es exhaustivo.

Tabla 4  
Comparación entre modelos

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<i>Log marginal density</i>	832,88	833,79	835,32	841,00
<i>Bayes ratio</i>	1,00	2,49	11,54	3371,12
<i>Posterior model probability</i>	0,0003	0,0007	0,0034	0,9956

Elaboración propia, 2021

Para realizar la comparación entre modelos utilizando el *Bayes factor*, seguimos a Kass y Raftery (1995), quienes afirman que: si el *Bayes factor* se encuentra entre 1 y 3,2, la evidencia de que un modelo tiene un mejor desempeño que otro solo vale para una mención; si se encuentra entre 3,2 y 10, la evidencia es sustancial; si está entre 10 y 100, la evidencia es fuerte; y, si es mayor de 100, la evidencia es decisiva. Entonces, si bien se observa que las *posterior model probability* de los tres modelos con UIP modificadas son mayores que la del modelo con UIP estándar, la evidencia de que existe un mejor desempeño en explicar los datos solo es decisiva para el modelo 4;

mientras que para el 3 es fuerte y para el 2 no es sólida. De lo cual se puede concluir que las UIP de Montoro y Ortiz (2021) y del MPT permiten que un modelo nekeynesiano explique mejor los datos de la economía peruana entre 2002 y 2019, mientras que los resultados con la versión de Christiano *et al.* (2011) también son buenos resultados, pero la evidencia a su favor no es tan contundente.

Habiéndose determinado así que los tres modelos con UIP modificadas tienen un mejor desempeño que el de versión estándar, calculamos los *Bayes factors* cruzados entre esos tres modelos para determinar si hay evidencia suficiente respecto a cuál de ellos explica mejor los datos peruanos. En la tabla 5, que muestra el *Bayes factor* obtenido de dividir la verosimilitud marginal del modelo indicado en la fila entre la del modelo indicado en la columna, se observa que dicha evidencia es sustancial para el modelo 3 y que es decisiva a favor del modelo 4 respecto a los modelos 2 y 3. Concluimos entonces que la comparación entre esas tres UIP modificadas indica que la del MPT, descrita en Winkelried (2013), es la que permite que el modelo coincida mejor con los datos peruanos entre 2002 y 2019.

Tabla 5  
*Bayes factors* cruzados

	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Modelo 2	1,00	4,63	1352,89
Modelo 3	0,22	1,00	292,07
Modelo 4	0,0007	0,0034	1,0000

Elaboración propia, 2021.

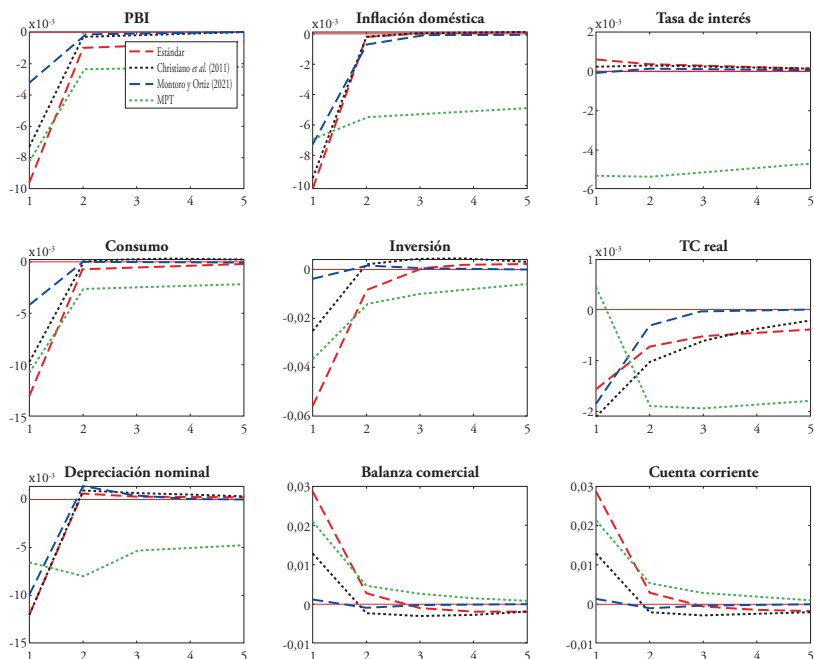
### 4.3 Funciones impulso-respuesta

Para analizar las diferencias entre las dinámicas de los cuatro modelos sirven las figuras 2 y 3, que presentan las funciones impulso-respuesta. Estas utilizan la media posterior de los parámetros estimados y los valores calibrados, para los parámetros no estimados, ante choques de política monetaria y de tasa de interés externa respectivamente.

En la figura 2, se observa que, ante un choque de política monetaria, en los cuatro modelos se registra el esperado efecto contractivo del PBI y el consumo, además de la caída de los precios de los bienes producidos domésticamente. Sin embargo, a consecuencia del coeficiente cercano a 1 estimado para el

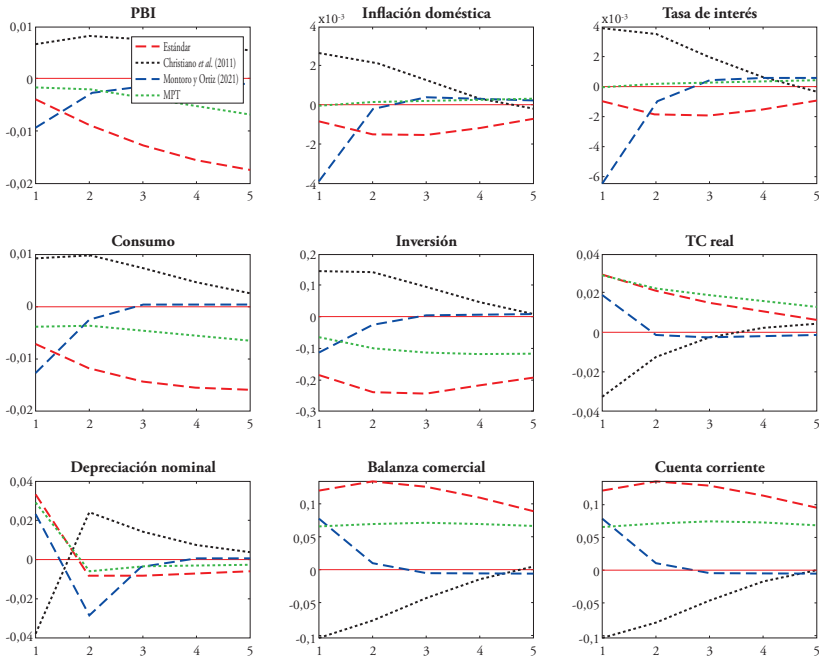
modelo 4, dicho choque es mucho más persistente en este modelo que en los otros tres. Por otro lado, se observa una apreciación nominal en los cuatro modelos, acompañada de una caída del tipo de cambio real en los modelos 1, 2 y 3. Pero en el modelo 4 ocurre una pequeña subida inicial del tipo de cambio real, explicada por la menor volatilidad del tipo de cambio nominal generada por las expectativas *backward looking* respecto a su comportamiento que tienen algunos de los agentes incluidos en tal modelo. Por ello, poco después de la aparición del choque, el efecto de la caída de los precios locales prevalece sobre el de la apreciación nominal y conlleva el incremento del valor del tipo de cambio real.

Figura 2  
Función impulso-respuesta ante un choque monetario



Elaboración propia, 2021.

Figura 3  
Función impulso-respuesta ante un choque de tasa de interés externa



Elaboración propia, 2021.

Como se observa en la figura 3, un choque positivo de tasa de interés externa tiene un efecto contractivo en la economía doméstica según los modelos 1, 3 y 4, a consecuencia de la fuga de capitales en búsqueda de un mayor rendimiento de los activos extranjeros; ello, a su vez, genera una depreciación nominal y un incremento del tipo de cambio real. Sin embargo, el modelo 2 tiene una dinámica totalmente opuesta, debido a que el efecto de la mayor percepción de riesgo ante la mayor tasa de interés de los activos foráneos neutraliza la mayor demanda que deberían tener por haber mejorado su rendimiento, generándose así un ingreso de capitales a la economía local que tiene un efecto expansivo en el PBI, el consumo y la inversión, acompañado por una apreciación nominal y la caída del tipo de cambio real.

## 5. Conclusiones

En este trabajo, hemos planteado y estimado un modelo nekeynesiano para una economía pequeña y abierta con cuatro versiones de la paridad descubierta de tasas de interés (UIP), empleando técnicas bayesianas. Las cuatro versiones que hemos analizado comparativamente son la UIP estándar y tres con UIP modificadas desarrolladas, respectivamente, por Christiano *et al.* (2011), por Montoro y Ortiz (2021) y por Winkelried (2013) con base en modelo de proyección trimestral (MPT) del BCRP.

El principal resultado obtenido verifica nuestra hipótesis, de que las tres UIP modificadas permiten que dicho modelo tenga un desempeño mejor que la versión estándar en el momento de explicar la evolución de los datos de la economía peruana, entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2019. Esta conclusión, válida para ese largo período de tiempo, aporta a lo previamente encontrado por diversas investigaciones empíricas, respecto a la incapacidad explicativa de la UIP estándar en el corto plazo. Sin embargo, cabe mencionar que la evidencia a favor de nuestra conclusión no es tan contundente para el caso de la UIP propuesta por Christiano *et al.* (2011), como sí lo es para las otras dos UIP modificadas.

En conjunto, el modelo con mejor desempeño explicativo es el que utiliza la UIP del MPT del BCRP desarrollada en Winkelried (2013), la cual asume que una proporción exógena de los agentes no tienen expectativas racionales en su perspectiva sobre el comportamiento del tipo de cambio. Este supuesto genera que la volatilidad de esta variable se vea reducida, al tener en cuenta la existencia de agentes con una perspectiva ingenua o «*backward looking*» sobre la evolución del tipo de cambio nominal. Esta menor variabilidad del tipo de cambio generada por el modelo se condice con lo que se observa en la realidad peruana, pues el BCRP interviene en el mercado cambiario para conseguir dicho objetivo.

Respecto a las recomendaciones e ideas para futuras investigaciones, el modelo empleado en la presente investigación es simplificado y podría ser extendido para incluir otras fricciones comunes en la literatura especializada, como hábitos de consumo o rigidez de salarios; ello para mejorar su desempeño explicativo de los datos. Adicionalmente, sería conveniente que investigaciones futuras incluyan en sus modelos dos aspectos característicos de la economía peruana que no hemos modelado en el presente estudio, como son la dolarización y la intervención cambiaria del BCRP. Otro punto relevante es que la UIP del MPT, la cual permitió que el modelo tenga el mejor desempeño, no tiene un origen microfundamentado como sí lo tienen las otras dos UIP modificadas analizadas en este trabajo.

Finalmente, las conclusiones del presente trabajo aportan a la literatura de dos maneras: (i) brindan un respaldo empírico a los ejercicios teóricos de algunos autores por generar desviaciones de la UIP que mejoren su desempeño y (ii) pasan a formar parte de la no muy extensa colección de trabajos que estiman modelos DSGE usando técnicas bayesianas en el Perú.

## Referencias

- Alpanda, S., Kotzé, K., & Woglom, G. (2010). The role of the exchange rate in a new Keynesian DSGE model for the South African economy. *South African Journal of Economics*, 78(2), 170-191. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2010.01239.x>
- Bacchetta, P., & Van Wincoop, E. (2006). Can information heterogeneity explain the exchange rate determination puzzle? *American Economic Review*, 96(3), 552-576. <https://doi.org/10.1257/aer.96.3.552>
- Benigno, P., & Woodford, M. (2005). Inflation stabilization and welfare: The case of a distorted steady state. *Journal of the European Economic Association*, 3(6), 1185-1236. <https://doi.org/10.1162/154247605775012914>
- Blake, A., & Mumtaz, H. (2012). *Applied Bayesian econometrics for central bankers*. CCBS Technical Handbook, 4. Bank of England Centre for Central Banking Studies. [http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/sgpe\\_bayesian/Blake\\_Mumtaz\\_techbook4.pdf](http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/sgpe_bayesian/Blake_Mumtaz_techbook4.pdf)
- Blanchard, O. (2008). *The state of macro*. NBER Working Paper 14259. <https://www.nber.org/papers/w14259>
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Castillo, P., Montoro, C., & Tuesta, V. (2013). An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A Bayesian approach. *Open Economies Review*, 24(2), 217-265. <https://doi.org/10.1007/s11079-012-9239-3>
- Chinn, M., & Meredith, G. (2005). *Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era*. NBER Working Paper 11077. <https://www.nber.org/papers/w11077>
- Christiano, L. J., Trabandt, M., & Walentin, K. (2011). Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 1999-2041. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2011.09.005>
- Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2010). Bayesian macroeconometrics. En J. Geweke, G. Koop & H. van Dijk (Eds.). *Oxford handbook of Bayesian econometrics* (pp. 293-389). Oxford University Press. [https://faculty.wcas.northwestern.edu/.../del\\_negro\\_schorfheide.pdf](https://faculty.wcas.northwestern.edu/.../del_negro_schorfheide.pdf)
- Froot, K. A., & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179-192. <https://doi.org/10.1257/jep.4.3.179>
- Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>

- Gelfand, A., & Dey, D. K. (1994). Bayesian model choice: Asymptotics and exact calculations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 56(3), 501-514. <https://www.jstor.org/stable/2346123>
- Geweke, J. (1999). Using simulation methods for Bayesian econometric models: Inference, development and communication. *Econometric Reviews*, 18(1), 1-73. <https://doi.org/10.1080/07474939908800433>
- Guender, A. V. (2014). Monetary policy and the uncovered interest rate parity puzzle: Theory and empirical results for Oceania. *Economic Record*, 90(289), 207-219. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12097>
- Ismailov, A., & Rossi, B. (2018). Uncertainty and deviations from uncovered interest rate parity. *Journal of International Money and Finance*, 88(C), 242-259. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.07.012>
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773-795. doi:10.1080/01621459.1995.10476572
- Koop, G. (2003). *Bayesian econometrics*. John Wiley & Sons Ltd. <https://kupdf.net/download/koop-bayesian-econometrics-2003>
- Lewis, K. (1994). *Puzzles in international financial markets*. NBER Working Paper 4951. <https://www.nber.org/papers/w4951>
- Lothian, J. R., & Wu, L. (2011). Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, 30(3), 448-473. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.01.005>
- Lyons, R. (2001). *The microstructure approach to exchange rates*. MIT Press. doi:10.7551/mitpress/4602.001.0001
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](https://doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)
- Mendoza, E. (1991). Real business cycles in a small open economy. *American Economic Review*, 81(4), 797-818. <https://www.sas.upenn.edu/~egme/pp/mendoza1991.pdf>
- Montoro, C., & Ortiz, M. (2021). *The portfolio channel of capital flows and foreign exchange intervention in a small open economy*. [https://faculty.wcas.northwestern.edu/.../Ortiz\\_Montero\\_revised.pdf](https://faculty.wcas.northwestern.edu/.../Ortiz_Montero_revised.pdf)
- Mylonidis, N., & Semertzidou, M. (2010). Uncovered interest parity puzzle: Does it really exist? *Applied Economics Letters*, 17(10), 1023-1026. <https://doi.org/10.1080/00036840902762696>
- Pfeifer, J. (2013). *A guide to specifying observation equations for the estimation of DSGE models*. Working Paper. University of Mannheim. [https://sites.google.com/site/pfeiferecon/Pfeifer\\_2013\\_Observation\\_Equations.pdf](https://sites.google.com/site/pfeiferecon/Pfeifer_2013_Observation_Equations.pdf)
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00056-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00056-9)
- Sims, C. (2002). Solving linear rational expectations models. *Computational Economics*, 20(1-2). <http://sims.princeton.edu/yftp/genys/LINRE3A.pdf>

- Steinbach, M. R., Mathuloe, P. T., & Smit, B. W. (2009). An open economy New Keynesian DSGE model of the South African economy. *South African Journal of Economics*, 77(2), 207-227. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2009.01212.x>
- Winkelried, D. (2013). Modelo de proyección trimestral del BCRP: actualización y novedades. *Revista Estudios Económicos*, 60(26), 9-60. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/26/ree-26-winkelried.pdf>

## ANEXOS

### Anexo 1

El filtro de Kalman para obtener la función de verosimilitud

Siguiendo a Blake y Mumtaz (2012), si la solución de un modelo DSGE tiene la siguiente forma:

$$s_t = \Phi_1(\theta)s_{t-1} + g\epsilon_t$$

su representación estado-espacio será la siguiente:

$$s_t = \Phi_1(\theta)s_{t-1} + \tilde{\epsilon}_t$$

$$y_t^{obs} = Hs_t$$

donde  $\tilde{\epsilon}_t \sim N(0, \sigma_{\tilde{\epsilon}}^2)$  y  $\sigma_{\tilde{\epsilon}}^2 = g\sigma_{\epsilon}^2g'$ .

A partir de esta forma, puede obtenerse una función de verosimilitud aplicando el filtro de Kalman, que parte de un vector de valores iniciales para las variables de estado y su respectiva matriz de varianza.

- (1) Definimos una predicción para la variable de estado  $s_{t/t-1}$  usando la ecuación de transición y su varianza estimada  $p_{t/t-1}$ :

$$s_{t/t-1} = \Phi_1 s_{t-1/t-1}$$

$$p_{t/t-1} = \Phi_1 p_{t-1/t-1} \Phi_1' + \sigma_{\tilde{\epsilon}}^2$$

- (2) Calculamos el error de predicción  $\eta_t$  y su varianza  $f_t$ :

$$\eta_t = y_t^{obs} - Hs_{t/t-1}$$

$$f_t = Hp_{t/t-1}H'$$

- (3) Aplicamos las ecuaciones de actualización:

$$s_{t/t} = s_{t/t-1} + K\eta_t$$

$$p_{t/t} = p_{t/t-1} - KHp_{t/t-1}$$

donde  $K$  es denominada la ganancia de Kalman y viene dada por:  $K = p_{t/t-1}H'f_t^{-1}$ .

Finalmente, la log-verosimilitud vendrá dada por:

$$L_t = -\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(|f_t|) - \frac{1}{2} (\eta_t * f_t^{-1} * \eta_t')$$

Anexo 2  
 Algoritmo *random-walk* Metropolis-Hastings

Aquí explicamos el algoritmo aplicado para simular las distribuciones marginales y condicionadas de cada uno de los parámetros estimados, siguiendo a Blake y Mumtaz (2012).

- a) En primer lugar, se maximiza el log posterior utilizando un optimizador numérico<sup>9</sup>, siendo que el log posterior viene dado por la suma del log verosimilitud y el log *prior* para obtener la moda posterior que será denominada  $\theta^{max}$  y la matriz de covarianzas asociada denominada  $\Sigma^{max}$ .
- b) Luego, se define un vector  $\theta^{old}$  conteniendo los valores iniciales de los parámetros y se asume que estos son iguales al modo posterior; es decir,  $\theta^{old} = \theta^{max}$ . La densidad candidata es formada siguiendo un paseo aleatorio de la siguiente manera:

$$\theta^{new} = \theta^{old} + e$$

donde  $e \sim N(0, c\Sigma^{max})$  y  $c$  es un factor de escala que sirve para controlar la ratio de aceptación.

- c) Definimos  $\alpha$  como la probabilidad de aceptar el valor simulado, que tiene la siguiente forma:

$$\alpha = \min[\exp(\text{posteriorNEW} - \text{posteriorOLD}), 1]$$

Cabe señalar que *posterior NEW* y *posterior OLD* vienen dados por la suma del log verosimilitud y el log *prior* evaluados en  $\theta^{new}$  y  $\theta^{old}$ , respectivamente.

- d) Por último, se genera de manera aleatoria una  $u \sim U(0,1)$ , de tal manera que si  $\alpha > u$ , se acepta el valor simulado y  $\theta^{old} = \theta^{new}$ . En caso contrario, se rechaza el valor simulado.
- e) La cantidad de veces que deben repetirse los pasos del 2 al 4 es el número de simulaciones MH. Se debe definir una proporción *burn-in* de simulaciones iniciales que serán eliminadas para evitar que los valores iniciales afecten a la distribución simulada.

---

<sup>9</sup> Para este trabajo se utilizó el optimizador *csmmwel* desarrollado por Christopher Sims.

### Anexo 3 Cálculo de la verosimilitud marginal

Para calcular la verosimilitud marginal, se utiliza la estrategia de la media armónica modificada, propuesta por Geweke (1999) y que es descrita aquí siguiendo a Blake y Mumtaz (2012) y a Koop (2003).

Gelfand y Dey (1994) demuestran que la inversa de la verosimilitud marginal puede ser calculada a partir de la siguiente expresión, que es conveniente cuando se utiliza el algoritmo Metropolis-Hastings:

$$\frac{1}{p(y_t^{obs}/M_i)} = E \left[ \frac{f(\theta)}{F(y_t^{obs}/\theta)P(\theta)} / y_t^{obs} \right]$$

Donde  $F(y_t^{obs}/\theta)$  es la función de verosimilitud,  $P(\theta)$  es la distribución *prior*, y  $f(\theta)$  es cualquier función de densidad con soporte  $\Xi$  definida dentro de la región del *posterior*.

Geweke (1999) sugiere que la distribución elegida sea truncada con la finalidad de que  $f(\theta)$  tenga un límite superior. De hecho, recomienda utilizar la distribución normal truncada, por lo que:

$$f(\theta) = \frac{1}{p(2\pi)^{\frac{k}{2}}} |\hat{\Sigma}|^{-\frac{1}{2}} \exp(-0,5(\theta_j - \hat{\theta})\hat{\Sigma}^{-1}(\theta_j - \hat{\theta})') \times I(\theta_j \in \Xi)$$

Donde  $\hat{\theta}$  es la media del posterior,  $\hat{\Sigma}$  es la matriz de varianzas y covarianzas del posterior, y  $k$  es el número de parámetros. Además,  $I(\theta_j \in \Xi)$  toma el valor de 1 si:

$$[(\theta_j - \hat{\theta})\hat{\Sigma}^{-1}(\theta_j - \hat{\theta})'] \leq \chi_{1-p}^2(k)$$

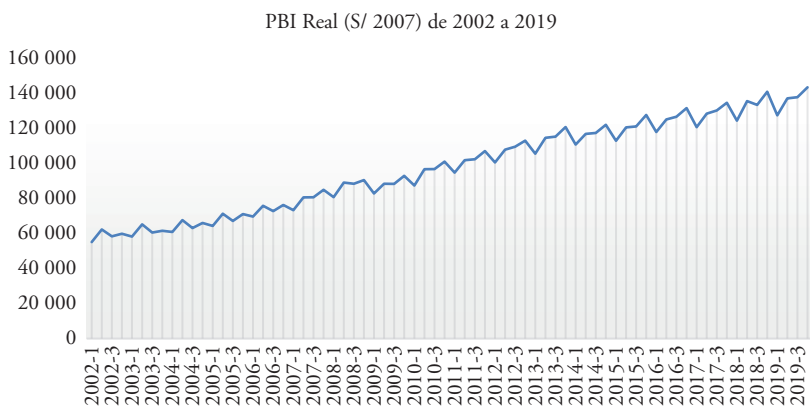
Donde  $\chi_{1-p}^2(k)$  es la inversa de la función de densidad acumulada chi cuadrado con  $k$  grados de libertad y probabilidad  $p$ ; por lo que termina siendo el valor que excede el 1- $p$ % de los *draws* de una distribución chi cuadrado con  $k$  grados de libertad.

Con esta función y con el posterior calculado durante el algoritmo Metropolis-Hastings, se puede aproximar la verosimilitud marginal de la siguiente forma:

$$\frac{1}{rep} \sum_{j=1}^{rep} \frac{f(\theta_j)}{F(y_t^{obs}/\theta_j)P(\theta_j)}$$

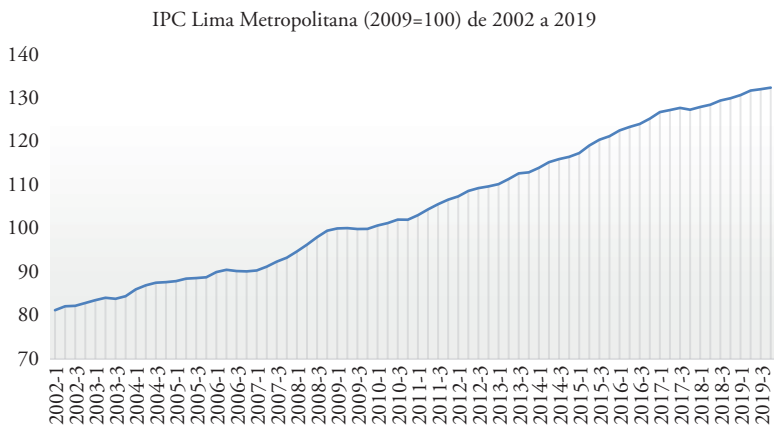
Dónde *rep* es el número de simulaciones que se hizo durante el algoritmo Metropolis-Hastings para simular las distribuciones posterior marginales y condicionadas.

#### Anexo 4 Evolución del PBI real del Perú de 2002 a 2019 (S/ 2007)



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

#### Anexo 5 Evolución del IPC de Lima Metropolitana de 2002 a 2019 (2009=100)



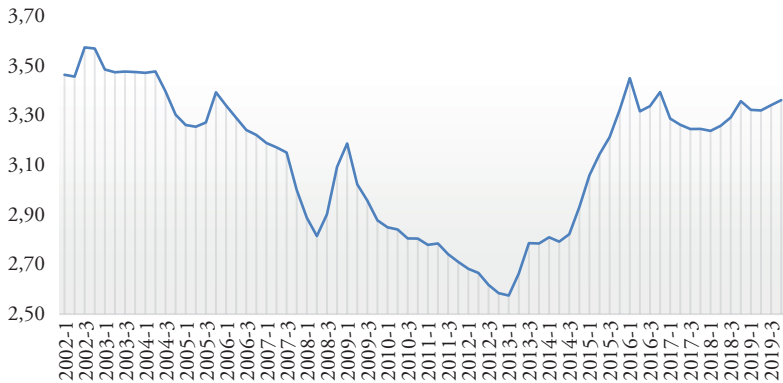
Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

### Anexo 6 Evolución de la tasa de interés interbancaria promedio del Perú de 2002 a 2019



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.

### Anexo 7 Tipo de cambio nominal (S/ por US\$) de 2002 a 2019



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2021.