



Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y novedades

DIEGO WINKELRIED*

Este documento describe una versión actualizada del Modelo de Proyección Trimestral utilizado por funcionarios de la Gerencia Central de Estudios Económicos del BCRP para fines de simulación de política monetaria y de proyección de las principales variables macroeconómicas del Perú. Se discute su estructura básica, sus principales propiedades dinámicas y se presentan estimaciones utilizando datos desde el año 2002 (el inicio del esquema de metas de inflación) hasta fines del año 2012.

Palabras Clave : Modelo semiestructural, proyecciones macroeconómicas.

Clasificación JEL : C11, E37, E52, E58, F41.

Desde el año 2002, la política monetaria del BCRP se enmarca dentro de un esquema de metas explícitas de inflación, y se orienta a mantener la inflación dentro de un rango meta. En la práctica, las acciones de política monetaria (por ejemplo, un incremento en la tasa de interés de referencia, una reducción en las tasas de encajes, entre otras) afectan rápidamente al sector financiero de la economía pero, por la presencia de rigideces nominales, no se transmiten con esa misma agilidad a los precios agregados.¹ Es por este motivo que el esquema de metas de inflación es necesariamente prospectivo, y hoy, las decisiones de política monetaria se basan en la percepción que el BCRP tiene sobre los desarrollos futuros de la economía. Por ejemplo, si se esperara la ocurrencia de presiones de demanda en el futuro mediano, se podría decidir incrementar la tasa de interés de referencia como una respuesta anticipada.

De esta forma, las proyecciones macroeconómicas en general y la de inflación en particular cumplen el rol de una *meta intermedia*. La implementación de la política monetaria bajo un esquema de metas explícitas de inflación requiere tanto de la elaboración y análisis de proyecciones de inflación, como de su

* Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (e-mail: diego.winkelried@bcrp.gob.pe).

El Modelo de Proyección Trimestral (MPT) es el resultado del trabajo de equipo de muchos economistas que han conformado y conforman el Departamento de Modelos Macroeconómicos del BCRP. Aunque en este artículo me tomo la libertad de documentar parte de este trabajo, debe reconocerse el aporte de los autores de Vega y otros (2009), Alan Ledesma, Peter Paz, Donita Rodríguez y Enrique Serrano. La dedicada asistencia de Youel Rojas en la elaboración de este documento merece especial distinción. Agradezco también a Paul Castillo, Jorge Estrella y Adrián Armas cuyas cotidianas y estimulantes discusiones son las que marcan siempre las mejoras futuras en la estructura y el alcance del MPT. Finalmente, mi gratitud a César Carrera, Alex Contreras y Melissa Peñaloza por la cuidadosa lectura y respectivos comentarios a versiones previas de este documento. Las opiniones aquí vertidas, así como cualquier error u omisión, son de mi entera responsabilidad.

¹ Estimaciones en Winkelried (2004) y más recientemente en Castillo y otros (2011) y Lahura (2012) sugieren que para el Perú el rezago de la política monetaria es aproximadamente igual a dos años.

posterior comunicación al público (ver [Vega y Winkelried, 2005](#)). Por ello, el uso de modelos cuantitativos tiene un rol preponderante en el complejo proceso de toma de decisiones de política.

El propósito de este artículo es documentar el denominado “Modelo de Proyección Trimestral” (MPT) utilizado por la Gerencia Central de Estudios Económicos del BCRP para la elaboración de escenarios de simulación y para la proyección de variables económicas de interés para los hacedores de política.² Es importante precisar que, inevitablemente, la estructura del MPT y su parametrización están sujetas a un constante escrutinio y tienden a variar en el tiempo. La evolución del MPT refleja la necesidad de incorporar toda la información disponible para asistir de la mejor manera posible a la toma de decisiones de política en un entorno incierto y cambiante. En particular, el modelo se actualiza toda vez que se disponga de mayor evidencia empírica y se tenga un mejor entendimiento de los mecanismos de transmisión de choques y, en general, del funcionamiento de la economía peruana.

Se han documentado una serie de variantes del MPT desde la adopción del esquema de metas de inflación; a saber, [Luque y Vega \(2003\)](#), [Llosa y Miller \(2004\)](#), [Armas y Grippa \(2006\)](#), [Rossini y Vega \(2008\)](#), [Departamento de Modelos Macroeconómicos \(2009\)](#), [Vega y otros \(2009\)](#) y [Salas \(2011\)](#). A continuación se describen las características de una versión simplificada elaborada especialmente para este documento. Esta versión es cercana a la efectivamente utilizada durante el año 2012 y es por ello que los datos que se presentan y que se utilizan en las estimaciones cubren la primera década del ejercicio del esquema de metas de inflación en Perú: de 2002 a 2012.³ La principal fuente de información es la *Nota Semanal* del BCRP (NS)⁴ y los cuadros de donde provienen los datos serán anotados a lo largo del texto, en especial en las notas a los Gráficos. Los datos del MPT son promedios trimestrales.

El MPT es parte de la batería de modelos que los técnicos del BCRP monitorean para analizar el estado de la economía y elaborar proyecciones. Estos modelos varían desde sistemas puramente econométricos ([Barrera, 2005, 2007, 2013](#); [Llosa y otros, 2006](#); [Winkelried, 2012](#)) hasta grandes modelos basados en microfundamentos ([Llosa, 2004](#); [Castillo y otros, 2009, 2013](#)). El MPT constituye un caso intermedio que cumple con el objetivo de formular escenarios de política monetaria sin acarrear los costos de monitoreo y operación de modelos más completos, a la vez que su estructura es lo suficientemente detallada como para identificar las contribuciones de los choques que determinan los resultados de una simulación.

El MPT se inspira en la tradición nekeynesiana de análisis de política monetaria, resumida en el prototipo descrito en [Laxton y otros \(2006\)](#) – ver además [Svensson \(2000\)](#) y [Adolfson y otros \(2008\)](#) –, y responde a la visión pragmática de encontrar un punto medio entre, por un lado, consideraciones teóricas y microfundamentos y, por otro lado, flexibilidad y relevancia empírica. Ésta es la filosofía *embrace the theory but do not marry it* que ha proliferado en bancos centrales con metas de inflación (ver [Hammond, 2012](#); [Wieland y Wolters, 2013](#)) y en instituciones afines, como el Fondo Monetario Internacional (ver, por ejemplo, [Benes y otros, 2007](#)). De hecho, versiones estilizadas de las principales ecuaciones del MPT pueden motivarse con sólidos fundamentos teóricos, aunque su forma final incorpora modificaciones para describir mejor los datos y, en particular, para recoger más satisfactoriamente los principales mecanismos de transmisión de la política monetaria, documentados para el caso peruano en [Winkelried \(2004\)](#), [Bigio y Salas \(2006\)](#), [Castillo y otros \(2011\)](#), [Lahura \(2010, 2012\)](#), entre otros.

Todo modelo económico representa una abstracción deliberada de la realidad, y su utilidad descansa precisamente en cómo se discrimina entre aquellos aspectos de la economía considerados sistemáticos (la

² El MPT se codifica y procesa en Matlab (www.mathworks.com), utilizando además las plataformas de dominio público IRIS Toolbox (www.iris-toolbox.com) y Dynare (www.dynare.org).

³ En estricto, se utilizan también datos de los años 2000 y 2001 para inicializar algunas recursiones, así como del año 2013 para el cálculo de promedios móviles centrados o de ciertas variables que involucren valores futuros.

⁴ Disponible en www.bcrp.gob.pe/estadisticas/cuadros-de-la-nota-semanal.html

parte “explicada”) y las discrepancias entre estas predicciones y los datos, es decir choques o “ajustes” (la parte “no explicada”). Esta separación entre lo modelado y lo no modelado es, a la larga, uno de los principales usos del MPT. El MPT insume información de muchas variables cuyas proyecciones de corto plazo (uno o dos trimestres en adelante) usualmente provienen de expertos o de otros modelos (ver Montoro, 2009). Estas proyecciones son *a priori* superiores a las que se derivarían del MPT, básicamente porque se basan en una mayor cantidad de información que la recogida en las ecuaciones – intencionalmente estilizadas – del modelo. No obstante, el análisis de los “ajustes” disciplina el proceso de proyección. Más allá de las proyecciones de mediano plazo (relevantes para la formulación de políticas monetarias), el principal uso del MPT es articular la discusión y centralizar lo que serían posiblemente distintas visiones (parciales) del estado de la economía, en un mensaje único y consolidado.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta la estructura del MPT y muestra la evolución de sus principales variables durante el periodo de 2002 a 2012. La sección 2 describe sus propiedades dinámicas, específicamente sus canales de transmisión, a través del análisis de las respuestas de las variables del modelo a choques ilustrativos. Los resultados de las secciones 1 y 2 corresponden a una “parametrización base” o calibración particular del MPT. Esta calibración proviene del ejercicio de estimación bayesiana presentado en la sección 3. Por otro lado, como es usual en modelos de índole neokeynesiana, algunas de las variables centrales no son observadas y precisan ser inferidas, dados los datos y la estructura del modelo. En el caso del MPT, la única variable no observable es la brecha del producto y la sección 4 discute pormenores de su estimación. Finalmente, la sección 5 resume las principales diferencias entre la versión del MPT presentada en este documento y la que fue utilizada durante el año 2012 por la Gerencia Central de Estudios Económicos. Asimismo, esta sección final presenta una agenda de investigación que posiblemente guiará los cambios futuros en el modelo.

1 ESTRUCTURA DEL MODELO

Antes de describir las principales relaciones capturadas en el MPT, conviene detenerse en establecer una notación que facilite la lectura del modelo. En particular, utilizaremos las siguientes convenciones:

- Para una variable típica Z_t , Z (sin el subíndice t) denota su valor de estado estacionario, mientras que \bar{Z}_t denota un valor tendencial posiblemente variante en el tiempo.
- Las letras griegas minúsculas π_t y λ_t denotan, respectivamente, inflación (la variación porcentual de un índice de precios) y depreciación nominal (la variación porcentual del tipo de cambio S/. por US\$) expresadas como tasas trimestrales anualizadas. Por ejemplo, para el caso de la inflación $\pi_t = 4(P_t - P_{t-1})$, donde P_t es el logaritmo de un índice de precios en el periodo t .

Por su parte, las letras griegas en mayúsculas Π_t y Λ_t denotan variaciones interanuales; es decir, Π_t es la inflación de los últimos 4 trimestres y Λ_t es la depreciación nominal de los últimos 4 trimestres. Por ejemplo, $\Pi_t = P_t - P_{t-4}$. Es simple verificar que las tasas a un año equivalen al promedio móvil simple de los últimos 4 trimestres de las tasas trimestrales anualizadas. Por ejemplo,

$$\Pi_t = \frac{1}{4}(\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3}).$$

- Las tasas de interés nominales de corto plazo se denotan como i_t (minúscula), mientras que las de más largo plazo (usualmente, tasas a un año) se denotan como I_t (mayúscula). En el caso de las tasas de interés reales, se utiliza R_t (mayúscula) para nombrar el nivel de la tasa real y r_t (minúscula) para nombrar a su desvío respecto a un valor referencial.
- Los supraíndices mn y me se utilizan para denotar tasas de interés domésticas en moneda nacional (nuevos soles, S/.) y en moneda extranjera (dólares, US\$), respectivamente. Por ejemplo, i_t^{mn} e i_t^{me} .

- El supraíndice e denota expectativas. Las variables esperadas relevantes son la inflación Π_t^e , la depreciación nominal Λ_t^e y el cambio en la brecha del producto x_t^e . Asimismo, $\mathbb{E}_t(Z_{t+h})$ denota la expectativa racional de la variable Z para el periodo $t+h > t$, formada con información hasta el periodo t . La expectativa racional es una esperanza condicional no sólo a la información disponible, sino que es también consistente con la estructura del modelo y su estado estacionario. Como se discute posteriormente, Z_t^e no corresponde necesariamente a una expectativa racional.
- El símbolo $*$ denota variables externas, determinadas internacionalmente, por ejemplo i_t^* o y_t^* . De tratarse de variables nominales, son expresadas en dólares.
- El símbolo ε_t designa choques estructurales o ajustes. Se considera que estos choques no se encuentran serialmente correlacionados (son “ruidos blancos”) y tampoco presentan correlación con otros choques. Por ello, si bien cada ecuación contiene un “choque” propio, para aliviar la notación el mismo ε_t puede referirse a choques distintos, toda vez que ello no genere confusiones.
- Los parámetros b , c y ρ se encuentran entre 0 y 1 y son típicamente utilizados para formar promedios o como coeficientes de persistencia.
- Únicamente las ecuaciones que forman parte del MPT son numeradas consecutivamente. A las ecuaciones adicionales, necesarias para guiar la discusión, o bien no se les numera o bien se les asigna una etiqueta que no corresponde a la numeración consecutiva.

Las variables del MPT se clasifican en dos grupos: (i) endógenas, que se determinan dentro del modelo e interactúan con otras variables y (ii) exógenas, que influyen sobre las variables endógenas pero son gobernadas por procesos (típicamente autoregresivos univariados) que no dependen de otras variables.⁵

- **Variables endógenas nominales:**

- Inflaciones: total π_t (Π_t), subyacente π_t^s (Π_t^s), no subyacente π_t^{ns} , importada π_t^m (Π_t^m), esperada Π_t^e , externa en términos de una canasta de monedas π_t^{**} (Π_t^{**}) y externa en US\$ π_t^* (Π_t^*).
- Depreciación: observada λ_t (Λ_t) y esperada Λ_t^e .
- Tasas de interés en moneda nacional: de política monetaria (referencia) i_t , interbancaria i_t^{mn} , del mercado monetario $I_t^{c,mn}$ y del mercado bancario $I_t^{b,mn}$.
- Tasas de interés en moneda extranjera: externa de corto plazo i_t^* , externa de largo plazo I_t^* , doméstica interbancaria i_t^{me} , del mercado monetario $I_t^{c,me}$ y del mercado bancario $I_t^{b,me}$.

- **Variables endógenas reales:**

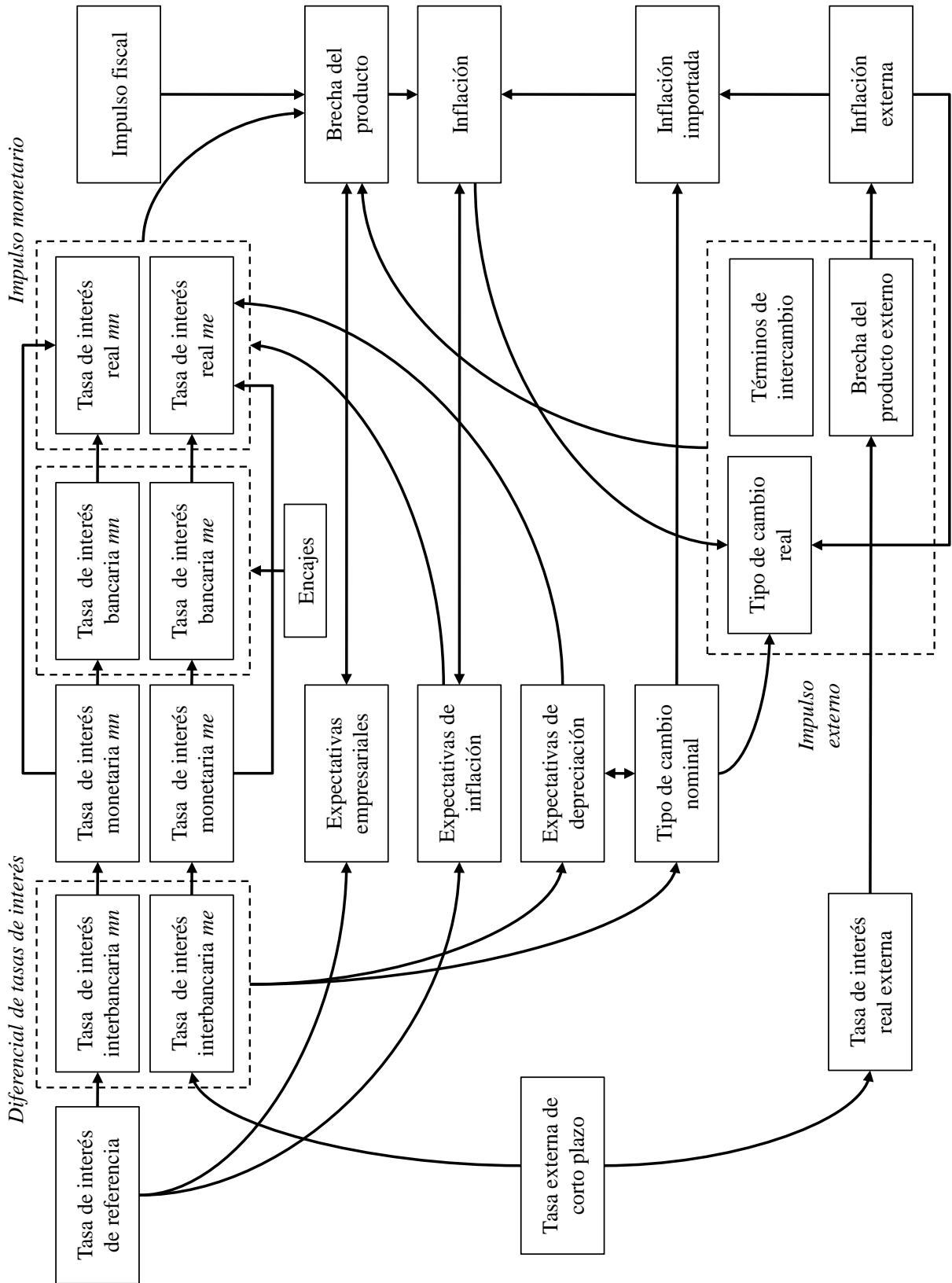
- Tasas de interés reales: en moneda nacional R_t^{mn} , en moneda extranjera (expresada en S/.) R_t^{me} y externa (en US\$) R_t^* .
- Brechas e impulsos: brecha del producto y_t , brecha del producto externo y_t^* , brecha del tipo de cambio real q_t , desvío de la ley de un solo precio q_t^m , brecha de las tasas de interés reales r_t^{mn} y r_t^{me} e impulso monetario ψ_t , impulso de los términos de intercambio τ_t e impulso fiscal ϕ_t .

- **Variables exógenas:** prima por riesgo cambiario ξ_t , primas por liquidez locales μ_t^{mn} y μ_t^{me} e internacional μ_t^* , depreciación de la canasta de divisas de nuestros socios comerciales respecto al dólar u_t , tasas de encajes medio en ambas monedas e_t^{mn} y e_t^{me} y depreciación real de equilibrio ε_t^q .

El Gráfico 1 (p. 13) muestra esquemáticamente los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el MPT. Esta sección y la sección 2 proveen una discusión más detallada de estas interacciones.

⁵ Esta clasificación no necesariamente responde a una noción econométrica de exogeneidad. Posiblemente, con excepción de las variables externas, todas las variables del MPT son endógenas en este sentido econométrico.

GRÁFICO 1. Mecanismos de transmisión de la política monetaria en el MPT



1.1 EL LARGO PLAZO

El estado estacionario es el equilibrio hacia cual el modelo converge. Puesto de otra forma, el estado estacionario corresponde a la proyección de largo plazo del MPT y toda proyección de corto o mediano plazo (para el periodo $t + h$ donde $h > 0$) describe una transición desde el estado actual de la economía ($h = 0$) hacia esta situación de equilibrio estático ($h \rightarrow \infty$).

Con excepción de las tasas de interés reales, las variables reales del MPT se expresan como una brecha (es decir, el desvío porcentual respecto a un valor referencial) o como un impulso (también en términos porcentuales) y por tanto tienen un valor de largo plazo igual a cero,

$$y = y^* = q = q^m = r^{mn} = r^{me} = \psi = \tau = \phi = 0.$$

Por el lado nominal, la tasa de inflación de largo plazo viene dada por la meta del BCRP (actualmente, 2 por ciento) y ciertas restricciones en las ecuaciones del modelo garantizan que

$$\pi = \Pi = \pi^s = \Pi^s = \pi^{ns} = \pi^m = \Pi^m = \Pi^e = \pi^{**} = \Pi^{**} = \pi^* = \Pi^*.$$

Nótese que un supuesto detrás de este estado estacionario es que el BCRP elige la meta de inflación para que coincida con la inflación externa relevante para la economía peruana, $\pi = \pi^*$. La inflación externa es expresada en US\$ y la igualdad $\pi^* = \pi^{**} - u = \pi^{**}$ revela que en estado estacionario la depreciación de las divisas que conforman la canasta de monedas detrás de la inflación externa “pura” (sin efectos valuación) es igual a cero ($u = 0$). Éste es un supuesto que también se extiende al nuevo sol, lo que conlleva a que $\lambda = \Lambda = \Lambda^e = 0$ y es consistente, a su vez, con una depreciación real en el largo plazo igual a cero, $\lambda + \pi^* - \pi = 0$. Conviene mencionar que tanto los niveles del tipo de cambio “canasta/dólar” como los tipos de cambio nominal y real (S/. por US\$) son indeterminados en el MPT.

Las tasas de interés de corto plazo se determinan mediante la paridad descubierta de tasas de interés. Dado que en estado estacionario la depreciación nominal (observada y esperada) es igual a cero, entonces la tasa de interés de corto plazo en nuevos soles es igual a la tasa de interés de corto plazo en dólares más una prima por riesgo cambiario, $i^{mn} = i^{me} + \xi$, donde además $i^{me} = i^*$ e $i^{mn} = i$. En la sección 1.5 se presentan detalles del estado estacionario del resto de tasas de interés en el MPT.

1.2 INFLACIÓN

La meta del BCRP es la inflación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Lima Metropolitana π_t . Como se discute en [Armas y otros \(2011\)](#), una práctica usual y conveniente para el análisis de la inflación π_t es entenderla como el promedio ponderado de dos procesos,

$$\pi_t = c_s \pi_t^s + (1 - c_s) \pi_t^{ns}. \quad (1)$$

El primero es la inflación *subyacente* π_t^s , que alude al componente persistente y predecible de la inflación, asociado estrechamente con el incremento generalizado de precios. La inflación subyacente marca la tendencia de la inflación total y es, por tanto, un indicador útil para orientar las acciones de política monetaria a mediano plazo. El segundo componente es la inflación *no subyacente* π_t^{ns} que recoge variaciones de corto plazo que en general escapan de la zona de influencia de la política monetaria, por dos motivos. Porque normalmente la inflación no subyacente se vincula con condiciones de oferta y no con presiones de demanda en donde la política monetaria tendría un rol estabilizador; y porque estas fluctuaciones usualmente presentan corta duración. No obstante, variaciones en el tipo de cambio nominal

podrían tener efectos importantes sobre la inflación no subyacente, lo que abre un canal de transmisión de la política monetaria más rápido, aunque normalmente menos importante, hacia los precios finales.

Inflación subyacente

Existe una amplia literatura sobre métodos para medir estos componentes de la inflación. Las medidas tendenciales de inflación se revisan periódicamente para incorporar modificaciones que ayuden al proceso de proyección de inflación. Para el caso peruano, BCRP (2006) y Armas y otros (2011) presentan un recuento y muestran que la medida de inflación subyacente publicada en el Cuadro 49 de la NS, que excluye los rubros más volátiles del IPC y representa el $c_s = 63$ por ciento del IPC, cumple con varios criterios que conceptualmente debe ostentar un buen indicador de inflación subyacente.

La inflación subyacente es modelada a través de una curva de Phillips,

$$\pi_t^s = b_m \Pi_t^m + (1 - b_m)[b_\pi \pi_{t-1}^s + (1 - b_\pi) \Pi_t^e] + b_y y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

donde Π_t^e es una medida de inflación esperada y Π_t^m denota la inflación importada, medida en nuevos soles. La curva de Phillips (2) contiene restricciones de homogeneidad tal que en estado estacionario, donde se satisface $y = 0$, ocurre que $\pi^s = \Pi^e = \Pi^m$.

La inflación esperada en (2) es una cifra anual (últimos 4 trimestres) por dos razones. Primero, los datos de encuestas de expectativas que permiten obtener una aproximación empírica de Π_t^e se registran en estas unidades (ver sección 1.7). Segundo, y más importante, al ser un promedio móvil de tasas trimestrales, la tasa anual es más cercana a la noción de una *tendencia* de inflación.

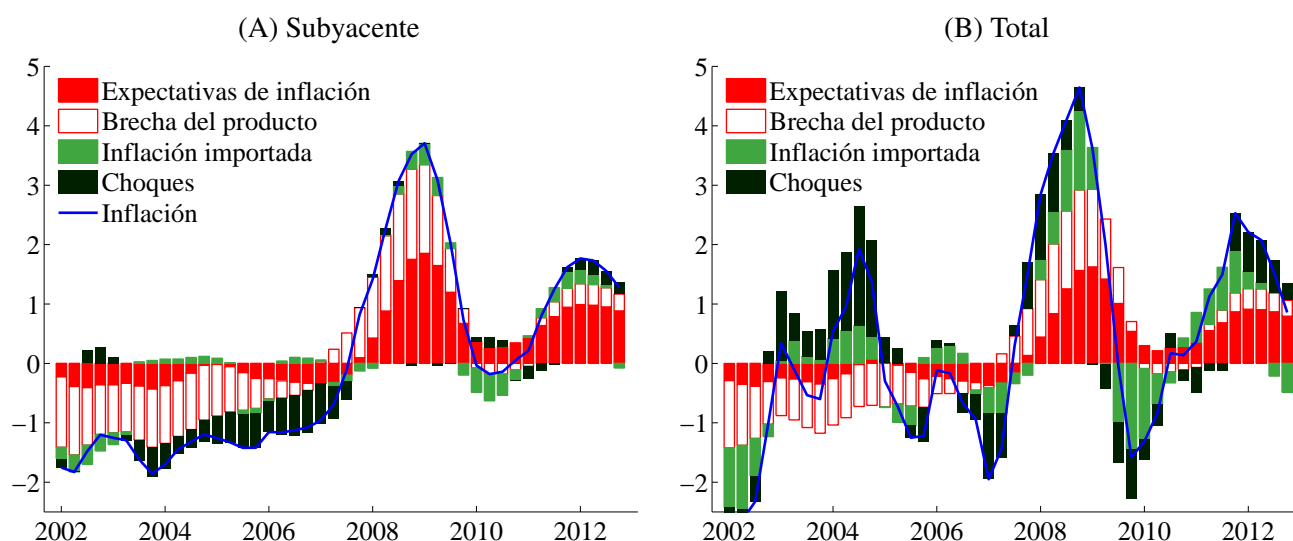
Este último punto es útil para la identificación de la curva de Phillips: imponer *a priori* que los efectos de la inflación esperada se manifiesten en frecuencias relativamente bajas (algo más de un año), mientras que se permite que otros factores afecten a la inflación en frecuencias mayores (menos de un año), facilita la separación del impacto de los distintos determinantes. Ello también se relaciona con el hecho que, como se verá más adelante, Π_t^e corresponde a una expectativa a un año (cuatro trimestres), a diferencia del enfoque de libro de texto de utilizar expectativas un trimestre en adelante. Nelson y Lee (2007) muestran que cuanto mayor es el horizonte de las expectativas en curvas de Phillips prospectivas, es más sencillo discriminar entre movimientos de la inflación cuyo origen son las variaciones de la brecha del producto y_t de aquellas fluctuaciones que son consecuencia de cambios en expectativas. En otras palabras, resulta más fácil identificar el coeficiente b_y (la *pendiente* de la curva de Phillips).

Por su parte, la inflación importada es también medida como un cambio interanual. Ello constituye una manera simple de modelar que, dadas las rigideces que afectan la fijación de los precios en los rubros que componen la inflación subyacente, choques tanto a precios externos como a la depreciación de la moneda se transmitirán a la inflación subyacente de manera gradual (ver Winkelried, 2013).

El Gráfico 2A (p. 16) muestra la descomposición histórica de la inflación subyacente (como desvíos de la meta de inflación) en términos de los determinantes de la curva de Phillips.⁶ Se aprecia que la brecha del producto es la variable que explica la mayor parte de las fluctuaciones de corto plazo de la inflación subyacente (lo que ocurre por construcción, ver sección 4), seguida de cerca por las expectativas de inflación. Si bien existen episodios donde la inflación importada y los choques en la curva de Phillips adquieren relevancia, estos dos factores son, en líneas generales, de segunda importancia.

⁶ Esquemáticamente, la curva de Phillips (2), la ecuación que se obtiene al reemplazar (2) y (3) en (1) y la ecuación de demanda agregada (7) pueden ser escritas como $z_t = \rho z_{t-1} + w_t$, donde z_t es la variable endógena de interés (inflación subyacente, inflación total, o brecha del producto) y w_t es un vector de determinantes *observables*. Las contribuciones mostradas en los Gráficos 2, 4 (p. 20) y 15 (p. 15) se calculan recursivamente como $c_t = \rho c_{t-1} + w_t$, partiendo de una condición inicial c_0 .

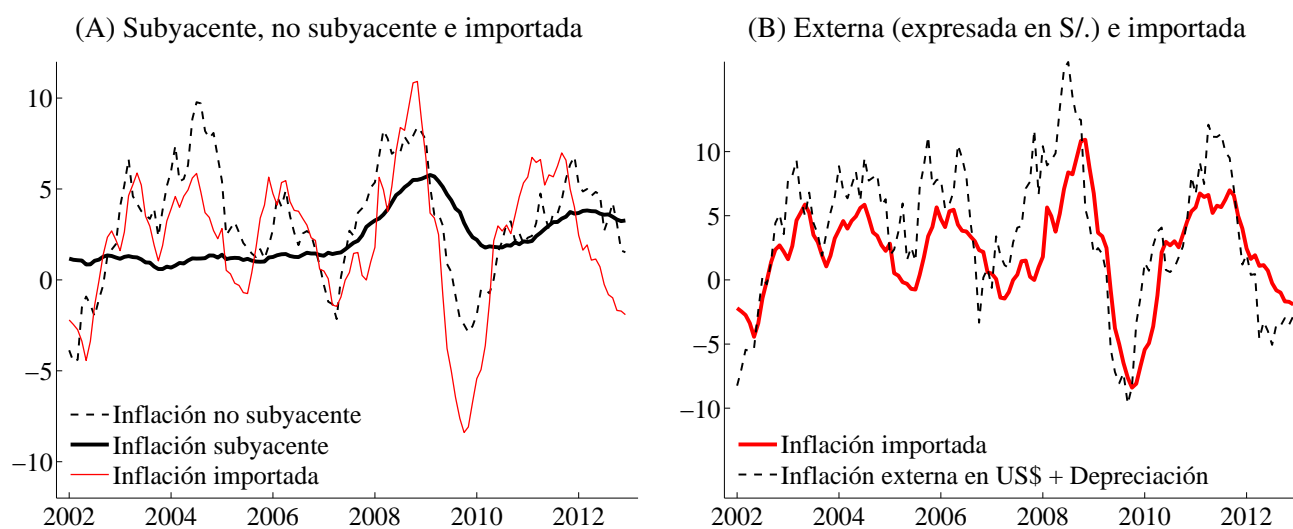
GRÁFICO 2. Determinantes de la inflación



NOTAS: Las inflaciones son expresadas como variaciones de los últimos 4 trimestres y como desvíos respecto a la meta de inflación ($\Pi_t^s - \pi$ y $\Pi_t - \pi$). Las fuentes de información se encuentran en la nota al Gráfico 3. La versión electrónica de este documento muestra este Gráfico a colores.

Sin embargo, a través de sus efectos sobre la inflación no subyacente, la inflación importada adquiere un mayor protagonismo al explicar la inflación total, como se aprecia en el Gráfico 2B. Todo ello resume los canales por los que la política monetaria afecta finalmente a la inflación en el MPT (ver Gráfico 1): la brecha del producto – a través del efecto de acciones de política sobre las condiciones monetarias de la economía, sección 1.5 –, la inflación esperada – a través de cómo estas acciones influyen en la formación de expectativas, sección 1.7 – y la inflación importada – a partir de movimientos en el tipo de cambio nominal, sección 1.4.

GRÁFICO 3. Varios conceptos de inflación



NOTAS: Las inflaciones son expresadas como variaciones de los últimos 12 meses. Los datos de las inflaciones no subyacente y subyacente provienen del Cuadro 49 de la NS. Los datos de inflación externa en US\$ se encuentran en el Cuadro 45 y los de tipo de cambio nominal, en el Cuadro 40. La inflación importada es la variación del Índice de Precios al Por Mayor (IPM) de productos importados publicada por el INEI (www.inei.gob.pe).

Inflación no subyacente

Respondiendo a la regularidad empírica mostrada en el Gráfico 3A (p. 16), la inflación no subyacente en el MPT se modela como un promedio ponderado entre la inflación subyacente y la inflación importada

$$\pi_t^{ns} = b_s \pi_t^s + (1 - b_s) \pi_t^m + \varepsilon_t, \quad (3)$$

donde en estado estacionario $\pi^{ns} = \pi^s = \pi^m = \pi$. Esta ecuación puede escribirse alternativamente como $\pi_t^{ns} - \pi_t^s = (1 - b_s)(\pi_t^m - \pi_t^s) + \varepsilon_t$, lo que permite apreciar que movimientos anómalos de la inflación no subyacente (esto es, desvíos de un valor referencial o tendencial dado por π_t^s) son el resultado del traspaso de movimientos igualmente anómalos de la inflación importada π_t^m (fuertemente influenciados por las cotizaciones internacionales de productos alimenticios y combustibles) y un choque ε_t asociado a condiciones de oferta domésticas (factores climáticos, problemas con el abastecimiento de algunos alimentos, entre otros). En la práctica, la proyección de corto plazo de estos choques de oferta proviene de expertos. Nótese que, a diferencia de lo contemplado en (2), la inflación importada en (3) es medida como una variación trimestral, lo que refleja la rápida transferencia de las fluctuaciones de precios importados a los precios que componen la inflación no subyacente.

Inflación importada

La inflación importada tiene como principal determinante la inflación externa expresada en nuevos soles, como se aprecia en el Gráfico 3B. En estricto, como se describe Monacelli (2005), la inflación importada responde a los desvíos de la ley de un solo precio, en un contexto de traspaso incompleto de precios internacionales hacia precios domésticos. Este comportamiento es capturado en la curva de Phillips

$$\pi_t^m = c_{mm} \pi_{t-1}^m + (1 - c_{mm}) \mathbb{E}_t(\Pi_{t+4}^m) + c_{mq} q_{t-1}^m + \varepsilon_t, \quad (4)$$

que presenta un componente inercial y uno de expectativas. La variable q_t^m mide el precio externo de las importaciones (expresado en moneda nacional) relativo al precio doméstico (es decir, los desvíos de la ley de un solo precio) y satisface la recursión

$$q_t^m = q_{t-1}^m + \frac{1}{4}(\pi_t^* + \lambda_t - \pi_t^m), \quad (5)$$

donde π_t^* es la inflación externa expresada en dólares, de modo que $\lambda_t + \pi_t^*$ es la inflación externa expresada en nuevos soles. Una depreciación nominal induce a un diferencial entre el precio pagado por los importadores en mercados internacionales y el precio cobrado domésticamente, generando así un incremento en los costos marginales que enfrentan los importadores y presiones inflacionarias en la primera etapa de la cadena distributiva de bienes.

Expectativas de inflación

En teoría, bajo un esquema de metas de inflación, el Banco Central debería responder con acciones de política monetaria oportunas a choques que afecten las expectativas de inflación. El ejemplo típico es un “choque de demanda” que altera las expectativas al revelar presiones inflacionarias en el futuro. Por lo mismo, en libros de texto cotidianamente se concluye que el Banco Central no debería responder a “choques de oferta”. Esta conclusión descansa en el supuesto de que estos choques, que pueden ser de gran magnitud, tienen una duración limitada y revierten rápidamente (de hecho, éste es el argumento detrás de la clasificación “subyacente versus no subyacente” presentado anteriormente).

En la práctica, no obstante, debe considerarse la posibilidad de que el choque de oferta sea tan duradero que afectaría las expectativas de inflación. En BCRP (2012b) se documenta que éste pareciera ser el caso

observado con el incremento del precio de alimentos en mercados internacionales durante los años 2007 y 2008, incluso controlando por una brecha del producto positiva en ese periodo (este fenómeno se aprecia en el Gráfico 2B). Al diferenciar choques de oferta “normales” (de corta duración) y choques de oferta “persistentes”, se encuentra que los primeros no muestran efectos sobre la inflación subyacente, mientras que los segundos sí lo hacen. El canal de transmisión es el de expectativas y a continuación se muestra que este efecto está adecuadamente capturado en el MPT.

De (1) y (3) se obtiene que $\pi_t = \pi_t^s + v_t$ donde $v_t = (1 - c_s)(1 - b_s)(\pi_t^m - \pi_t^s) + \varepsilon_t$ responde a la noción tradicional de “choque de oferta” sobre la inflación. Por simplicidad, asuma que v_t puede ser bien caracterizado por un proceso dinámico de la forma $v_t = \delta v_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t$, donde el parámetro $|\delta| < 1$ mide su persistencia y $\tilde{\varepsilon}_t$ es una variable de media cero y de corta dependencia temporal, tal que $\mathbb{E}_t(\tilde{\varepsilon}_{t+h}) = 0$ para todo $h > h_0$ donde h_0 denota un número reducido de trimestres. Así, se verifica que

$$\mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}) \simeq \mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}^s) + \frac{\delta^{h-3}}{4} \left(\frac{1 - \delta^4}{1 - \delta} \right) v_t.$$

Cuando h es lo suficientemente grande, independientemente del valor de δ , se tiene que $\delta^h \simeq 0$ por lo que $\mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}) \simeq \mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}^s)$. La inflación esperada en el mediano plazo corresponde a la inflación subyacente esperada, lo que revela el carácter tendencial de Π_t^s . Para horizontes de proyección menores, los desvíos ocasionados por v_t podrían tener efectos sobre las expectativas, siempre y cuando estos choques sean percibidos como duraderos. Si δ es pequeño ($\delta \simeq 0$), v_t corresponde a un desvío que revierte rápidamente (el “choque de oferta” de libro de texto) y se tiene que $\mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}) \simeq \mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}^s) + \frac{1}{4}\delta^{h-3}v_t \simeq \mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}^s)$. Así, para $\delta \simeq 0$ el choque no afecta a la formación de expectativas. Ocurre lo contrario cuando δ es grande ($\delta \simeq 1$), una situación que corresponde al caso de un “choque de oferta” de efectos persistentes sobre la inflación. Ahora se tiene que $\mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}) \simeq \mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}^s) + \delta^{h-3}v_t \simeq \mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}^s) + v_t$, por lo que v_t se traslada a las expectativas de inflación. En otras palabras, ante choques de oferta muy persistentes, las expectativas de inflación podrían *contaminarse*. Ello a su vez retroalimenta a la inflación al afectar la inflación subyacente, lo que finalmente motivaría una respuesta de política monetaria que detenga la incipiente espiral inflacionaria.

1.3 CRECIMIENTO ECONÓMICO Y BRECHA DEL PRODUCTO

Como se discute en Vega (2010), bajo la óptica neokeynesiana inherente en el MPT, la descomposición del PBI observado en un componente tendencial y un componente transitorio juega un rol central en el análisis de la dinámica de la inflación. La idea detrás de este planteamiento es que únicamente el PBI “excesivo”, que proviene del crecimiento impulsado por factores de demanda, genera inflación. En cambio, el incremento de las capacidades productivas, asociado con la oferta agregada de la economía, afecta solamente al crecimiento de largo plazo.

Así, el *producto potencial* corresponde al nivel de producción que prevalece en una situación en donde la inflación es igual a su valor de largo plazo y, en tal carácter, el crecimiento potencial no es inflacionario. Por su parte, la *brecha de producto* es el desvío transitorio del producto en torno al potencial, y representa las fluctuaciones del producto generadas por excesos de demanda. En otras palabras, la brecha del producto es, por definición, un indicador agregado de presiones inflacionarias.

Si Y_t denota al logaritmo del PBI observado e \bar{Y}_t representa al logaritmo del PBI potencial, se cumple que $Y_t = \bar{Y}_t + y_t$. Asimismo, si $\gamma_t = 4(Y_t - Y_{t-1})$ es la tasa de crecimiento trimestral anualizada del PBI y $\bar{\gamma}_t = 4(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1})$ es la tasa de crecimiento potencial anualizado, se consigue la identidad

$$\gamma_t = \bar{\gamma}_t + 4(y_t - y_{t-1}). \quad (6)$$

El crecimiento observado, al incluir los efectos de expansiones o contracciones de demanda de corto plazo, es siempre más volátil que el crecimiento potencial. De (6) queda claro que los *cambios* en la brecha del producto generan crecimiento económico. Por otro lado, de (2) se concluye que el *nivel* de esta brecha genera inflación. La sección 4 discute con más detalle estas distinciones.

En el MPT, el crecimiento potencial \bar{y}_t es un proceso exógeno, mientras que la brecha del producto surge de la confluencia de impulsos de varias índoles, asociados con factores que aceleran o desaceleran la demanda agregada. Todo ello, resumido en la ecuación

$$y_t = a_y y_{t-1} + a_{y^e} y_t^e - a_\psi \psi_{t-1} + a_\phi \phi_t + a_q q_t + a_\tau \tau_t + a_{y^*} y_t^* + \varepsilon_t. \quad (7)$$

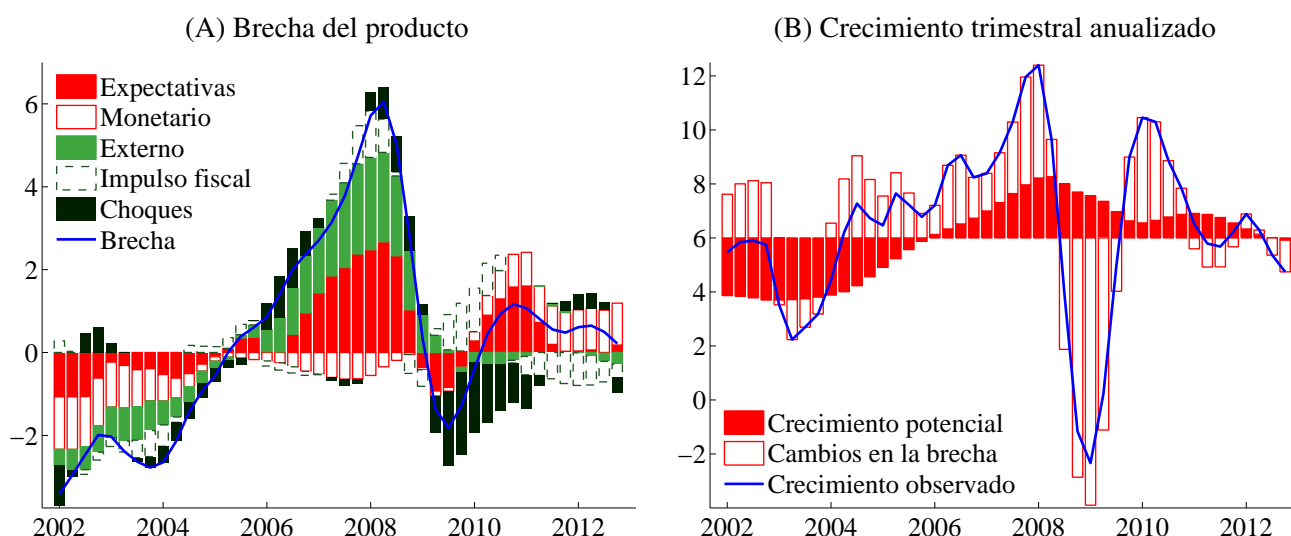
El primer término en (7), y_{t-1} , es un componente inercial que refleja los costos de ajuste a los que están sujetas las decisiones de consumo e inversión. El segundo término y_t^e es la *brecha del producto esperada*. Como se detalla en la sección 1.7, esta expectativa es igual a $y_t^e = y_{t-1} + x_t^e$, donde x_t^e representa los cambios esperados en la brecha y mide el optimismo o pesimismo de los agentes económicos sobre futuros prospectos de la economía (*expectativas empresariales*).

Los dos determinantes siguientes en (7) resumen los efectos directos de la política económica doméstica. El tercer término ψ_{t-1} es un indicador de *impulso monetario*, tanto en nuevos soles como en dólares, cuya determinación se explica en la sección 1.5. Este indicador, que es el equivalente a la brecha de la tasa de interés real en una economía parcialmente dolarizada, aparece en la demanda agregada con un rezago, capturando así las rigideces propias del rezago de política monetaria. Por su parte, el término ϕ_t es el *impulso fiscal* generado a partir de las decisiones de gasto público y política tributaria del gobierno.

Las condiciones externas que influyen sobre la actividad doméstica corresponden a los tres últimos determinantes en (7). La *brecha del tipo de cambio real* q_t recoge un efecto de competitividad y se explica en la sección 1.4. Una depreciación [apreciación] real abarata [encarece] los bienes domésticos con relación a los bienes producidos por nuestros socios comerciales, lo que estimula [contiene] las exportaciones netas, afectando así a la demanda agregada. Por su parte, el *impulso de los términos de intercambio* τ_t intenta recoger los efectos sobre la inversión (rentabilidad) y el consumo (riqueza) originados a partir de fluctuaciones en las cotizaciones internacionales de *commodities*, mientras que la inclusión de la *brecha del producto de los socios comerciales* y_t^* captura el efecto cantidad sobre la demanda por exportaciones producido por los ciclos económicos internacionales. La determinación de y_t^* y τ_t se discute en la sección 1.8. Finalmente, ε_t denota un choque de demanda.

El Gráfico 4A (p. 20) presenta la evolución de la brecha del producto desde el año 2002, así como las contribuciones de sus determinantes. Inicialmente, hasta el año 2005, la brecha del producto mantuvo niveles negativos, un hecho consistente con una inflación subyacente cercana al límite inferior del rango meta, como se aprecia en el Gráfico 2A, y que permite confirmar, por ejemplo, que el brote inflacionario del año 2004 observado en el Gráfico 2B no estuvo asociado con factores de demanda. A inicios de la década del 2000, el Perú se encontraba en un periodo recesivo que explica esta situación inicial. Luego, la economía experimenta condiciones externas particularmente favorables que conllevan a una importante fase de crecimiento, donde la brecha del producto se incrementa rápidamente. Un factor expansivo adicional es la confianza empresarial, alimentada por la bonanza macroeconómica.

El inicio de la crisis internacional a fines del año 2008 contrajo rápidamente el impulso externo y deterioró las expectativas empresariales. Se aprecia que, como respuesta a estas condiciones desfavorables, la política doméstica responde contracíclicamente y tanto el impulso monetario como el fiscal compensan los efectos contractivos mencionados. La rápida recuperación de la economía a partir del año 2010 se explica, por un lado, por el optimismo de los agentes económicos – al aprender que a pesar del gran choque externo los fundamentos de la economía doméstica se mantuvieron robustos – y, por otro

GRÁFICO 4. Determinantes de la brecha del producto y del crecimiento económico

NOTAS: Los datos de PBI son desestacionalizados, como se detalla en la sección 4, y provienen del Cuadro 81 de la NS. La versión electrónica de este documento muestra este Gráfico a colores.

lado, por condiciones monetarias expansivas – reflejando en parte la importante entrada de capitales que economías emergentes como la peruana atestiguaron a raíz de las políticas monetarias expansivas en el mundo desarrollado (ver [Quispe y Rossini, 2010](#)).

El Gráfico 4B muestra la descomposición del crecimiento económico. Se aprecia que el crecimiento potencial, dada su naturaleza tendencial, tiende a responder gradualmente a los desarrollos económicos. Así pues, hasta antes de la crisis internacional, se registra una transición suave desde niveles de 4 por ciento hacia 8 por ciento. Luego de la crisis, el crecimiento potencial tiende a estabilizarse a niveles promedio (alrededor de 6 por ciento). Las fuertes fluctuaciones registradas en la tasa de crecimiento del PBI, por ejemplo el “frenazo” cuando el pánico internacional se desata hacia fines de 2008 y el rápido rebote en el año 2010, son consecuencia de los cambios en la brecha del producto.

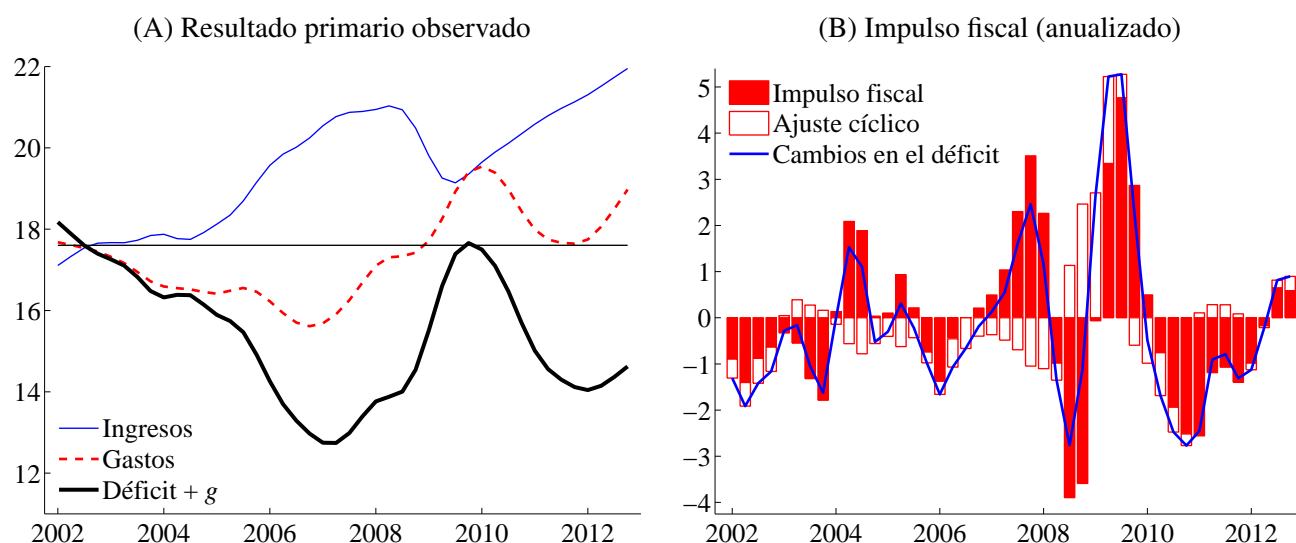
Impulso fiscal

Siguiendo a [Vega y otros \(2009\)](#), en el MPT se construye una medida de impulso fiscal diseñada para capturar los efectos de cambios discretos en la política fiscal. El impulso fiscal corresponde al cambio en el *déficit primario estructural*, que es la medida del déficit primario obtenida una vez que se corrigen los ingresos del gobierno general por el impacto del ciclo económico (véase [BCRP, 2008](#)).

Sea $D_t = \text{Gastos}_t - \text{Ingresos}_t$, el déficit primario del gobierno general y sea $\bar{D}_t = \text{Gastos}_t - \text{Ingr\u00e9sos}_t$, el déficit primario estructural, que depende del nivel de ingresos que excluye efectos c\u00edclicos. Es importante enfatizar que en el c\u00e1lculo del resultado estructural se ajustan solamente los ingresos, ya que se asume que los gastos del gobierno general no responden en forma autom\u00e1tica al entorno econ\u00f3mico en el que opera el fisco, sino que sus cambios reflejan decisiones de pol\u00edtica de las autoridades fiscales.

Por su parte, $A_t = \text{Ingresos}_t / \text{PBI}_t$ define la presi\u00f3n tributaria observada en el periodo t y, de manera an\u00e1loga, $\bar{A}_t = \text{Ingr\u00e9sos}_t / \text{PBI}_t$ denota la presi\u00f3n tributaria estructural, como porcentaje del PBI potencial (en estado estacionario, $A_t = \bar{A}_t = A$). Asimismo, $d_t = D_t / \text{PBI}_t$ denota al d\u00e9ficit primario observado como porcentaje del PBI y $\bar{d}_t = \bar{D}_t / \text{PBI}_t$ es el d\u00e9ficit estructural como porcentaje del PBI potencial (en estado estacionario, $d_t = \bar{d}_t = d$). Defina el ratio de gasto a PBI como $g_t = d_t + A_t$, con un valor de estado estacionario g . De la definici\u00f3n de \bar{D}_t , junto con la identidad $\text{PBI}_t / \text{PBI}_t = 1 + y_t$, el d\u00e9ficit estructural puede escribirse como $\bar{d}_t = g_t(1 + y_t) - \bar{A}_t$, que es aproximadamente igual a $\bar{d}_t = g_t - \bar{A}_t + g y_t$, de donde

GRÁFICO 5. Resultado primario del gobierno general e impulso fiscal



NOTAS: Los ingresos y gastos fiscales son del gobierno general y provienen del Cuadro 107 de la NS. Los gastos incluyen el resultado de las operaciones de empresas estatales. Los ingresos fiscales incorporan una corrección por ingresos extraordinarios en épocas de términos de intercambio elevados (véase BCRP, 2008). Los datos son desestacionalizados.

se desprende que el impulso fiscal $\phi_t = \bar{d}_t - \bar{d}_{t-1}$ es igual a

$$\phi_t = (g_t - g_{t-1}) - (\bar{A}_t - \bar{A}_{t-1}) + g(y_t - y_{t-1}). \quad (8^*)$$

Los incrementos del gasto público generan impulsos fiscales positivos, mientras que los incrementos en la presión tributaria estructural generan impulsos fiscales negativos. Toda vez que los cambios tendenciales en la presión tributaria se vinculan con reformas estructurales y mejoras en la tecnología de recaudación del fisco, se espera que \bar{A}_t varíe lenta e infrecuentemente. Así, si $\bar{A}_t \approx \bar{A}_{t-1}$ la mayor parte del tiempo, (8*) revela que $g_t - g_{t-1}$ es la principal fuente del impulso.

Puede obtenerse una versión del impulso fiscal ligeramente distinta a (8*), que tiene la virtud de no depender del nivel tendencial \bar{A}_t . En particular, si se asume que la presión tributaria es procíclica y se parametriza esta relación como $A_t - \bar{A}_t = \theta_y y_t$, donde θ_y es la elasticidad de los ingresos del gobierno respecto al PBI, se obtiene que $\bar{d}_t = d_t + c_\phi y_t$, donde $c_\phi = \theta_y + g$. Ello que implica que

$$\phi_t = (d_t - d_{t-1}) + c_\phi (y_t - y_{t-1}), \quad (8^{**})$$

y se llega al resultado más familiar, similar al presentado en Vega y otros (2009), que el impulso fiscal viene dado por los cambios en el déficit primario corregidos por el ciclo económico.

Es bueno mencionar que (8**) tiene la interpretación de una ecuación de medición más que de una ecuación de comportamiento del fisco. El déficit observado fluctúa por la posición de la economía en el ciclo, que afecta a los ingresos fiscales, y por acciones exógenas de política fiscal recogidas en ϕ_t . En ese sentido, para facilitar la lectura de las fuentes de cambios en el déficit, conviene reescribir (8**) como

$$d_t - d_{t-1} = -c_\phi (y_t - y_{t-1}) + \phi_t. \quad (8)$$

Ciertamente, podría pensarse en introducir reglas fiscales, como en Montoro y Moreno (2008) o Córdova y Rojas (2010), con el propósito de separar el impulso fiscal en componentes sistemáticos y choques (como se modela, por ejemplo, la política monetaria en la sección 1.6). No obstante, para fines de simulación y proyección, se prefiere mantener el carácter de la política fiscal como discrecional.

El Gráfico 5A (p. 21) muestra la evolución de los ingresos y gastos del gobierno general, así como del resultado primario observado. El Gráfico 5B presenta la descomposición de los cambios en el resultado primario observado en ajustes cíclicos e impulso fiscal, ecuación (8).

1.4 TIPO DE CAMBIO

Tipo de cambio nominal

En el MPT, la depreciación nominal se determina a partir de una versión de la paridad descubierta de tasas de interés (PDI). Bajo este enfoque, el tipo de cambio nominal responde a movimientos de una variable fundamental: el diferencial de tasas de interés en moneda nacional y extranjera. En la literatura, este tipo de modelos ha sido duramente criticado por no contar con una capacidad predictiva adecuada. No obstante, el análisis de [Engle y otros \(2007\)](#) da luces de que esta falta de poder predictivo no sólo es la consecuencia natural de un modelo teórico bien especificado, sino que también puede deberse a modelos empíricos mal especificados. Por ejemplo, típicamente se toma el diferencial de tasas de interés, y sus rezagos, como variable explicativa cuando lo relevante es tomar la trayectoria futura esperada de este fundamento. Para el caso peruano, [Humala \(2007\)](#) presenta evidencia mixta y concluye que el cumplimiento de la PDI depende de la volatilidad del diferencial de tasas. A pesar de la controversia, la PDI resulta útil para los objetivos de predicción y de simulación a mediano plazo que el MPT persigue.

La PDI establece una condición de no arbitraje entre activos de corto plazo denominados en moneda nacional, con retornos iguales a i_t^{mn} , y activos de corto plazo denominados en moneda extranjera, cuyos retornos ajustados por riesgo cambiario son iguales a $i_t^{me} + \xi_t$. El ajuste por riesgo rescata el hecho de que, aunque cercanos, los activos en distintas monedas no son sustitutos perfectos. En equilibrio, los retornos esperados de invertir en ambos activos deben ser iguales, una vez que son expresados en la misma moneda. Así, la depreciación esperada es determinada por el diferencial de tasas de interés. Formalmente,

$$4(\text{TC}_{t+1}^e - \text{TC}_t) = i_t^{mn} - (i_t^{me} + \xi_t) \quad \text{y} \quad \text{TC}_{t+1}^e = \left(\frac{\rho_\lambda}{1 + \rho_\lambda} \right) \mathbb{E}_t(\text{TC}_{t+1}) + \left(\frac{1}{1 + \rho_\lambda} \right) (\text{TC}_{t-1} + \varepsilon_t^{\text{PDI}}), \quad (9^*)$$

donde TC_{t+1} denota el logaritmo del tipo de cambio nominal y TC_{t+1}^e es el logaritmo del tipo de cambio esperado para el siguiente período. Esta esperanza se forma como el promedio entre los pronósticos de agentes plenamente racionales, $\mathbb{E}_t(\text{TC}_{t+1})$, y de agentes ingenuos, $\text{TC}_{t-1} + \varepsilon_t^{\text{PDI}}$. El enfoque ingenuo corresponde a la proyección univariada del paseo aleatorio que acumula el ruido $\varepsilon_t^{\text{PDI}}$; es decir, la proyección de TC_{t+h} para todo $h > 0$ es $\text{TC}_t \equiv \text{TC}_{t-1} + \varepsilon_t^{\text{PDI}}$. El coeficiente $1/(1 + \rho_\lambda)$ puede interpretarse como la fracción de agentes que toman decisiones formando sus expectativas de manera ingenua, y claramente introduce un componente inercial en la determinación del tipo de cambio. Como se discute en [Castillo y otros \(2009\)](#), ello aísla parcialmente al tipo de cambio de los efectos causados por fluctuaciones en el entorno económico, lo que se asemeja al comportamiento inducido por la intervención cambiaria por parte de la autoridad monetaria, sin la necesidad de modelar explícitamente dicha intervención.

Al combinar ambas ecuaciones en (9*) se obtiene la PDI en términos de la depreciación nominal,⁷

$$\lambda_t = \rho_\lambda \mathbb{E}_t(\lambda_{t+1}) + (1 + \rho_\lambda)(i_t^{me} + \xi_t - i_t^{mn}) + \varepsilon_t^{\text{PDI}}. \quad (9)$$

Por otro lado, el diferencial de tasas de interés puede ser medido de una manera alternativa y, posiblemente, más estándar. Las variables i_t^{mn} e i_t^{me} son tasas domésticas interbancarias y, como se precisa en las ecuaciones (12) y (17) más adelante, pueden ser adecuadamente modeladas como la suma de tasas

⁷ [Adolfson y otros \(2008\)](#) proveen una motivación alternativa para la PDI representada en (9).

referenciales, respectivamente i_t – la tasa de política monetaria – e i_t^* – la tasa de interés externa de corto plazo –, más perturbaciones de corta duración y esperanza cero que recogen el impacto de las operaciones monetarias del BCRP en el mercado interbancario. Así, $i_t^{me} + \xi_t - i_t^{mn} = i_t^* + \xi_t - i_t + \check{\xi}_t$, donde $\check{\xi}_t$ es un choque derivado de los procedimientos operativos mencionados, por lo que (9) puede escribirse en términos de i_t e i_t^* , dejando que el choque al tipo de cambio absorba a $\check{\xi}_t$. No obstante, $\check{\xi}_t$ contiene información predecible, ya que captura el efecto de corto plazo de intervenciones cambiarias, sobre todo en el mercado interbancario en dólares. Por ello, utilizar tasas interbancarias – que ya incorporan $\check{\xi}_t$ – en la PDI, provee una manera sencilla de monitorear los efectos de la intervención cambiaria (y de cambios en el riesgo soberano), a partir de los cambios temporales que induce sobre el diferencial de tasas de interés.

Es ilustrativo estudiar más a fondo las implicancias de (9) en la determinación de λ_t . Para ello, defina los *promedios esperados futuros*⁸

$$I_t^{mn} = (1 - \rho_\lambda) \sum_{h=0}^{\infty} (\rho_\lambda)^h \mathbb{E}_t(i_{t+h}^{mn}), \quad I_t^{me} = (1 - \rho_\lambda) \sum_{h=0}^{\infty} (\rho_\lambda)^h \mathbb{E}_t(i_{t+h}^{me}), \quad \Xi_t = (1 - \rho_\lambda) \sum_{h=0}^{\infty} (\rho_\lambda)^h \mathbb{E}_t(\xi_{t+h}).$$

En estado estacionario $I^{mn} = i^{mn}$, $I^{me} = i^{me}$ y $\Xi = \xi$, de modo que $I^{me} + \Xi - I^{mn} = 0$. Tras expandir recursivamente (9) y considerar que $\mathbb{E}_t(\varepsilon_{t+h}^{PDI}) = 0$ para todo $h > 0$, la PDI puede ser expresada de manera más compacta como

$$\lambda_t = \theta_\lambda (I_t^{me} + \Xi_t - I_t^{mn}) + \varepsilon_t^{PDI} \quad \text{donde} \quad \theta_\lambda = \frac{1 + \rho_\lambda}{1 - \rho_\lambda}. \quad (9^{**})$$

Esta ecuación revela que la depreciación corriente depende de los desarrollos futuros de la economía. En particular, un incremento en i_t^{mn} – al incrementar I_t^{mn} – conlleva a una apreciación nominal, mientras que incrementos en i_t^{me} o ξ_t – al aumentar $I_t^{me} + \Xi_t$ – se asocian con presiones depreciatorias. Además, el parámetro ρ_λ hace las veces de un factor de descuento. Cuanto mayor sea éste (menor la fracción de agentes ingenuos) la depreciación nominal será más sensible a eventos esperados en el futuro más remoto.

El panel A del Gráfico 6 (p. 24) muestra la evolución de I_t^{mn} e $I_t^{me} + \Xi_t$, mientras que el panel B presenta gráficamente la ecuación (9^{**}). Se aprecia que los choques a la PDI son importantes para explicar las variaciones de muy corto plazo de la depreciación nominal. Dado que estos choques provienen del proceso de formación de TC_{t+1}^e en (9^{*}), se concluye que los movimientos de alta frecuencia del tipo de cambio son consecuencia de cambios en expectativas. El diferencial de tasas de interés, por su parte, es capaz de recoger presiones apreciatorias o depreciatorias cuando éstas son más sistemáticas y duraderas. Estos hallazgos son consistentes con las conclusiones de [Engle y otros \(2007\)](#).

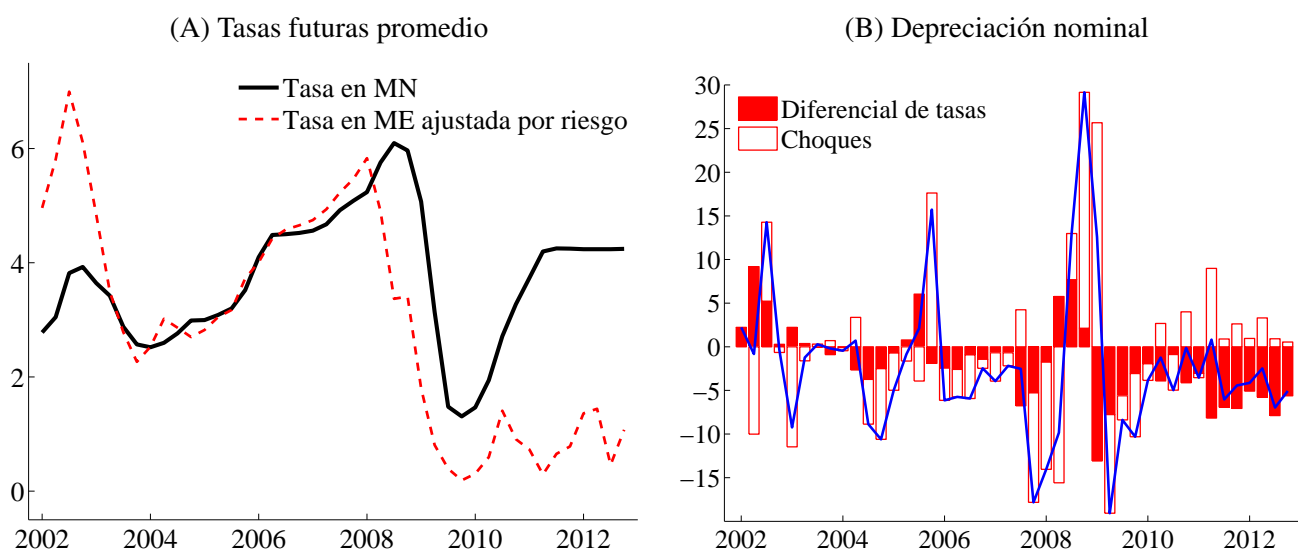
Tipo de cambio real

La brecha del tipo de cambio real multilateral respecto a un nivel de equilibrio es un determinante de la demanda agregada. Si TCR_t denota al logaritmo del tipo de cambio real multilateral se tiene la identidad $4(TCR_t - TCR_{t-1}) = \pi_t^* + \lambda_t - \pi_t$; esto es, la depreciación real multilateral es la suma de la inflación externa en dólares más la depreciación nominal menos la inflación doméstica.

Por su parte, el nivel de equilibrio del tipo de cambio real multilateral $T\bar{C}R_t$ responde a variables fundamentales que no se encuentran directamente incorporadas en el MPT, como la posición neta de activos externos de la economía, la productividad de la economía relativa a la de los socios comerciales, entre otras (véase [Rodríguez y Winkelried, 2011](#); [Rossini y otros, 2013](#)). En la práctica, $T\bar{C}R_t$ es

⁸ Dado que $\mathbb{E}_t(i_{t+h}^{mn}) = \mathbb{E}_t(i_{t+h})$ y $\mathbb{E}_t(i_{t+h}^{me}) = \mathbb{E}_t(i_{t+h}^*)$ para $h > 0$, los promedios I_t^{mn} e I_t^{me} pueden ser expresados en términos de tasas referenciales de corto plazo, en lugar de tasas interbancarias. La discrepancia $\check{\xi}_t$ para $h = 0$ será absorbida por ε_t^{PDI} .

GRÁFICO 6. Paridad descubierta de tasas de interés



NOTAS: El tipo de cambio nominal utilizado es el interbancario venta publicado en el Cuadro 40 de la NS. La tasas de interés interbancarias provienen de los Cuadros 20 y 21 de la NS. El riesgo cambiario es una función lineal del *Emerging Market Bond Index Stripped Spread* (EMBI) de Perú, elaborado por JP Morgan y publicado en el Cuadro 37 de la NS.

determinado por modelos satélite y, desde el punto de vista univariado, es bien caracterizado por un paseo aleatorio, $T\bar{C}R_t = T\bar{C}R_{t-1} + \varepsilon_t^q$, donde ε_t^q es un choque de varianza reducida. De este modo, la brecha de interés se define como $q_t = TCR_t - T\bar{C}R_t$. Tras tomar primeras diferencias se obtiene

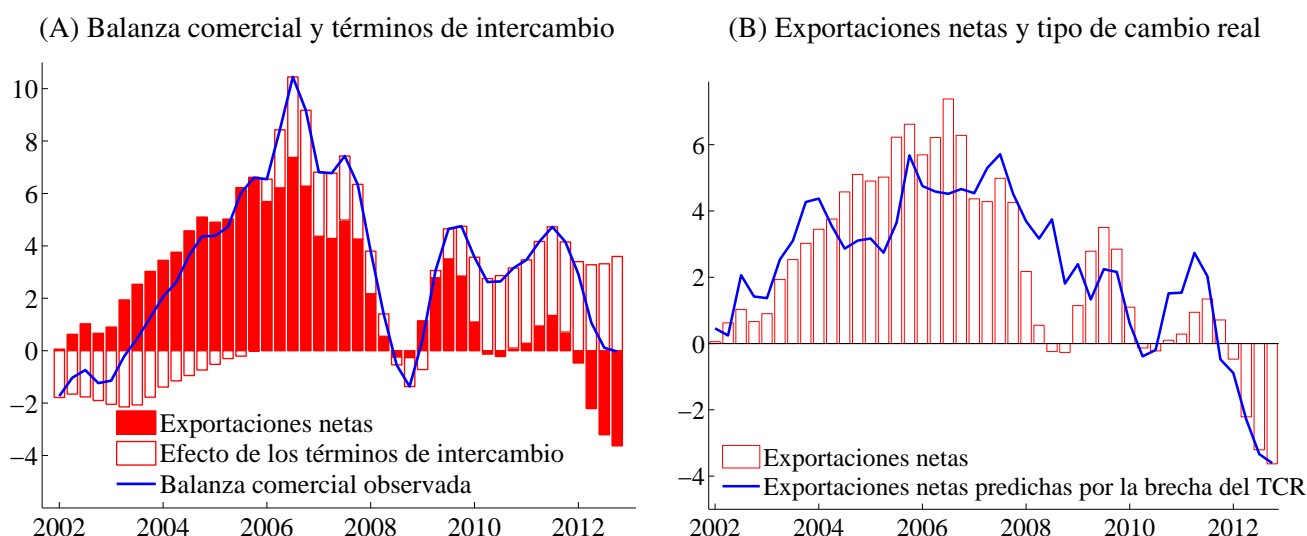
$$q_t = q_{t-1} + \frac{1}{4}(\pi_t^* + \lambda_t - \pi_t) - \varepsilon_t^q. \quad (10)$$

Por simplicidad, en este documento se considera que el tipo de cambio real de equilibrio es constante e igual al promedio del tipo de cambio real observado durante las 2 décadas que van de 1992 a 2012. Ello equivale a fijar $\varepsilon_t^q = 0$ en (10) e iniciar esta recursión en un valor adecuado q_0 .

La racionalidad detrás de la inclusión de q_t en (7) es que esta brecha aproxima el efecto de la competitividad del sector transable sobre la demanda agregada. En otras palabras, q_t debería reflejar la evolución de la balanza comercial de bienes y servicios (es decir, cuenta corriente sin renta de factores ni transferencias corrientes). Para verificar esta aseveración es importante notar que los registros históricos de la balanza comercial se ven fuertemente influenciados por los términos de intercambio, un efecto precio, dado que nuestra economía es mayoritariamente primario exportadora. El Gráfico 7A (p. 25) presenta la evolución de la balanza comercial observada, así como estimaciones de las exportaciones netas que excluyen este efecto precio y que se toman como un indicador de desempeño del sector transable. Así, el Gráfico 7B muestra que, tomando los términos de intercambio (que son en sí mismos determinantes de la demanda agregada) como dados, la asociación entre las exportaciones netas y q_t es visiblemente estrecha.

1.5 TASAS DE INTERÉS REALES

Un canal de transmisión de choques de política monetaria central en el MPT es el canal “tradicional” de tasas de interés. Aquí, las decisiones de política monetaria, materializadas en cambios en la tasa de interés de referencia y en los requerimientos de encaje, afectan la estructura de tasas de interés de la economía lo que se traduce, dadas las rigideces nominales en la formación de precios y rigideces de información en la formación de expectativas, en cambios en las tasas de interés reales. Al ser las tasas reales las relevantes para las decisiones de gasto, el choque de política monetaria afecta, finalmente, a la demanda agregada.

GRÁFICO 7. Exportaciones netas y brecha del tipo de cambio real multilateral

NOTAS: La balanza comercial de bienes y servicios se expresa como porcentaje del PBI y proviene del Cuadro 86 de la NS. El tipo de cambio real multilateral y los términos de intercambio se encuentran, respectivamente, en los Cuadros 45 y 60 de la NS. En el panel A, las exportaciones netas se obtienen como los valores predichos de una regresión de la balanza comercial observada sobre los términos de intercambio y una constante, reemplazando los términos de intercambio por su valor promedio. La línea mostrada en el panel B corresponde al valor predicho de una regresión de las exportaciones netas sobre q_t y una constante. La muestra de estimación comprende las 76 observaciones trimestrales de 1994 a 2012.

En el caso peruano, la presencia de dolarización financiera parcial exige extender este canal de transmisión. En concreto, se considera el indicador

$$\psi_t = c_r^{mn} r_t^{mn} + (1 - c_r^{mn}) r_t^{me}, \quad (11)$$

como determinante de la ecuación de demanda agregada. Este indicador es simplemente el promedio de las brechas de las tasas de interés reales de contratos denominados en nuevos soles r_t^{mn} y en dólares (pero expresada en nuevos soles) r_t^{me} . El peso $1 - c_r^{mn}$ refleja el grado de dolarización financiera de la economía. La racionalidad detrás de (11) es que si bien coexisten fuentes domésticas de fondeo en nuevos soles y en dólares, existe cierta segmentación entre mercados de distintas monedas, por lo que la política monetaria afectará a estos dos segmentos de manera diferenciada. En particular, al segmento de nuevo soles a través de sus efectos sobre las tasas de interés nominales y sobre las expectativas de inflación, y al de dólares a través de sus efectos sobre las expectativas de inflación y de depreciación. Por ello, se precisa modelar *en paralelo* la dinámica de las tasas de interés tanto en moneda nacional como en moneda extranjera.

De este modo, ψ_t se interpreta como la brecha de la tasa de interés real “representativa” para las decisiones de gasto, tras agregar c_r^{mn} contratos denominados en moneda nacional con los $1 - c_r^{mn}$ contratos en moneda extranjera. Note que $c_r^{mn} = 1$ corresponde al caso estándar de una sola moneda.

Asimismo, para cada moneda, pueden considerarse niveles adicionales de segmentación que caractericen con un mayor detalle la transmisión de choques a las tasas de interés de corto plazo hacia las tasas de interés reales. En este punto, el nivel de desagregación está limitado por la disponibilidad de datos y en el MPT se incluyen dos grandes mercados: el monetario o “de capitales” y el bancario.

Tasas de interés en moneda nacional

El primer eslabón de la cadena de transmisión de movimientos de la tasa de referencia i_t es el mercado interbancario en moneda nacional. Una vez tomadas las decisiones sobre el nivel de i_t , las operaciones de

mercado abierto del BCRP se orientan a garantizar estos niveles en las tasas de corto plazo. Así, la tasa interbancaria se modela simplemente como

$$i_t^{mn} = i_t + \varepsilon_t^{mn}, \quad (12)$$

donde ε_t^{mn} representa los desvíos temporales, usualmente muy reducidos, de la tasa interbancaria respecto a la tasa de política monetaria.

La tasa interbancaria determina, a su vez, la tasa del mercado monetario. Esta tasa representa el costo de fondeo que un agente encontraría fuera del sistema bancario, por ejemplo al emitir un bono para financiar sus operaciones, y su formación responde a la *hipótesis de expectativas*. Este enfoque se centra en la relación de arbitraje financiero que iguala la tasa a un año al costo de oportunidad equivalente al retorno esperado de las respectivas tasas de corto plazo un año adelante, más una prima por liquidez μ_t^{mn} . La prima por liquidez refleja el hecho de que los activos de corto y de largo plazo no son perfectamente sustituibles. Explícitamente,

$$I_t^{c,mn} = \frac{1}{4} [i_t^{mn} + \mathbb{E}_t(i_{t+1}^{mn}) + \mathbb{E}_t(i_{t+2}^{mn}) + \mathbb{E}_t(i_{t+3}^{mn})] + \mu_t^{mn} + \varepsilon_t. \quad (13)$$

La ecuación (13) se interpreta como una curva de rendimiento; en condiciones de estrés financiero ésta podría empujarse, al incrementarse la prima por liquidez. El término ε_t es un error de medición.

Por otro lado, la tasa del mercado bancario – también a un año – captura el costo de fondeo para agentes que no acceden al mercado de capitales. Siguiendo a [Lahura \(2006\)](#) y [Rodríguez \(2009\)](#), las tasas bancarias se determinan de acuerdo con una ecuación de traspaso de la forma

$$I_t^{b,mn} = \rho_b^{mn} I_{t-1}^{b,mn} + (1 - \rho_b^{mn}) [\mu_b^{mn} + M^{mn} I_t^{c,mn} + M_e^{mn} (e_t^{mn} - e^{mn})] + \varepsilon_t. \quad (14)$$

La tasa bancaria responde gradualmente a los cambios en el costo de fondeo de los bancos, que se aproxima por la tasa del mercado monetario. En el largo plazo, un incremento unitario en $I_t^{c,mn}$ conlleva a un incremento de M^{mn} en la tasa bancaria, y evidencia presentada en [Lahura \(2006\)](#) y [Rodríguez \(2009\)](#) sugiere que el traspaso no siempre es completo, $M^{mn} \leq 1$. El parámetro $\mu_b^{mn} = I_t^{b,mn} - M^{mn} I_t^{c,mn}$ mide el margen promedio que cobran los bancos.

Como respuesta a la crisis financiera internacional de 2008, muchos bancos centrales en economías emergentes complementaron las decisiones sobre la tasa de interés de referencia con instrumentos “no convencionales” de política monetaria, especialmente el manejo de los requerimientos de encaje. [Rossini y otros \(2013\)](#) describen la experiencia peruana. El uso de encajes se justifica, generalmente, por consideraciones macroprudenciales orientadas a preservar la estabilidad financiera (por ejemplo, evitando tasas de crecimiento excesivas en el crédito) lo que, a su vez, permite defender los canales de transmisión tradicionales de la política monetaria en episodios de turbulencia financiera. Sin embargo, como concluyen [Tovar y otros \(2012\)](#), la literatura al respecto es aún incipiente y no se ha llegado a un consenso de cómo incorporar estos aspectos de gestión financiera en modelos de proyección.

Como paso inicial hacia una modelización más adecuada de instrumentos de política alternativos, en esta versión del MPT la tasa de encaje medio es incluida en las ecuaciones de traspaso hacia las tasas bancarias, como (14). Ello responde a la visión de que mayores requerimientos de encaje actúan, en efecto, como un impuesto al financiamiento de los bancos que, al gozar de cierto poder de mercado, trasladan hacia las tasas de préstamos ([Tovar y otros, 2012](#)). El valor de estado estacionario e^{mn} se interpreta como la tasa de encaje “en tiempos normales”, por lo que el desvío $e_t^{mn} - e^{mn}$ recoge el encarecimiento en el costo de fondeo derivado de medidas de índole macroprudencial.

Si del total del fondeo doméstico en moneda nacional una fracción c_b^{mn} proviene del sector bancario, tras agregar, la tasa de interés real a un año en moneda nacional se define como

$$R_t^{mn} = c_b^{mn} I_t^{b,mn} + (1 - c_b^{mn}) I_t^{c,mn} - \Pi_t^e. \quad (15)$$

Finalmente, la brecha de la tasa de interés real doméstica es el desvío de R_t^{mn} respecto a su valor de estado estacionario, $R^{mn} = (i + \mu^{mn}) + c_b^{mn} [\mu_b^{mn} + (M^{mn} - 1)(i + \mu^{mn})] - \pi$,

$$r_t^{mn} = R_t^{mn} - R^{mn}. \quad (16)$$

Tasas de interés en moneda extranjera

El segmento en moneda extranjera recibe un tratamiento simétrico. Dada una tasa de interés interbancaria i_t^{me} , la tasa del mercado monetario en moneda extranjera $I_t^{c,me}$ se forma a través de una curva de rendimiento similar a (13), y esta tasa se traspasa, junto con la tasa de encaje medio e_t^{me} , a la tasa bancaria $I_t^{b,me}$ a través de una ecuación de la misma forma que (14).

La tasa de interés interbancaria es modelada a través de la relación

$$i_t^{me} = i_t^* + \varepsilon_t^{me}, \quad (17)$$

donde i_t^* es la tasa de interés externa de corto plazo. El choque ε_t^{me} recoge el efecto de operaciones monetarias y, a diferencia del caso en moneda nacional, de la intervención cambiaria. Por ejemplo, ante presiones a la baja al tipo de cambio en el mercado *spot* como consecuencia de una oferta excesiva de dólares, las compras del BCRP, al retirar del mercado dólares en exceso, se orientarían a reestablecer el balance entre oferta y demanda; uno de los mecanismos de ajuste es, precisamente, el incremento en la tasa de interés interbancaria medido en ε_t^{me} . Este choque recoge, además, los efectos en el mercado interbancario de otras medidas, como disposiciones de encaje en dólares diferenciadas por plazos.

De manera análoga a (15), la tasa de interés real doméstica en moneda extranjera se basa en una tasa nominal igual al promedio de las tasas en los mercados monetario y bancario,

$$R_t^{me} = c_b^{me} I_t^{b,me} + (1 - c_b^{me}) I_t^{c,me} - \Pi_t^e + \mathcal{L}_t^e. \quad (18)$$

Note que (18) incluye la depreciación esperada. Este término expresa R_t^{me} en nuevos soles, haciéndola comparable con R_t^{mn} . Finalmente, la brecha de la tasa de interés real se define como en (16), tras cambiar el supraíndice mn por me , donde se verifica que $R^{me} = (i^* + \mu^{me}) + c_b^{me} [\mu_b^{me} + (M^{me} - 1)(i^* + \mu^{me})] - \pi$.

Mediciones

Las tasas del mercado monetario juegan un rol fundamental en la formación de las tasas de interés reales. Una dificultad con este planteamiento es que, dado el nivel de desarrollo reciente del mercado de capitales en el Perú, en general los datos sobre curva de rendimientos son muy dispersos y poco representativos, lo que implica que no se dispone de buena información histórica sobre I_t^{mn} e I_t^{me} que permita medir las primas por liquidez μ_t^{mn} y μ_t^{me} directamente.

Una forma sencilla de atender este problema es utilizar una variable *proxy* de I_t (por claridad, prescindimos de los supraíndices mn y me ya que el tratamiento es el mismo para ambas monedas) para calcular el diferencial respecto al promedio futuro de tasas de corto plazo. Este diferencial contendrá la prima por liquidez μ_t más un error de medición, por lo que podría aproximarse μ_t a través de una tendencia suave del diferencial. En concreto, se utiliza como *proxy* de I_t la tasa de interés preferencial a la que los

bancos prestan a sus clientes corporativos, I_t^p . Si bien es cierto que ésta es una tasa activa y por tanto podría estar influenciada por la estructura del mercado bancario, en la práctica los bancos compiten por mantener a estos grandes clientes en su cartera, quienes tienen la capacidad de financiarse fuera del sector bancario. Por ello, para el segmento preferencial I_t^p debería ser cercana a I_t^c para que, desde el punto de vista de la empresa, el crédito bancario sea una fuente de financiamiento atractiva. En estricto, lo que se requiere es que I_t^p e I_t^c compartan la misma tendencia (pueden diferir temporalmente por choques en el mercado bancario). Asimismo, nótese que de acuerdo con (13), choques permanentes en las tasas de corto plazo se transmiten rápida y completamente a I_t^c , un hecho empírico documentado en Lahura (2006) y Rodríguez (2009) para las tasas bancarias preferenciales.

Tomando como referencia la ecuación (13), se calcula el diferencial

$$\Delta_t = I_t^p - \frac{1}{4} \sum_{h=0}^3 i_{t+h} = \mu_t + \text{errores por reemplazar } \mathbb{E}_t(i_{t+h}) \text{ por } i_{t+h} \text{ y por reemplazar } I_t^c \text{ por } I_t^p.$$

Luego, μ_t se puede calcular como un promedio móvil centrado de Δ_t que recoja su variación de mediano plazo (se asume que la variación de corto plazo corresponde a los ruidos en Δ_t). Así, se estima finalmente

$$\hat{I}_t^c = \frac{1}{4} \sum_{h=0}^3 i_{t+h} + \text{promedio móvil centrado de } \Delta_t.$$

Se aprecia que el choque ε_t en (13) recogerá el error – relativamente reducido – de reemplazar I_t^c por \hat{I}_t^c , mientras que μ_t estaría capturando choques genuinos a la curva de rendimiento.

El Gráfico 8 (p. 29) muestra la evolución de las tasas de interés y del indicador de impulso monetario. De los paneles A y B, se aprecia que para ambas monedas I^c refleja los cambios (presentes y futuros) en las tasas de corto plazo. Asimismo, si bien es cierto que I^b e I^c presentan una tendencia similar, existen episodios en donde difieren significativamente. Estas discrepancias son atribuidas a la respuesta de los bancos a las medidas de encaje del BCRP.

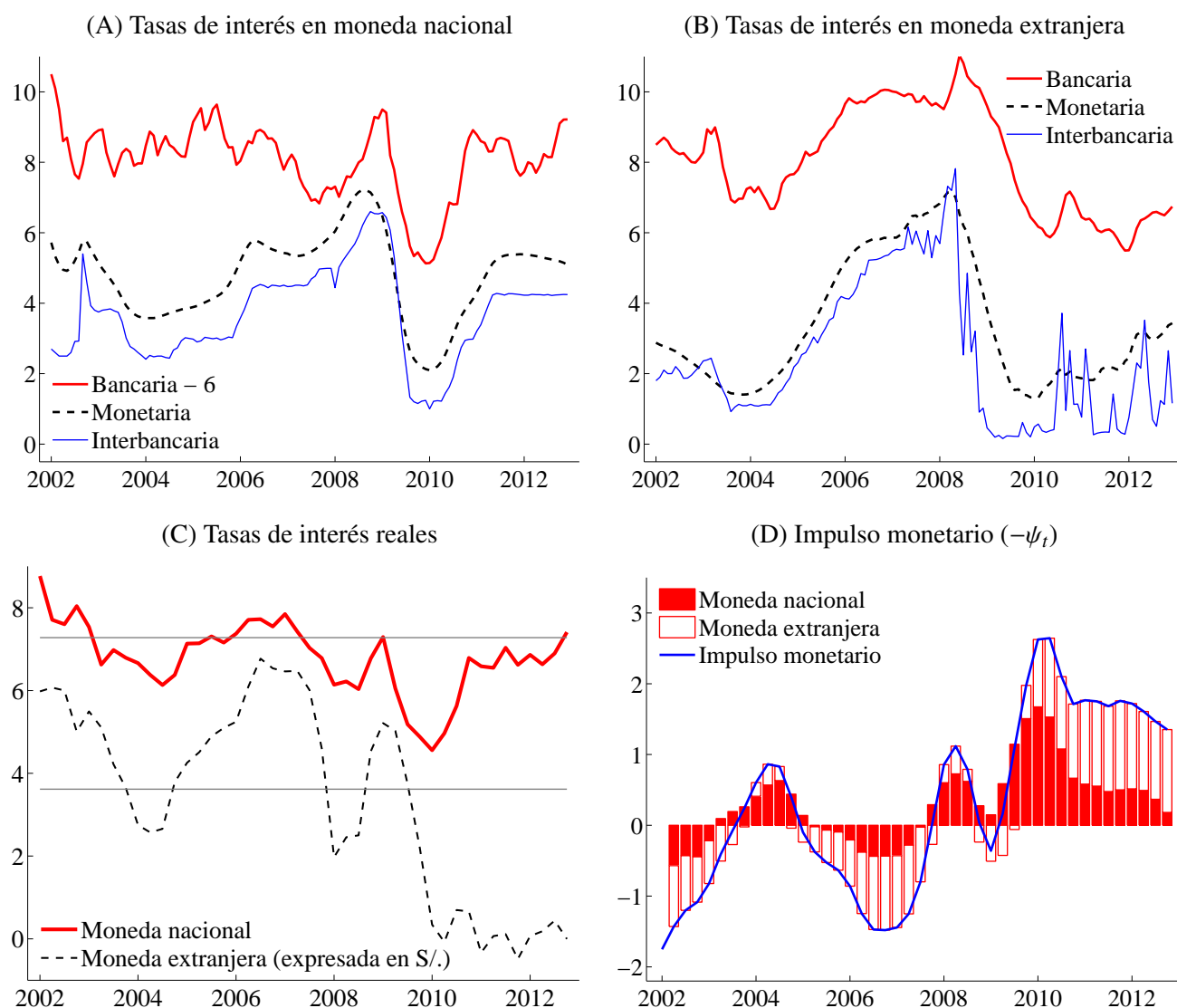
1.6 POLÍTICA MONETARIA

En el MPT el principal instrumento de política monetaria es la tasa de interés de referencia y, como ocurre en modelos de tradición nekeynesiana, el comportamiento del banco central es resumido por una regla de política monetaria que indica cómo esta tasa debe variar en respuesta a los desequilibrios de corto plazo que la economía experimenta o podría experimentar en el futuro. Un aspecto técnico de importancia es que el que la autoridad monetaria reaccione sistemáticamente a estos desequilibrios es suficiente para anclar expectativas y así garantizar la estabilidad del modelo y su convergencia final al estado estacionario (dependiendo del contexto, éste es el *Principio de Taylor*).

La famosa *Regla de Taylor* (Taylor, 1993) cumple estos requerimientos de estabilidad. A saber,

$$i_t^{\text{RT}} = i + f_\pi(\Pi_t - \pi) + f_y y_t, \quad (\text{RT})$$

donde i_t^{RT} denota el nivel de tasa de referencia consistente con desvíos de la inflación respecto a su meta y con la brecha del producto (si ésta es, por supuesto, distinta de cero). En estado estacionario, $i^{\text{RT}} = i$ donde i es la *tasa neutral de interés* (Winkelried y Ledesma, 2010). Si bien es cierto que RT da indicaciones sobre la dirección hacia la cual la tasa de interés de referencia debería ajustarse ante desequilibrios, resulta ser una manera sumamente estilizada de representar el comportamiento del banco central.

GRÁFICO 8. Tasas de interés e impulso monetario

NOTAS: La información sobre tasas de interés nominales proviene de los Cuadros 20 y 21 de la NS. Las tasas bancarias son tasas de préstamos a 360 días. A la tasa bancaria en moneda nacional del panel A se le ha restado 6 por ciento para facilitar la visualización. Las tasas monetarias se calculan usando como *proxy* las tasas preferenciales corporativas a 90 días. El panel C muestra las tasas reales definidas en (15) y (18), así como sus respectivos valores de largo plazo (promedio). En el panel D, valores positivos [negativos] indican condiciones monetarias expansivas [contractivas].

Existe una amplia literatura que describe el comportamiento de la autoridad monetaria en términos menos mecánicos, en donde la tasa de interés de referencia es la solución de un problema de optimización intertemporal que toma en cuenta las preferencias del banco central (ver Söderlind, 1999; Svensson, 1999, 2000; Morón y Winkelried, 2005, entre otros). El resultado de este procedimiento es, frecuentemente, una regla de política compleja en donde la tasa de interés de referencia responde esencialmente a todas las variables involucradas en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Así, a pesar de que este enfoque se basa en criterios de optimalidad aceptados, las reglas resultantes son difíciles de monitorear.

En el MPT, el comportamiento del banco central se modela con un enfoque intermedio que mantiene la simplicidad de RT en un contexto de optimización dinámica. En particular, en su forma más simple, RT carece de dos aspectos fundamentales y empíricamente relevantes de la fijación de la tasa de interés de política: inercia y carácter prospectivo. Para incorporar estos elementos en la regla de política, considere

el siguiente problema de optimización dinámica: En el momento t , se requiere encontrar una trayectoria i_{t+h} para $h = 0, 1, 2, \dots$ que minimice la función de costos

$$C = \mathbb{E}_t \left(\sum_{h=0}^{\infty} \beta^h \left[(i_{t+h} - i_{t+h}^{\text{RT}})^2 + \alpha (i_{t+h} - i_{t+h-1})^2 \right] \right).$$

La función de costos genera pérdidas si i_{t+h} se aleja del valor referencial i_{t+h}^{RT} , y cuando i_{t+h} cambia de manera abrupta (un “costo de ajuste”). El escalar $0 < \beta \leq 1$ es el factor de descuento que pondera pérdidas futuras en comparación con pérdidas presentes, y $\alpha \geq 0$ mide la importancia relativa de las dos fuentes de pérdida.⁹

Puede verificarse que el resultado de minimizar C es la ecuación de Euler

$$(1 + \beta\rho_i^2)i_t = \rho_i [i_{t-1} + \beta \mathbb{E}_t(i_{t+1})] + (1 - \rho_i)(1 - \beta\rho_i)i_t^{\text{RT}} + \varepsilon_t, \quad (19)$$

donde el parámetro $0 < \rho_i < 1$ satisface la ecuación cuadrática $\rho_i = \alpha(1 - \rho_i)(1 - \beta\rho_i)$ y ε_t es un término de error, interpretado como un choque (una “sorpresa”) de política monetaria. Así, toda vez que la tasa de interés de referencia se determine de acuerdo con (19), se estará minimizando C .

La ecuación (19) es, en sí misma, una regla de política monetaria. Para entender mejor cómo se determina finalmente la tasa de interés de referencia, defina los promedios de valores futuros esperados de la inflación y de la brecha del producto, descontados con un factor $\beta\rho_i < 1$,

$$\tilde{\Pi}_t = (1 - \beta\rho_i) \sum_{h=0}^{\infty} (\beta\rho_i)^h \mathbb{E}_t(\Pi_{t+h}) \quad \text{e} \quad \tilde{y}_t = (1 - \beta\rho_i) \sum_{h=0}^{\infty} (\beta\rho_i)^h \mathbb{E}_t(y_{t+h}).$$

Resolviendo (19) recursivamente y utilizando el hecho que $\mathbb{E}_t(\varepsilon_{t+h}) = 0$ para $h > 0$, se consigue

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) [i + f_{\pi}(\tilde{\Pi}_t - \pi) + f_y \tilde{y}_t] + \varepsilon_t. \quad (19^*)$$

Claramente, (19*) es una generalización de la Regla de Taylor, que incluye inercia y comportamiento prospectivo. De hecho, cuando $\rho_i = 0$ (lo que implica $\alpha = 0$), (19*) colapsa a una Regla de Taylor estándar: $i_t = i_t^{\text{RT}} + \varepsilon_t$. Asimismo, tanto (19) como (19*), son soluciones válidas al problema de minimización incluso en el caso extremo $\beta = 1$, es decir cuando las pérdidas futuras no son descontadas.

1.7 FORMACIÓN DE EXPECTATIVAS

Como se aprecia en varias de las ecuaciones del MPT – la curva de Phillips (3), la demanda agregada (7) y las definiciones de las tasas de interés reales (15) y (18) –, las expectativas de los agentes económicos sobre desarrollos futuros de la economía cumplen un rol clave en la propagación de choques a lo largo del ciclo económico, y constituyen además un importante canal de transmisión de la política monetaria.

Sea Z_t^e la expectativa formada por los agentes económicos sobre el valor futuro Z_{t+h} , con información hasta el momento t . Un supuesto muy usual es considerar que Z_t^e corresponde a una expectativa racional, $Z_t^e = \mathbb{E}_t(Z_{t+h})$, formada por agentes bien informados y que no comenten errores de predicción sistemáticos. Este supuesto tiene la virtud de que los agentes racionales, al conocer plenamente la naturaleza de los choques que desvían a la economía de su estado estacionario y cómo éstos se transmiten,

⁹ Este análisis se relaciona con ideas desarrolladas en Ilbas y otros (2012), quienes muestran que utilizar una regla simple como referencia da robustez al comportamiento de la política monetaria en un contexto de incertidumbre.

promueven la convergencia hacia el estado estacionario (dada la existencia de un ancla nominal y una regla de política que la garantice). No obstante, en la práctica los agentes no forman sus expectativas de una manera tan sofisticada y, típicamente, los datos revelan que las revisiones de expectativas, es decir la actualización de pronósticos conforme se dispone de una mayor cantidad de información, son más graduales que las correspondientes a expectativas racionales (esto es, choques impredecibles).

De hecho, existen rigideces sobre cuánta información disponen los agentes al momento de pronosticar, y sobre cómo esta información es procesada, lo que implica que en el corto plazo $Z_t^e \neq \mathbb{E}_t(Z_{t+h})$, aunque Z_t^e podría acercarse a $\mathbb{E}_t(Z_{t+h})$ en la medida que los agentes vayan acumulando una mayor cantidad de información y vayan afinando su capacidad predictiva (vayan “aprendiendo” sobre el comportamiento de la economía). Respondiendo a esta discusión, las expectativas del MPT se forman de acuerdo al proceso

$$Z_t^e = \rho_{z^e} Z_{t-1}^e + (1 - \rho_{z^e}) \mathbb{E}_t(Z_{t+h}) + \varepsilon_t. \quad (*)$$

La expectativa Z_t^e es más persistente que la expectativa racional. Note que (*) puede ser escrita en formato de corrección de errores como $Z_t^e - Z_{t-1}^e = (1 - \rho_{z^e})(\mathbb{E}_t(Z_{t+h}) - Z_{t-1}^e) + \varepsilon_t$, lo que deja en claro que la nueva información apropiadamente recogida en $\mathbb{E}_t(Z_{t+h})$ se traslada sólo parcialmente hacia Z_t^e (los agentes tardarán, en promedio, $\rho_{z^e}/(1 - \rho_{z^e})$ trimestres para incorporar totalmente estas noticias). Asimismo, si Z_t^e es medida con datos de encuestas, (*) resulta ser una especificación empírica mucho más relevante que $Z_t^e = \mathbb{E}_t(Z_{t+h}) + \text{error}_t$. En otras palabras, los datos rechazan la hipótesis $\rho_{z^e} = 0$.

La formación de expectativas como en (*) tiene sólidos fundamentos teóricos y en particular está vinculada con la teoría de fricciones en la información desarrollada por [Mankiw y Reis \(2002\)](#). Este proceso de actualización gradual puede racionalizarse como el resultado del aprendizaje de agentes económicos en un mundo donde obtener información – y, sobre todo, procesarla – resulta costoso y, por tanto, puede ser óptimo no revisar las expectativas continuamente (véase, además, [Winkelried y Castillo, 2010](#)). Alternativamente, [Carroll \(2003\)](#) postula una economía donde en cada momento una proporción $1 - \rho_{z^e}$ de agentes tiene la oportunidad de actualizar sus expectativas sobre Z_{t+h} , por ejemplo consultando con un experto o accediendo a proyecciones de profesionales, mientras que el ρ_{z^e} por ciento restante no realiza la revisión. Al agregar, se obtiene la recursión

$$\mathbb{F}_t(Z_{t+h}) = \rho_{z^e} \mathbb{F}_{t-1}(Z_{t+h}) + (1 - \rho_{z^e}) \mathbb{E}_t(Z_{t+h}), \quad (**)$$

donde $\mathbb{F}_{t'}(Z_{t+h})$ es la expectativa de los agentes “desinformados” formada en el periodo t' . La diferencia entre (**) y (*) es sutil: dado que $Z_t^e = \mathbb{F}_t(Z_{t+h})$, entonces $Z_{t-1}^e = \mathbb{F}_{t-1}(Z_{t+h-1})$ por lo que el término de error en (*) es igual a $\varepsilon_t = \rho_{z^e} \mathbb{F}_{t-1}(Z_{t+h} - Z_{t+h-1})$. [Carroll \(2003\)](#) discute las condiciones bajo las cuales este término de error no es importante y concluye que, para todo fin práctico, (*) y (**) son esencialmente equivalentes. [Carrera \(2012\)](#) provee evidencia para el caso peruano.

Expectativas de inflación y de depreciación

Como se mencionó, las expectativas de inflación relevantes tanto en la curva de Phillips como en la definición de las tasas de interés reales (15) y (18), así como las expectativas de depreciación nominal relevantes en la determinación de la tasa de interés real (18), corresponden a variaciones porcentuales para los siguientes 4 trimestres. Así,

$$\Pi_t^e = \rho_{\pi^e} \Pi_{t-1}^e + (1 - \rho_{\pi^e}) \mathbb{E}_t(\Pi_{t+4}) + \varepsilon_t \quad \text{y} \quad \Lambda_t^e = \rho_{\lambda^e} \Lambda_{t-1}^e + (1 - \rho_{\lambda^e}) \mathbb{E}_t(\Lambda_{t+4}) + \varepsilon_t. \quad (20)$$

Estas expectativas son medidas con información de las encuestas de expectativas macroeconómicas que el BCRP efectúa mes a mes. La información de las encuestas se recoge a partir de la tercera semana del

mes; por tanto, el último dato de inflación disponible corresponde al mes previo, mientras que (al ser muestreado diariamente) el del tipo de cambio nominal corresponde al momento de la encuesta.

Una dificultad en la medición de Π_t^e y Λ_t^e es que éstas son conceptualmente proyecciones a un año (12 meses, 4 trimestres), mientras que las encuestas recogen pronósticos para el final del año corriente (menos de 12 meses) y para el año siguiente (más de 12 meses). Por ello, las expectativas del MPT se obtienen a través de simples interpolaciones de los datos de las encuestas. Específicamente, sea $m_t = 1, 2, \dots, 12$ el mes de la encuesta registrada en el período t , Π_t^0 el pronóstico de inflación para el año corriente y Π_t^1 el pronóstico de inflación para el año siguiente. La expectativa de inflación a un año se calcula como

$$\Pi_t^e = \left(\frac{13 - m_t}{12} \right) \Pi_t^0 + \left(\frac{m_t - 1}{12} \right) \Pi_t^1.$$

La medida Π_t^e tiene la propiedad de encontrarse siempre entre Π_t^0 y Π_t^1 . A inicios del año (en enero) $m_t = 1$ y por tanto $\Pi_t^e = \Pi_t^0$. La esperanza de inflación coincide con el pronóstico de las encuestas que se realiza con información al cierre del año previo. Para el resto de meses, de los 12 meses que acumulan inflación $13 - m_t$ corresponden al año corriente (a una tasa mensual implícita de $\frac{1}{12}\Pi_t^0$) y el resto a la proyección del año siguiente (a una tasa mensual implícita de $\frac{1}{12}\Pi_t^1$).

El Gráfico 9A (p. 33) muestra la construcción de Π_t^e a partir de los registros de Π_t^0 y Π_t^1 . En líneas generales, las expectativas de inflación a un año se han mantenido dentro del rango de 1 a 3 por ciento, con la notable excepción del año 2008 e inicios del año 2009, donde exceden el límite superior de este rango. Por su parte, el Gráfico 9C presenta cálculos de la tasa de interés de referencia *real* que se deriva a partir de Π_t^e . Si bien es cierto que este indicador no tiene un rol explícito en el MPT, su comportamiento es cualitativamente similar al de la tasa de interés real doméstica R_t^m y en ese sentido provee información útil sobre las condiciones monetarias en nuevos soles.

Las expectativas de depreciación reciben un tratamiento similar. Sea TC_t^0 el pronóstico del logaritmo del tipo de cambio para el cierre del año corriente y TC_t^1 el pronóstico para el cierre del año siguiente. Para calcular la expectativa a un año, primero se encuentra la tasa de depreciación mensual implícita esperada para el año siguiente $\frac{1}{12}(TC_t^1 - TC_t^0)$ y se aplica al tipo de cambio de fin del año corriente durante los m_t necesarios para acumular 12 meses. Luego, si TC_t es el logaritmo del tipo de cambio observado en el período t , la depreciación esperada es igual a

$$\Lambda_t^e = TC_t^0 + \frac{m_t}{12}(TC_t^1 - TC_t^0) - TC_t = \left(\frac{12 - m_t}{12} \right) (TC_t^0 - TC_t) + \frac{m_t}{12} (TC_t^1 - TC_t).$$

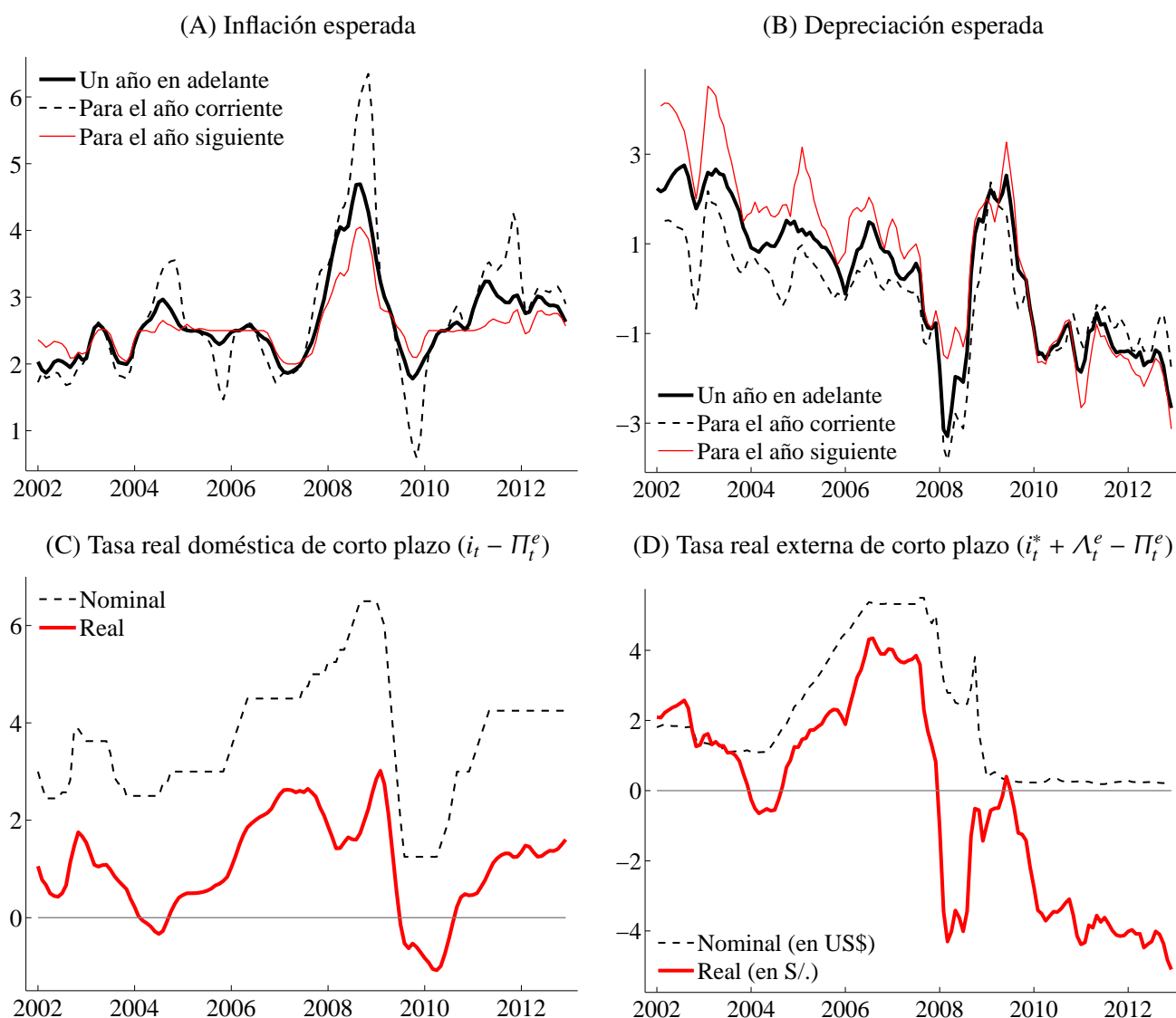
Así, Λ_t^e es un promedio entre la depreciación esperada para el año en curso y la esperada para el próximo año. Note que hacia fines del año (en diciembre) $m_t = 12$ y por tanto $\Lambda_t^e = TC_t^1 - TC_t$. La esperanza de tipo de cambio coincide con el pronóstico de las encuestas para el próximo año.

El Gráfico 9A muestra la construcción de Λ_t^e a partir de los datos de las encuestas. Asimismo, el Gráfico 9D presenta cálculos de la tasa de interés externa de corto plazo *real* que se deriva a partir de Π_t^e y de Λ_t^e . El comportamiento de esta tasa real es similar al de la tasa de interés real externa expresada en nuevos soles R_t^{me} , por lo que resulta ser una *proxy* útil de las condiciones monetarias en dólares.

Expectativas empresariales de actividad económica

A diferencia de lo que ocurre con Π_t^e y Λ_t^e , no se dispone de una medida empírica directa para la brecha del producto esperada y_t^e , que es un determinante de la demanda agregada (7). Sin embargo, sí es posible aproximar mediciones sobre *cambios esperados* en la brecha del producto x_t^e , que se definen a partir de la

GRÁFICO 9. Expectativas de inflación y de depreciación



NOTAS: Las expectativas (proyecciones) de los paneles A y B provienen de las encuestas mensuales del BCRP y se encuentran en www.bcrp.gob.pe/estadisticas/encuesta-de-expectativas-macroeconomicas.html. Las encuestas contienen proyecciones de analistas económicos (académicos y líderes de opinión), ejecutivos del sistema financiero y de empresas no financieras. Los cálculos en el MPT corresponden a un promedio ponderado de estos tres registros. La tasa de interés de corto plazo nominal del panel C es la tasa de referencia del BCRP, mientras que la del panel D es la tasa LIBOR en US\$ a un mes.

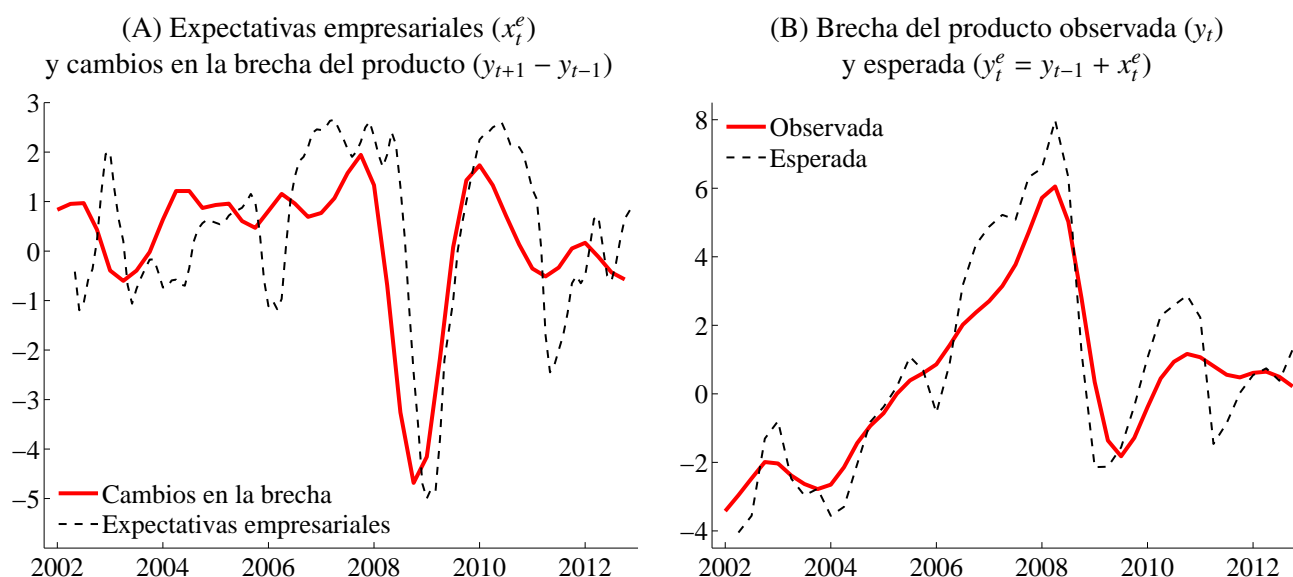
identidad $y_t^e = y_{t-1} + x_t^e$. Luego, estos cambios esperados se forman como

$$x_t^e = \rho_{x^e} x_{t-1}^e + (1 - \rho_{x^e})(\mathbb{E}_t(y_{t+1}) - y_{t-1}) + \varepsilon_t. \tag{21}$$

Note que, al igual que con la inflación y depreciación, en el caso $\rho_{x^e} = 0$ se tiene que $x_t^e = \mathbb{E}_t(y_{t+1}) - y_{t-1}$, por lo que la brecha del producto esperada corresponde a su expectativa racional, $y_t^e = \mathbb{E}_t(y_{t+1})$.

Las encuestas que realiza el BCRP al sector empresarial contienen un índice de expectativas de la economía a 3 meses, que se calcula como la diferencia entre la frecuencia de respuestas optimistas (“mejor”) y pesimistas (“peor”), más 50.¹⁰ Este tipo de índice se denomina *balance statistic* (BS_t) y sus

¹⁰ Winkelried (2012) y Arenas y Morales (2013) concluyen que este índice adelanta razonablemente bien al crecimiento del PBI y, sobre todo, al crecimiento de la inversión privada.

GRÁFICO 10. Expectativas empresariales y brecha del producto

NOTAS: Las expectativas empresariales son una transformación lineal del índice de expectativas de la economía a 3 meses, disponible en www.bcrp.gob.pe/estadisticas/encuesta-de-expectativas-macroeconomicas.html.

propiedades como método de cuantificación de información cualitativa han sido ampliamente estudiadas. Pesaran y Weale (2006, sección 3) proveen un excelente recuento. En particular, estos autores muestran que, bajo condiciones generales,

$$BS_t \approx C_1 \times (\text{Predicción de } Z_{t+1} \text{ con información hasta } t) + C_2,$$

donde C_1 y C_2 son constantes desconocidas y Z_t es la variable que los agentes tienen en mente cuando reportan “mejor”, “igual” o “peor”. Es decir, la información cualitativa en BS_t es, a la larga, proporcional a la información detrás de una predicción cuantitativa de Z_{t+1} .

Se requieren tres supuestos para obtener x_t^e . A saber, (i) Z_t representa el *crecimiento del PBI*; (ii) como se trata de un proyección de corto plazo (un trimestre en adelante), la información en BS_t no contempla cambios en el crecimiento tendencial de la economía; (iii) los agentes no se mantienen excesivamente optimistas ni pesimistas por periodos muy prolongados. El supuesto (i) no es controversial. En el Perú, el indicador por excelencia de actividad económica es el crecimiento del PBI, ampliamente cubierto por la prensa económica y normalmente referido por líderes de opinión. Del mismo modo, el supuesto (ii) se justifica toda vez que los agentes pueden tardar en notar cambios tendenciales en el crecimiento de la economía. Así, en virtud de la identidad (6), se concluye que BS_t es una transformación simple de los cambios en la brecha del producto.

Usualmente se utiliza $BS_t = 50$ como nivel de referencia. No obstante, desde que se tienen registros de BS_t (comienzos de 2002) hasta finales de 2012, el promedio de este índice (y su mediana) es muy cercano a 60. Luego, bajo el supuesto (iii) la opinión normal, que no refleja optimismo ni pesimismo, sería $BS_t = 60$. Otra interpretación es que cuando $BS_t = 60$, los agentes preveen que el crecimiento de la economía será el tendencial. Por otro lado, es simple verificar que la desviación estándar de BS_t es aproximadamente 5 veces mayor que la desviación estándar del crecimiento del PBI (sin anualizar). Con ello, es posible determinar las constantes C_1 y C_2 y llegar, finalmente, a

$$x_t^e = \frac{BS_t - 60}{5}.$$

El Gráfico 10A (p. 34) muestra las dos variables involucradas en (21), donde se percibe que x_t^e refleja, en efecto, cambios en la brecha del producto. Por su parte, en el Gráfico 10B se aprecia la evolución de la brecha del producto esperada construida con información de las encuestas de expectativas empresariales, $y_t^e = y_{t-1} + x_t^e$, y la brecha del producto corriente y_t .

1.8 ECONOMÍA EXTERNA

La economía mundial afecta a una economía pequeña y abierta a través de varios canales: financiero (tasas de interés y tipo de cambio), comercial (inflación y demanda agregada) y, en una economía primario exportadora tomadora de precios, a través de los términos de intercambio. A continuación se describe el tratamiento de las variables internacionales en el MPT.

Cabe precisar que, en la práctica, las proyecciones de corto y mediano plazo de estas variables provienen del juicio de expertos que, a su vez, toman una visión concertada de fuentes internacionales como el *World Economic Outlook* (Fondo Monetario Internacional), *Consensus Forecasts* (*Consensus Economics*) y reportes de varios bancos de inversión. El bloque externo del MPT se utiliza para racionalizar estas proyecciones, formular escenarios de simulación internamente coherentes y elaborar proyecciones para horizontes mayores a los disponibles en las fuentes mencionadas.

Inflación, brecha del producto y tasas de interés

El bloque de economía externa es modelado como una economía cerrada que no se ve afectada por movimientos en las variables domésticas del MPT. En el caso de la brecha del producto e inflación, las variables de esta economía resultan de promediar las variables de nuestros principales socios comerciales, utilizando pesos de comercio internacional (provenientes de la *Direction of Trade Statistics*, Fondo Monetario Internacional). Así, la inflación de nuestros socios comerciales, expresada en términos de una canasta de divisas (Cuadro 45 de la NS), obedece a la curva de Phillips externa

$$\pi_t^{**} = b_{\pi}^* \pi_{t-1}^{**} + (1 - b_{\pi}^*) \mathbb{E}_t(\Pi_{t+4}^{**}) + b_y^* y_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad (22)$$

mientras que la brecha del producto externo (calculada con información trimestral de la *International Financial Statistics*, Fondo Monetario Internacional) se determina en la ecuación de demanda externa

$$y_t^* = a_y^* y_{t-1}^* + a_{Ey}^* \mathbb{E}_t(y_{t+1}^*) - a_r^* (R_{t-1}^* - R^*) + \varepsilon_t, \quad (23)$$

donde R_t^* es la tasa de interés real externa,

$$R_t^* = I_t^* - \mathbb{E}_t(\Pi_{t+4}^{**}), \quad (24)$$

y la tasa nominal de un año plazo I_t^* se aproxima por la tasa LIBOR en US\$ a 12 meses (datos provenientes de Bloomberg). Esta tasa se forma mediante la curva de rendimientos externa

$$I_t^* = \frac{1}{4} [i_t^* + \mathbb{E}_t(i_{t+1}^*) + \mathbb{E}_t(i_{t+2}^*) + \mathbb{E}_t(i_{t+3}^*)] + \mu_t^* + \varepsilon_t, \quad (25)$$

donde i_t^* es medida por la tasa LIBOR en US\$ a un mes (datos provenientes de Bloomberg). De manera análoga a (19), la tasa de interés externa de corto plazo obedece la regla de política monetaria

$$(1 + \rho_i^*) i_t = \rho_i^* [i_{t-1}^* + \mathbb{E}_t(i_{t+1}^*)] + (1 - \rho_i^*) [i^* + f_{\pi}^* (\Pi_t^{**} - \pi^*) + f_y y_t^*] + \varepsilon_t. \quad (26)$$

La inflación externa expresada en “unidades monetarias” π_t^{**} es relevante para la determinación de

R_t^* e y_t^* . Dado que en el MPT se determina la depreciación del nuevo sol respecto al dólar americano, el concepto de inflación externa relevante para la modelización de variables domésticas π_t^* precisa ser expresado en US\$. Así, $\pi_t^* + \lambda_t$ mide la inflación externa expresada en S/., ver ecuación (4). El Cuadro 42 de la NS publica el tipo de cambio “canasta/dólar” u_t que puede ser utilizado para obtener la inflación externa en US\$

$$\pi_t^* = \pi_t^{**} - u_t. \quad (27)$$

Términos de intercambio

En una economía primario exportadora como la peruana, las variaciones en los términos de intercambio son capaces de generar fluctuaciones cíclicas. En épocas de *boom* de precios de *commodities*, las altas ganancias esperadas de los productos exportables propician la aceleración de la inversión en el sector primario, con claros efectos (directos, al estimular el gasto en inversión privada, e indirectos por posibles eslabonamientos con actividades fuera del sector primario) sobre la demanda agregada. Asimismo, disminuciones marcadas en los términos de intercambio podrían tener efectos adversos sobre la actividad doméstica, principalmente al desacelerar la tasa de inversión (ver Castillo y Salas, 2012).

Los términos de intercambio son inherentemente volátiles y difíciles de predecir. De hecho, al estar compuestos esencialmente por cotizaciones internacionales de *commodities*, los términos de intercambio presentan las mismas características que las cotizaciones individuales: a saber, tendencias locales y, especialmente, mucho ruido. Ello, sin embargo, invita pensar en indicadores proveniente del *análisis técnico* diseñados precisamente para seguir de modo más cualitativo el comportamiento de este tipo de series, así como marcar el inicio y final de etapas expansivas y contractivas.

Un indicador muy utilizado para medir la aceleración o *impulso* de una cotización es el denominado *moving average convergence divergence* (MACD). Éste se constuye como la diferencia entre un promedio móvil “corto”, una versión suavizada de la serie que rescata cambios en su tendencia de corto plazo, y un promedio móvil “largo”, una tendencia que también captura los movimientos de un pasado más lejano. El impulso de los términos de intercambio en la demanda agregada del MPT (7), τ_t , es un indicador MACD.

Sea T_t (el logaritmo de) los términos de intercambio. El *promedio suavizado exponencialmente* de T_t es un promedio móvil de la forma

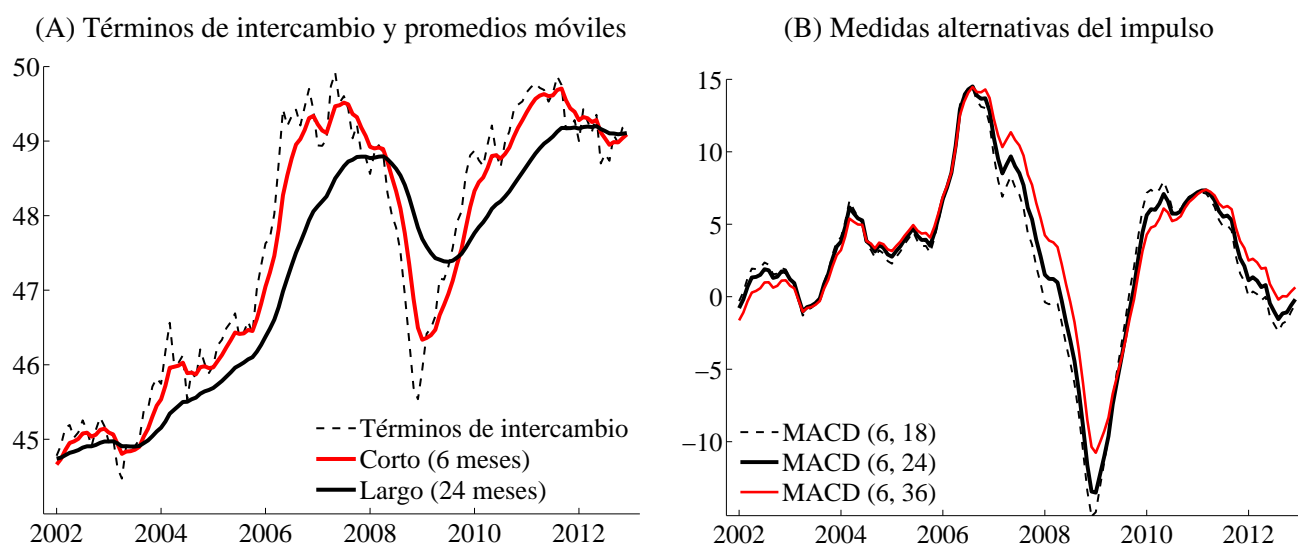
$$\bar{T}_t(a) = (1 - a) \sum_{h=0}^{\infty} a^h T_{t-h},$$

donde $0 < a < 1$ es una constante de suavizamiento que se puede parametrizar como $a = (n - 1)/(n + 1)$, siendo n la “longitud” del promedio móvil. Así, para $n_{\text{corto}} < n_{\text{largo}}$, se tiene que $a_{\text{corto}} < a_{\text{largo}}$: el promedio “corto” captura mejor tendencias locales ya que es más sensible a los movimientos de T_t en el corto plazo, mientras que el promedio “largo”, al ser influenciado por valores de T_t ocurridos varios períodos atrás, recoge el efecto de una tendencia de mediano plazo.

El impulso de los términos de intercambio se define como $\tau_t = \bar{T}_t(a_{\text{corto}}) - \bar{T}_t(a_{\text{largo}})$ y constituye una medida de la velocidad con la que T_t varía. No es difícil verificar que τ_t se determina recursivamente por la ecuación

$$\tau_t = (a_{\text{largo}} + a_{\text{corto}})\tau_{t-1} - a_{\text{largo}}a_{\text{corto}}\tau_{t-2} + (a_{\text{largo}} - a_{\text{corto}})(T_t - T_{t-1}). \quad (28)$$

Así si, como es usual, T_t tiene las características de un paseo aleatorio ($T_t = T_{t-1} + \text{ruido}_t$), τ_t es un proceso autoregresivo estacionario con media cero, de segundo orden y con raíces reales.

GRÁFICO 11. Impulso de los términos de intercambio

NOTAS: Los datos de los términos de intercambio provienen del Cuadro 60 de la NS. En el panel A, la escala es logarítmica, mientras que en el panel B el eje vertical se expresa en porcentajes. Los impulsos mostrados han sido multiplicados por una constante para que tengan la misma varianza que MACD (6, 24).

El Gráfico 11A muestra los promedios móviles corto (de medio año) y largo (de dos años) de T_t , mientras que el Gráfico 11B muestra τ_t para varios valores de n_{largo} (un año y medio, dos años y tres años). Se aprecia que este indicador es positivo cuando los términos de intercambio se aceleran y se torna negativo cuando éstos decrecen rápidamente. Además, el Gráfico 11B muestra que la medición del impulso es bastante robusta a la longitud de los promedios móviles involucrados. Ante distintos promedios, lo que varía es esencialmente la escala del impulso, mas no su forma; de este modo, las contribuciones a la brecha del producto $a_\tau \tau_t$ no se verían alteradas, ya que a_τ recogerá las diferencias en escala mencionadas.

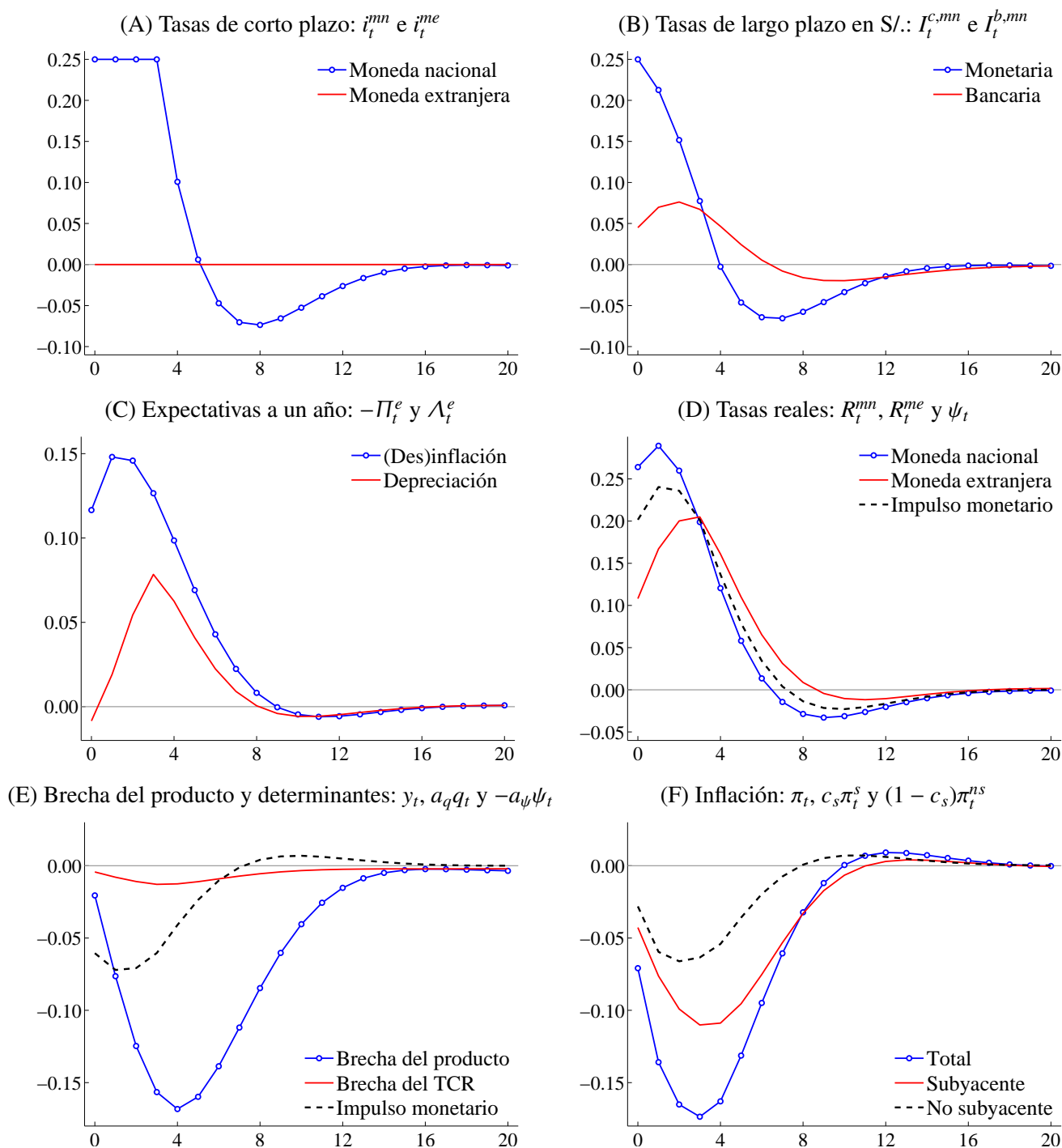
2 TRANSMISIÓN DE CHOQUES

Las interrelaciones de las variables que conforman el MPT pueden ser bien resumidas a través del análisis de la función impulso-respuesta del modelo. En esta sección se presentan los resultados de algunas simulaciones en donde el sistema se encuentra inicialmente ($t < 0$) en estado estacionario y es perturbado por choques, a partir del periodo $t = 0$. Para tal propósito, el modelo es parametrizado de acuerdo con la calibración que se detalla en la sección 3.

Es usual reportar las respuestas de las variables endógenas a un choque único y, por definición, no anticipado (el "impulso"). No obstante, la dinámica del MPT se puede apreciar mejor si se considera una *secuencia* de choques que generan respuestas fácilmente interpretables en algunas de las variables del modelo. Ésta es una manera simple de incorporar persistencia en los choques, aunque existe una distinción importante respecto al caso de choques persistentes. Al tratar los choques como variables sin persistencia, una vez ocurrida una perturbación, los agentes del MPT no esperan una perturbación adicional, por lo que choques adicionales constituyen "sorpresas" con marcados efectos sobre las variables del modelo.

Choque de política monetaria

En el ejercicio que se presenta en el Gráfico 12 (p. 38), inicialmente ocurre un choque que incrementa la tasa de política monetaria en 25 puntos básicos. Una vez que el choque es observado, los agentes

GRÁFICO 12. Respuestas ante un incremento de 25 pbs en la tasa de interés de referencia

NOTA: El eje horizontal corresponde al número de trimestres después de iniciados los choques, en el momento $t = 0$. El eje vertical corresponde a desvíos respecto al estado estacionario ($Z = 0$).

incorporan esta información en sus decisiones de gasto, en la determinación de precios y en la formación de expectativas, y esperan el inicio de la transición hacia el estado estacionario. Sin embargo, un trimestre después de ocurrido el primer choque, el sistema es nuevamente perturbado por otro choque que mantiene la tasa de política monetaria sin cambios, 25 puntos básicos por encima de su valor de largo plazo. Desde la perspectiva de los agentes del MPT, éste es un evento no anticipado que es nuevamente propagado a lo largo de todo el sistema y que constituye nueva información para la actualización de expectativas.

Así, siguiendo esta lógica, detrás de las simulaciones del Gráfico 12 existen cuatro choques de política monetaria que incrementan la tasa de referencia y la mantienen por cuatro trimestres. A partir del periodo $t = 5$ el sistema inicia el retorno hacia el equilibrio de largo plazo.

El Gráfico 12 ilustra la transmisión de choques de política monetaria hacia la demanda agregada y la inflación. En primer lugar, se tiene el canal de tasas en moneda nacional. El incremento en la tasa de referencia se traslada plenamente a la tasa interbancaria en moneda nacional (panel A) lo que a su vez afecta a las tasas nominales de largo plazo (panel B). Este incremento propicia un incremento en la tasa de interés real en moneda nacional que conlleva a condiciones monetarias más restrictivas (panel D). Ello impacta sobre la brecha del producto (panel E) y, finalmente, sobre la inflación (panel F). Es importante notar que el choque, siendo contractivo, reduce las expectativas de inflación (panel C), lo que contribuye, por un lado, con el incremento de las tasas de interés reales y, por otro lado, con la reducción de la inflación total (inicialmente por la reducción de la inflación subyacente), amplificando así los efectos del choque.

El choque de política monetaria se manifiesta, además, a través del tipo de cambio y del canal de tasas en moneda extranjera. En virtud de la PDI, el incremento de la tasa de referencia, al alterar el diferencial de tasas de interés, genera simultáneamente una apreciación nominal y una depreciación esperada. El primer efecto se puede observar en el panel E, a través de su impacto sobre la brecha del tipo de cambio real. La depreciación esperada (panel C), por su parte, conlleva a un incremento en la tasa de interés real en moneda extranjera (expresada en $S/.$) y, de este modo, refuerza la influencia contractiva en las condiciones monetarias, a pesar de que el choque *no afecta* las tasas de interés nominales en moneda extranjera.

Una conclusión relevante de este ejercicio es que la presencia de dolarización financiera no altera el funcionamiento del canal de tasas de interés. Únicamente afecta los pormenores de cómo el canal opera. Las tasas reales en *ambas* monedas responden con el mismo signo al choque, produciendo resultados comparables con los de economías abiertas sin dolarización. Winkelried (2004), Bigio y Salas (2006) y, más recientemente, Castillo y otros (2011) proveen evidencia empírica al respecto.

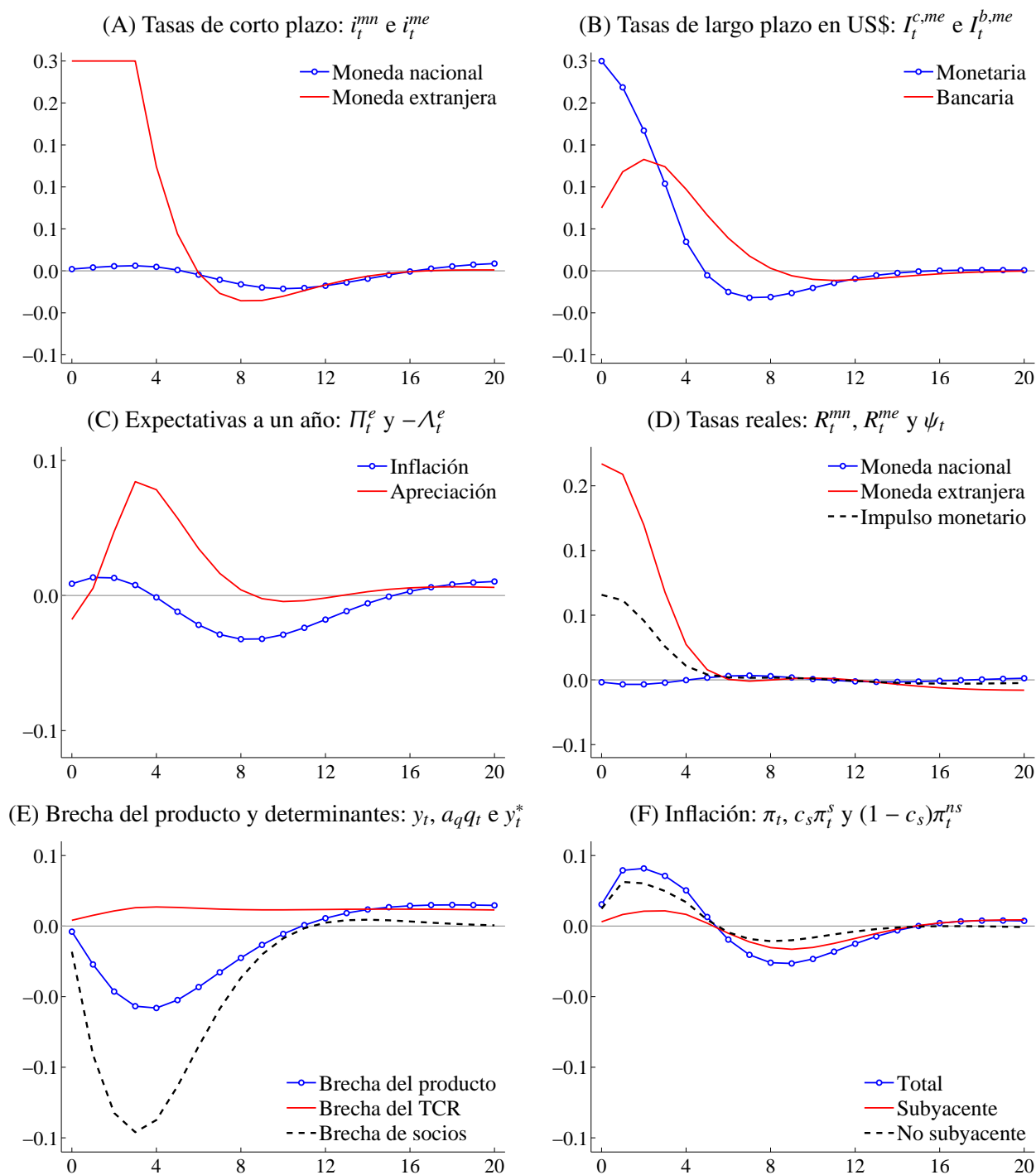
Choque de política monetaria externa

El Gráfico 13 (p. 40) muestra los efectos de una secuencia de choques de política monetaria externa que genera un incremento de 25 puntos básicos en la tasa de interés externa de corto plazo, durante un lapso de 4 trimestres.

El incremento de la tasa de interés externa se traslada a las tasas de interés domésticas en moneda extranjera (paneles A y B) lo que finalmente restringe el impulso monetario (panel D). Asimismo, la mayor tasa de interés en moneda extranjera induce una depreciación nominal, cuyos efectos se pueden percibir en la respuesta de la brecha del tipo de cambio real (panel E). Ello viene acompañado de expectativas de apreciación que compensan parcialmente el incremento de la tasa de interés real en moneda extranjera (expresada en $S/.$) producido por mayores tasas nominales (paneles C y D).

La política monetaria externa contractiva tiene un efecto recesivo sobre la brecha del producto externo, lo que finalmente contrae a la brecha del producto doméstico (panel E). Este efecto cantidad negativo es mayor que el efecto competitividad positivo producido por la depreciación real.

En cuanto a la inflación, se tienen dos presiones opuestas. Por un lado, la depreciación nominal se traslada rápidamente a la inflación no subyacente (a través de la inflación importada) y, más gradualmente, a la inflación subyacente (panel F). Por otro lado, la menor brecha del producto compensa los efectos inflacionarios del choque a través de una menor inflación subyacente. Ello, a su vez, conlleva a una respuesta moderada en las expectativas de inflación (panel C). Al agregar efectos se registra un incremento en la inflación total, aunque pequeño. Dado que los efectos positivos sobre la inflación y las expectativas

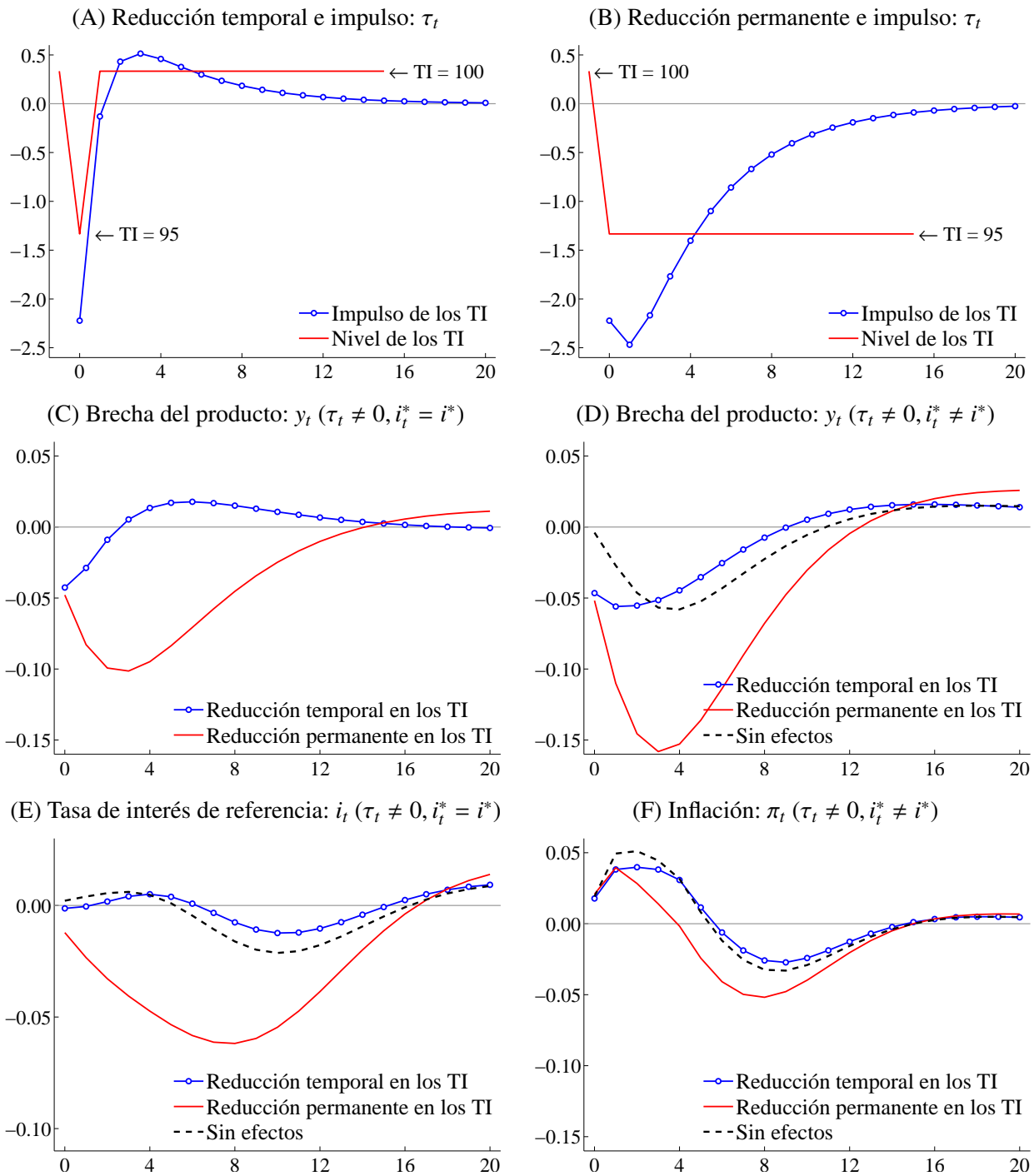
GRÁFICO 13. Respuestas ante un incremento de 25 pbs en la tasa de interés externa

NOTA: El eje horizontal corresponde al número de trimestres después de iniciados los choques, en el momento $t = 0$. El eje vertical corresponde a desvíos respecto al estado estacionario ($Z = 0$).

de inflación son menores a los efectos negativos sobre la brecha del producto, el banco central responde modulando la tasa de interés de referencia, buscando así estabilizar las condiciones monetarias (panel D), aunque también se trata de respuestas de poca magnitud.

No deja de llamar la atención que un choque externo persistente como el modelado genere respuestas comparativamente reducidas en una economía pequeña y abierta como la peruana. La razón es que los

GRÁFICO 14. Efectos de los términos de intercambio



NOTA: El eje horizontal corresponde al número de trimestres después de iniciados los choques, en el momento $t = 0$. El eje vertical corresponde a desvíos respecto al estado estacionario ($Z = 0$). La evolución de los niveles de los términos de intercambio en los paneles A y B es referencial y no se registra en el eje vertical.

términos de intercambio, la variable externa presumiblemente más relevante para el caso peruano (ver Castillo y Salas, 2012), se mantienen constantes en la simulación del Gráfico 13. En este sentido, las respuestas de las variables domésticas estarían subestimadas. Si bien es cierto que la versión presentada del MPT no contiene un vínculo explícito entre las variables externas y los términos de intercambio, resulta ser lo suficientemente flexible como para formular escenarios de choques externos más completos.

Usualmente, contracciones [expansiones] en la demanda mundial (como secuela, por ejemplo, de políticas monetarias restrictivas [expansivas]) vienen acompañadas de reducciones [aumentos] en los términos de intercambio. Las fluctuaciones en los términos de intercambio generan un impulso, como se discute en la sección 1.8, que afecta directamente a la brecha del producto. En este punto, es fundamental diferenciar variaciones que generan cambios transitorios o permanentes en los términos de intercambio, ya que ello implica comportamientos diferentes en el impulso. Los paneles A y B del Gráfico 14 (p. 41) ilustran estas distinciones. El panel A considera una reducción transitoria, por un trimestre, de 5 por ciento (aproximadamente un desvío estándar en la muestra) de los términos de intercambio. Inicialmente, la caída en los términos de intercambio genera un impulso negativo que se corrige rápidamente cuando los niveles se recuperan. Por su parte, el panel B muestra el perfil del impulso cuando la caída de los términos de intercambio de 5 por ciento es permanente. La caída inicial es similar a la del panel A, sin embargo el impulso generado se mantiene persistentemente negativo. El panel C muestra los efectos de estos choques en los términos de intercambio sobre la brecha del producto. Mientras que el efecto de un cambio transitorio es de corta duración, un cambio permanente tiene efectos negativos visiblemente más duraderos sobre el ciclo económico.¹¹

Los paneles D, E y F muestran las respuestas de la brecha del producto, la tasa de interés de referencia y la inflación, respectivamente, ante incrementos de la tasa de interés externa que no generan variaciones en los términos de intercambio (idénticas a las del Gráfico 13), que generan cambios transitorios y que conllevan a cambios permanentes. Cualitativamente, las respuestas cuando los términos de intercambio no varían o lo hacen transitoriamente son muy similares. No obstante, se percibe una diferencia importante en el caso más usual donde los términos de intercambio son afectados por choques permanentes. En particular, la respuesta de la brecha del producto es en este caso incluso similar a la registrada bajo un choque de política monetaria doméstico (Gráfico 12). Aquí, la respuesta de la tasa de interés de referencia es más enérgica, lo que conlleva a una depreciación mayor que en el escenario sin efectos sobre los términos de intercambio. Las respuestas de la inflación siguen siendo moderadas, al compensarse las presiones inflacionarias originadas por la depreciación con las presiones deflacionarias detrás de una menor brecha del producto.

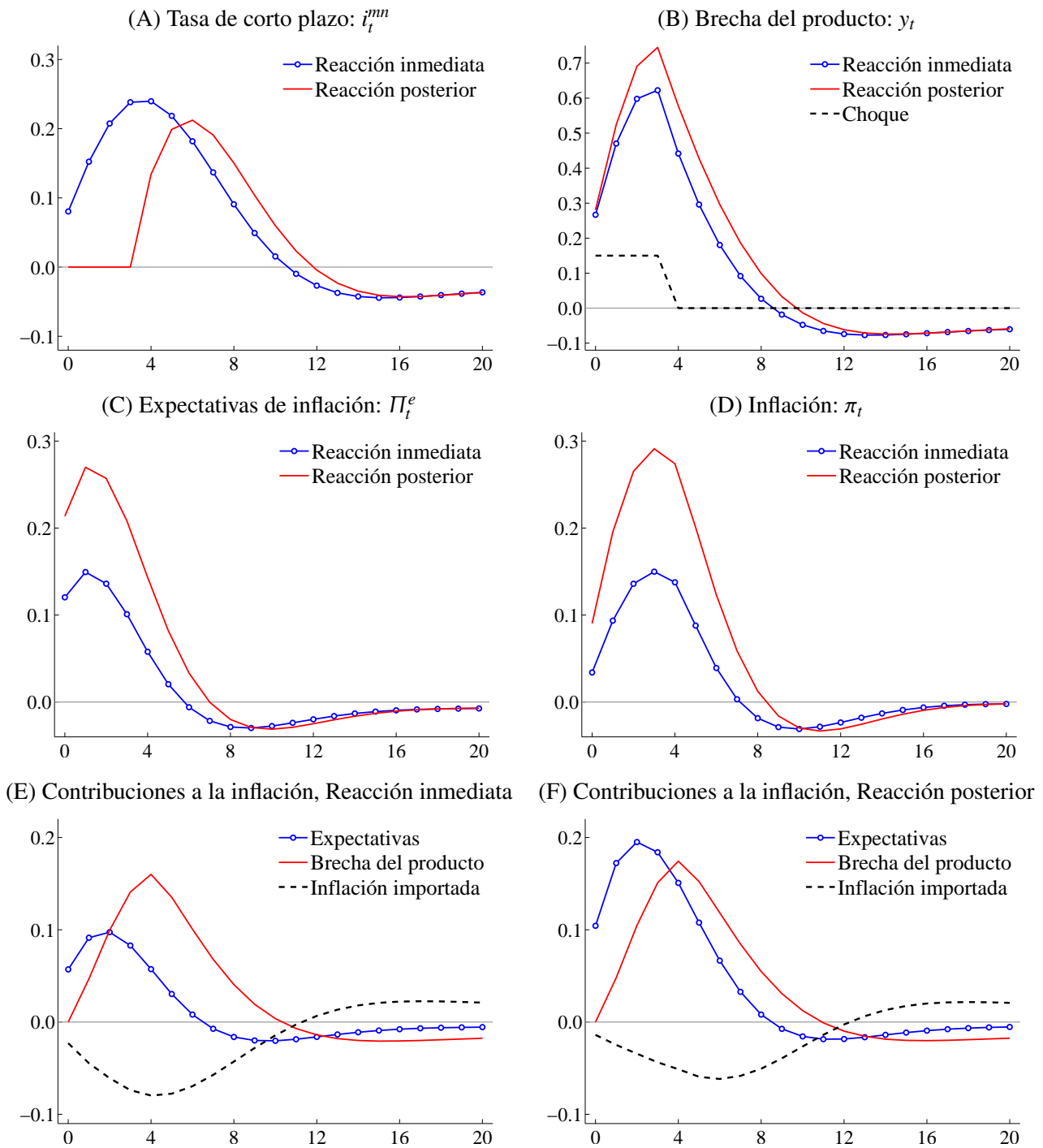
Canal de expectativas

En el último ejercicio de simulación se ilustra la importancia de las expectativas en la transmisión de choques a la inflación. Para tal propósito, considere una sucesión de choques de demanda, por un lapso de 4 trimestres. Esta situación puede racionalizarse, por ejemplo, como una política fiscal expansiva reflejada en un impulso fiscal positivo en uno por ciento, que genera una perturbación de $a_\phi = 0.15$ por ciento en la ecuación de demanda agregada.

En un primer escenario, la política monetaria responde de manera convencional; es decir, fijando la tasa de interés de referencia de acuerdo con la regla de política (19). Este escenario se denomina “Reacción inmediata” en el Gráfico 15 (p. 43). Como se espera, la secuencia de choques origina una expansión en la brecha del producto (panel B), que se torna incluso creciente durante el primer año, y se traduce en claras presiones inflacionarias (panel D). Anticipando este comportamiento, las expectativas de inflación

¹¹ Es importante notar que, a pesar de tratarse de un cambio permanente, esta simulación únicamente recoge los efectos de corto y mediano plazo generados por el choque. El estado estacionario no se altera en absoluto. Probablemente, en un escenario que admita variaciones en ciertos valores de largo plazo se tendría un tipo de cambio real de equilibrio más alto, en respuesta a términos de intercambio permanentemente más bajos. El escenario de cambios permanentes tiene como respuesta una depreciación que, en el Gráfico 14, es un fenómeno puramente cíclico. La brecha del tipo de cambio real se mantiene positiva y actúa como un amortiguador de la caída en la brecha del producto. Así, si la depreciación fuera el reflejo de un cambio estructural (el tipo de cambio real de equilibrio), la brecha del tipo de cambio real sería más cercana a cero – se cancela el lado derecho de la ecuación (10) –, y la caída de la brecha del producto sería consecuentemente más pronunciada.

GRÁFICO 15. Reacciones inmediata y posterior de la política monetaria ante choques de demanda



NOTA: El eje horizontal corresponde al número de trimestres después de iniciados los choques, en el momento $t = 0$. El eje vertical corresponde a desvíos respecto al estado estacionario ($Z = 0$). Las respuestas en los paneles E y F son contribuciones (ver nota al pie 6) y, por construcción, suman las respuestas del panel D.

se incrementan (panel C) y el banco central incrementa la tasa de interés de referencia (panel A). Estas respuestas, al incrementar las tasas de interés reales, forman parte central del mecanismo de corrección del desequilibrio promovido por la regla de política monetaria.

En el segundo escenario, “Reacción posterior”, la economía es sometida al mismo choque de demanda, pero el banco central mantiene la tasa de interés de referencia en su valor de estado estacionario mientras

dura el choque. A partir del periodo $t = 5$, la tasa de referencia se determina mediante la regla de política monetaria. Las respuestas de la brecha del producto, expectativas de inflación e inflación son mayores ante la ausencia inicial de una reacción inicial de política monetaria estabilizadora.

El segundo escenario puede entenderse, a su vez, como el resultado de dos choques expansivos. En primer lugar, el choque de demanda que origina los desequilibrios. En segundo lugar, choques de política monetaria que mantienen la tasa de interés en niveles inferiores a los sugeridos por la regla de política. De este modo, las condiciones monetarias en el escenario de reacción posterior resultan ser más expansivas, lo que explica la mayor brecha del producto en este caso. Análogamente, en ambos escenarios los perfiles de la tasa de interés de referencia inducen una apreciación nominal que compensa las presiones inflacionarias. En el caso de reacción posterior, la apreciación nominal es menor. De esta forma, es válido preguntarse hasta qué punto la mayor inflación en el escenario de reacción posterior es consecuencia de estas mayores presiones inflacionarias.

Los paneles E y F del Gráfico 15 presentan, para ambos escenarios, las contribuciones de la brecha del producto, la inflación importada (apreciación nominal) y las expectativas de inflación. Por construcción, la suma de estas respuestas da como resultado las respuestas de la inflación del panel D. Se aprecia que, ciertamente, la brecha del producto y la inflación importada son más inflacionarias en el segundo escenario. No obstante, sus efectos son aminorados por los efectos que generan las expectativas de inflación. Puede concluirse, entonces, que las diferencias en las respuestas de la inflación del panel D son, en su gran mayoría, consecuencia de una mayor inflación esperada. Los choques de política monetaria implícitos en el escenario de inacción inicial señalizan una mayor inflación futura, un hecho plenamente entendido por los agentes e incorporado en la formación de sus expectativas.

3 ESTIMACIÓN

La gran mayoría de coeficientes del MPT, junto con las varianzas de todos sus choques, es estimada con información trimestral de 2002 a 2012. El enfoque elegido es el bayesiano, que es hoy por hoy el método de estimación preferido para el análisis de modelos estocásticos de equilibrio general con expectativas racionales (Smets y Wouters, 2003, 2007; An y Schorfheide, 2007; Wieland y Wolters, 2013). Para el caso peruano, Salas (2011) aplica el método para una versión previa del MPT, mientras que Castillo y otros (2013) lo utilizan para un modelo microfundamentado de gran escala.

La perspectiva bayesiana provee un marco formal para la inferencia sobre los parámetros del modelo, que son tratados como variables aleatorias, al combinar información proveniente de dos fuentes. Primero, los datos en la muestra de estimación, cuya información se resume en la *función de verosimilitud*. Segundo, creencias, opiniones y, en general, cualquier información fuera de la registrada en la muestra (por ejemplo, estudios previos, casos similares para otros países, entre otros). Esta información debe ser adecuadamente expresada en la forma de funciones de probabilidad, la distribución *a priori*. Al combinar ambas fuentes, se obtiene el resultado del ejercicio de estimación: la distribución *a posteriori* de los parámetros, que constituye el objeto estadístico – dada la información muestral y creencias – sobre el que se desarrolla el proceso de inferencia (ver An y Schorfheide, 2007, para mayores detalles).

El enfoque bayesiano, además, ofrece ventajas prácticas. En situaciones como las que enfrentamos, donde la muestra es reducida (44 observaciones trimestrales), la estimación bayesiana compensa, para ciertos parámetros, la escasa información muestral con creencias *a priori*. Ello permite obtener estimaciones incluso en casos donde la muestra no es plenamente informativa (por ejemplo, por tener un tamaño reducido o datos muy ruidosos) y un enfoque más clásico, basado exclusivamente en el análisis de la función de verosimilitud, podría mostrar inestabilidades y otros problemas computacionales.

CUADRO 1. Calibración de la economía externa

	Canales Kriljenko y otros (2009)				Carabenciov y otros (2013)						Calibración
	EEUU	Euro	JPN	LA 5	EEUU	Euro	JPN	EA 6	LA 5	Resto	
Curva de Phillips (22)											
$1 - b_{\pi}^*$	0.73	0.69	0.65	0.49	0.75	0.70	0.75	0.72	0.59	0.55	0.70
b_y^*	0.17	0.21	0.17	0.18	0.18	0.22	0.18	0.20	0.23	0.15	0.20
Demanda agregada (23)											
a_y^*	0.68	0.94	0.60	0.67	0.57	0.76	0.78	0.47	0.54	0.44	0.60
a_{Ey}^*	0.08	0.17	0.05	0.23	0.23	0.04	0.02	0.22	0.18	0.41	0.20
a_r^*	0.19	0.21	0.13	0.54	0.19	0.20	0.15	0.20	0.20	0.20	0.15
Regla de política monetaria (26)											
ρ_i^*	0.73	0.70	0.99	0.62	0.71	0.69	0.75	0.67	0.65	0.73	0.70
f_{π}^*	0.88	1.25	1.13	1.22	0.91	1.31	1.06	1.11	0.91	0.90	1.25
f_y^*	0.21	0.20	0.17	0.19	0.21	0.20	0.17	0.17	0.20	0.16	0.25

Dado que las diferencias entre las distribuciones *a priori* y *a posteriori* se deben a la influencia de los datos, a través del “aprendizaje bayesiano”, la comparación de los momentos de ambas distribuciones permite diferenciar los parámetros para los que la muestra es informativa de aquéllos que reflejan mayoritariamente creencias *a priori*. En particular, para un parámetro dado, la razón entre la varianza *a posteriori* y la varianza *a priori* (RV), provee una medida de aprendizaje bayesiano (la fracción de información *a priori* contenida en la distribución *a posteriori*). Cuando $RV \approx 0$, se concluye que los datos son lo suficientemente informativos para refinar la inferencia del parámetro respecto a la creencia *a priori*; por el contrario, si $RV \approx 1$ el aprendizaje bayesiano es limitado y el comportamiento del parámetro se ve fuertemente influenciado por la distribución *a priori*. Es usual tomar $RV > 0.35$ como un caso de dominancia *a priori* y $RV < 0.25$ como un caso de fuerte influencia de los datos.¹²

Además de los valores de estado estacionario, ciertos coeficientes del MPT son calibrados en el ejercicio de estimación. A saber, el peso de la inflación subyacente en la inflación total $c_s = 0.63$, el coeficiente de ajuste cíclico del impulso fiscal $c_{\phi} = 0.30$ (que corresponde a un valor de $g \approx 0.2$ y $\theta_y \approx 0.1$, ver BCRP 2008), el grado de dolarización $1 - c_r^{mn} = 0.45$, la importancia del sector bancario en la agregación de tasas de interés $c_b^{mn} = c_b^{me} = 0.60$, el factor de descuento del banco central $\beta = 1$ y los coeficientes de la Regla de Taylor, $f_{\pi} = 1.5$ y $f_y = 0.5$.

Los coeficientes del bloque de economía externa son también calibrados, tomando como referencia los avances de la agenda de investigación del *Global Projection Model* a cargo de técnicos del Fondo Monetario Internacional, y reportados en una serie de documentos donde destacan Canales Kriljenko y otros (2009) y Carabenciov y otros (2013). El Cuadro 1 muestra los valores utilizados en estos estudios para 6 regiones – Estados Unidos, la zona Euro, Japón (JPN), América Latina (LA 5), Asia emergente (EA 6) y el resto del mundo – que permiten llegar a valores representativos para el agregado de socios comerciales del Perú. Finalmente, en la construcción del impulso de los términos de intercambio, se considera un promedio móvil “corto” de 2 trimestres y uno “largo” de 8 trimestres.

Una asignación adecuada de distribuciones *a priori* es central en el análisis bayesiano. Dado que el propósito del análisis empírico a continuación es reflejar de una manera transparente cuán informativos

¹² RV es una medida de aprendizaje univariada, basada en las distribuciones *marginales* de los parámetros. Müller (2012) extiende este tipo de medidas de sensibilidad a análogos multivariados. Estas medidas también fueron calculadas pero no se reportan porque, para las estimaciones que se presentan, no alteran las conclusiones alcanzadas por RV.

son los datos para la estimación del MPT, se plantean distribuciones *a priori* relativamente difusas (poco informativas) y lo más homogéneas posible.

A los coeficientes b (curva de Phillips y ecuación de inflación no subyacente), c (inflación importada), M_e (determinación de tasas bancarias) y ρ (PDI, determinación de tasas bancarias, regla de política monetaria y formación de expectativas) se les asigna una distribución beta, con media 0.5 y desvío estándar de 0.2, $\mathcal{B}(0.5, 0.2^2)$. Ésta es una elección popular en la literatura (Smets y Wouters, 2003, 2007; Adolfson y otros, 2008). Dado que la distribución beta tiene soporte acotado entre 0 y 1, resulta ser sumamente conveniente para reflejar la creencia (en muchos casos, el requerimiento) que estos coeficientes deben pertenecer a este intervalo. La media de 0.5 es simplemente el punto medio del soporte y el desvío estándar de 0.20 garantiza que la distribución *a priori* sea unimodal y simétrica. Con ello, se busca reflejar cierta incertidumbre sobre la creencia que estos parámetros son iguales a 0.5, e indiferencia respecto a si se encuentran por encima o por debajo de este valor.

Se impone una distribución beta también a los coeficientes de la demanda agregada a . Esta ecuación, no obstante, es ligeramente reformulada para propósitos de estimación. Un primer motivo es que se trata de una ecuación fuertemente “desbalanceada”: la volatilidad del impulso de los términos de intercambio y de la brecha del tipo de cambio real es mucho mayor que la de los otros determinantes. Este simple hecho domina el comportamiento *a posteriori* de los coeficientes a_τ y a_q , contrayéndolos artificialmente a cero. Un segundo motivo tiene que ver con que la parametrización (7) esconde ciertos efectos inerciales. La ecuación efectivamente utilizada en la estimación es

$$y_t = \bar{a}_y y_{t-1} + a_y x_t^e - a_\psi \psi_{t-1} + a_\phi \phi_t + \bar{a}_\tau \frac{\tau_t}{s_\tau} + \bar{a}_q \frac{q_t}{s_q} + a_{y^*} y_t^* + \varepsilon_t, \quad (7^*)$$

donde, al comparar con (7), $\bar{a}_y = a_y + a_{y^e}$, $\bar{a}_\tau = a_\tau s_\tau$ y $\bar{a}_q = a_q s_q$. Aquí, s_τ y s_q son los desvíos estándares de τ_t y q_t en la muestra de estimación.

La distribución *a priori* para el coeficiente inercial es la misma que para otros coeficientes inerciales en el MPT, $\bar{a}_y \sim \mathcal{B}(0.5, 0.2^2)$. Para el resto de coeficientes en (7*) se impone $\bar{a}_\tau, \bar{a}_q, a_z \sim \mathcal{B}(1/6, 0.1^2)$. La media *a priori* de 1/6 refleja una situación poco informativa donde cada determinante (6 en total) tiene el mismo efecto sobre la brecha del producto. El desvío estándar *a priori* de 0.1 garantiza que estas distribuciones sean unimodales.

Ciertos coeficientes en el MPT no se encuentran acotados (aunque sí se espera que sean positivos) por lo que la distribución beta deja de ser conveniente. Para el caso de las elasticidades de largo plazo M^{mn} y M^{me} (traspaso hacia tasas bancarias) se utiliza una distribución normal $M \sim \mathcal{N}(1, 0.5^2)$. La media igual a uno manifiesta la creencia de traspasos completos, mientras que la desviación estándar de 0.5 (la mitad de la media) refleja alta incertidumbre en torno a esta creencia media.

En el caso de las varianzas de los choques σ^2 , se utiliza una opción también habitual en la literatura: la desviación estándar σ se modela como una variable distribuida como gama inversa, \mathcal{I} . La varianza de estas distribuciones se fija en 4, lo que implica una creencia *a priori* débil. Para asignar las medias, cada ecuación del MPT se evalúa en la media *a priori* de sus coeficientes, se obtiene ε_t como residuo, y se calcula su desvío estándar muestral. Este valor (redondeado) corresponde a la media *a priori* de σ .

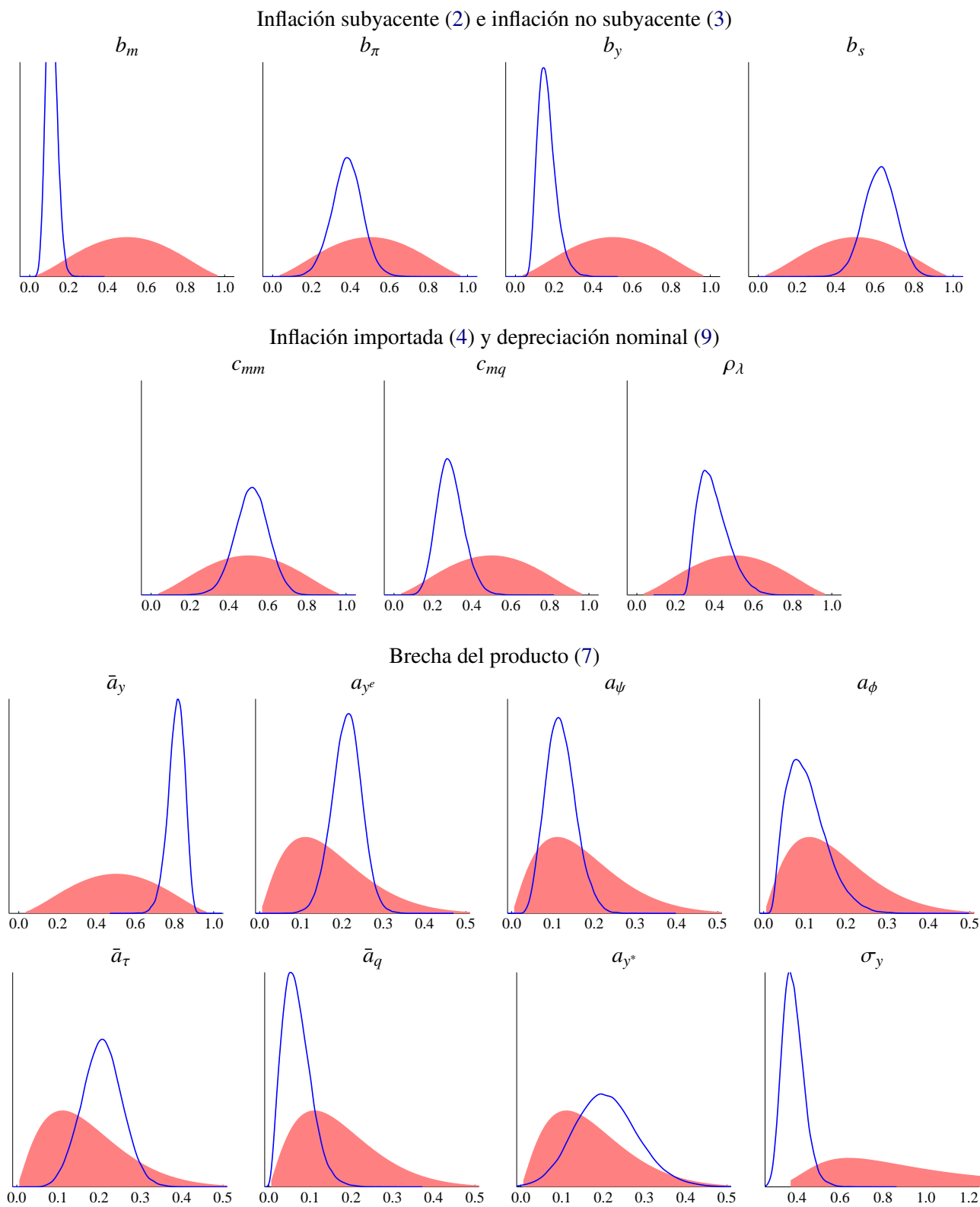
El Cuadro 2 (p. 47) presenta las propiedades de las distribuciones *a priori*, algunos estadísticos de las distribuciones *a posteriori*, la razón RV y la calibración del MPT derivada de esta estimación. El Gráfico 16 (pp. 48 y 49) muestra las distribuciones *a priori* y *a posteriori* de los coeficientes presentados en la sección 1 y de los desvíos estándares de algunos choques representativos. Cabe aclarar que los parámetros que gobiernan la dinámica de variables exógenas, así como las varianzas de choques externos, también han sido estimados pero no se reportan estos resultados por no ser de interés directo.

CUADRO 2. Estimaciones

	Distribución a priori			Distribución a posteriori				RV	Calibración
	Forma	Media	Desvío	Moda	Media	Desvío	Intervalo 90%		
Inflación subyacente (2)									
b_m	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.10	0.11	0.03	[0.07 - 0.16]	0.02	0.10
b_π	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.37	0.38	0.08	[0.25 - 0.51]	0.15	0.35
b_y	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.14	0.16	0.05	[0.09 - 0.23]	0.05	0.15
σ_s	\mathcal{I}	2.00	2.00	0.83	0.87	0.10	[0.70 - 1.01]	0.00	0.75
Inflación no subyacente (3)									
b_s	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.63	0.62	0.08	[0.49 - 0.76]	0.17	0.65
σ_{ns}	\mathcal{I}	4.25	2.00	4.08	4.23	0.45	[3.50 - 4.94]	0.05	4.25
Inflación importada (4)									
c_{mm}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.51	0.51	0.08	[0.38 - 0.65]	0.18	0.50
c_{mq}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.27	0.29	0.07	[0.17 - 0.39]	0.11	0.30
σ_m	\mathcal{I}	4.75	2.00	5.14	5.37	0.58	[4.43 - 6.27]	0.08	5.25
Brecha del producto (7)									
\bar{a}_y	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.82	0.81	0.04	[0.74 - 0.88]	0.05	0.85
a_{y^e}	\mathcal{B}	0.17	0.10	0.22	0.21	0.04	[0.15 - 0.27]	0.13	0.25
a_ψ	\mathcal{B}	0.17	0.10	0.12	0.12	0.04	[0.06 - 0.17]	0.13	0.10
a_ϕ	\mathcal{B}	0.17	0.10	0.09	0.11	0.05	[0.03 - 0.18]	0.23	0.15
\bar{a}_τ	\mathcal{B}	0.17	0.10	0.20	0.21	0.05	[0.13 - 0.28]	0.23	0.15
\bar{a}_q	\mathcal{B}	0.17	0.10	0.05	0.07	0.03	[0.01 - 0.12]	0.11	0.05
a_{y^*}	\mathcal{B}	0.17	0.10	0.20	0.21	0.08	[0.08 - 0.33]	0.58†	0.15
σ_y	\mathcal{I}	1.25	2.00	0.35	0.38	0.05	[0.30 - 0.46]	0.00	0.50
Depreciación nominal (9)									
ρ_λ	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.36	0.39	0.08	[0.27 - 0.51]	0.15	0.40
σ_λ	\mathcal{I}	8.75	2.00	8.64	8.87	0.86	[7.48 - 10.3]	0.18	8.75
Tasas de interés bancarias (14)									
ρ_b^{mn}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.73	0.76	0.07	[0.65 - 0.87]	0.11	0.70
M^{mn}	\mathcal{N}	1.00	0.50	0.56	0.57	0.08	[0.43 - 0.70]	0.03	0.60
M_e^{mn}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.19	0.28	0.15	[0.06 - 0.52]	0.59†	0.30
σ_{mn}	\mathcal{I}	1.00	2.00	0.62	0.66	0.07	[0.54 - 0.77]	0.00	0.75
ρ_b^{me}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.73	0.76	0.05	[0.67 - 0.84]	0.07	0.70
M^{me}	\mathcal{N}	1.00	0.50	0.98	0.99	0.07	[0.87 - 1.10]	0.02	1.00
M_e^{me}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.05	0.10	0.07	[0.01 - 0.19]	0.11	0.10
σ_{me}	\mathcal{I}	0.50	2.00	0.38	0.41	0.05	[0.33 - 0.48]	0.00	0.50
Tasa de interés de referencia (19)									
ρ_i	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.73	0.73	0.03	[0.69 - 0.78]	0.02	0.70
σ_i	\mathcal{I}	1.50	2.00	0.56	0.58	0.06	[0.47 - 0.68]	0.00	0.50
Expectativas (20) y (21)									
ρ_{π^e}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.67	0.70	0.05	[0.62 - 0.79]	0.07	0.75
σ_{π^e}	\mathcal{I}	0.50	2.00	0.18	0.20	0.02	[0.16 - 0.24]	0.00	0.25
ρ_{λ^e}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.74	0.74	0.09	[0.61 - 0.88]	0.18	0.75
σ_{λ^e}	\mathcal{I}	1.75	2.00	0.72	0.75	0.08	[0.62 - 0.88]	0.00	0.75
ρ_{x^e}	\mathcal{B}	0.50	0.20	0.48	0.49	0.08	[0.36 - 0.62]	0.15	0.50
σ_{x^e}	\mathcal{I}	1.00	2.00	0.85	0.89	0.10	[0.73 - 1.04]	0.00	1.00

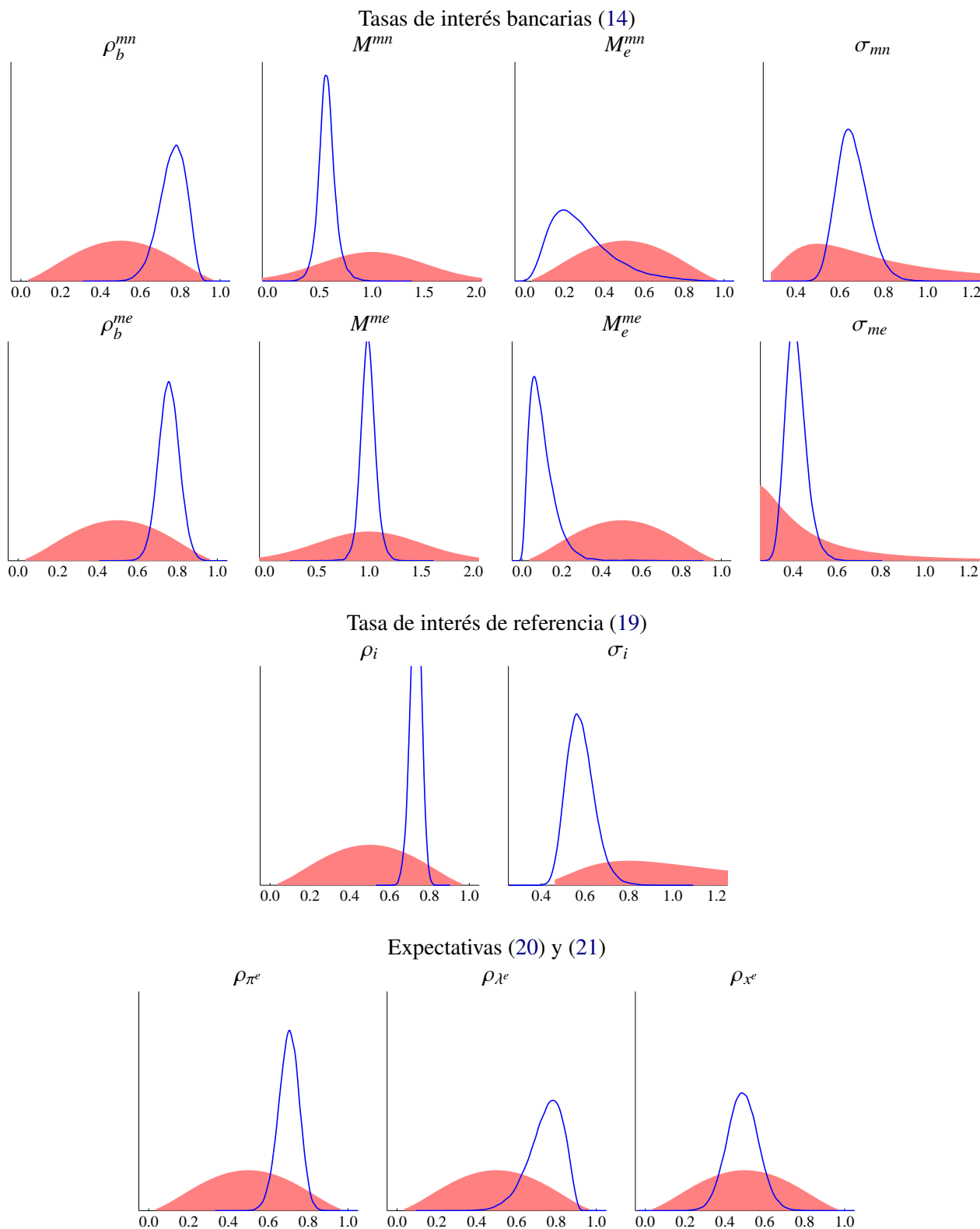
NOTAS: La muestra de estimación comprende los 44 trimestres entre 2002 y 2012. El método de estimación es el descrito en An y Schorfheide (2007, p. 131), donde se obtienen simulaciones de la distribución *a posteriori* utilizando el algoritmo Metropolis-Hastings (con 500,000 replicaciones, de las cuales se conservan las últimas 250,000 para calcular las distribuciones reportadas). Los parámetros marcados con † son fuertemente influenciados por la creencia *a priori* (RV > 0.35).

GRÁFICO 16. Distribuciones a priori y a posteriori de parámetros del MPT



NOTAS: Las áreas sombreadas representan distribuciones *a priori* y las líneas continuas representan distribuciones *a posteriori*. La escala de los gráficos es la misma para parámetros que comparten la misma distribución *a priori*: (1) Los parámetros b , c , ρ , \bar{a}_y , M_e^{mn} y M_e^{me} con distribución $\mathcal{B}(0.5, 0.2^2)$; (2) El resto de coeficientes de la ecuación de demanda agregada a con distribución $\mathcal{B}(1/6, 0.1^2)$; (3) Los parámetros M^{mn} y M^{me} con distribución $\mathcal{N}(1, 0.5^2)$; (4) Las desviaciones estándares de los choques (parámetros σ) con distribución \mathcal{I} .

GRÁFICO 16 (CONTINUACIÓN). Distribuciones a priori y a posteriori de parámetros del MPT



NOTAS: Las áreas sombreadas representan distribuciones *a priori* y las líneas continuas representan distribuciones *a posteriori*. La escala de los gráficos es la misma para parámetros que comparten la misma distribución *a priori*: (1) Los parámetros b , c , ρ , \bar{a}_y , M_e^{mn} y M_e^{me} con distribución $\mathcal{B}(0.5, 0.2^2)$; (2) El resto de coeficientes de la ecuación de demanda agregada a con distribución $\mathcal{B}(1/6, 0.1^2)$; (3) Los parámetros M^{mn} y M^{me} con distribución $\mathcal{N}(1, 0.5^2)$; (4) Las desviaciones estándares de los choques (parámetros σ) con distribución \mathcal{I} .

Un primer resultado de importancia, relativamente frecuente en aplicaciones (por ejemplo, Smets y Wouters, 2003; Adolfson y otros, 2008; Salas, 2011), es que la muestra es altamente informativa sobre los desvíos estándares de los choques σ y sobre los parámetros que rescatan la persistencia en las variables: b_π , c_{mm} , \bar{a}_y y los coeficientes ρ . En estos casos las distribuciones *a posteriori* son considerablemente más concentradas que las *a priori* (Gráfico 16), y las razones de varianzas son bastante pequeñas. De este grupo, incluso quienes se ven más influenciados por creencias *a priori* reportan un bastante aceptable $RV < 0.2$.

En el otro extremo, las estimaciones registran 2 parámetros para los que la información muestral no es muy influyente ($RV > 0.35$). El primero de ellos es M_e^{mm} , el efecto de largo plazo de la tasa de encajes en moneda nacional sobre la tasa de interés bancaria. La razón es que, durante el periodo analizado, las medidas de encaje en moneda nacional han sido complementarias a las decisiones sobre la tasa de interés de referencia. Los episodios en donde la tasa de encaje ha registrado variabilidad útil para la estimación coinciden con episodios en donde la tasa de política monetaria también ha fluctuado. Así, dada la tasa de interés, los encajes resultan poco informativos sobre la orientación de la política monetaria en moneda nacional. Esta colinealidad es el resultado de la muestra utilizada y de ahí que la distribución de M_e^{mm} *a posteriori* refleje en buena cuenta el comportamiento de la distribución *a priori*. Es interesante notar que este fenómeno no se registra para el caso de moneda extranjera, donde los datos son informativos.

El segundo coeficiente es a_{y^*} y el motivo de la dominancia *a priori* es el mismo que en el caso anterior. Durante el periodo muestral, los movimientos en la brecha de producto externo han estado fuertemente correlacionados y han sido opacados por fluctuaciones afines en los términos de intercambio.

La estimación bayesiana del MPT es, en líneas generales, satisfactoria. Las modas de las distribuciones *a posteriori* y la calibración que se deriva de éstas son similares a los valores considerados en estudios previos (Vega y otros, 2009; Salas, 2011), y a creencias más informadas que las acá utilizadas. Además, los datos parecen no ser del todo informativos para tan sólo 2 de los 35 parámetros reportados en el Cuadro 2. Considerando la reducida muestra disponible, éste es un resultado auspicioso.

4 MEDICIÓN DE VARIABLES NO OBSERVABLES

En macroeconomía aplicada, es común lidiar con variables no observables. La teoría económica provee predicciones concretas sobre conceptos que no se registran directamente en las estadísticas. Luego, el análisis empírico precisa inferir sobre estas variables no observables, a partir de sus vínculos con los datos observados. En jerga estadística, se trata de resolver un problema de *extracción de señales*. En la versión del MPT presentada en este documento, las únicas variables no observables son la brecha del producto y el crecimiento potencial, y a continuación se discuten aspectos importantes de su estimación.

Predicciones preliminares y finales

El procedimiento de estimación de variables no observables consiste en formular un modelo dinámico que consta de dos bloques. El primero contiene *ecuaciones de transición* que describen la dinámica que gobierna el comportamiento de las variables no observables; el segundo, agrupa *ecuaciones de medición* que vinculan las variables no observables con los datos (ver Harvey, 1989, cap. 3). En nuestro caso, una ecuación de medición relevante es (6), $\gamma_t = \bar{\gamma}_t + 4(y_t - y_{t-1})$, que relaciona el comportamiento de las dos variables no observables ($\bar{\gamma}_t$ e y_t) con el crecimiento observado del PBI, γ_t . Claramente, existen infinitas formas de descomponer el crecimiento observado en estos dos componentes no observables y es en este punto donde las ecuaciones de transición juegan un rol importante para seleccionar una de las posibles descomposiciones (a la larga, las ecuaciones de transición simplemente son el reflejo de supuestos alternativos sobre las características de $\bar{\gamma}_t$ e y_t). En particular, es necesario contar con algún

criterio de bondad para preferir un “filtro” (es decir, un conjunto de ecuaciones de transición) de otro. La literatura ha prestado especial atención a las revisiones que el filtro genera (ver, entre otros, Kaiser y Maravall, 1999; Orphanides y van Norden, 2002; Camba-Mendez y Rodríguez-Palenzuela, 2003).

Sea $y_{t|t}$ la predicción de la brecha del producto en el periodo t , conseguida utilizando información hasta el momento t ; esta predicción *preliminar* es relevante en la práctica ya que provee el punto inicial de las proyecciones en tiempo real. Por su parte, sea $y_{t|n}$ la inferencia refinada que utiliza toda la información en la muestra; esta predicción *final* es la utilizada para análisis histórico y es el mejor predictor disponible para y_t . La predicción preliminar $y_{t|t}$ utiliza información sobre el pasado y el presente (desde el inicio de la muestra hasta t) de las variables observables, mientras que $y_{t|n}$ utiliza además información sobre el futuro (desde $t + 1$ hasta n). Así, la disponibilidad de mayor información induce inevitablemente a revisiones, $r_{t|n} = y_{t|t} - y_{t|n}$, cuyo comportamiento provee criterios de evaluación sobre las bondades de distintos filtros. En líneas generales, un filtro es mejor si produce predicciones menos susceptibles a revisiones.¹³

Es simple verificar que

$$\text{ECM}(y_{t|t}) = \text{ECM}(y_{t|n}) + \text{ECM}(r_{t|n}), \quad (\text{ECM})$$

lo que indica que el error cuadrático medio (ECM, un criterio de proximidad estadística que involucra tanto al sesgo como a la varianza de una predicción) de $y_{t|t}$ es inequívocamente mayor al ECM de $y_{t|n}$. Este resultado no es sorprendente ya que $y_{t|t}$ utiliza menos información que $y_{t|n}$. Lo interesante es que la diferencia es precisamente el ECM de las revisiones $r_{t|n}$, por lo que (ECM) permite evaluar cuán sensible son las inferencias ante la incorporación de nueva información (ver Rünstler, 2002; Proietti, 2009).

Asimismo, es posible evaluar si el flujo de nueva información corrige sesgos en las predicciones preliminares. En otras palabras, si las predicciones preliminares difieren sistemática y predeciblemente de las finales. Siguiendo a Rünstler (2002), una manera sencilla de implementar esta evaluación es contrastar la hipótesis $\beta_0 = \beta_1 = 0$ en la regresión

$$y_{t|t} - y_{t|n} = \beta_0 + \beta_1 y_{t|t} + \text{error}_t. \quad (\text{Sesgo})$$

El rechazo de esta hipótesis provee evidencia de sesgo en las revisiones.

El filtro MPT y comparación con un enfoque univariado

Es ilustrativo comparar el funcionamiento del “filtro MPT”, descrito líneas abajo, con el enfoque univariado más popular en la estimación del componente cíclico de una serie de tiempo: el filtro de Hodrick y Prescott (1997), HP en adelante. Es bien sabido (ver, entre otros, Kaiser y Maravall, 1999; Proietti, 2009) que los resultados de aplicar el filtro HP son equivalentes a las predicciones finales del sistema dado por las ecuaciones de transición

$$\begin{aligned} \bar{\gamma}_t &= \bar{\gamma}_{t-1} + \varepsilon_{\gamma t}, \\ y_t &= \varepsilon_{y t}, \end{aligned} \quad (29)$$

acoplado a la ecuación de medición (6). El filtro HP establece que el crecimiento tendencial $\bar{\gamma}_t$ es un proceso muy persistente (un paseo aleatorio), mientras que la brecha obtenida es residual e igual a un ruido. El único parámetro desconocido es la razón de varianzas (comúnmente conocida como el

¹³ Dadas las ecuaciones de medición y transición, el filtro de Kalman es utilizado para obtener $y_{t|t}$, mientras que un *suavizador* reditúa las predicciones $y_{t|n}$ (ver Harvey, 1989, cap. 3). En la misma aplicación de estos algoritmos se obtienen, además, los errores cuadráticos medios de la ecuación (ECM).

“parámetro de suavizamiento”) $\kappa = \text{var}(4y_t)/\text{var}(\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1})$ que convencionalmente se calibra en $\kappa = 1600$ para datos trimestrales. Ello implica que $\text{var}(\varepsilon_{y_t}) = \frac{1}{100}\text{var}(y_t)$.

En el caso del MPT, la ecuación de medición del crecimiento también viene dada por (6) mientras que la ecuación de transición del crecimiento potencial es nuevamente (29). La principal diferencia se encuentra en que las ecuaciones de transición y otras de medición donde aparece explícitamente la brecha del producto provienen de la solución de equilibrio del modelo e involucran potencialmente a *todas* las variables del MPT. Si bien estas ecuaciones son complejas, tras experimentar con el filtro y los datos peruanos, los resultados son muy próximos a los obtenidos con un sistema simplificado de la forma

$$\pi_t^s = C_t^\pi + C_\pi y_{t-1} + \varepsilon_{\pi t}, \quad (2^\dagger)$$

$$y_t = C_t^y + C_y y_{t-1} + \varepsilon_{y_t}, \quad (7^\dagger)$$

donde las ecuaciones (2[†]) y (7[†]) corresponden esquemáticamente a la curva de Phillips (2) y a la demanda agregada (7), respectivamente. Los coeficientes C_π y C_y dependen de los parámetros del MPT mientras que las variables C_t^π y C_t^y son funciones de las variables del MPT distintas de y_t . Así, el carácter residual de la brecha del producto típico en un filtro univariado se reemplaza por ecuaciones dinámicas que describen sus *causas*, como la ecuación (7[†]), así como sus *consecuencias*, como la ecuación (2[†]).

Finalmente, el filtro MPT utiliza también $\kappa = 1600$. En otras palabras, se mantiene el supuesto que $\text{var}(\varepsilon_{y_t}) = \frac{1}{100}\text{var}(y_t)$, aunque en esta ocasión $\text{var}(y_t)$ depende de todos los parámetros del modelo.¹⁴

Resultados

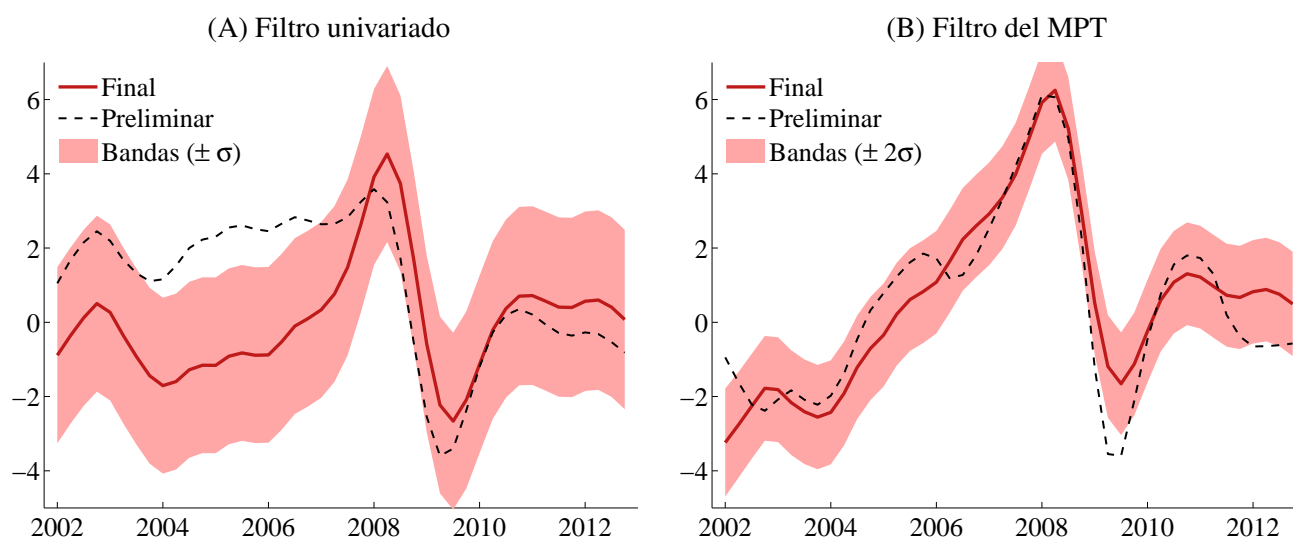
El Gráfico 17 (p. 53) muestra la evolución de las predicciones preliminares y finales de la brecha del producto obtenidas para ambos filtros, y su incertidumbre.

Una primera diferencia se centra en la evolución de la predicción final. Si bien existen coincidencias cualitativas en la dinámica de las brechas estimadas bajo ambos métodos – por ejemplo, la expansión de 2006 a 2008, seguida de una fuerte contracción y posterior recuperación –, también se registran discrepancias importantes. En particular, a inicios de la muestra la brecha del filtro MPT es inequívocamente negativa, mientras que la del filtro HP es cercana a cero. Del mismo modo, hacia el final de la muestra el MPT predice una brecha del producto positiva, mientras que con el filtro HP se obtiene una brecha que fluctúa alrededor de cero. Este resultado ilustra el efecto que los supuestos detrás de cada filtro tienen sobre los resultados. El carácter residual de la brecha del producto en el filtro HP induce a que ésta sea, siempre que se pueda, cercana a cero. Por el contrario, las estimaciones con el filtro MPT responden a la evolución de los determinantes de la brecha del producto C_t^y y al comportamiento de la inflación subyacente. Como se discutió anteriormente, en especial en torno a los Gráficos 2 y 4, hacia inicios de la muestra la economía peruana se encontraba en una etapa recesiva (expectativas deprimidas e impulsos externo, monetario y fiscal negativos) con una tasa de inflación subyacente por debajo de la meta. Dado este comportamiento en las variables observables, la mejor inferencia derivada del MPT apunta a una brecha del producto negativa. Ocurre lo contrario hacia el final de la muestra, donde se observan ciertos impulsos positivos (en especial, el monetario) y una inflación subyacente por encima de la meta, lo que permite inferir una brecha del producto positiva.

Una segunda diferencia visible es el patrón de revisiones asociado con cada filtro. Al comparar las

¹⁴ En estricto, ambos filtros incluyen el refinamiento al filtro HP propuesto por Kaiser y Maravall (1999). El procedimiento consiste primero en calcular el componente “tendencia-ciclo” del PBI y luego tomar estos estimados para calcular el crecimiento observado al implementar la descomposición entre cambios en la brecha del producto y crecimiento potencial. El componente “tendencia-ciclo” es una versión suavizada y más informativa del crecimiento desestacionalizado.

GRÁFICO 17. Estimaciones de la brecha del producto



NOTAS: Las predicciones medias y su incertidumbre son obtenidas mediante la aplicación del filtro de Kalman ($y_{t|t}$) y un suavizador ($y_{t|n}$) en ambos enfoques. El filtro MPT utiliza la calibración descrita en la sección 3. Para ambos filtros, $\kappa = 1600$.

predicciones preliminares y finales, se percibe una tendencia en el filtro de HP por generar discrepancias sistemáticas entre ambas predicciones (concretamente, revisiones persistentemente negativas hacia el inicio de la muestra y persistentemente positivas hacia el final), mientras que en el caso del filtro MPT las revisiones son, en general, de menor magnitud y presentan un comportamiento más impredecible. Las cifras del Cuadro 3 (p. 54) confirman este hecho. El Cuadro presenta los resultados de estimar la ecuación (Sesgo) y de contrastar la hipótesis de ausencia de sesgo, $\beta_0 = \beta_1 = 0$: la hipótesis no puede ser rechazada en el caso del filtro MPT y es fuertemente rechazada para el filtro univariado.

Una de las principales razones del mejor desempeño del filtro MPT en cuanto al sesgo de las revisiones es el uso de una mayor cantidad de información. Por un lado, recuerde que el comportamiento del crecimiento del PBI observado ha sido inusual en la muestra de análisis (por ejemplo, un periodo de crecimiento sostenido e incluso aceleración a partir del 2006, sin precedente en la historia previa, y una recuperación en 2010, difícil de anticipar). Así, es fácil entender que información adicional sobre estos comportamientos anómalos, no contemplados en la dinámica inherente del filtro univariado, podría generar revisiones considerables. En el caso del filtro MPT, las predicciones preliminares son cercanas a las finales porque ambas incluyen la evolución de los determinantes de la demanda agregada, C_t^y , y de la inflación subyacente. El incorporar oportunamente información de indicadores adelantados de la actividad económica – por ejemplo, el impulso de los términos de intercambio, impulso monetario o las expectativas empresariales – permite anticipar los movimientos del crecimiento observado (aunque éstos no puedan ser proyectados únicamente con información histórica del PBI), explicando así las menores revisiones en la brecha del producto.

Está bien documentado, por ejemplo en Kaiser y Maravall (1999), que las revisiones se encuentran estrecha y positivamente relacionadas con los errores de proyección del filtro, respecto a los indicadores observables. Puesto de otro modo, si los datos se generaran de acuerdo con las ecuaciones de medición y transición del filtro, no habrían revisiones. En el caso del filtro HP, la proyección en todo momento (incluso en el muy corto plazo) es que toda brecha del producto futura es igual a cero (la proyección óptima de un ruido). Así, cualquier discrepancia entre el crecimiento observado y el tendencial generará un error de predicción que se reflejará en mayores revisiones. El filtro MPT, por el contrario, utiliza una ecuación de la forma (7⁺) para fines de proyección. Toda vez que esta ecuación sea más apropiada para

CUADRO 3. Revisiones

	Error cuadrático medio			Sesgo		
	Preliminar ($y_{t t}$)	Final ($y_{t n}$)	Revisión ($r_{t n}$)	β_0	β_1	Prueba F $\beta_0 = \beta_1 = 0$
Filtro univariado	20.06 {100}	5.67 {28}	14.39 {72}	0.321 (0.289)	0.666 (0.167)	8.303 [0.016]
Filtro MPT	3.02 {100}	1.75 {58}	1.27 {42}	-0.141 (0.236)	0.095 (0.077)	0.785 [0.675]

NOTAS: El panel “Error cuadrático medio” muestra el promedio de los ECM obtenidos con el filtro de Kalman ($y_{t|t}$), un suavizador ($y_{t|n}$) y sus diferencias ($r_{t|n}$), utilizando la calibración del MPT descrita en la sección 3 y $\kappa = 1600$ para ambos filtros. Las cifras entre llaves representan contribuciones porcentuales. El panel “Sesgo” muestra las estimaciones de la regresión (Sesgo) y el estadístico F de la prueba de hipótesis de ausencia de sesgo. Las cifras entre paréntesis son errores estándares mientras que las cifras entre corchetes son p – values. Esta regresión presenta, por construcción, residuos autocorrelacionados, por lo que los errores estándares son del tipo Newey-West.

estos fines, ya sea por estar dinámicamente mejor especificada o por incorporar información adicional, las revisiones del filtro MPT serán menores.

Las diferencias en la incertidumbre en torno a la predicción central mostrada en el Gráfico 17 son también elocuentes: el intervalo de confianza del filtro HP es considerablemente más ancho que el del filtro MPT (de hecho, las bandas del filtro HP se calculan utilizando *un* desvío estándar respecto a la predicción media, mientras que para el filtro MPT las bandas corresponden a *dos* desvíos estándares). El motivo, nuevamente, es el uso de más información en el filtro multivariado. Esta incertidumbre se relaciona con la varianza del término de error de las ecuaciones de transición de la brecha del producto, ε_{yt} . En el caso del filtro HP se tiene que $\text{var}(y_t) = \text{var}(\varepsilon_{yt})$, mientras en el filtro MPT los movimientos de y_t reflejan – con cierto suavizamiento, dado el término inercial – la evolución de C_t^y (que, al construirse con información básicamente observada, presenta una incertidumbre reducida) además de la influencia de ε_{yt} . Claramente, en este caso $\text{var}(y_t) > \text{var}(\varepsilon_{yt})$. Dado que el valor de κ es el mismo para ambos filtros, se concluye que $\text{var}(\varepsilon_{yt})$ puede ser notoriamente menor en el filtro MPT, lo que explica su menor incertidumbre asociada.

En resumen, este ejercicio comparativo ilustra la importancia de incorporar información útil sobre el estado de la economía en la estimación de la brecha del producto. Esta información reduce los sesgos en las proyecciones y amortigua sus varianzas. Al juntar ambos efectos se registran ganancias sustanciales en el ECM. El primer panel del Cuadro 3 resume estos hallazgos. En primer lugar, el ECM del filtro HP es *6 veces* mayor que el del filtro MPT. En segundo lugar, buena parte del ECM del filtro HP (aproximadamente, 70 por ciento) se debe a las revisiones a las que las predicciones preliminares están sujetas. En el caso del filtro MPT, el aporte de las revisiones es cercano al 40 por ciento.

Es bueno mencionar que el ejercicio presentado ignora una fuente de incertidumbre a la que está sujeta el filtro MPT, pero no filtros como HP: la estimación de parámetros. Ciertamente, al incorporar estas consideraciones las bondades del filtro MPT se verán reducidas. No obstante, los resultados del Cuadro 3 sugieren que el desempeño del filtro MPT debería deteriorarse sustancialmente para ser comparable con la alternativa univariada. A juzgar por resultados en la literatura, en donde la incertidumbre de parámetros típicamente no parece ser la principal fuente de incertidumbre total (ver Proietti, 2009), se espera *a priori* que la superioridad de un filtro multivariado siga siendo significativa. Ésta es, por supuesto, una pregunta abierta para la investigación futura.

Finalmente, una influyente rama de la literatura, inspirada por los hallazgos en Orphanides y van Norden (2002), encuentra que la incertidumbre en torno a la estimación de y_t puede ser tan elevada, que

la noción misma de “brecha del producto” pierde toda relevancia práctica. Éste parece ser el caso para enfoques como el filtro HP. Sin embargo, estudios como [Camba-Mendez y Rodríguez-Palenzuela \(2003\)](#), [Planas y Rossi \(2004\)](#) y [Proietti y otros \(2007\)](#) indican que el uso de información adicional, como en el caso del filtro MPT, es crucial para reducir la magnitud de las revisiones de las predicciones preliminares. Dado el rol central que la brecha del producto toma en un modelo como el MPT, es de interés que la investigación futura replique este debate para el caso peruano.

5 EXTENSIONES Y AGENDA

Son varias las simplificaciones hechas en este documento respecto a la versión del MPT utilizada durante el año 2012. Asimismo, como se discutió anteriormente, frecuentemente se explora la naturaleza de los mecanismos de transmisión de choques, con el propósito de obtener resultados más refinados al describir el comportamiento de la economía peruana.

Muchos equilibrios de mediano plazo que aquí son considerados fijos, pueden ser móviles. Tal es el caso del tipo de cambio real de equilibrio, cuya estimación es un tema sujeto a mucho debate y constante investigación ([Rodríguez y Winkelried, 2011](#)). Por otro lado, se tiene la tasa de interés neutral que aparece en la regla de política monetaria, i_t^n . Esta tasa responde a factores estructurales (crecimiento potencial, profundidad del sistema financiero, régimen de política monetaria, entre otros) y determina el nivel sobre el cual la tasa de interés de referencia debe ser comparada para inferir la posición de la política monetaria (expansiva, contractiva o neutral). Asimismo, el nivel móvil i_t^n provee racionalidad para, a través de un supuesto de tendencias comunes, modelar las tasas reales de equilibrio R^{mn} y R^{me} como procesos variantes en el tiempo, y refinar así el indicador de impulso monetario ψ_t . [Castillo y otros \(2006\)](#) y [Humala y Rodríguez \(2009\)](#) presentan estimaciones desde mediados de los 1990. Por su parte, [Winkelried y Ledesma \(2010\)](#) muestran que, aunque móvil, i_t^n ha sido estable durante el ejercicio del esquema de metas de inflación. En tal sentido, el supuesto de que i_t^n es constante no es muy restrictivo.

Por su parte, si bien se permite que sea móvil, el crecimiento potencial de la economía es tomado como exógeno en este documento. En la práctica, el producto potencial se vincula con la acumulación de capital, el crecimiento de la mano de obra y la evolución de la productividad total de factores, en un marco completo de contabilidad de crecimiento económico (ver [Ledesma, 2010](#)).

Otro punto relacionado con un análisis más minucioso de las condiciones monetarias se vincula con que tanto el grado de dolarización como la importancia del sector bancario en la agregación de tasas nominales se mantienen constantes en este documento. En realidad, mientras que la dolarización de la economía ha mostrado una marcada tendencia decreciente en el periodo de 2002 a 2012, el desarrollo del mercado de capitales doméstico durante el mismo periodo ha modificado la composición de las fuentes de financiamiento significativamente a favor del fondeo fuera del sistema bancario ([Quispe y Rossini, 2010](#)). Estos cambios estructurales estarían potenciando los efectos de la política monetaria sobre la actividad productiva y los precios. Asimismo, el Cuadro 36 de la NS contiene información sobre tasas de interés de bonos del sector corporativo y bonos soberanos que no ha sido utilizada en las estimaciones (se utilizó una *proxy* de estas tasas basada en la tasa bancaria preferencial corporativa), pero que resultan ser de utilidad para una calibración más adecuada de las curvas de rendimientos en ambas monedas.

Respecto a las tasas de interés bancarias, los Cuadros 30 y 31 de la NS registran, desde fines de 2010, niveles de desagregación mayores a las consideradas en este documento. Así, el sector bancario, y el traspaso de la tasa de política monetaria y de las tasas encajes, podría ser modelado con más detalle, una vez que se cuente con un número suficiente de observaciones históricas para el análisis econométrico. Además, puede investigarse si los márgenes bancarios, μ_b en las ecuaciones de traspaso hacia las tasas

bancarias, son constantes o cíclicos. Éste es un tema empírico con claras implicancias en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Por un lado, podría argumentarse que μ_b es procíclico, dado que en épocas de expansión [contracción] y de fuerte [débil] demanda por fondos, los bancos encuentran más fácil [difícil] colocar contratos caros. De ser el caso, se tendría un mecanismo automático de amortiguación del ciclo. Por el contrario, si μ_b reflejase (inversamente) la toma de riesgos de los bancos en sus nuevas colocaciones, estos márgenes podrían ser anticíclicos, basados en la idea de que en épocas de expansión [contracción] los estándares de evaluación de riesgo tienden a ser más laxos [exigentes]. En este caso, los márgenes bancarios constituirían un mecanismo de amplificación del ciclo económico.

Por otro lado, como se discute en Vega y otros (2009), es posible incorporar en el MPT un canal de hojas de balance, en donde una depreciación real, al deteriorar el patrimonio de empresas con descalces cambiarios (es decir, endeudadas en dólares pero que generan ingresos en nuevos soles), puede resultar contractiva. Ello se consigue, siguiendo a Morón y Winkelried (2005), incluyendo la prima por riesgo cambiario en la ecuación de demanda agregada. De este modo, el efecto hoja de balance se manifiesta a través de una depreciación acompañada de condiciones monetarias más restrictivas.

El canal de hojas de balance es relevante toda vez que se experimente una depreciación real de gran magnitud. Éste es un buen ejemplo de posibles no linealidades en los mecanismos de transmisión que un modelo lineal como el MPT, en general, no captura plenamente. Sin embargo, en estos casos, las no linealidades pueden estudiarse a través de simulaciones del modelo lineal condicionales a diversas parametrizaciones. Otros aspectos del MPT sujetos a no linealidades son el traspaso del tipo de cambio hacia los precios finales (Winkelried, 2003), el canal de tasas de interés (Bigio y Salas, 2006) y el impulso fiscal (BCRP, 2012a).

Finalmente, Rossini y otros (2013) describen un marco de política, basado en un enfoque de manejo de riesgos, para orientar y racionalizar la política monetaria del BCRP. Este marco incluye como meta operativa a la tasa de interés de referencia dentro de un régimen de metas de inflación, y el MPT es una herramienta cuantitativa para su evaluación. No obstante, el manejo de riesgos requiere que las vulnerabilidades asociadas a la dolarización parcial del sistema financiero se consideren para el diseño de políticas “no convencionales” como la intervención en el mercado cambiario, la acumulación de reservas internacionales, la aplicación de diferentes tipos de requerimientos de encaje y la existencia de diversos mecanismos de esterilización. Incorporar estas consideraciones “no convencionales” en el MPT constituye el principal reto de investigación futura.

REFERENCIAS

- Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé y M. Villani (2008), “Evaluating an estimated New Keynesian small open economy model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8), 2690-2721.
- An, S. y F. Schorfheide (2007), “Bayesian analysis of DSGE Models”, *Econometric Reviews*, 26(2-4), 113-172.
- Arenas, P. y D. Morales (2013), “Are business tendency surveys useful to forecast private investment in Peru? A non-linear approach”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2013-003.
- Armas, A. y F. Grippa (2006), “Targeting inflation in a dollarized economy: The Peruvian experience”, en Armas, A., A. Ize y E. Levy-Yeyati (eds.), *Financial Dollarization: The Policy Agenda*, Palgrave Macmillan, cap. 6.
- Armas, A., L. Vallejos y M. Vega (2011), “Indicadores tendenciales de inflación y su relevancia como variables indicativas de política monetaria”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 20, 27-56.

- Barrera, C. (2005), “Proyecciones desagregadas de la variación del índice de precios al consumidor (IPC), del índice de precios al productor (IPM) y del crecimiento del producto real (PBI)”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2005-006.
- Barrera, C. (2007), “Proyecciones desagregadas de inflación con modelos Sparse VAR robustos”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2007-015.
- Barrera, C. (2013), “El sistema de predicción desagregada: Una evaluación de las proyecciones de inflación 2006-2011”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2013-009.
- BCRP (2006), “Evaluación de indicadores de inflación no subyacente”, *Notas de Estudio del BCRP*, 11.
- BCRP (2008), “Metodología de cálculo del resultado estructural”, *Notas de Estudio del BCRP*, 51.
- BCRP (2012a), “Multiplicadores fiscales contingentes al estado de la economía”, en BCRP (Diciembre 2012), *Reporte de Inflación: Panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2012-2014*, Recuadro 4, 80-82.
- BCRP (2012b), “Choques de oferta y política monetaria”, en BCRP (Diciembre 2012), *Reporte de Inflación: Panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2012-2014*, Recuadro 5, 98-99.
- Benes, J., M. Castello Branco y D. Vavra (2007), “A simple DGE model for inflation targeting”, IMF Working Paper 07/197.
- Bigio, S. y J. Salas (2006), “Non-linear effects of monetary policy and real exchange rate shocks in partially dollarized economies: An empirical study for Peru”, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, *Money Affairs*, XIX(1), 25-55.
- Camba-Mendez, G. and D. Rodriguez-Palenzuela (2003), “Assessment criteria for output gap estimates”, *Economic Modelling*, 20(3), 529–62.
- Canales Kriljenko, J., C. Freedman, R. Garcia-Saltos, M. Johnson y D. Laxton (2009), “Adding Latin America to the Global Projection Model”, IMF Working Paper 09/85
- Carrera, C. (2012), “Estimating information rigidity using firms’ survey data”, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1, Topics), Artículo 13.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2006), “Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo 2006-03.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2009), “Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 9-50.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2013), “An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A Bayesian approach”, *Open Economies Review*, 24(2), 217-265.
- Castillo, P., F. Pérez Forero y V. Tuesta (2011), “Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 21, 41-63.
- Castillo, P. y J. Salas (2012), “Los términos de intercambio como impulsores de fluctuaciones económicas en economías en desarrollo: Estudio empírico”, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, *Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2010*.
- Carabenciov, I., C. Freedman, R. Garcia-Saltos, D. Laxton, O. Kamenik y P. Manchev (2013), “GPM6 - The Global Projection Model with 6 regions”, IMF Working Paper 13/87.

- Carroll, C. (2003), “Macroeconomic expectations of households and professional forecasters”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 269 – 298.
- Córdova, J. P. y Y. Rojas (2010), “Reglas fiscales y términos de intercambio”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 19, 7-32.
- Departamento de Modelos Macroeconómicos (2009), “Modelo de Proyección Trimestral del BCRP”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2009-006.
- Engle, C., N. C. Mark y K. D. West (2007), “Exchange rate models are not as bad as you think”, en Acemoglu, D., K. Rogoff y Michael Woodford (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2007*, vol. 22, cap. 6, 381-441.
- Hammond, G. (2012), “State of the art of inflation targeting”, Bank of England, Centre for Central Banking Studies Handbook No. 29 – February 2012 version.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Hodrick, R. y E. C. Prescott (1997), “Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16.
- Humala, A. (2007), “Expectativas de depreciación y diferencial de tasas de interés: ¿Hay regímenes cambiantes? El caso de Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 14, 77-106.
- Humala, A. y G. Rodríguez (2009), “Estimation of a time varying natural interest rate for Peru”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2009-09.
- Ilbas, P., Ø. Røisland y T. Sveen (2012), “Robustifying optimal monetary policy using simple rules as cross-checks”, Norges Bank Working Paper 2012/22.
- Kaiser, R. y A. Maravall (1999), “Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter”, *Spanish Economic Review*, 1(2), 175-206.
- Lahura, E. (2006), “El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 13.
- Lahura, E. (2010), “The effects of monetary policy shocks in Peru: Semi-structural identification using a factor-augmented vector autoregressive model”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2010-008.
- Lahura, E. (2012), “Midiendo los efectos de la política monetaria a través de las expectativas de mercado”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 23, 39-52.
- Laxton, D., A. Berg y P. D. Karam (2006), “Practical model-based monetary policy analysis: A how-to guide”, IMF Working Paper 06/81.
- Ledesma, A. (2010), “Crecimiento potencial y productividad de factores”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 145, 4-8.
- Llosa, L. G. (2004), “Examinando algunas disyuntivas de política económica con un modelo estructural”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 11.
- Llosa, L. G. y S. Miller (2004), “Using additional information in estimating output gap in Peru: A multivariate unobserved component approach”, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, *Money Affairs*, XVII(1), 57-82.
- Llosa, L. G., V. Tuesta y M. Vega (2006), “A BVAR forecasting model for Peruvian inflation”, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, *Money Affairs*, XIX(2), 117-141.

- Luque, J. y M. Vega (2003), “Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10.
- Mankiw, N. G. y R. Reis (2002), “Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the New Keynesian Phillips curve”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.
- Monacelli, T. (2005), “Monetary policy in a low pass-through environment”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1047-1066.
- Montoro, C. (2009), “El sistema de proyección del BCRP”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 142, 22-24.
- Montoro, C. y E. Moreno (2008), “Reglas fiscales y la volatilidad del producto”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 15, 65-92.
- Morón, E. y D. Winkelried (2005), “Monetary policy rules for financially vulnerable economies”, *Journal of Development Economics*, 76(1), 23-51.
- Müller, U. K. (2012), “Measuring prior sensitivity and prior informativeness in large Bayesian models”, *Journal of Monetary Economics*, 59(6), 581-597.
- Nelson, C. R. y J. Lee (2007), “Expectation horizon and the Phillips curve: The solution to an empirical puzzle”, *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 161-178.
- Orphanides, A. y S. van Norden (2002), “The unreliability of output gap estimates in real time”, *Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569-83.
- Pesaran, M. H. y M. Weale (2006), “Survey Expectations”, en Graham, E., C. W. J. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, vol 1, cap. 14, 715-776.
- Planas, C. y A. Rossi (2004), “Can inflation data improve the real-time reliability of output gap estimates?”, *Journal of Applied Econometrics*, 19(1), 121-33.
- Proietti, T. (2009), “Structural time series models for business cycle analysis”, en Mills, T. C. y K. Patterson (eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics*, Palgrave Macmillan, vol 2: Applied Econometrics, cap. 9, 385-433.
- Proietti T., A. Musso y T. Westermann (2007), “Estimating potential output and the output gap for the Euro Area: A model-based production function approach”, *Empirical Economics* 33(1), 85-113.
- Quispe, Z. y R. Rossini (2010), “Monetary policy during the global financial crisis of 2007-2009: The case of Peru”, en Bank of International Settlements (ed.), *The Global Crisis and Financial Intermediation in Emerging Market Economies*, BIS Papers 54, 299-316.
- Rodríguez, D. (2009), “Efecto de las decisiones de política monetaria sobre las tasas de los bancos comerciales”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 141, 25-29.
- Rodríguez, D. y D. Winkelried (2011), “¿Qué explica la evolución del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú? 1992-2009”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 147, 9-14.
- Rossini, R. y M. Vega (2008), “The monetary policy transmission mechanism under financial dollarisation: The case of Peru 1996 - 2006”, en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BIS Papers 35, 395-412.
- Rossini, R., Z. Quispe y D. Rodríguez (2013), “Flujo de capitales, política monetaria e intervención cambiaria en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 25, 39-50.

- Rüntler, G. (2002), "The information content of real-time output gap estimates: An application to the Euro Area", ECB Working Paper 182.
- Salas, J. (2011), "Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 22, 41-62.
- Smets, F. y R. Wouters (2003), "An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area", *Journal of the European Economic Association*, vol. 1(5), 1123-1175.
- Smets, F. y R. Wouters (2007), "Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach", *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Söderlind, P. (1999), "Solution and estimation of RE macromodels with optimal policy", *European Economic Review*, 43(4-6), 813-823.
- Svensson, L. E. O. (1999), "Inflation targeting as a monetary policy rule", *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 607-654.
- Svensson, L. E. O. (2000), "Open-economy inflation targeting", *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.
- Taylor, J. (1993), "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195-214.
- Tovar, C. E., M. García-Escribano y M. Vera Martín (2012), "El crecimiento del crédito y la efectividad de los requerimientos de encaje y otros instrumentos macroprudenciales en América Latina", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 24, 45-64.
- Vega, M. (2010), "¿Qué es la brecha del producto?", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 145, 9-11.
- Vega, M. y D. Winkelried (2005), "Inflation targeting and inflation behavior: A successful story?", *International Journal of Central Banking*, 1(3), 153-175.
- Vega, M., S. Bigio, D. Florián, L. G. Llosa, S. Miller, N. Ramírez, D. Rodríguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), "Un modelo semi-estructural de proyección para la economía peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.
- Wieland, V. y M. H. Wolters (2013), "Forecasting and policy making", en Elliott, G. y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, vol. 2A, cap.5, 239-325.
- Winkelried, D. (2003), "¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10.
- Winkelried, D. (2004), "Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 11, 1-26.
- Winkelried, D. (2012), "Predicting quarterly aggregates with monthly indicators", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2012-023.
- Winkelried, D. (2013), "Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru", *Empirical Economics*, en prensa.
- Winkelried, D. y P. Castillo (2010), "Dollarization persistence and individual heterogeneity", *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1596-1618.
- Winkelried, D. y A. Ledesma (2010), "Tasa neutral de interés", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 146, 13-17.