



Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial

JORGE SALAS*

Este documento describe un modelo neokeynesiano para una pequeña economía abierta con dolarización parcial, que se asemeja al Modelo de Proyección Trimestral (MPT) del Banco Central de Reserva del Perú (Vega y otros, 2009), y estima un grupo importante de sus parámetros con métodos bayesianos. Se encuentra que algunos de los parámetros originales del MPT son validados empíricamente mientras que otros, como el peso de los componentes prospectivos (forward looking) de las ecuaciones de demanda y oferta agregadas, deberían ser más elevados. Los resultados además validan la operatividad de canales tradicionales de transmisión de política monetaria, como el de tasas de interés. Se encuentra además que el canal de expectativas se ha vuelto más prominente desde el año 2004.

Palabras Clave : Política monetaria, dolarización parcial, estimación bayesiana.

Clasificación JEL : C11, E52, E58, F41.

En los últimos años, varios bancos centrales han desarrollado modelos macroeconómicos que permiten analizar los efectos de la política monetaria a través de simulaciones. Estas herramientas pertenecen a una generación de modelos que combinan la tradición de ciclos económicos reales con el paradigma keynesiano, en lo que se conoce como la síntesis neokeynesiana (Galí, 2008). Se trata, en concreto, de modelos macroeconómicos de equilibrio general con expectativas racionales que consisten en un conjunto de ecuaciones de comportamiento que no tienen fundamentos explícitos a nivel microeconómico, pero que se sustentan con solidez en términos de interpretación económica (véase Berg y otros, 2006). Nos referiremos a esta familia de modelos como “simples”.

El presente trabajo presenta un modelo macroeconómico simple para una pequeña economía abierta con dolarización parcial que se asemeja mucho al Modelo de Proyección Trimestral (MPT) del Banco Central de Reserva del Perú descrito en Vega y otros (2009). Este modelo conserva los principales elementos del modelo estándar de economía cerrada. A saber, (i) una curva IS dinámica o ecuación de demanda agregada, (ii) una curva de Phillips o ecuación de oferta agregada, y (iii) una regla tipo Taylor para la tasa de interés de corto plazo. Sin embargo, en una economía abierta tanto la inflación interna como la demanda se ven afectadas por el tipo de cambio que es determinado por una cuarta relación: (iv)

* University of Maryland - College Park y Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (e-mail: jorge.salas@bcrp.gob.pe).

El autor agradece a Adrián Armas, Paul Castillo, Jorge Estrella, Erick Lahura, Carlos Montoro, Marco Vega, Diego Winkelried, y a los participantes de seminarios realizados en el BCRP por sus valiosos comentarios.

la paridad descubierta de tasas de interés (PDI) que incorpora una prima por riesgo. Además, los términos de intercambio y el producto externo se incluyen entre los determinantes de la demanda agregada.

Otra diferencia fundamental respecto a modelos estándares de pequeñas economías abiertas es que se incluyen características de una economía con dolarización parcial. Puesto que los agentes pueden adquirir préstamos en dólares, la tasa de interés en moneda extranjera está presente en la ecuación de la demanda agregada. Asimismo, la posibilidad de descalce de monedas (es decir, los agentes mantienen activos en moneda nacional pero pasivos en moneda extranjera) hace probable el surgimiento de “efectos de hoja de balance” vinculados a grandes fluctuaciones en el tipo de cambio (ver Céspedes y otros, 2004). Así, una depreciación puede reducir la capacidad de pago de la deuda contraída en moneda extranjera. El modelo considera también un régimen de flotación administrada para analizar en retrospectiva el comportamiento de las expectativas del tipo de cambio ya que, como muestran Calvo y Reinhart (2002) y Reinhart y Reinhart (2008), los bancos centrales de varias economías emergentes intervienen activamente en el mercado cambiario para amortiguar el efecto hoja de balance.¹

No obstante que la estructura del modelo sigue de cerca el modelo de Vega y otros (2009), utilizamos una estrategia muy diferente para estimar sus parámetros. Vega y otros (2009), en particular la versión más detallada en Departamento de Modelos Macroeconómicos (2009), emplean un conjunto de técnicas “eclecticas” (estimaciones de modelos uniecuacionales, calibración, uso de valores de referencia tomados de otros estudios, o el juicio de los autores basado en su comprensión de la economía) para determinar los parámetros del modelo. Por nuestra parte, en cambio, optamos por aplicar un enfoque bayesiano unificado a un grupo importante de parámetros. El enfoque bayesiano permite aprovechar la información *a priori* existente acerca de los parámetros (antes de observar los datos) para hacer inferencias acerca de sus valores *a posteriori* (una vez observados los datos). Así, las técnicas bayesianas proporcionan una estrategia formal para confrontar los datos con los parámetros originales definidos para el MPT y, por lo tanto, complementan el enfoque de parametrización mixta utilizado generalmente por bancos centrales al construir estos modelos (véase Berg y otros, 2006).

Más aún, los métodos bayesianos son ventajosos ya que los métodos clásicos pueden no ser adecuados para analizar series temporales cortas. Esta limitación se agrava en el caso de países emergentes donde sólo existen datos económicos confiables para unos pocos años. Por otra parte, el enfoque bayesiano utiliza en forma eficiente toda la información que está disponible en los datos, sea cual sea el tamaño de la muestra, mientras que en la estimación clásica las dificultades se intensifican porque el modelo abunda en relaciones contemporáneas entre variables, lo que complica la identificación de parámetros. La utilización de información *a priori* en el proceso de estimación lidia con estas limitaciones.

Para realizar este ejercicio, utilizamos datos trimestrales de la economía peruana desde el primer trimestre de 2000 hasta el tercer trimestre de 2008. El Perú es un caso prototípico de una economía emergente con dolarización parcial, lo que se refleja tanto en el hecho de que a fines de 2008 cerca del 44 por ciento de la liquidez y el 53 por ciento del crédito al sector privado estaba en moneda extranjera, como en el importante grado de indexación del precio del dólar registrado en la economía (Armas y otros, 2007). Adicionalmente, el Perú tiene un régimen de tipo de cambio flotante pero administrado. En efecto, como señalan Armas y Grippa (2006), el Banco Central tiene una política explícita de intervenciones en el mercado cambiario que busca minimizar los riesgos relacionados con el efecto hoja de balance suavizando las fluctuaciones del tipo de cambio.²

¹ Morón y Winkelried (2005) y Batini y otros (2008) señalan que las fluctuaciones moderadas del tipo de cambio son óptimas para una pequeña economía abierta con dolarización parcial. Faia y Monacelli (2008) y De Paoli (2009) reportan hallazgos similares ante la presencia de sesgos por el consumo de bienes domésticos en sus estudios de pequeñas economías abiertas.

² El estudio de Humala y Rodríguez (2009) muestra que la intervención del BCRP en el mercado cambiario ha sido consistente con el objetivo de reducir el exceso de volatilidad del tipo de cambio y que no ha influido en su tendencia de largo plazo.

Los resultados muestran que si bien la moda *a posteriori* de algunos parámetros son similares a los valores contemplados originalmente en el MPT, otro grupo de coeficientes deberían actualizarse (aunque moderadamente) para que sean más consistente con los datos. Las diferencias más saltantes se observan en los parámetros vinculados con los componentes prospectivos (*forward-looking*) en las ecuaciones de demanda y oferta agregadas. Los resultados sustentan también la existencia de una curva de oferta agregada de pendiente positiva que refleja el efecto real que la política monetaria tiene en el corto plazo en la economía pese al grado de dolarización de ésta. Además, los resultados validan la operatividad de diferentes canales de transmisión de política monetaria, como el canal tradicional de tasas de interés y del tipo de cambio, constatándose asimismo que el canal de expectativas se ha vuelto más relevante en la segunda mitad de la muestra (desde 2004). Por último, puede afirmarse que las expectativas sobre el tipo de cambio no son puramente racionales, sino que tienen también un importante componente inercial.

El presente trabajo está relacionado con la literatura sobre modelos estructurales macroeconómicos simples utilizada por varios bancos centrales – ver las referencias citadas en Armas y Grippa (2006) y en Berg y otros (2006) –, así como con la serie de estudios que se inician con Carabenciov y otros (2008) como parte de un proyecto del FMI para estimar un modelo de proyección global (GPM, *Global Projection Model*) empleando técnicas bayesianas. Sin embargo, pese a que ya se han publicado varios trabajos con ampliaciones del GPM,³ ninguno considera a una economía con dolarización parcial.

Finalmente, por la modelación macroeconómica de una economía con dolarización parcial, este trabajo también se vincula con un conjunto de estudios que siguen un enfoque dinámico de equilibrio general estocástico (DSGE), como en Castillo y otros (2006), Batini y otros (2008) y Castillo y otros (2009), que consideran bases microeconómicas explícitas. Sin embargo, modelos como el presentado posteriormente carecen de tales microfundamentos, y es precisamente esta simplicidad la que los hace particularmente útiles para la formulación tanto de políticas como de proyecciones. Por su parte, “el uso de modelos DSGE aún permanece en la periferia del proceso de toma de decisiones de políticas formales en la mayor parte de bancos centrales” (traducción propia de Tovar, 2008, p. 1).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: en la sección 1 se presenta la estructura del modelo; en la sección 2 se describe brevemente el enfoque bayesiano y se muestran los resultados de estimación; la sección 3 presenta algunos ejercicios adicionales, como la estimación del modelo para un periodo muestral más corto y distintas especificaciones de las ecuaciones de los choques estructurales. También se presenta la estimación de la brecha del producto a partir de una extensión del modelo base, y finalmente la sección 4 presenta las principales conclusiones del estudio.

1 EL MODELO

El modelo es una versión simplificada del MPT del BCRP descrito con detalle en Vega y otros (2009). Se trata de un modelo de corto plazo donde las variables están expresadas en términos de brechas, es decir como desviaciones de sus valores de equilibrio o de largo plazo. Las variables de equilibrio son exógenas, independientes y siguen procesos autoregresivos de primer orden. El modelo pertenece además al grupo de modelos nekeynesianos que incorporan expectativas racionales y que, dada la presencia de rigideces nominales, otorgan un rol a los excesos de demanda agregada en la determinación del producto.

La estructura del modelo describe el comportamiento cíclico de una pequeña economía abierta parcialmente dolarizada en un entorno dinámico estocástico.⁴ La dolarización parcial explica la inclusión de la tasa de interés doméstica en dólares como determinante de la demanda agregada. Asimismo, las

³ La versión del GPM que integra un bloque latinoamericano se presenta en Canales-Kriljenko y otros (2009).

⁴ Fundamentos microeconómicos de estos modelos se encuentran en Faia y Monacelli (2008) y Castillo y otros (2006, 2009).

intervenciones del banco central en el mercado cambiario son implícitamente modeladas como inercia en la determinación del tipo de cambio. El bloque central del modelo contiene cuatro ecuaciones de comportamiento:⁵

1. Demanda agregada, donde todas las variables están expresadas como brechas, describe la dinámica de la brecha del producto, y_t :

$$y_t = a_y y_{t-1} + a_{re} y_{t+1} - a_{rmc} (\beta_r r_{t-1} + \beta_{rs} r_{t-1}^s) + a_{tot} [\gamma tot_t + (1 - \gamma) tot_{t-1}] + a_q q_t + a_{fis} fis_t + a_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^y. \quad (1)$$

La brecha del producto es una función del desarrollo de acontecimientos pasados (y_{t-1}) y futuros (y_{t+1}). También se consideran las brechas de las tasas de interés reales de largo plazo en moneda nacional y moneda extranjera (r_t y r_t^s , respectivamente), las cuales entran rezagadas y afectan a la brecha del producto a través de un coeficiente común, a_{rmc} . Sin embargo, cada uno de estas tasas de interés recibe un peso diferente en la ecuación, ya que los parámetros β_r y β_{rs} no son necesariamente iguales. Esta formulación se asemeja a un “índice de condiciones monetarias”.

La ecuación incluye además precios relativos internacionales: los términos de intercambio (el precio de las exportaciones en relación al precio de las importaciones, tot_t) y el tipo de cambio real (q_t , donde un aumento indica una depreciación real frente a una canasta de monedas).⁶ Se considera asimismo una medición explícita de la demanda externa en la forma de un rezago de la brecha del promedio ponderado del producto de los socios comerciales (y_{t-1}^*).

Se incorpora también el papel de la política fiscal mediante la primera diferencia del balance estructural o “impulso fiscal” (fis_t , un aumento de este indicador sugiere una política fiscal expansiva, véase Moreno y Lema, 2008). Finalmente, ε_t^y denota un término de perturbación (choque de demanda).

2. Oferta agregada o curva de Phillips, determina la inflación subyacente, π_t^c :

$$\pi_t^c = b_{p^*} \pi_t^m + (1 - b_{p^*}) [b_p \pi_{t-1}^c + (1 - b_p) \pi_{t+1}] + b_y y_{t-1} + \varepsilon_t^\pi. \quad (2)$$

La inflación subyacente doméstica depende de la inflación importada π_t^m . Ésta depende a su vez de su evolución pasada (π_{t-1}^m), de la inflación externa (π_t^*) expresada en moneda nacional (de ahí que sea multiplicada por Δs_t , donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal), y el rezago de la inflación de materias primas y bienes intermedios importados (π_{t-1}^{rm}) expresada también en moneda nacional:

$$\pi_t^m = c_p \pi_{t-1}^m + c_{pf} (4 \Delta s_t + \pi_t^*) + (1 - c_p - c_{pf}) (4 \Delta s_{t-1} + \pi_{t-1}^{rm}) + \varepsilon_t^m. \quad (3)$$

Retornando a la ecuación (2), la inflación subyacente es también función tanto de un componente inercial como de un componente de expectativas, π_{t-1}^c y π_{t+1} respectivamente, por lo que valores mayores del parámetro b_p indican mayor relevancia del componente inercial. La brecha del producto entra en la ecuación con un rezago (y_{t-1}), y ε_t^π es un término de perturbación (choque de oferta o de costos). Vale la pena señalar que la ecuación (2) implica una curva de Phillips vertical en el largo plazo (en otras palabras, se sostiene el supuesto de homogeneidad).

3. Regla de política monetaria. La ecuación (4) describe una regla de Taylor que define la tasa de interés de corto plazo (i_t), que es el instrumento de política monetaria en el modelo. Las expectativas de inflación

⁵ El modelo completo se encuentra en el Anexo. Para facilitar la notación, x_{t+h} denota la expectativa racional $E_t[x_{t+h}]$.

⁶ La evidencia empírica en el caso del Perú indica que no existe una correlación alta entre estas dos variables y que por lo tanto éstas proporcionarían información diferenciada.

están ancladas por esta regla:

$$i_t = f_i i_{t-1} + (1 - f_i) [\bar{i}_t + f_p (\pi_{4,t+4}^c - \bar{\pi}) + f_y y_t] + \varepsilon_t^i. \quad (4)$$

La regla es inercial ya que la tasa de interés depende de su primer rezago (i_{t-1}). Además, es una función de la desviación de la inflación anual esperada (en los siguientes 4 trimestres) respecto de la meta de inflación, $\pi_{4,t+4}^c - \bar{\pi}$, y de la brecha del producto corriente, y_t . En el largo plazo, cuando la brecha del producto y la desviación de la inflación respecto de la meta son iguales a cero, la tasa de interés converge a su nivel de equilibrio o neutral, \bar{i}_t . La perturbación ε_t^i representa un choque de política monetaria.

4. Paridad descubierta de la tasas de interés. Como se muestra en la ecuación (5), el tipo de cambio nominal está definido por la condición de paridad de la tasa de interés:

$$4 (s_{t+1}^e - s_t) = i_t - i_t^* - rp_t + \varepsilon_t^s. \quad (5)$$

La variación trimestral esperada en el tipo de cambio ($s_{t+1}^e - s_t$), multiplicada por 4 para expresarla en términos anuales, está conectada con el diferencial entre la tasa de interés de corto plazo en moneda nacional, i_t y en moneda extranjera i_t^* . Esta condición de paridad es modificada al introducirse la prima por riesgo, rp_t , y una perturbación ε_t^s .

Las expectativas de tipo de cambio (s_{t+1}^e) están definidas como el promedio ponderado de un componente retrospectivo (s_{t-1}) y uno prospectivo (s_{t+1}):

$$s_{t+1}^e = \rho s_{t-1} + (1 - \rho) s_{t+1} + \varepsilon_t^e. \quad (6)$$

El parámetro ρ (definido entre 0 y 1) implícitamente mide en qué medida se suavizan las variaciones del tipo de cambio debido a las intervenciones en el mercado cambiario. Mientras mayor sea ρ , mayor será el grado en el que se atenúan las variaciones del tipo de cambio.

Esta forma de plantear el modelo se relaciona con el “canal de portafolio” de las intervenciones en el mercado cambiario (Henderson, 1984; Dornbusch, 1984), relación que Reinhart y Reinhart resumen de la siguiente manera: “Si los activos externos y domésticos son sustitutos imperfectos en los portafolios de los inversionistas, entonces los cambios en las participaciones relativas de los activos en acciones pueden afectar la prima por riesgo cambiario, generando presiones sobre el tipo de cambio” (Reinhart y Reinhart, 2008, p. 21).⁷

2 ESTIMACIONES

El enfoque usual utilizado para determinar los parámetros de los modelos macroeconómicos simples podría ser calificado como ecléctico (Berg y otros, 2006). Sin embargo, en el presente trabajo utilizamos el método bayesiano para estimar un número importante de parámetros, lo que permite utilizar en forma eficiente la información existente en los datos y aprender directamente de esta información.⁸ Además, el enfoque bayesiano permite aprovechar también la información *a priori*, representada en este caso por las opiniones y apreciaciones de los investigadores del BCRP en torno a los parámetros del MPT.

⁷ Aunque es cierto que no hay pruebas concluyentes sobre la validez de este argumento teórico, Schadler y otros (1993) reportan que hay cierto margen para la aplicación de políticas de intervención esterilizada en el corto plazo en el caso de una muestra de países en desarrollo. Mayor evidencia empírica puede encontrarse en Domínguez y Frankel (1993).

⁸ Fernández-Villaverde (2009) proporciona un excelente análisis de la econometría bayesiana y de su aplicación en la estimación de modelos DSGE.

CUADRO 1. Datos utilizados

Brecha del producto	PBI doméstico (desestacionalizado, mlls de Nuevos Soles de 1994). Brecha extraída con el filtro HP (aplicado a las transformaciones logarítmicas).
Brecha del tipo de cambio real	Tipo de cambio real multilateral (Dic. 2001 = 100, promedio trimestral). Brecha extraída con el filtro HP.
Brecha de los términos de intercambio	Precio de las exportaciones relativo al precio de las importaciones (1994 = 100). Brecha extraída con el filtro HP.
Brecha del producto externo	Promedio ponderado (los pesos corresponden a la participación del comercio en el año 2006) de los PBI desestacionalizados (2000 = 100) de: EEUU, Canada, Chile, China, Alemania, Japón, Suiza. Fuentes: IFS y WEO. Brecha extraída con el filtro HP.
Impulso fiscal	Primeras diferencias del déficit fiscal estructural (ver Moreno y Lema, 2008).
Inflación subyacente	IPC Subyacente (Dic. 2001 = 100, promedio trimestral).
Inflación total	IPC total (Dic. 2001 = 100, promedio trimestral).
Inflación no subyacente	IPC no subyacente (Dic. 2001 = 100, promedio trimestral).
Inflación de productos importados	IPM importado (1994 = 100, promedio trimestral). Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Informática.
Inflación de materias primas	Incluye combustibles y materias primas para la agricultura y la industria (1994 = 100, promedio trimestral).
Inflación externa	Índice de Precios Externos (1994 = 100, en dólares, promedio trimestral). Se consideran 20 socios comerciales.
Tipo de cambio nominal	Tipo de cambio interbancario. Promedio trimestral.
Tasa Libor en dólares a tres meses	Promedio trimestral. Fuente: Bloomberg.

Trabajar con información *a priori* es particularmente ventajoso cuando se trata de datos de series de corta longitud ya que, como es previsible, los métodos clásicos suelen fracasar en estas condiciones. Las ventajas de las técnicas bayesianas se acentúan toda vez que el modelo abunda en las relaciones contemporáneas entre variables, lo que complica aún más la identificación de los parámetros bajo los enfoques clásicos.

Finalmente, a diferencia de los métodos de estimación clásicos (por ejemplo, el método de máxima verosimilitud), el número de choques estocásticos puede ser mayor que el número de variables observables, lo cual es particularmente útil en el caso de los modelos de proyección.

Datos

La estimación del modelo se realizó utilizando datos de la economía peruana en el periodo muestral comprendido entre el primer trimestre de 2000 y el tercer trimestre de 2008. El modelo es estimado en base a 14 variables observables: la brecha del producto, la brecha de tipo de cambio real, la brecha de los términos de intercambio, la brecha del producto externo, el impulso fiscal, la inflación subyacente, la inflación total, la inflación no subyacente, la inflación importada de precios al por mayor de bienes y servicios, la inflación importada por precios de insumos y de bienes intermedios, la inflación externa, el tipo de cambio nominal, la tasa de interés interbancaria, y la tasa Libor a 3 meses en dólares. Vale la pena señalar que se transformó las tasas trimestrales de inflación a tasas anualizadas. La fuente principal de datos es el BCRP (para mayor detalle, ver el Cuadro 1).

Aunque es cierto que no todas esas variables son en estricto observables – como ocurre especialmente en los casos de las brechas y del impulso fiscal –, éstas han sido tratadas como tales en el ejercicio de estimación. Las variables de brechas fueron computadas con el filtro Hodrick-Prescott, agregándose observaciones adicionales para evitar problemas asociados al inicio y fin de la muestra. Un procedimiento alternativo es utilizar los niveles de variables observables y determinar sus tendencias como parte del proceso de estimación de coeficientes (ver Carabenciov y otros, 2008; Canales-Kriljenko y otros, 2009).

Estimación de parámetros

El modelo contiene 28 parámetros por estimar. Un criterio valioso para delimitar los rangos de muchos de los coeficientes *a priori* es la apreciación de quienes modelaron inicialmente el MPT. Este procedimiento reduce la carga computacional del problema de estimación y explica por qué se usan distribuciones Beta (para coeficientes acotados) y, con menos frecuencia, distribuciones Gama (para coeficientes positivos). Se utilizan además distribuciones *a priori* Gama-Inversas en el caso de las desviaciones estándares de las perturbaciones, para así garantizar que sean estrictamente positivas.

En varios casos, las medias de las distribuciones *a priori* son cercanas a los valores utilizados en la definición de parámetros del MPT (ver Departamento de Modelos Macroeconómicos, 2009, Anexo A.6). Sin embargo, en muchos otros casos las medias *a priori* reflejan nuestra propia apreciación, sobre todo en el caso de aquellos parámetros para los cuales aún se requiere mayor investigación para reunir evidencia empírica significativa. Por ejemplo, la mayoría de parámetros de la ecuación de demanda agregada y el parámetro de la ecuación de expectativas sobre el tipo de cambio. Además, al establecer distribuciones *a priori* relativamente difusas (es decir, con varianzas relativamente altas), los datos desempeñan un rol importante en la determinación de las distribuciones *a posteriori*. Por otro lado, mantuvimos fijos algunos parámetros de segunda importancia que resultaban demasiado difícil de identificar (ver Anexo); sin embargo, la mayoría de estos parámetros no forman parte de las ecuaciones centrales.

Obtuvimos estimaciones *a posteriori* con el algoritmo de Metropolis-Hastings en el que se afinó la varianza para tener una tasa de aceptación de aproximadamente 20-30 por ciento. Los resultados se derivan de 50,000 replicaciones de la distribución *a posteriori*, lo cual es un número relativamente bajo, pero hay que tener en cuenta que ya se ha realizado una búsqueda exhaustiva de buenos valores para los parámetros iniciales. Por lo tanto, las estimaciones son estables, comprobándose su convergencia mediante las pruebas habituales. Los resultados de la estimación (distribución, media y desviación estándar *a priori* y moda y los valores de los percentiles 5 y 95 de la distribución *a posteriori*) se presentan en el Cuadro 2 (p. 48) y en los Gráficos 1 a 3. No se presentan los resultados de algunos parámetros de menor relevancia, pero éstos están disponibles en caso de que sean solicitados.

En la ecuación de la demanda agregada (primer panel del Cuadro 2 y Gráfico 1, p. 49), la moda *a posteriori* del coeficiente de inercia (a_y) es mayor que la del componente prospectivo (a_{re}). Cabe destacar, sin embargo, que el peso en la brecha del producto anticipada es mayor que cero, a diferencia de lo que ocurre en Vega y otros (2009) en la que este término no fue considerado. Además, en vista de los valores que se asumen para β_r y β_{rs} , así con una moda *a posteriori* del coeficiente a_{rmc} , el peso en la brecha de la tasa de interés real en moneda nacional es de aproximadamente 8 por ciento, mientras que el peso de su par en moneda extranjera es de 4 por ciento.

En lo que respecta a las demás variables determinadas por factores externos, sólo la varianza *a posteriori* del coeficiente de la brecha de los términos de intercambio es considerablemente más reducida que su varianza *a priori*, lo que implica que los datos proveen información significativa sobre este parámetro, pero no acerca de los coeficientes relacionados con la brecha del producto externo y con la brecha del tipo de cambio real. En cualquier caso, los valores de las modas *a posteriori* de estos tres

CUADRO 2. Resultados

		Distribución	A priori		Moda	A posteriori
			Media	Desviación estándar		Intervalo del 90% de probabilidad
Demanda agregada (1)	a_y	Beta	0.55	0.15	0.49	0.28 / 0.61
	a_{re}	Beta	0.40	0.15	0.16	0.10 / 0.28
	a_{rmc}	Beta	0.40	0.15	0.28	0.12 / 0.52
	a_q	Gama	0.06	0.025	0.06	0.03 / 0.10
	a_{tot}	Beta	0.10	0.05	0.04	0.02 / 0.07
	a_{y*}	Gama	0.10	0.05	0.08	0.02 / 0.18
	a_{fis}	Beta	0.40	0.15	0.25	0.13 / 0.37
	ρ_y	Beta	0.50	0.10	0.47	0.33 / 0.65
	$SD \varepsilon_t^y$	GamaInv	0.65	0.15	0.49	0.41 / 0.64
Oferta agregada (2)	b_{p*}	Beta	0.11	0.05	0.05	0.03 / 0.09
	b_p	Beta	0.50	0.20	0.68	0.56 / 0.91
	b_y	Beta	0.20	0.08	0.10	0.05 / 0.20
	ρ_π	Beta	0.15	0.05	0.12	0.06 / 0.21
	$SD \varepsilon_t^\pi$	GamaInv	0.75	0.25	0.52	0.44 / 0.73
Inflación importada (3)	c_p	Beta	0.30	0.10	0.31	0.21 / 0.41
	c_{pf}	Beta	0.65	0.15	0.58	0.47 / 0.68
Regla de política monetaria (4)	f_i	Beta	0.70	0.10	0.66	0.53 / 0.75
	f_p	Beta	1.50	0.40	1.93	1.34 / 2.43
	f_y	Beta	0.50	0.10	0.51	0.35 / 0.68
	ρ_i	Beta	0.15	0.05	0.12	0.07 / 0.21
	$SD \varepsilon_t^i$	GamaInv	4.20	0.60	4.23	3.40 / 5.38
Expectativas cambiarias (6)	ρ	Beta	0.60	0.12	0.66	0.54 / 0.79
	ρ_s	Beta	0.30	0.10	0.39	0.23 / 0.55
	$SD \varepsilon_t^s$	GamaInv	1.60	0.30	1.60	1.38 / 1.94

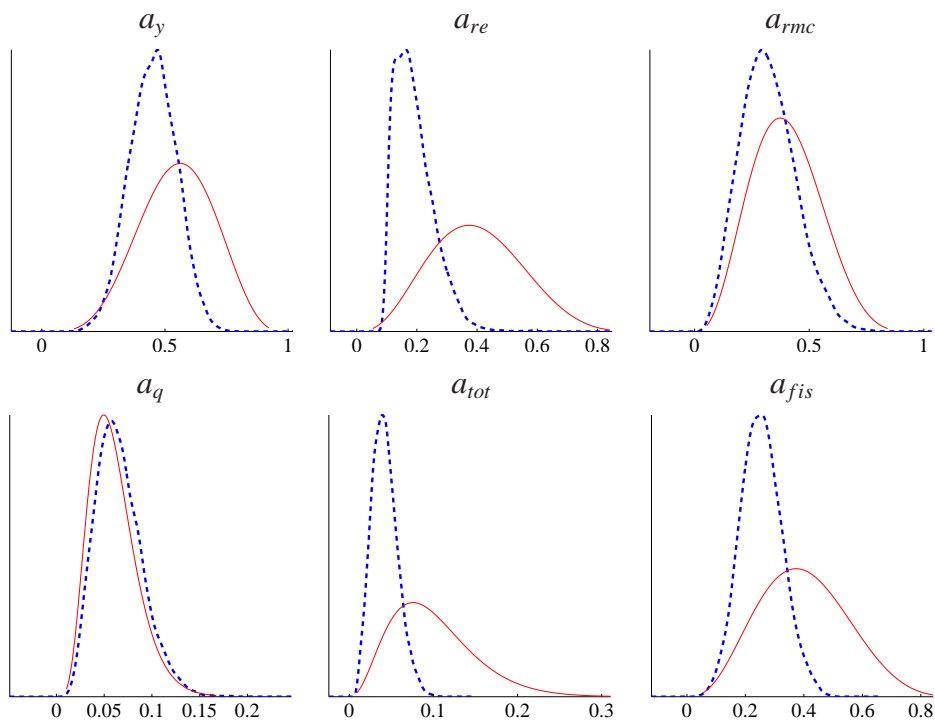
coeficientes se encuentran en un rango de entre 0.04 y 0.08.⁹ Por último, el valor estimado de la moda de la variable fiscal es bastante elevado (0.25).

El segundo panel del Cuadro 2 y el Gráfico 2 (p. 49) muestran los resultados de la curva de Phillips y de la ecuación de inflación importada. Al igual que en la ecuación de la demanda agregada, la moda *a posteriori* del coeficiente retrospectivo es también mayor que el del componente de expectativas. Por lo tanto, considerando los valores modales estimados de b_{p*} and b_p , el peso de estos será 0.65 y 0.30, respectivamente.¹⁰ Por otra parte, el coeficiente *a posteriori* de la brecha del producto es de 0.10, inferior a la calibración original. La inflación importada también es relevante para determinar la dinámica de la inflación subyacente, con una moda *a posteriori* de b_{p*} cercana a 5 por ciento. Así, por ejemplo, la estimación del coeficiente del traspaso del tipo de cambio contemporáneo es 12 por ciento, cifra que está

⁹ Podría afirmarse que si el coeficiente de la brecha del tipo de cambio real fuera negativo, la depreciación de la moneda tendría efectos contractivos, en línea con la existencia de un efecto de hoja de balance. La estimación inicial descarta tal resultado al imponer una distribución *a priori* restringida a valores positivos para dicho coeficiente. Sin embargo, en un ejercicio de estimación alternativo se utiliza una distribución *a priori* centrada en un valor medio cercano a cero y la distribución *a posteriori* sigue ubicándose en una región de valores estrictamente positivos.

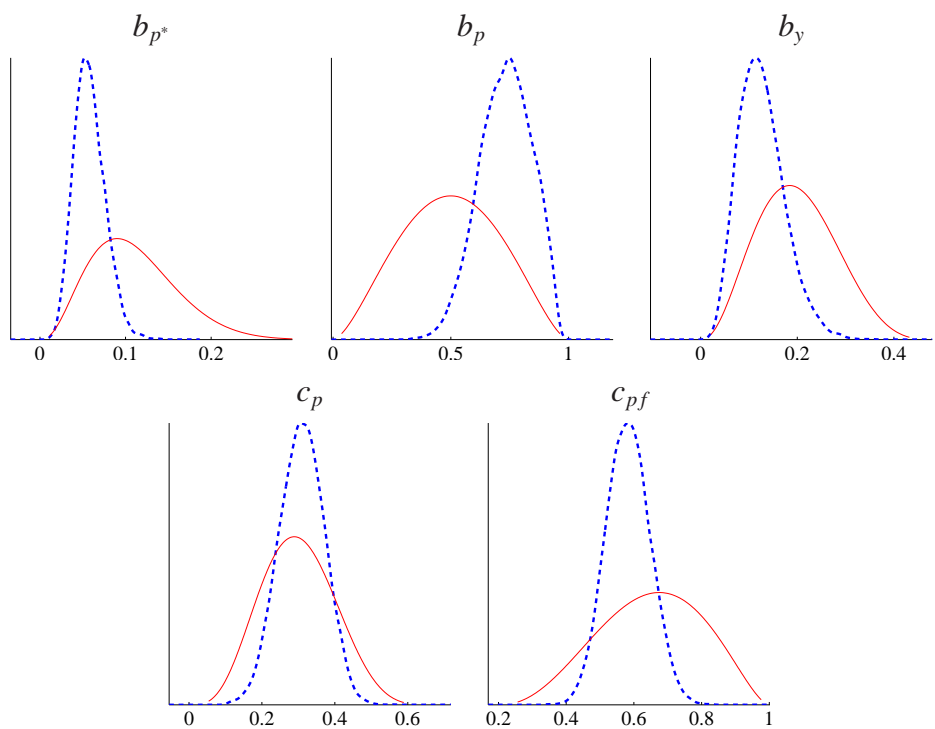
¹⁰ En Departamento de Modelos Macroeconómicos (2009) las cifras correspondientes son 0.85 y 0.07, respectivamente.

GRÁFICO 1. *Distribuciones a priori y a posteriori: Demanda agregada*

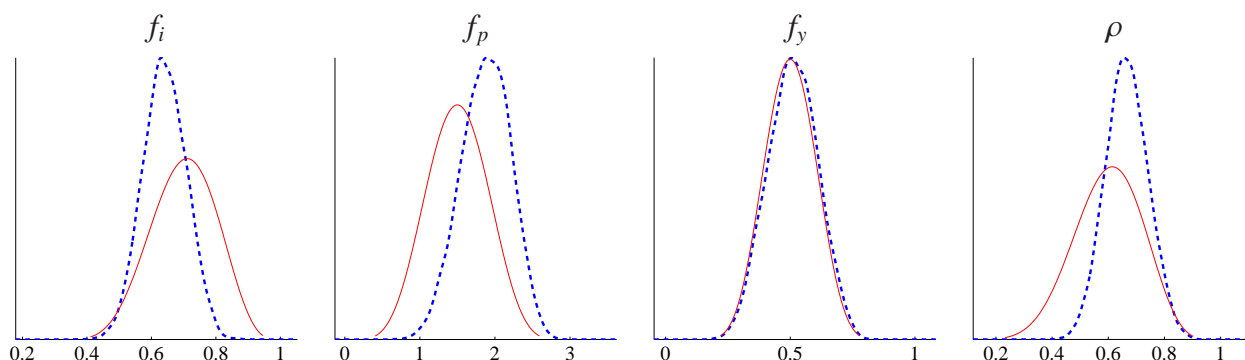


NOTAS: Las líneas continuas [discontinuas] corresponden a las distribuciones *a priori* [*a posteriori*]. Ambas distribuciones resultaron casi idénticas para el caso del coeficiente a_{y^*} por lo que no son reportadas.

GRÁFICO 2. *Distribuciones a priori y a posteriori: Curva de Phillips e inflación importada*



NOTA: Las líneas continuas [discontinuas] corresponden a las distribuciones *a priori* [*a posteriori*].

GRÁFICO 3. *Distribuciones a priori y a posteriori: Regla de política y expectativas cambiarias*

NOTA: Las líneas continuas [discontinuas] corresponden a las distribuciones *a priori* [*a posteriori*].

en línea con evidencia empírica previa, tal como lo consignan Rossini y Vega (2008).

Por su parte, los coeficientes *a posteriori* de la regla de política monetaria (tercer panel del Cuadro 2 y Gráfico 3) son consistentes con la evidencia general de otros países: la suavización de las tasas de interés está lejos de ser trivial, mientras que la respuesta en términos de inflación es mayor que el coeficiente de la brecha del producto.¹¹ Sin embargo, puesto que la variabilidad *a priori* y *a posteriori* del coeficiente de la brecha del producto son casi las mismas, los datos son insuficientes para identificar este parámetro específico.

El cuarto panel del Cuadro 2 y el Gráfico 3 muestran que tanto términos adaptativos como anticipados son relevantes para explicar el tipo de cambio esperado, y que la moda *a posteriori* es mayor en el componente retrospectivo ($\rho > 0.5$). Ello podría estar reflejando el papel que desempeñan las intervenciones cambiarias en atenuar la volatilidad del tipo de cambio.

Finalmente, el Cuadro 2 presenta también resultados en relación a los coeficientes autoregresivos (ρ^j) y volatilidad de las principales perturbaciones o choques estructurales vinculados con los bloques de las ecuaciones centrales ($SD \varepsilon_t^j$). A la luz de los coeficientes autoregresivos *a posteriori*, se observa cierto grado de inercia en los choques, especialmente en los de la demanda agregada y de la paridad descubierta de la tasa de interés (PDI). Por otra parte, la desviación estándar de los choques en las ecuaciones de la demanda agregada y la curva de Phillips son aproximadamente de igual tamaño, mientras que ésta es significativamente mayor en la ecuación de PDI, como tal vez podía esperarse. La desviación estándar del choque de política monetaria es bastante grande, pero este resultado puede ser atribuido a la alta volatilidad de la tasa de interés de corto plazo en los primeros dos años del periodo muestral.

Estos resultados brindan una base formal de referencia para contrastar las hipótesis y apreciaciones de los técnicos y responsables de la formulación de políticas del BCRP en función de los parámetros definidos en el MPT original. Ésta es una contribución importante en sí misma, considerando que la evidencia empírica anterior era demasiado escasa como para implementar tales contrastes. Por ello, las conclusiones obtenidas son mixtas (ver Cuadro 3, p. 51). Por un lado, los valores *a posteriori* de algunos parámetros están notablemente bien alineados con dichas apreciaciones, lo que revela el buen juicio con el que los analistas del banco central desarrollaron criterios para determinar una serie de coeficientes, incluso ante la falta de una estrategia econométrica formal y unificada.

¹¹ En una versión distinta del modelo, se estima la misma regla incluyendo la tasa de variación trimestral del tipo de cambio como un argumento adicional. La moda *a posteriori* de este coeficiente es de 0.58, y los valores de los percentiles 5 y 95 de la distribución son 0.33 y 0.80, respectivamente. En esta estimación alternativa, el resto de los parámetros estimados prácticamente no varían respecto a los resultados reportados.

CUADRO 3. Comparación de parámetros

Parámetros	Valores originales (Vega y otros, 2009)	Moda <i>a posteriori</i>
a_y	0.50	0.49
a_{re}	0.00	0.16
a_{rmc}	0.26	0.28
a_q	0.02	0.06
a_{tot}	0.09	0.04
a_{y*}	0.01	0.08
a_{fis}	0.15	0.25
b_{p*}	0.08	0.05
b_p	0.92	0.68
b_y	0.20	0.10
f_i	0.70	0.66
f_p	1.50	1.93
f_y	0.50	0.51
ρ	0.50	0.66

Por otro lado, los métodos bayesianos sugieren que debieran modificarse varios parámetros del MPT para que éste sea más consistente con los datos. Entre estos se incluyen las ponderaciones de los componentes prospectivos tanto en las ecuaciones de demanda y oferta agregadas (a_{re} and $1 - b_p$, respectivamente), otros coeficientes en la ecuación de la demanda agregada (a_{tot} y a_{fis}), la pendiente de la curva de oferta agregada (b_y), la respuesta a la brecha de inflación en la regla de política monetaria (f_p), y el parámetro de la ecuación sobre expectativas del tipo de cambio (ρ). No obstante, la mayor parte de estos ajustes son bastante moderados.

Planteamos como hipótesis que la escasez de datos explica el que las distribuciones *a posteriori* son iguales a las *a priori* para el caso de un grupo reducido de parámetros (en concreto, a_q , a_{y*} y f_y). En otras palabras, aparentemente la inferencia sobre estos coeficientes depende demasiado de información *a priori* debido a la limitada duración de las series de datos. Hay que destacar también que los resultados sugieren que a pesar de la alta dolarización, la política monetaria opera bajo mecanismos de transmisión tradicionales, entre los que destacan los canales de tasas de interés, tipo de cambio y expectativas.

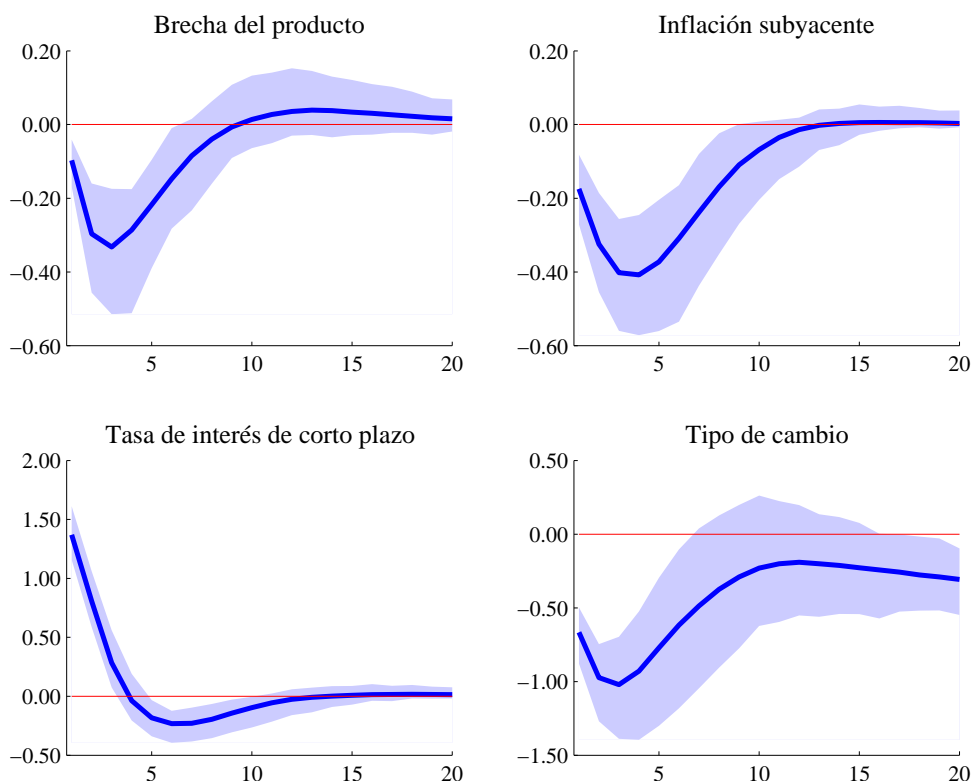
Segundos momentos

Calculamos segundos momentos seleccionados (Cuadro 4), con el propósito de evaluar la capacidad del modelo para reproducir estadísticas descriptivas o, más ampliamente, hechos estilizados de los datos.

En general, el desempeño del modelo estimado es aceptable. En términos de desviaciones estándares,

CUADRO 4. Segundos momentos

	Desviaciones estándares		Autocorrelaciones de primer orden	
	Datos	Modelo	Datos	Modelo
Brecha del producto (y_t)	2.71	1.95	0.95	0.88
Inflación subyacente (π_t^c)	1.43	2.25	0.87	0.89
Tasa de interés de corto plazo (i_t)	3.53	3.18	0.88	0.85
Variación del tipo de cambio (Δs_t)	1.80	2.40	0.24	0.43

GRÁFICO 4. *Choque de política monetaria*

el modelo subestima la volatilidad de la brecha del producto (y, en menor medida, la de la tasa de interés de corto plazo) mientras que, por el contrario, genera una mayor volatilidad en la inflación subyacente y en el tipo de cambio. Además, como se desprende del análisis de autocorrelación, el modelo replica de manera adecuada la persistencia del mismo grupo de variables.

Funciones impulso respuesta

El modelo genera funciones de impulso respuesta razonables, tal como se ilustra en los Gráficos 4 a 7, en los que se observan intervalos bayesianos de 90 por ciento de probabilidad para cada una de las respuestas.

Un choque transitorio de la tasa de referencia de corto plazo (Gráfico 4) produce el efecto esperado de reducir la brecha del producto. Esto viene acompañado de una apreciación en la moneda nacional con lo que, posteriormente, la reducción del tipo de cambio real contrae aún más el producto. Tanto la disminución de la demanda como el efecto directo del tipo de cambio presionan la inflación a la baja. El mayor impacto sobre la brecha del producto se observa tres trimestres después de producido el choque, mientras que por su parte la inflación alcanza su punto más bajo después de cuatro trimestres.

Un choque positivo de demanda agregada (Gráfico 5, p. 53) conduce a un aumento de la inflación, a raíz de lo cual se eleva la tasa de interés causando una disminución en el tipo de cambio. Estos resultados generan una estabilización gradual del producto y la inflación.

Un choque en el término de perturbación en la ecuación de la curva de Phillips (Gráfico 6, p. 53) genera una respuesta estabilizadora de la tasa de interés de referencia. El tipo de cambio cae y se reduce la brecha del producto, a consecuencia de lo cual empieza a disminuir la tasa de inflación.

Finalmente, un choque negativo del tipo de cambio (Gráfico 7, p. 54) hace que desciendan el nivel de inflación y del producto y, por lo tanto, conduce a una reducción de la tasa de interés de referencia.

GRÁFICO 5. Choque de demanda agregada

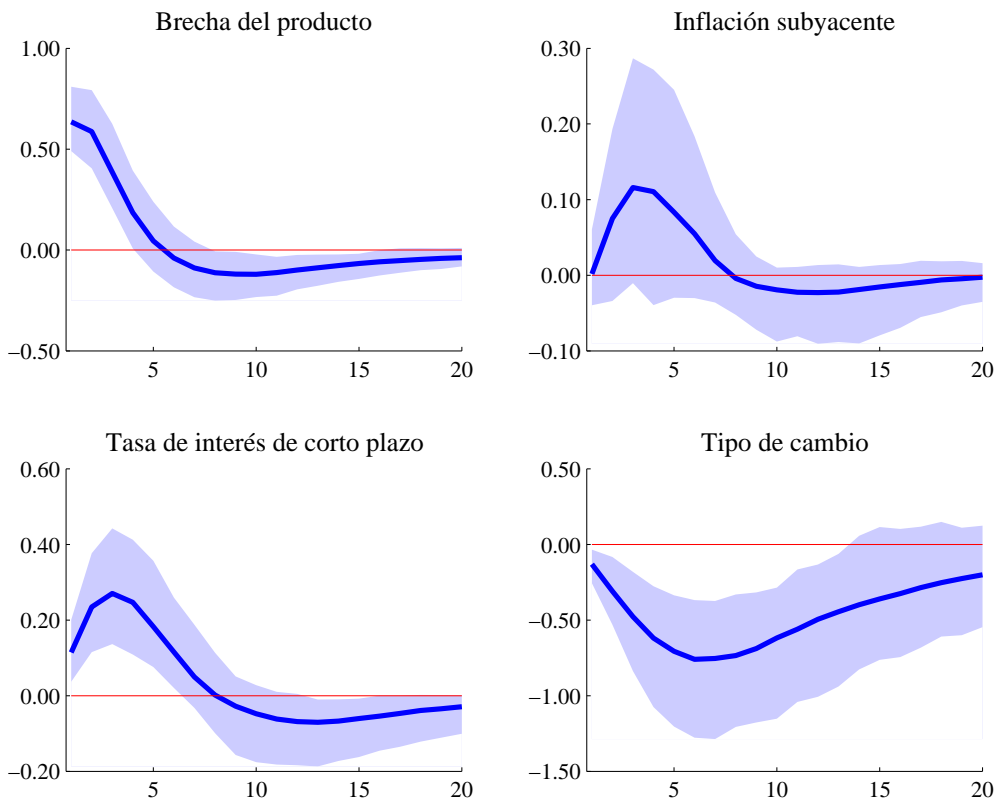


GRÁFICO 6. Choque de oferta agregada

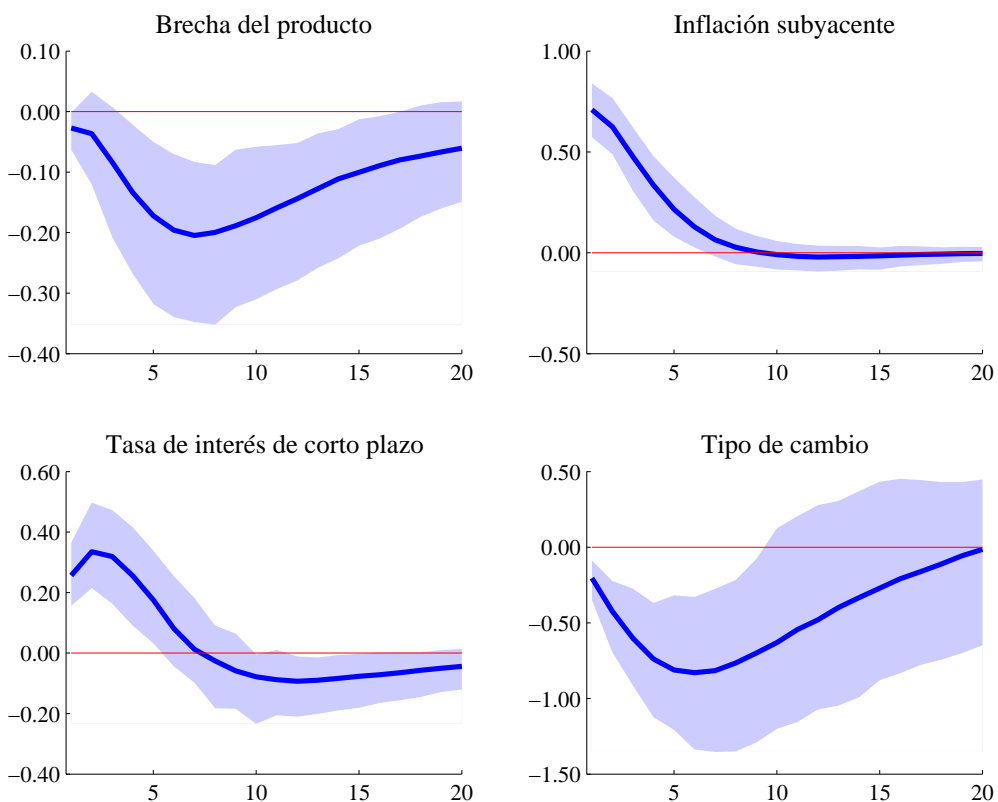
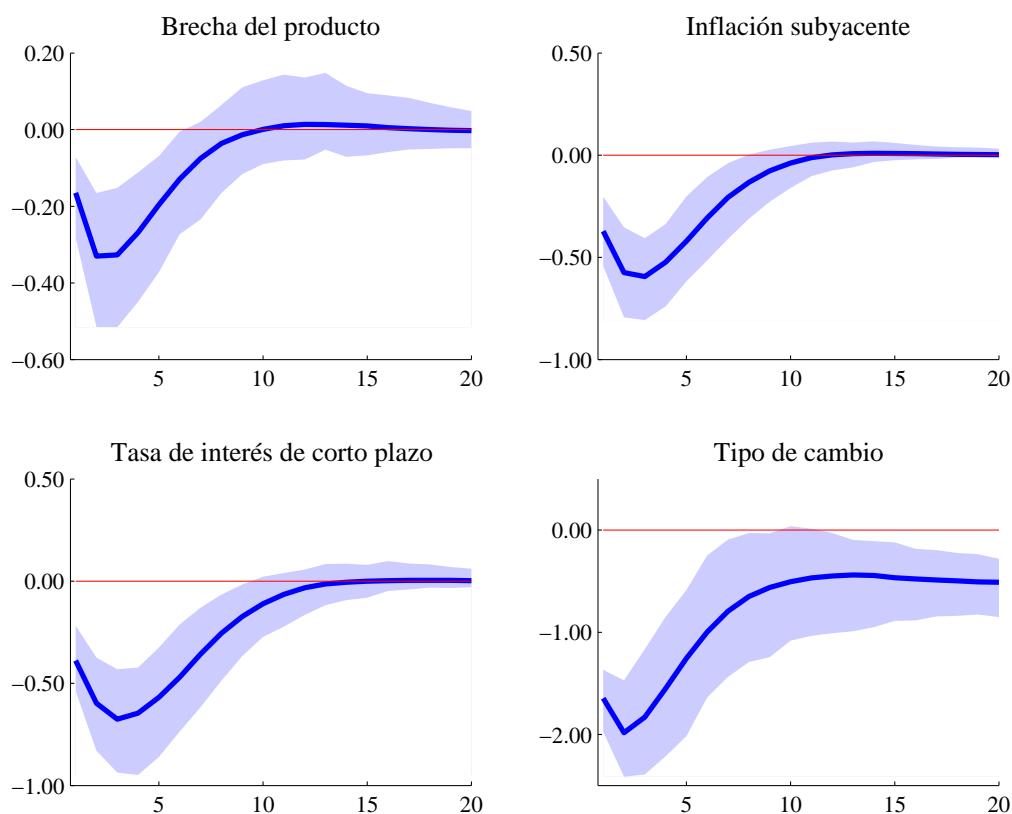


GRÁFICO 7. Choque cambiario



3 RESULTADOS ADICIONALES

En esta sección presentamos brevemente tres ejercicios adicionales. En primer lugar, comparamos las estimaciones de los parámetros de la muestra completa con los resultados de un periodo muestral más corto. Luego analizamos una versión del modelo en la que los choques estructurales se especifican como procesos idéntica e independientemente distribuidos *iid*, estimándose las distribuciones *a posteriori* tanto para los periodos de la muestra completa como para los de la submuestra. Como ejercicio final, extendemos el modelo de manera que permita estimar la brecha del producto.

Periodo de muestra acotado

La estimación inicial se basa en el periodo muestral de 2000.1 a 2008.3. Si utilizamos una muestra más reciente, podemos comprobar si los parámetros han cambiado en los últimos años. Es probable que este sea el resultado debido a la progresiva consolidación del régimen de metas de inflación (adoptado en el Perú en 2002) y debido a que puede decirse que las políticas de intervención cambiaria se han suavizado en los últimos años. Por otra parte, la fase de fuerte crecimiento económico que experimentaron tanto el Perú como varios países emergentes a mediados de la década del 2000 (por lo menos hasta que se acentuó la crisis *subprime* a fines del año 2008) puede estar vinculada con algunos cambios estructurales producidos en estas economías.

En el Cuadro 5 (p. 55) comparamos las estimaciones de los parámetros de referencia con los resultados de la sub-muestra del periodo 2004.1 a 2008.3. Aunque buena parte de los parámetros permanecen iguales, hay algunas diferencias notables. En la curva de Phillips, el coeficiente *a posteriori* del componente retrospectivo (b_p) es claramente inferior en el periodo muestral más corto. Este resultado indica que la inercia de la inflación ha disminuido, lo cual refuerza el canal de expectativas e implica que se reduce el

CUADRO 5. Distribuciones a posteriori según muestra

		Muestra completa (2000.1 a 2008.3)		Submuestra (2004.1 a 2008.3)	
		Moda	Intervalo del 90% de probabilidad	Moda	Intervalo del 90% de probabilidad
Demanda agregada (1)	a_y	0.49	0.28 / 0.61	0.45	0.22 / 0.63
	a_{re}	0.16	0.10 / 0.28	0.18	0.10 / 0.32
	a_{rmc}	0.28	0.12 / 0.52	0.28	0.10 / 0.51
	a_q	0.06	0.03 / 0.10	0.06	0.03 / 0.06
	a_{tot}	0.04	0.02 / 0.07	0.04	0.02 / 0.11
	a_{y*}	0.08	0.02 / 0.18	0.08	0.02 / 0.17
	a_{fis}	0.25	0.13 / 0.37	0.37	0.21 / 0.50
	ρ_y	0.47	0.33 / 0.65	0.47	0.33 / 0.65
	$SD \varepsilon_t^y$	0.49	0.41 / 0.64	0.48	0.40 / 0.66
Oferta agregada (2)	b_{p*}	0.05	0.03 / 0.09	0.04	0.02 / 0.08
	b_p	0.68	0.56 / 0.91	0.51	0.37 / 0.80
	b_y	0.10	0.05 / 0.20	0.17	0.08 / 0.28
	ρ_π	0.12	0.06 / 0.21	0.12	0.07 / 0.22
	$SD \varepsilon_t^\pi$	0.52	0.44 / 0.73	0.53	0.44 / 0.79
Inflación importada (3)	c_p	0.31	0.21 / 0.41	0.30	0.18 / 0.40
	c_{pf}	0.58	0.47 / 0.68	0.60	0.49 / 0.71
Regla de política monetaria (4)	f_i	0.66	0.53 / 0.75	0.85	0.76 / 0.91
	f_p	1.93	1.34 / 2.43	1.62	1.00 / 2.18
	f_y	0.51	0.35 / 0.68	0.52	0.35 / 0.68
	ρ_i	0.12	0.07 / 0.21	0.16	0.08 / 0.26
	$SD \varepsilon_t^i$	1.60	1.38 / 1.94	0.33	0.27 / 0.45
Expectativas cambiarías (6)	ρ	0.66	0.54 / 0.79	0.54	0.41 / 0.68
	ρ_s	0.39	0.23 / 0.55	0.32	0.18 / 0.47
	$SD \varepsilon_t^s$	4.23	3.40 / 5.38	3.81	3.08 / 4.91

ajuste requerido en la tasa de interés de la política monetaria luego de producirse un choque por presiones de costos. Las estimaciones para la muestra del periodo más corto sugieren que el 95 por ciento de un choque de uno por ciento en la tasa de inflación se diluye en 4 trimestres, mientras que la misma desviación sólo desaparece después de 7 trimestres según la estimación para la muestra del periodo completo. El canal de las expectativas se ve reforzado además por el mayor coeficiente del componente prospectivo de la ecuación de la brecha del producto (a_{re}).

Adicionalmente, la pendiente de la curva de Phillips (b_y) es mayor en la submuestra. Teniendo en cuenta el auge que experimentó la economía peruana durante este periodo, ese resultado es consistente con una curva de oferta agregada de forma convexa, que implica precisamente que los choques de demanda tienen un mayor efecto inflacionario durante las fases de auge económico.¹²

En la ecuación de la tasa de interés de referencia, el parámetro de inercia (f_i) es mayor mientras que por otro lado el peso de la brecha de inflación esperada (f_p) se reduce en el periodo más corto de la muestra. Hay que destacar también que la desviación estándar del choque de la ecuación de la tasa de interés ($SD \varepsilon_t^i$) disminuye significativamente, lo cual no resulta sorprendente ya que la volatilidad de

¹² El análisis VAR no lineal de Bigio y Salas (2006) es evidencia de una curva de oferta agregada convexa en el Perú.

la tasa de interés interbancaria se ha reducido notoriamente desde la adopción del régimen de metas de inflación en el año 2002.

Otra diferencia interesante se da en el coeficiente del componente retrospectivo de las expectativas sobre el tipo de cambio, ρ . Éste es menor en el periodo muestral más corto. Ello puede interpretarse como que las expectativas a futuro han ganado mayor peso (posiblemente debido a cambios en las políticas de intervención en el mercado cambiario). Esto refuerza el canal del tipo de cambio, ya que la tasa de cambio nominal se vuelve más sensible a los diferenciales de las tasas de interés corrientes y las esperadas.

Especificación alternativa de choques

El MPT original de Vega y otros (2009) asume que los choques estructurales son procesos idéntica e independientemente distribuidos *iid*. Por lo tanto, en aras de permitir una mejor comparación, realizamos un ejercicio adicional en el que el modelo incluye choques *iid* en lugar de procesos autoregresivos.

El Cuadro 6 presenta los resultados tanto del periodo completo como del periodo más corto de la muestra. En general, los resultados son similares a los del modelo estimado en el Cuadro 2, aunque hay algunas excepciones que resaltar. Por ejemplo, la inercia en la ecuación de la brecha del producto (a_y) es mayor y el coeficiente *a posteriori* de las tasas de interés reales (a_{rmc}) es menor en el modelo con choques *iid*. En el periodo más corto, por otro lado, se observa que la inflación subyacente se va haciendo menos persistente (menor b_p) y que el peso del componente retrospectivo de las expectativas sobre el tipo de cambio (ρ) también disminuye.

CUADRO 6. *Distribuciones a posteriori en modelos alternativos con choques iid*

		Muestra completa (2000.1 a 2008.3)		Submuestra (2004.1 a 2008.3)	
		Moda	Intervalo del 90% de probabilidad	Moda	Intervalo del 90% de probabilidad
Demanda agregada (1)	a_y	0.60	0.45 / 0.68	0.67	0.49 / 0.79
	a_{re}	0.16	0.10 / 0.24	0.26	0.10 / 0.32
	a_{rmc}	0.21	0.11 / 0.39	0.16	0.06 / 0.31
	a_q	0.04	0.02 / 0.08	0.09	0.05 / 0.13
	a_{tot}	0.02	0.01 / 0.04	0.01	0.01 / 0.03
	a_{y*}	0.07	0.03 / 0.17	0.07	0.02 / 0.16
	a_{fis}	0.26	0.15 / 0.37	0.24	0.21 / 0.45
	$SD \varepsilon_t^y$	0.55	0.46 / 0.74	0.51	0.43 / 0.74
Oferta agregada (2)	b_{p*}	0.04	0.02 / 0.08	0.04	0.02 / 0.08
	b_p	0.62	0.52 / 0.87	0.35	0.22 / 0.56
	b_y	0.09	0.05 / 0.17	0.20	0.12 / 0.30
	$SD \varepsilon_t^\pi$	0.49	0.42 / 0.68	0.53	0.44 / 0.75
Inflación importada (3)	c_p	0.31	0.21 / 0.41	0.31	0.19 / 0.41
	c_{pf}	0.59	0.49 / 0.69	0.62	0.51 / 0.73
Regla de política monetaria (4)	f_i	0.71	0.58 / 0.79	0.83	0.73 / 0.89
	f_p	1.83	1.23 / 2.36	1.62	1.08 / 2.21
	f_y	0.52	0.35 / 0.68	0.52	0.37 / 0.69
	$SD \varepsilon_t^i$	1.62	1.42 / 1.93	0.37	0.29 / 0.51
Expectativas cambiarías (6)	ρ	0.73	0.60 / 0.84	0.37	0.30 / 0.51
	$SD \varepsilon_t^s$	5.48	4.65 / 6.57	4.26	3.52 / 5.46

Estimación de la brecha de producto

Como ejercicio final, aplicamos el filtro de Kalman para calcular una brecha del producto consistente con el modelo. El principal elemento nuevo del modelo extendido es la inclusión de un proceso autoregresivo de la tasa de crecimiento del producto potencial en términos anuales ($\Delta\bar{Y}_t$) que converge a un valor de estado estacionario, $\Delta\bar{Y}_{ss}$,

$$\Delta\bar{Y}_t = \lambda_y \Delta\bar{Y}_{t-1} + (1 - \lambda_y) \Delta\bar{Y}_{ss} + \varepsilon_t^{\bar{Y}}. \quad (7)$$

Asimismo, siguiendo a Carabenciov y otros (2008) se permite una correlación cruzada entre los términos de error de la tasa de crecimiento del producto potencial y de la brecha del producto (es decir, $\text{corr}(\varepsilon_t^{\bar{Y}}, \varepsilon_t^y) > 0$). Incluimos además una ecuación de medición para definir la tasa de crecimiento trimestral del producto desestacionalizado en términos anuales, ΔY_t ,

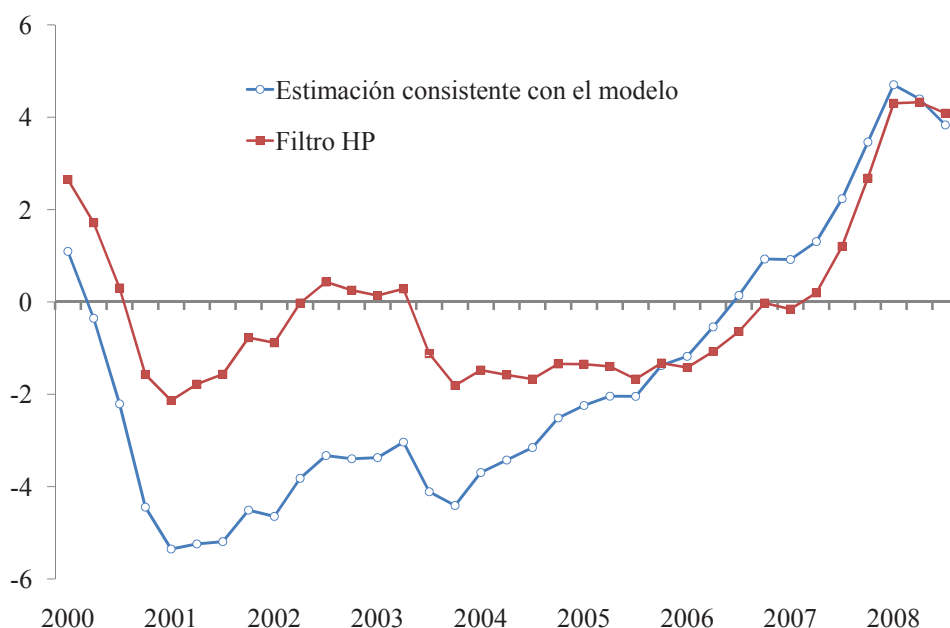
$$\Delta Y_t = \Delta\bar{Y}_t + 4(y_t - y_{t-1}), \quad (8)$$

e incluimos esta variable en el conjunto de datos en lugar de la serie de la brecha del producto calculada con el filtro de Hodrick-Prescott. El modelo extendido considera la especificación de choques *iid*.

En el Gráfico 8 se presenta la estimación de la brecha del producto, cuya evolución muestra dos fases claramente definidas a lo largo de la muestra. En la primera fase, la brecha es persistentemente negativa, presionando la inflación a la baja, pero a partir del tercer trimestre del año 2006 la brecha se vuelve positiva y va aumentando rápidamente hasta alcanzar su nivel más alto en el primer trimestre del año 2008. Hacia el final del periodo muestral, el producto se mantiene por encima de su nivel potencial, pero la brecha empieza a reducirse.

El gráfico también compara la brecha del producto consistente con el modelo con la estimación de la brecha basada en el filtro HP. Aunque ambas muestran un patrón similar, hay diferencias importantes. En la primera parte de la muestra, el producto es muy inferior a su potencial según la brecha consistente con el modelo, mientras que en el caso de la brecha del producto con el filtro HP incluso se cierra en algunos trimestres en el periodo 2002/2003. Por otra parte, la brecha HP presenta mayor inercia. Así, por ejemplo,

GRÁFICO 8. Estimaciones de la brecha del producto



alrededor de 2006/2007, esta estimación demora 3 trimestres más que la brecha del modelo para volverse positiva. Luego, hacia el final de la muestra, la brecha HP se mantiene bastante estable, mientras que la estimación del modelo disminuye con mayor claridad.

4 CONCLUSIONES

En el presente trabajo presentamos un modelo macroeconómico simple en la tradición de la síntesis nekeynesiana. Por su simplicidad, estos modelos son ampliamente utilizados por los bancos centrales y los responsables de la formulación de la política económica. El modelo analizado es una versión adaptada del MPT del BCRP que resulta relevante en el caso de economías emergentes con dolarización parcial.

El aporte novedoso de este trabajo en términos de la literatura existente sobre modelos simples para economías parcialmente dolarizadas es que los parámetros principales han sido estimados con métodos bayesianos formales sobre la base de datos de la economía peruana. El método de estimación es concluyente en cuanto a qué apreciaciones y criterios de los analistas del BCRP son consistentes con los datos, cuáles no lo son y en qué medida esto es así. Los resultados muestran, por ejemplo, que los términos de las expectativas a futuro en las ecuaciones de la demanda agregada y de la curva de Phillips son cuantitativamente más relevantes que en el MPT original.

Es importante destacar también que los resultados muestran que la política monetaria tiene efectos reales en el corto plazo a pesar de la dolarización. Encontramos evidencia empírica para una serie de canales de transmisión de la política monetaria, tales como los canales tradicionales de la tasa de interés, el tipo de cambio, y el de las expectativas. Por otra parte, en base a los criterios habituales (función impulso-respuesta y otros criterios teóricos), se corrobora que el modelo está razonablemente bien validado.¹³

Además de la estimación de parámetros estructurales, las técnicas de simulación bayesiana permiten otras aplicaciones de gran utilidad. Una de ellas es la extracción de variables latentes, como la brecha del producto, tal como se ha hecho brevemente en este trabajo, pero lo más importante es que ello revela que es posible extender el modelo aún más para estimar otras variables no observadas.

Por último, también merece mayor estudio la identificación de algunos parámetros cuyos valores *a posteriori* resultaron ser iguales a los *a priori* considerados en este análisis (en particular, los coeficientes del tipo de cambio real y la brecha del producto externo en la ecuación de la demanda agregada, y el peso de la brecha del producto en la regla de la política monetaria). En este sentido, puede ser interesante añadir nuevos elementos al modelo, tales como los vínculos real-financieros, y evaluar su potencial de mejora. Dejamos estas extensiones para investigaciones futuras.

ANEXO: MODELO COMPLETO Y CALIBRACIÓN

Además del bloque básico de las ecuaciones (1) a (6), el modelo consiste en las siguientes ecuaciones:

Tasa de interés real de largo plazo en moneda nacional (brecha):

$$r_t = rr_t - \bar{r}_t$$

Tasa de interés real de largo plazo en moneda nacional (nivel):

$$rr_t = i_{4,t} - \pi_{4,t+4}^c$$

¹³ No se han reportado predicciones. Sin embargo, internamente se ha realizado un estudio en esta dirección. En particular, cuando los parámetros reportados en este documento son incluidos en el MPT, el error cuadrático medio de la brecha del producto y de la inflación subyacente caen considerablemente.

Tasa de interés nominal de largo plazo en moneda nacional (curva de rendimiento más prima por liquidez):

$$i_{4,t} = 0.25(i_t + i_{t+1} + i_{t+2} + i_{t+3}) + \varepsilon_t^{lp}$$

Tasa de interés real de largo plazo en moneda extranjera (brecha):

$$r_t^{\$} = rr_t^{\$} - \bar{r}_t^{\$}$$

Tasa de interés real de largo plazo en moneda extranjera (nivel):

$$rr_t^{\$} = i_{4,t}^* + (s_{t+4}^e - s_t) - \pi_{4,t+4}^c$$

Tasa de interés nominal de largo plazo en moneda extranjera (curva de rendimiento más prima por liquidez):

$$i_{4,t}^* = 0.25(i_t^* + i_{t+1}^* + i_{t+2}^* + i_{t+3}^*) + \varepsilon_t^{lpf}$$

Inflación subyacente año por año:

$$\pi_{4,t}^c = 0.25(\pi_t^c + \pi_{t-1}^c + \pi_{t-2}^c + \pi_{t-3}^c)$$

Tipo de cambio real multilateral (brecha):

$$q_t = q_{t-1} + (s_t - s_{t-1}) + 0.25(\pi_t^* - \pi_t - \Delta \bar{q}_t)$$

Inflación total:

$$\pi_t = \chi \pi_t^c + (1 - \chi) \pi_t^{nc}$$

Expectativas del tipo de cambio un año hacia adelante:

$$s_{t+4}^e = \varpi s_{t-1} + (1 - \varpi) s_{t+4} + \varepsilon_t^{e4}$$

Términos de intercambio (brecha):

$$tot_t = \lambda_{tot} tot_{t-1} + \varepsilon_t^{tot}$$

Impulso fiscal:

$$fis_t = \lambda_{fis} fis_{t-1} + \varepsilon_t^{fis}$$

Brecha del producto externo:

$$y_t^* = \lambda_{ys} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{ys}$$

Tasa de interés internacional de corto plazo:

$$i_t^* = \lambda_{is} i_{t-1}^* + (1 - \lambda_{is}) \bar{i}_{ss}^* + \varepsilon_t^{is}$$

Prima por riesgo:

$$rp_t = \lambda_{rp} rp_{t-1} + (1 - \lambda_{rp}) rp_{ss}$$

Tasa de interés neutral de corto plazo:

$$\bar{i}_t = \lambda_i \bar{i}_{t-1} + (1 - \lambda_i) \bar{i}_{ss}$$

Tasa de interés doméstica real de largo plazo en moneda doméstica en equilibrio:

$$\bar{r}_t = \lambda_{rr} \bar{r}_{t-1} + (1 - \lambda_{rr}) \bar{r}_{ss}$$

Tasa de interés doméstica real de largo plazo en moneda extranjera en equilibrio:

$$\bar{r}_t^{\$} = \lambda_{rs} \bar{r}_{t-1}^{\$} + (1 - \lambda_{rs}) \bar{r}_{ss}^{\$}$$

Tipo de cambio real de equilibrio (tasa de cambio trimestral):

$$\Delta \bar{q}_t = \lambda_q \Delta \bar{q}_t + (1 - \lambda_q) \Delta \bar{q}_{ss}$$

Inflación no subyacente:

$$\pi_t^{nc} = \lambda_{nc} \pi_{t-1}^{nc} + (1 - \lambda_{nc})\bar{\pi} + \varepsilon_t^{nc}$$

Inflación por materias primas y bienes intermedios:

$$\pi_t^{rm} = \lambda_{rm} \pi_{t-1}^{rm} + (1 - \lambda_{rm})\pi_{ss}^* + \varepsilon_t^{rm}$$

Inflación externa:

$$\pi_t^* = \lambda_{\pi s} \pi_{t-1}^* + (1 - \lambda_{\pi s})\pi_{ss}^* + \varepsilon_t^{\pi s}$$

Choques estructurales (o términos de perturbación):

$$\varepsilon_t^j = \rho_j \varepsilon_{t-1}^j + \xi_t^j$$

donde j es una variable específica, y ξ_t^j es un choque *iid*.

Parámetros calibrados					
β_r	0.30	λ_i	0.50		
β_{rs}	0.15	λ_{rrs}	0.95		
γ	0.48	λ_{rr}	0.95		
χ	0.61	λ_q	0.90		
ϖ	0.80	λ_{rp}	0.70		
λ_{tot}	0.80	ρ_{tot}	0.40		
λ_{fis}	0.50	ρ_{fis}	0.00		
λ_{ys}	0.90	ρ_{ys}	0.00		
		ρ_e	0.30	$SD \varepsilon_t^e$	0.50
		ρ_{e4}	0.60	$SD \varepsilon_t^{e4}$	0.60
		ρ_{lp}	0.95	$SD \varepsilon_t^{lp}$	0.90
		ρ_{lpf}	0.95	$SD \varepsilon_t^{lpf}$	0.60
λ_{is}	0.90	ρ_{is}	0.60	$SD \varepsilon_t^{is}$	0.40
λ_{nc}	0.40	ρ_{nc}	0.00	$SD \varepsilon_t^{nc}$	5.00
λ_{rm}	0.70	ρ_{rm}	0.00	$SD \varepsilon_t^{rm}$	5.00
$\lambda_{\pi s}$	0.25	$\rho_{\pi s}$	0.00	$SD \varepsilon_t^{\pi s}$	6.00
Valores en estado estacionario					
$\bar{\pi}$					2.00
π_{ss}^*					2.00
$\Delta \bar{q}_{ss}$					0.00
$\bar{r}_{ss}^{\$}$					2.50
$\bar{i}_{ss}^* = \bar{r}_{ss}^{\$} + \pi_{ss}^*$					4.50
rp_{ss}					1.00
$\bar{r}_{ss} = \bar{r}_{ss}^{\$} + rp_{ss}$					3.50
$\bar{i}_{ss} = \bar{r}_{ss} + \bar{\pi}$					5.50

REFERENCIAS

- Armas, A., N. Batini y V. Tuesta (2007), “Peru’s experience with partial dollarization and inflation targeting”, IMF Country Report 07/53, 31-46.
- Armas, A. y F. Grippa (2006), “Targeting inflation in a dollarized economy: The Peruvian experience” in Armas, A., A. Ize y E. Levy-Yeyati (eds.), *Financial Dollarization: The Policy Agenda*, Palgrave Macmillan, cap. 6.
- Batini, N., P. Levine y J. Pearlman (2008), “Optimal exchange rate stabilization in a dollarized economy with inflation targets”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2008-004.
- Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006), “A practical model-based approach to monetary policy analysis – Overview”, IMF Working Paper 06/80.
- 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”, *Money Affairs*, XIX (1), 25-55.
- Calvo, G. y C. Reinhart (2002), “Fear of floating”, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 379-408.
- 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 09/085.
- Carabenciov, I., I. Ermolaev, I. Freedman, I. Juillard, O. Kamenik, D. Korshunov y D. Laxton (2008), “A small quarterly projection model of the US economy”, IMF Working Paper 08/278.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2006), “An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A Bayesian approach”, Central Bank of Chile Working Paper 381.
- 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.
- Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2004), “Balance sheets and exchange rate policy”, *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.
- De Paoli, B. (2009), “Monetary policy and welfare in a small open economy”, *Journal of International Economics*, 77(1), 11-22.
- Departamento de Modelos Macroeconómicos (2009), “Modelo de Proyección Trimestral del BCRP”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2009-006.
- Domínguez, K. y J. Frankel (1993), “Does foreign exchange intervention matter? The portfolio effect”, *American Economic Review*, 83(5), 1356-1369.
- Dornbusch, R. (1984), “Comments on Henderson: The scope for intervention”, en Bilson, J. F. y R. C. Marston (eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, 398-402.
- Faia, E., y T. Monacelli (2008), “Optimal monetary policy in a small open economy with home bias”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(4), 721 - 750.
- Fernández-Villaverde, J. (2009), “The econometrics of DSGE models”, NBER Working Paper 14677.
- Galí, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.

- Henderson, D. (1984), "Exchange market intervention operations: Their role in financial policy and their effects", en Bilson, J. F. y R. C. Marston (eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, cap. 11, 359-406.
- Humala, A. y G. Rodríguez (2009), "Foreign exchange intervention and exchange rate volatility in Peru", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2009-008.
- Moreno, E. y R. Lema (2008), "Metodología de cálculo del resultado estructural", Banco Central de Reserva del Perú, Notas de Estudios 51.
- Morón, E. y D. Winkelried, (2005), "Monetary policy rules for financially vulnerable economies", *Journal of Development Economics*, 76(1), 23-51.
- Reinhart, C. y R. Reinhart (2008), "Capital inflows and reserve accumulation: The recent evidence", NBER Working Paper 13842.
- Rossini, R. and 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*, 35, 395-412.
- Schadler, S., M. Carkovic, A. Bennett y R. Khan (1993), "Recent experiences with surges in capital inflows", IMF Occasional Paper 108.
- Tovar, C. (2008), "DSGE models and central banks", BIS Working Paper 258.
- Vega, M., S. Bigio, D. Florián, 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.