

INFLACION DE ALIMENTOS EN PERU: EL ROL DE LA POLITICA MONETARIA

FOOD INFLATION IN PERU: THE ROLE FOR MONETARY POLICY

JOAO RIBEIRO*

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas

Abstract

Food inflation in Peru has a significant influence on total inflation, so the presence of second-round effects on core inflation may be high. This paper estimates the size of these second-round effects using a general equilibrium model for the Peruvian economy. The results indicate the absence of a significant second round effect on Peruvian inflation, given that food inflation does not play any role in the formation of inflation expectations and in the determination of wages.

Keywords: *Monetary policy, forecasting, food inflation, Peru.*

JEL Classification: *E52, E58, F47, O23.*

Resumen

La inflación de alimentos en Perú tiene un peso importante en la inflación total, por lo que la presencia de efectos de segunda vuelta sobre la inflación subyacente puede ser elevada. Este documento estima el tamaño de estos efectos de segunda vuelta utilizando un modelo de equilibrio general para la economía peruana. Los resultados indican la ausencia de un efecto de segunda vuelta significativo en la inflación peruana, en vista que la

* Máster en Economía. E-mail: pcefjrib@upc.edu.pe; Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Av. Primavera 2930, Monterrico, Santiago de Surco, Lima. Perú.

El autor agradece a un revisor anónimo cuyas sugerencias permitieron mejorar el documento.

inflación de alimentos no juega ningún rol en la formación de expectativas de inflación y en la determinación de salarios.

Palabras clave: *Política monetaria, proyecciones, inflación de alimentos, Perú*

Clasificación JEL: *E52, E58, F47, O23.*

1. INTRODUCCION

Por mandato, la política monetaria en Perú tiene el objetivo de mantener la estabilidad de precios. Así, un manejo monetario apropiado depende de la dinámica de la inflación ante choques exógenos que afecten la economía. Perú, como una economía pequeña e importadora de alimentos y petróleo, enfrenta choques inflacionarios tanto internos como externos provenientes del resto del mundo.

Una inflación de alimentos elevada y persistente puede implicar retos para la política monetaria. Diferente literatura ha establecido que los bancos centrales deben responder únicamente a cambios en la inflación subyacente y efectos de segunda vuelta de choques en los precios de los *commodities* en la inflación subyacente. Sin embargo, hay evidencia de que la dinámica de la inflación en precios de alimentos puede ser bastante diferente en economías emergentes. En este sentido, ignorar la inflación de alimentos en las acciones de política monetaria podría conducir a errores de política.

El propósito de este documento es estimar los efectos de segunda vuelta de la inflación en los precios de los alimentos e investigar su importancia en la formulación de la política monetaria en Perú. En este sentido, primero se documenta por qué los efectos de segunda vuelta pueden tener consecuencias no triviales en el manejo monetario en economías emergentes. Después se recurre al análisis econométrico para determinar la importancia de tales efectos de segunda vuelta en Perú. Finalmente se desarrolla y estima un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico que incorpora varios aspectos de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú. Se estima una curva de Phillips neokeynsiana dentro de un modelo dinámico para una economía pequeña y abierta como la peruana y se analizan los efectos de las presiones de demanda, el tipo de cambio y las expectativas de inflación en la inflación corriente. Para estimar los efectos de segunda vuelta se modifica el modelo para capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente.

El documento está organizado de la siguiente forma: en la primera sección se examina la importancia que puede llegar a tener la inflación de alimentos en el manejo monetario de las economías emergentes a través de la presencia de efectos de segunda vuelta sobre la inflación subyacente. En la siguiente sección, se construye un pequeño modelo macroeconómico del tipo neokeynsiano con expectativas racionales tomando en cuenta factores específicos de la economía peruana. Después se describen los

datos y la metodología de estimación para pasar a presentar en la siguiente sección los resultados obtenidos. Finalmente, las conclusiones.

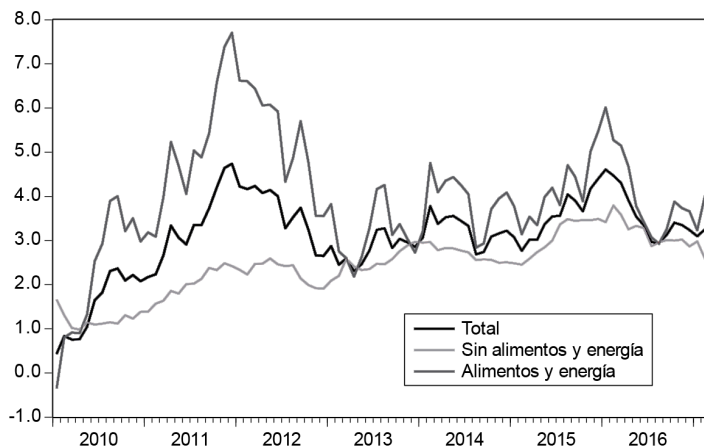
2. INFLACION DE ALIMENTOS Y ENERGIA EN PAISES EMERGENTES

Perú no es la única economía emergente donde los choques a los precios de los alimentos juegan un rol importante en determinar la dinámica de la inflación. Según Walsh (2011), a diferencia de las economías avanzadas, los choques de precios de alimentos en países emergentes son más volátiles y persistentes y se propagan a la inflación sin alimentos. Además, el FMI (2011a) indica que estos choques tienden a tener efectos más persistentes en economías con una alta participación de los alimentos en la canasta de consumo de los hogares y en economías con expectativas de inflación poco ancladas.

De acuerdo a Catão y Chang (2010), excluir la inflación de precios de *commodities* en economías donde los alimentos y la energía representan una alta participación del gasto de los hogares y donde los cambios en los precios de los *commodities* afectan la inflación subyacente a través de efectos de segunda vuelta puede no ser apropiado. Asimismo, Anand y Prasad (2010) concluyen que en un entorno con restricciones crediticias para los consumidores, que es un factor bastante común en países emergentes, un manejo de política enfocado en la inflación sin alimentos puede conducir a resultados subóptimos. En conjunto, ignorar la inflación de alimentos en la formulación de política monetaria puede conducir a errores de política.

FIGURA 1

TASAS ANUALES DE INFLACION EN PERU
(%)



En Perú, como en otras economías emergentes, la participación del gasto en alimentos en el gasto total de los hogares es más elevada respecto de las economías avanzadas. Así, el peso de los alimentos en la canasta del Índice de Precios al Consumidor también es elevado.

Para formalizar la relación entre la inflación de alimentos y energía y su traspaso a la inflación subyacente, se evalúa la dinámica de la inflación total respecto de la inflación subyacente en Perú. Para ello, siguiendo a Cecchetti y Moessner (2008), responderemos las siguientes preguntas:

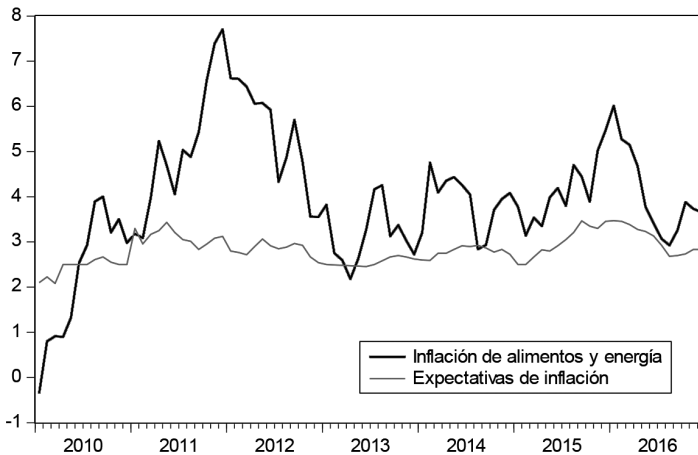
2.1. ¿La inflación total revierte a la inflación subyacente?

Si la inflación total revierte rápidamente a la inflación subyacente, entonces el impacto de los choques de precios de alimentos y energía es temporal y los efectos de segunda vuelta son limitados. Por el contrario, si la inflación total no revierte a la inflación subyacente, estos choques son persistentes o los efectos de segunda vuelta son elevados debido a expectativas de inflación altas y rápida aceleración de salarios. Empíricamente, como un análisis preliminar se evalúa la siguiente regresión estimada con datos mensuales de inflación acumulada en 12 meses para el período 2002-2016:

$$\pi_t^{Total} - \pi_{t-12}^{Total} = \alpha + \beta \left(\pi_{t-12}^{Total} - \pi_{t-12}^{Subyacente} \right) + \varepsilon_t \quad (1)$$

FIGURA 2

INFLACION DE ALIMENTOS Y ENERGIA Y EXPECTATIVAS DE INFLACION (%)



CUADRO 1

PESO DEL GASTO EN ALIMENTOS
(% DEL GASTO TOTAL DE LOS HOGARES)

Economías emergentes		Economías desarrolladas	
Indonesia	53,0	Japón	14,7
Vietnam	49,8	Alemania	11,5
India	45,1	Australia	10,8
Perú	37,4	Canadá	9,3
China	36,7	Reino Unido	8,8
Rusia	33,2	Estados Unidos	5,7
Promedio	42,4	Promedio	10,1

Fuente: FMI, INEI.

Para ello se considera como medida de inflación subyacente la variación anual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) que excluye los precios de los alimentos y la energía. Esto debido a que la autoridad monetaria local ha optado en los últimos años por utilizar la inflación sin alimentos y energía como medida de inflación subyacente en lugar de la inflación que excluye los componentes más volátiles de la canasta de consumo.

2.2. ¿La inflación subyacente revierte a la inflación total?

Si la inflación subyacente revierte a la inflación total puede indicar que los choques a la inflación total, tales como los causados por los incrementos en los precios de los alimentos, afectan las expectativas de inflación y el ajuste de precios, presionando al alza la inflación subyacente. Empíricamente, se evalúa la siguiente regresión estimada con datos mensuales de inflación para el período 2002-2016:

$$\pi_t^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Subyacente} = \delta + \gamma (\pi_{t-12}^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Total}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Los resultados empíricos (Cuadro 2) sugieren que los efectos de segunda vuelta no son significativos. Específicamente, si la inflación total revierte a la inflación subyacente se espera que el coeficiente β sea negativo. Además, los resultados sugieren que la hipótesis nula de $\beta=0$ puede ser rechazada, lo que implica que la inflación total revierte a la inflación subyacente. Asimismo, la hipótesis de $\beta=-1$ que indica que la inflación total revierte completamente a la inflación subyacente hasta dentro de un año no puede ser rechazada. Entonces, se puede afirmar que la inflación total converge a la inflación subyacente, lo que sugiere que los choques de alimentos son transitorios o que los efectos de segunda vuelta son reducidos.

El estimado de γ es $-0,35$, el cual es estadísticamente significativo, lo que sugiere que la inflación subyacente revierte a la inflación total, pero gradualmente. La hipótesis nula de $\gamma=0$, que corresponde a la situación donde la inflación subyacente no revierte a la inflación total, es rechazada. Sin embargo, la hipótesis de $\gamma=-1$ es rechazada, lo que sugiere que si bien la inflación subyacente puede converger a la inflación total, esta reversión es lenta y toma más de un año. Entonces no hay indicios de la presencia de efectos de segunda vuelta significativos.

CUADRO 2

ANALISIS DE REGRESION DEL TRASPASO DE LA INFLACION
DE ALIMENTOS Y ENERGIA

	$\pi_t^{Total} - \pi_{t-12}^{Total}$	$\pi_t^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Subyacente}$
Constante	0,92**	-0,09
$\pi_t^{Total} - \pi_{t-12}^{Subyacente}$	-0,96***	
$\pi_t^{Subyacente} - \pi_{t-12}^{Total}$		-0,35**
Estadístico de White (p-value)	0,22	0,12
Estadístico de Breusch-Godfrey (p-value)	0,00	0,00
Estadístico de Durbin-Watson	0,09	0,12

Muestra: 2002-2016.

***, **, * indican significancia estadística al 1%, 5%, 10%, respectivamente.

Haciendo uso de la prueba de Breusch-Godfrey se encuentra que los residuos están autocorrelacionados y usando la prueba de White no se puede rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad de los residuos. Se utiliza la matriz de corrección de Newey-West para que los estadísticos t de los coeficientes estimados sean robustos. Se utilizó un *kernel* de Bartlett para estimar el espectro con selección automática del ancho de banda (*bandwidth*) mediante el método de Newey-West.

3. EL MODELO

El análisis de la sección anterior sugiere de forma preliminar que los efectos de segunda vuelta no son potencialmente altos en la dinámica de la inflación subyacente. Sin embargo, para entender la dinámica de la inflación y la transmisión de la política monetaria en Perú y poder contar con un marco de análisis más completo, en esta sección se estima el tamaño de estos efectos en el contexto de un modelo de equilibrio general. Para ello se utiliza una variante del pequeño modelo macroeconómico nekeynesiano

con expectativas racionales desarrollado por Berg, Karam y Laxton (2006a, 2006b) para capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente.

Siguiendo a Salas (2010) y Winkelried (2013), el modelo para la economía peruana caracteriza una economía pequeña y abierta con dolarización parcial con una oferta y demanda agregada *forward-looking*. El resto del mundo afecta directamente la demanda agregada a través de la demanda externa de productos locales. Cambios en la inflación y la tasa de interés externa afectan el tipo de cambio, la demanda y la inflación local. El modelo está expresado en brechas respecto del estado estacionario. Además, con la finalidad de estimar los efectos de segunda vuelta, se añade una ecuación para capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente.

El modelo base tiene cinco ecuaciones de comportamiento: una demanda agregada o curva IS dinámica que relaciona la actividad real con sus expectativas y su pasado, las tasas de interés reales en moneda local y moneda extranjera, el tipo de cambio real y la brecha del producto externo; una ecuación de fijación de precios o curva de Phillips que relaciona la inflación subyacente con la inflación pasada y las expectativas de inflación, la brecha del producto y el tipo de cambio así como el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente; una ecuación para la inflación de alimentos que relaciona la inflación de alimentos con sus valores pasados y sus expectativas, la brecha del producto y el tipo de cambio; una condición de paridad descubierta de tasas de interés para el tipo de cambio con un componente adaptativo en las expectativas; y una regla de política para la tasa de interés en función de la brecha del producto y las expectativas de inflación.

La dinámica de la brecha del producto es descrita por la siguiente ecuación:

$$y_t = \beta_{ld} E_t y_{t+1} + \beta_{lag} y_{t-1} - \beta_{rr} (0.7RR + 0.3RR^s) + \beta_z \hat{z}_{t-1} + \beta_{y^*} y_t^* + \varepsilon_t^y \quad (3)$$

donde y es la brecha del producto, RR y RR^s son las tasas de interés reales en moneda local y moneda extranjera, respectivamente, \hat{z} es la brecha del tipo de cambio real, y^* es la brecha del producto del resto del mundo y ε^y un término de error que captura otros efectos exógenos transitorios.¹

La inflación total está dada por la agregación de la inflación subyacente y la inflación de alimentos y energía:

$$\pi_t = (1 - \vartheta) \pi_t^c + \vartheta \pi_t^{ff} \quad (4)$$

¹ Se utiliza la brecha del producto de los principales socios comerciales (EE.UU., China y Europa) como aproximación del resto del mundo.

donde π^c es la inflación subyacente, π^{ff} es la inflación de alimentos y energía y ϑ es su respectivo peso en la inflación total π_t . Estas tres medidas de inflación están expresadas como tasas trimestrales anualizadas.

Entonces, se tienen dos ecuaciones para la inflación: una para la inflación subyacente y otra para la inflación de alimentos y energía. Ambas tienen una estructura muy similar excepto por un término adicional que busca capturar el traspaso de la inflación total a la inflación subyacente o los efectos de segunda vuelta.

$$\pi_t^c = \alpha_{c,\pi^c} \Pi_{t+4}^c + (1 - \alpha_{c,\pi^c}) \Pi_{t-1}^c + \alpha_{c,y} y_{t-1} + \alpha_{c,z} (z_t - z_{t-1}) + \alpha_{c,\pi} (\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1}^c) + \varepsilon_t^{\pi,c} \quad (5)$$

$$\pi_t^{ff} = \alpha_{ff,\pi} \Pi_{t+4}^{ff} + (1 - \alpha_{ff,\pi}) \Pi_{t-1}^{ff} + \alpha_{ff,y} y_{t-1} + \alpha_{ff,z} (z_t - z_{t-1}) + \varepsilon_t^{\pi,ff} \quad (6)$$

donde Π_{t+4}^c y Π_{t+4}^{ff} son las expectativas hacia un año de las tasas anuales de la inflación subyacente y de la inflación de alimentos y energía, respectivamente. Por su parte, Π_{t-1}^c y Π_{t-1}^{ff} son sus respectivos rezagos de un trimestre, mientras que $z_t - z_{t-1}$ es la devaluación real de la moneda local. El término $(\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1}^c)$ captura el traspaso de los choques a la inflación de alimentos y energía a la inflación subyacente. La ecuación incluye expectativas de inflación debido al supuesto de rigideces en la fijación de precios (Calvo, 1983), mientras que el esquema de indexación de precios explica la presencia de un componente inercial en la inflación. La incorporación del tipo de cambio real busca reflejar el efecto de los precios de los bienes importados en una economía abierta².

La dinámica del tipo de cambio real es descrita por la siguiente ecuación:

$$z_t = \delta_z z_{t+1} + (1 - \delta) z_{t-1} - (RR - RR^* - \rho^*) / 4 + \varepsilon_t^z \quad (7)$$

donde RR es la tasa de interés real doméstica, RR^* la tasa de interés real externa y ρ^* la prima por riesgo.

En cuanto a la política monetaria, la tasa de interés nominal es determinada por la siguiente regla:

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + (1 - \gamma_i) [\bar{i} + \gamma_\pi (\Pi_{t+4} - \bar{\pi}) + \gamma_y y_t] + \varepsilon_t^i \quad (8)$$

donde i_t es la tasa de interés nominal, \bar{i} es la tasa de interés de equilibrio y $\bar{\pi}$ es la meta de inflación.

² Un incremento del tipo de cambio real (z) corresponde a una devaluación.

Dado que lo que se modela es una economía pequeña y abierta, las variables externas afectan a la economía doméstica como choques exógenos caracterizados como procesos autorregresivos.

4. ESTIMACION

El modelo es estimado con técnicas bayesianas, que en la actualidad es considerado el método de estimación más adecuado para el análisis de modelos estocásticos de equilibrio general con expectativas racionales. El uso de técnicas bayesianas tiene importantes beneficios: formaliza el uso del conocimiento previo para la inferencia de los parámetros de interés, el uso de distribuciones *a priori* permite que el algoritmo de optimización no lineal sea más estable respecto de un enfoque más clásico, y en situaciones donde la muestra es reducida, como la que enfrentamos, la estimación bayesiana compensa la escasa información muestral con creencias *a priori*. Según Winkelried (2013), este último punto ofrece una ventaja práctica dado que se puede obtener estimaciones incluso en casos donde la muestra no es plenamente informativa y un enfoque más clásico, basado exclusivamente en el análisis de la función de verosimilitud, podría mostrar inestabilidades y otros problemas computacionales.

La estimación bayesiana requiere la construcción de una distribución *a posteriori* de los parámetros de interés en función de los datos de la muestra. Si denotamos el conjunto de parámetros a ser estimados como θ utilizando observaciones de un conjunto de variables X , la distribución *a posteriori* puede ser escrita como $p(\theta | X)$. Entonces la distribución *a posteriori* es la distribución de θ condicional a los datos observados en X . Siguiendo la ley de Bayes, la distribución *a posteriori* es proporcional al producto de la distribución *a priori* de los parámetros $p(\theta)$ y la distribución de los datos dado el conjunto de parámetros $f(X | \theta)$:

$$p(\theta | X) = \frac{p(\theta)f(X | \theta)}{f(X)} \quad (9)$$

Donde $f(X)$ es la distribución marginal de los datos. La función de distribución condicional de los datos dado el conjunto de parámetros $f(X | \theta)$ es equivalente a la función de verosimilitud del conjunto de parámetros dados los datos $L(\theta | X)$. La función de verosimilitud puede ser calculada a partir de la representación estado-espacio del modelo utilizando el filtro de Kalman (Ljungqvist, 2004). Entonces, la inferencia bayesiana requiere la elección de las distribuciones *a priori* de los parámetros de interés, y la construcción de las distribuciones *a posteriori* a partir de las distribuciones *a priori* y la función de verosimilitud.

El modelo es estimado con información trimestral de la economía peruana desde el 2002 hasta el 2016. Se toma como punto de partida para la muestra el año 2002

debido a que a partir de ese año el Banco Central implementa como esquema de política monetaria las Metas Explícitas de Inflación y adopta como instrumento de política la tasa de interés nominal. En este sentido, la tasa interbancaria es utilizada como tasa de interés nominal y el índice del tipo de cambio real bilateral respecto del dólar, como tipo de cambio real. Como medida de inflación subyacente se utiliza la variación del IPC sin alimentos y energía, y se utilizan los datos del PBI desestacionalizado como medida del producto. Para el bloque de la economía externa, el producto y la inflación resultan de promediar las variables de nuestros principales socios comerciales (Estados Unidos, China y Europa), mientras que la tasa nominal externa se aproxima con la tasa Libor en dólares a tres meses.

Cabe mencionar que algunas de las variables del modelo en estricto son no observables, principalmente las que están expresadas como brechas. En este sentido, al igual que Carabenciov *et al.* (2008), se utilizan las variables observables en niveles y se estiman sus niveles de equilibrio como parte del proceso de estimación.

Como medidas *a priori* se toman los valores utilizados en la parametrización del Modelo de Proyección Trimestral del Banco Central de Perú, reportados en Winkelried (2013). Siguiendo a Winkelried (2013), se plantean distribuciones relativamente difusas (poco informativas) y lo más homogéneas posible para que los datos jueguen un rol importante en determinar las distribuciones *a posteriori*. Para los parámetros estructurales se asigna una distribución beta, con media 0,5 y desvío estándar de 0,2, dado que esta distribución tiene soporte acotado entre 0 y 1, lo que resulta conveniente para el requerimiento que estos parámetros deben pertenecer a este intervalo³.

En el caso de las varianzas de los choques se utiliza una distribución *gama* inversa, una opción popular en la literatura en vista que garantiza una varianza positiva. Al igual que Winkelried (2013), la varianza se fija en 4, lo que implica una creencia *a priori* débil.

El método de estimación es el descrito en An y Schorfheide (2007), donde se obtiene 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 un parámetro específico, la razón entre la varianza *a posteriori* y la varianza *a priori* (RV) provee una medida de aprendizaje bayesiano. Es usual tomar $RV > 0,35$ como un caso en el que el aprendizaje bayesiano es limitado y el comportamiento del parámetro se ve fuertemente influenciado por la distribución *a priori*. Por el contrario, cuando $RV < 0,25$ los datos son lo suficientemente informativos para refinar la inferencia del parámetro.

³ La media de 0,5 es simplemente el punto medio del soporte, y la desviación estándar de 0,2 garantiza que la distribución sea unimodal y simétrica.

5. RESULTADOS

5.1. Resultados de la estimación

Los coeficientes estimados son reportados en el Cuadro 3. Los parámetros en la ecuación de la brecha del producto dependen en gran medida del nivel de inercia de la economía, la efectividad en la transmisión de la política monetaria y el grado de apertura de la economía. Berg y otros (2006a) sugieren que el valor de β_{lag} debe estar entre 0,5 y 0,9 con valores bajos para economías sensibles a la volatilidad. El valor estimado de 0,9 para β_{lag} es comparable con el de otras economías emergentes. Por su parte, β_{ld} suele ser pequeño y en el caso de Perú su valor es 0,1.

Por el lado de la inflación, la curva de Phillips estimada para Perú resulta *forward-looking* en vista que el peso de las expectativas en la ecuación de inflación es de 0,73, lo que sugiere que la inflación peruana presenta poca inercia y que los choques de precios son transitorios. El parámetro $\alpha_{c,y}$ refleja la influencia que tienen las presiones de demanda sobre la inflación y usualmente se ubica por debajo de 0,5. En este caso, este parámetro se estima en 0,15. Por su parte, el parámetro $\alpha_{c,z}$ es el traspaso de corto plazo de las fluctuaciones reales del tipo de cambio a los precios y depende del grado de apertura comercial. El traspaso del tipo de cambio a los precios es estimado

CUADRO 3

PARAMETROS ESTIMADOS

Parámetro	Distribución	Media <i>a priori</i>	Media <i>a posteriori</i>	RV
β_{ld}	<i>Beta</i>	0,5	0,1	0,14
β_{lag}	<i>Beta</i>	0,5	0,9	0,14
β_{rr}	<i>Beta</i>	0,5	0,2	0,23
β_z	<i>Beta</i>	0,5	0,2	0,23
β_{y^*}	<i>Beta</i>	0,5	0,2	0,23
α_{c,π^c}	<i>Beta</i>	0,5	0,7	0,35
$\alpha_{c,y}$	<i>Beta</i>	0,5	0,2	0,23
$\alpha_{c,z}$	<i>Beta</i>	0,5	0,1	0,14
$\alpha_{c,\pi}$	<i>Beta</i>	0,5	0,1	0,14
$\alpha_{ff,\pi}$	<i>Beta</i>	0,5	0,4	0,58*
$\alpha_{ff,y}$	<i>Beta</i>	0,5	0,1	0,14
$\alpha_{ff,z}$	<i>Beta</i>	0,5	0,2	0,23
δ_z	<i>Beta</i>	0,5	0,6	0,59*
γ_i	<i>Beta</i>	0,5	0,7	0,3
ε^y	<i>Gama inversa</i>	0,01	0,2	0
ε^{π^c}	<i>Gama inversa</i>	0,01	1,6	0
$\varepsilon^{\pi^{ff}}$	<i>Gama inversa</i>	0,01	5	0,05
ε^z	<i>Gama inversa</i>	0,01	1,8	0,15
ε^i	<i>Gama inversa</i>	0,01	0,8	0

Los parámetros marcados con * son fuertemente influenciados por la creencia *a priori*.

en 0,1. Además, la estimación del coeficiente que refleja los efectos de segunda vuelta de la inflación de alimentos ($\alpha_{c,\pi}$) indica que si la inflación total excede a la inflación subyacente en 1 punto porcentual, la inflación subyacente se incrementará en 0,1 puntos porcentuales en el siguiente trimestre. Este resultado es consistente con el análisis previo realizado a la tasa de inflación acumulada en 12 meses.

En la ecuación para el tipo de cambio real, el parámetro δ_z refleja la importancia del componente racional y adaptativo en la formación de expectativas sobre el tipo de cambio. El coeficiente estimado de 0,6 indica que los agentes no forman sus expectativas sobre la evolución del tipo de cambio de forma totalmente racional, sino que hay importante componente inercial en la determinación del tipo de cambio.

Además de los valores de estado estacionario, algunos coeficientes son calibrados en el ejercicio de estimación. El peso de la inflación subyacente en la inflación total y los coeficientes de la regla de política monetaria son calibrados.

5.2. Simulación de choques

5.2.1. Choque de política monetaria

La respuesta de la inflación, el producto y el tipo de cambio a un choque de política monetaria en el modelo es similar al encontrado en los diferentes estudios empíricos sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Un incremento temporal de la tasa de interés nominal reduce la demanda interna y aprecia la moneda local. El producto se contrae por la menor demanda interna y la menor competitividad externa producto de la apreciación. La contracción del producto genera un descenso de la inflación.

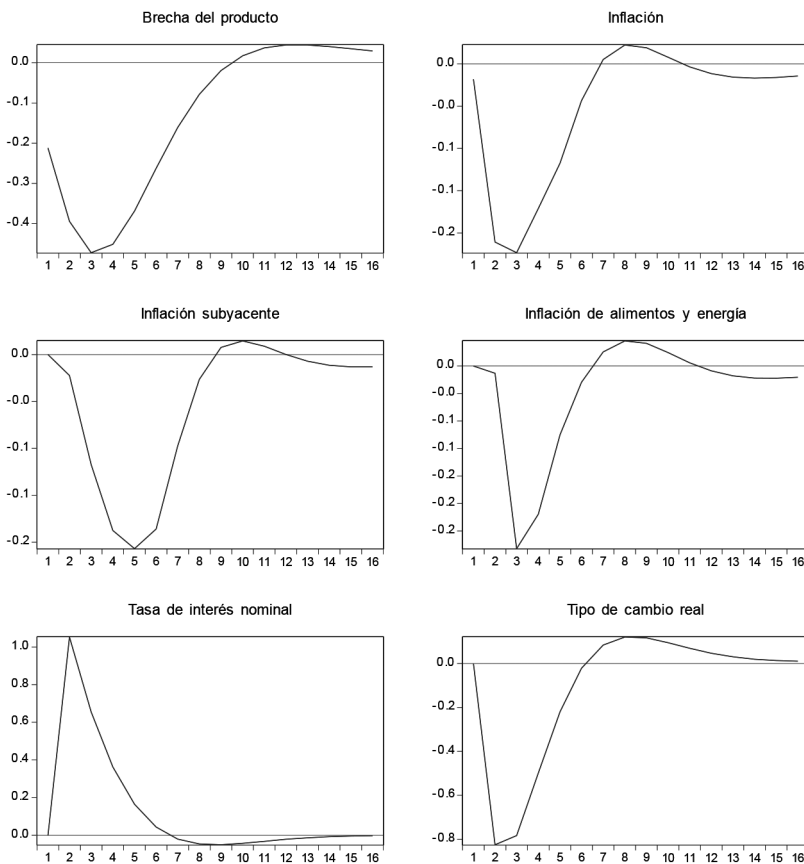
Así, un aumento de 100 puntos básicos en la tasa de interés lleva a una reducción máxima de la brecha del producto cercana a 0,5 puntos porcentuales en alrededor de cuatro trimestres, reduciendo así la inflación subyacente en 0,17 puntos porcentuales y en 0,18 puntos porcentuales la inflación total.

5.2.2. Choque de demanda

Choques exógenos en la demanda, entre otras cosas, pueden ser interpretados como cambios en la postura de la política fiscal que no es incluida de forma explícita en el modelo. Un choque positivo de demanda incrementa el producto, lo que a su vez genera presiones al alza sobre los precios. Así, para contener el aumento de la inflación, la autoridad monetaria incrementa la tasa de interés, lo que lleva a una reducción de la demanda y una apreciación de la moneda doméstica. La inflación total empieza a moderarse cerca de ocho trimestres después del choque de demanda en vista de la persistencia generada por los mayores precios de alimentos. Sin embargo, la mayor inflación de alimentos no llega a tener un traspaso significativo en la inflación subyacente.

FIGURA 3

RESPUESTA ANTE UN CHOQUE DE POLITICA MONETARIA

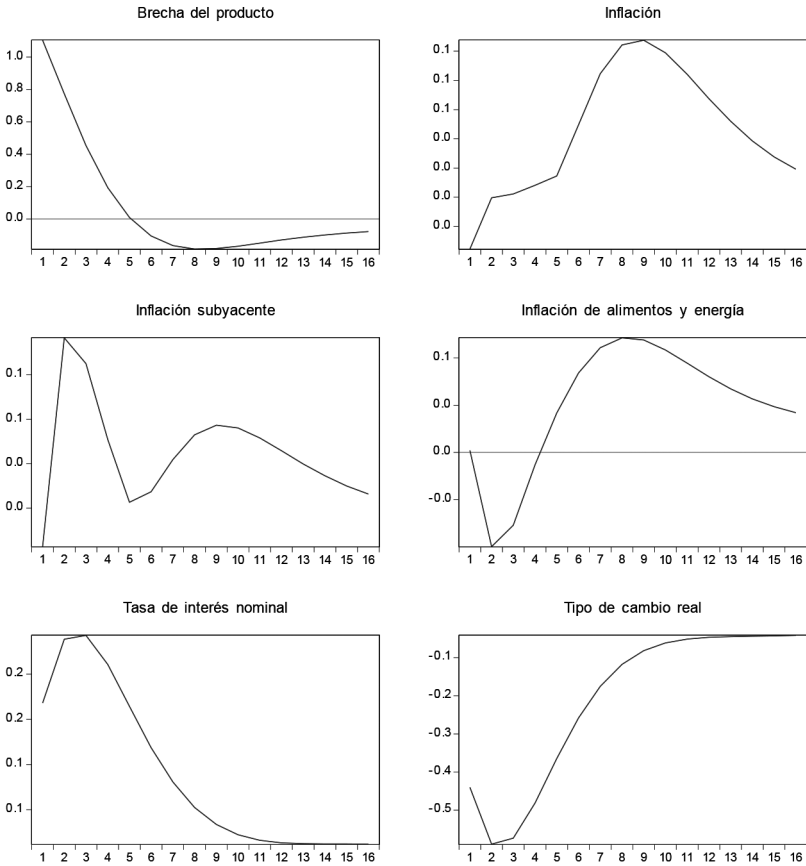


5.2.3. Choque de precio de alimentos

Choques exógenos sobre los precios pueden ser interpretados como choques en los precios internacionales de los alimentos así como choques en la oferta doméstica relacionada al nivel de abastecimiento de productos. En respuesta a un aumento de 1 punto porcentual en la inflación de precios de los alimentos, la brecha del producto se contrae hasta un nivel de 0,1 puntos porcentuales, mientras que la inflación total y la inflación subyacente se incrementan en 0,5 y 0,08 puntos porcentuales, respectivamente. En respuesta, la tasa de interés se mantiene relativamente estable con un incremento

FIGURA 4

RESPUESTA ANTE UN CHOQUE DE DEMANDA



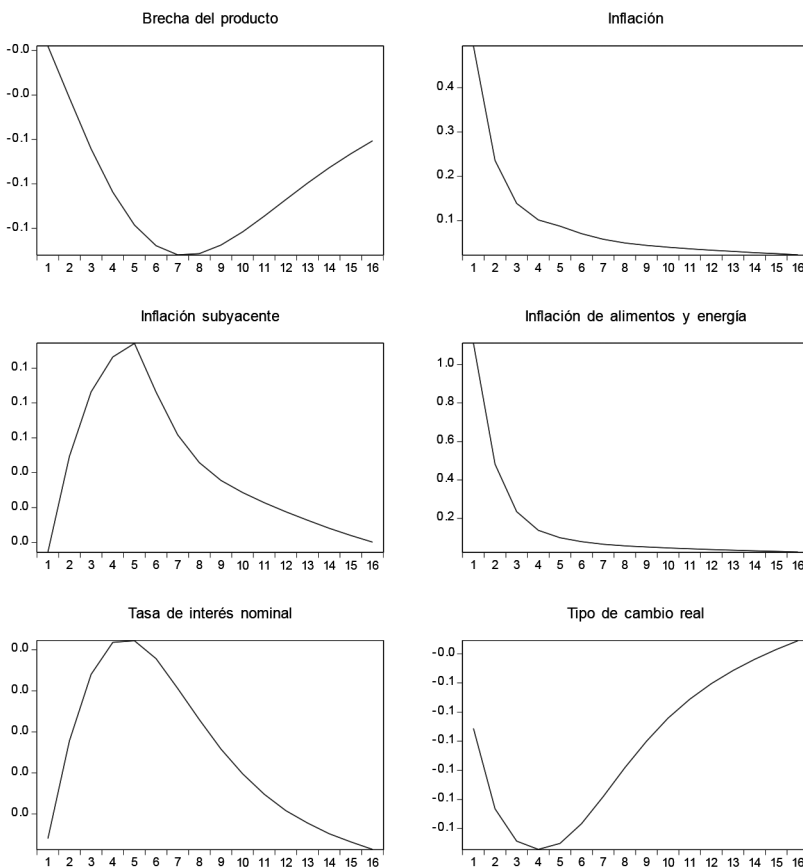
de 0,04 puntos porcentuales. Cabe mencionar que el aumento de la inflación total contribuye con 0,04 puntos porcentuales del aumento de la inflación subyacente.

6. CONCLUSIONES

Hay una creciente evidencia de que los efectos de segunda vuelta pueden ser mayores en economías emergentes debido a una mayor participación del gasto en alimentos en la canasta de consumo de los hogares, expectativas de inflación de las

FIGURA 5

RESPUESTA ANTE UN CHOQUE DE PRECIO DE ALIMENTOS



empresas menos ancladas y choques de oferta más persistentes. La economía peruana tiene estas características, lo que sugiere que los efectos de segunda vuelta podrían ser significativos y jugar un rol importante en la dinámica de la inflación. Es así que se hace relevante la discusión sobre cómo debe responder la política monetaria ante los choques de oferta. Si bien hay consenso en que la política monetaria no debe reaccionar ante choques transitorios de oferta, también hay consenso en que esta debe reaccionar cuando los choques de oferta generan efectos de segunda vuelta sobre la inflación.

En ese sentido, se estima el impacto del incremento en el precio de los alimentos en la dinámica de la inflación total. Los resultados sugieren la ausencia de efectos

de segunda vuelta significativos en la inflación peruana. En este sentido, la política monetaria en Perú no necesita responder de forma agresiva para contener las presiones inflacionarias generadas por choques en los precios de los alimentos. Esto puede responder al hecho de que a pesar de la alta participación de los alimentos en el gasto total de los hogares, la inflación de alimentos en Perú no juega ningún rol en la formación de expectativas de inflación y en la determinación de salarios.

REFERENCIAS

- AN, S. y F. SCHORFHEIDE (2007). "Bayesian analysis of DSGE Models", *Econometric Reviews* 26 (2-4), pp. 113-172.
- ANAND, R. y F. PRASAD (2010). "Optimal Price Indices for Targeting Inflation Under Incomplete Markets", *IMF Working Paper* 10/200.
- ANAND, R., D. DING y V. TULIN (2014). "Food Inflation in India: The Role for Monetary Policy", *IMF Working Paper* 14/178.
- BAUWENS, L., M. LUBRANO y J. RICHARDS (2000). *Bayesian Inference in Dynamic Econometric Models*. OUP Catalogue, Oxford University Press.
- BERG, A., P. KARAM y D. LAXTON (2006a). "A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis, Overview", *IMF Working Paper* 06/80.
- BERG, A., P. KARAM y D. LAXTON (2006b). "Practical Model-Based Monetary Policy Analysis - A How-to Guide" *IMF Working Paper* 06/81.
- CALVO, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics, Elsevier* 12(3), pp. 383-398.
- CATÃO, L. y R. CHANG (2010). "World Food Prices and Monetary Policy", *IMF Working Paper* 10/161.
- CARABENCIOV, I., I. ERMOLAEV, I. FRIEDMAN, 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 (2009). "Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana", *Banco Central de Reserva del Perú, Revista Estudios Económicos* 17.
- CECCHETTI, S. y R. MOESSNER (2008). "Commodity Prices and Inflation Dynamics". *BIS Working Paper*.
- FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (2011a). Slowing Growth, Rising Risks. *World Economic Outlook*, Capítulo 3.
- GEWEKE, J. (1998). "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development and Communication", *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Staff Report* 249.
- LJUNGQVIST, L. y T. SARGENT (2004). *Recursive Macroeconomic Theory*, MIT Press Books, The MIT Press, edition 2, volume 1.
- SALAS, J. (2010). "Bayesian Estimation of a Simple Macroeconomic Model for a Small Open and Partially Dollarized Economy", *Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper Series* 2010-007.
- WALSH, J. (2011). "Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation", *IMF Working Paper* 11/71.
- WINKELRIED, D. (2013). "Modelo de proyección trimestral del BCRP: actualización y novedades", *Banco Central de Reserva del Perú, Revista Estudios Económicos* 26, pp. 9-60.

APENDICE

FIGURA 6

DISTRIBUCIONES A *PRIORI* Y A *POSTERIORI*
(ECUACION DE BRECHA DEL PRODUCTO)

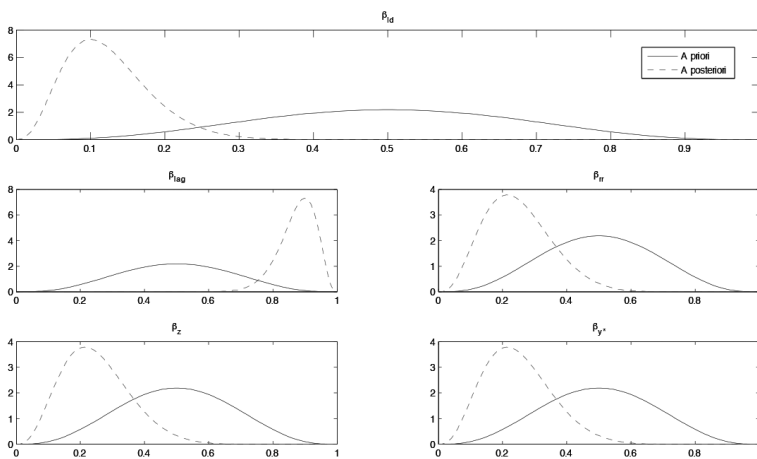


FIGURA 7

DISTRIBUCIONES A *PRIORI* Y A *POSTERIORI*
(ECUACION DE INFLACION)

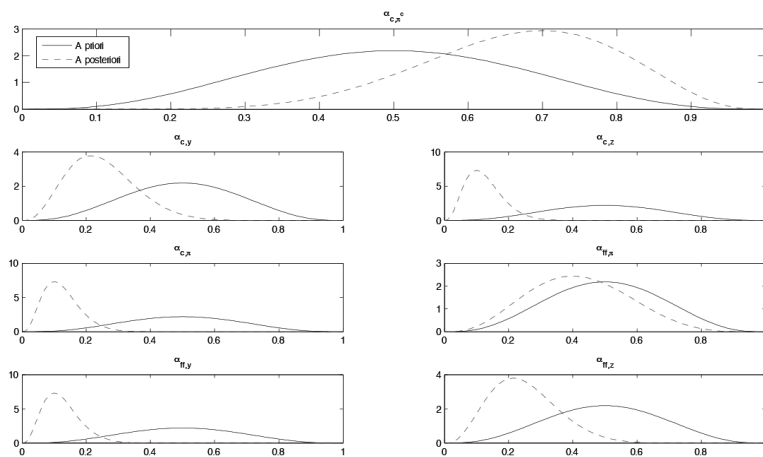


FIGURA 8

DISTRIBUCIONES A *PRIORI* Y A *POSTERIORI*
(ECUACION DE TIPO DE CAMBIO Y TASA DE INTERES)

