



# Factores globales e idiosincrásicos en la dinámica de la inflación en América Latina

ARNOLD RIVASPLATA Y PAUL CASTILLO\*

*En este trabajo se cuantifica el rol de los factores globales e idiosincrásicos en la dinámica de la inflación para un conjunto de países de América Latina (Perú, Chile, Colombia, Brasil, México) y Canadá que se caracterizan por conducir su política monetaria bajo un esquema de metas explícitas de inflación. Para ello, se emplea un modelo panel VAR que considera heterogeneidad entre los países de la muestra. El modelo se estima para el periodo 2005M01-2015M11, usando variables globales (el valor de dólar respecto a una canasta de monedas, un índice de precios de commodities y el precio del petróleo) así como domésticas (la tasa de política monetaria, la brecha del producto, la depreciación de las monedas domésticas, la inflación importada y la inflación total). Los resultados muestran que los desvíos de la inflación respecto a sus niveles meta, particularmente durante el periodo 2007-2009 y desde el 2013 en adelante, se explican en gran medida por factores comunes a la región, aunque existen factores idiosincrásicos que han acentuado estos desvíos en algunos países como es el caso de Brasil.*

**Palabras Clave** : Inflación, América Latina, Panel VAR, Factores Globales.

**Clasificación JEL** : C32, E32, F41, F43.

¿Qué factores son más importantes en la dinámica de la inflación en América Latina? ¿Factores globales como la evolución del precio del petróleo o el fortalecimiento del dólar?, o ¿factores domésticos, como la dinámica de la brecha producto? ¿Por qué la reducción del precio del petróleo y de las materias primas desde el 2014, no se han trasladado en tasas de inflación más bajas en los países de América Latina, de la misma manera como se reflejaron en una menor inflación doméstica luego de la quiebra de Lehman Brothers en 2008? ¿Existe interdependencia de la inflación entre los países de la región? ¿Qué tan importante es esta interdependencia?

Responder estas preguntas resulta fundamental para comprender la evolución reciente del proceso inflacionario en América Latina, que desde finales de la década de los 90 ha mostrado tasas de inflación más bajas, gracias a que varias economías de la región implementan su política monetaria utilizando un esquema de metas explícitas de inflación. Este esquema ha permitido que la inflación en la región se reduzca significativamente en los últimos 15 años. Sin embargo, se han observado desvíos persistentes de la inflación respecto a sus niveles metas, particularmente entre el 2007 y 2008, y recientemente durante

\* Rivasplata: Universidad del Pacífico, Av. Salaverry 2020, Jesús María 15072, Lima, Perú (email: [a.rivasplata.r@gmail.com](mailto:a.rivasplata.r@gmail.com)).  
Castillo: BCRP, Jr. Santa Rosa 441-445, Lima, Perú (email: [paul.castillo@bcrp.gob.pe](mailto:paul.castillo@bcrp.gob.pe)).

Se agradecen los comentarios y sugerencias de Fernando Pérez y de Diego Winkelried.

el 2014 y 2015, para Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Estos periodos también han coincidido con movimientos significativos en los precios de *commodities*, y fortalecimiento del dólar, por lo que resulta importante cuantificar el impacto de estos choques en la dinámica de la inflación en los países de la región, para distinguir entre factores comunes a toda la región y factores idiosincrásicos.

La respuesta de la inflación a estos choques en la región, no parece haber sido la misma a lo largo del periodo. Así, desde 2014, la caída del precios del petróleo y la apreciación del dólar, no se ha reflejado para las principales economías de América Latina en rápidas y significativas reducciones en sus tasas de inflación como las observadas durante la crisis financiera internacional en 2008 y 2009, sino por el contrario en aumentos persistentes en la inflación.

El presente trabajo responde a las interrogantes previamente planteadas utilizando un modelo *Multi-Country Panel VAR*, que se estima mediante el método propuesto por [Canova y Ciccarelli \(2009\)](#). Para el análisis econométrico se utiliza datos mensuales para el periodo 2005M01-2015M11, de Perú, Chile, Colombia, Brasil, México, y Canadá, todos países que implementan su política monetaria mediante el esquema de metas explícitas de inflación. Para cada país, se considera como variables endógenas, la inflación, el índice de precios de importación, el tipo de cambio nominal y brecha de producto, y la tasa de política monetaria del Banco Central, y tres variables exógenas internacionales, el precio del petróleo, índice *commodities* e índice dólar.

La metodología utilizada tiene tres principales ventajas para nuestro objetivo: 1) reduce la sobreparametrización de los modelos *Multi-Country VAR* originales, debido a que emplea un método de factorización de coeficientes; 2) captura mejor el co-movimiento de baja frecuencia presente en los rezagos propios del VAR, y 3) facilita la interpretación de los coeficientes estimados.

Las variables globales que se utilizan buscan capturar el impacto tanto de la política monetaria de la FED, a través de la variaciones del valor del dólar, como de la incidencia de los cambios en los precios de las materias primas, principalmente del petróleo, y de otros *commodities* relevantes para la región. Para capturar el movimiento del dólar, se utiliza el índice dólar que publica la FED, y para el índice de materias primas, se utilizan un índice representativo de precios de materias primas que publica el FMI.

Estas variables globales afectan la inflación a través de varios canales. Los aumentos generalizados de los precios de las materias primas (que incluyen además del precio del petróleo, minerales, como el cobre y el oro, y productos alimenticios como la soya) afectan la economía y la inflación a través de su efecto en demanda agregada y en los costos de bienes importados. Adicionalmente, el fortalecimiento del dólar afecta la inflación doméstica a través de su efecto directo en los precios de las materias primas en los mercados internacionales, y a través de canales financieros que inciden en el valor de las monedas domésticas en la región. La inclusión de las tres variables globales antes mencionadas busca identificar de mejor manera la importancia de estas fuentes posibles de presiones inflacionarias comunes en la región.

Los efectos de estos factores globales en la inflación dependen, a su vez, de las características propias de los mercados de bienes y factores que subyacen la determinación de la inflación en las economías domésticas, como por ejemplo, a) el grado de competencia en los sectores correspondientes de insumos y bienes finales; b) el grado de indexación de salarios a la inflación; c) el grado de dolarización de las economías, y d) la credibilidad en la política monetaria. Ello hace plausible la existencia de respuestas heterogéneas de la inflación a choques globales en las distintas economías de la región. Por ello se requiere una metodología que permita incorporar heterogeneidad en la dinámica de la inflación entre países, y que a su vez, ello no signifique una gran pérdida de eficiencia. La metodología empleada permite lograr este objetivo.

Existe una amplia literatura que estudia el rol de factores globales en la determinación de la inflación,

en particular, para el caso del petróleo, Hamilton (1983), LeBlanc y Chinn (2004), Pincheira y García (2007), Kilian (2009), Jiménez y Ramírez (2015), destacan su importancia. Los canales a través de los cuales el petróleo afecta a las economías de la región, incluyen también su efecto indirecto a través del tipo de cambio, que puede ser más intenso para las economías que son productoras de petróleo. Así, De Gregorio y otros (2007) resalta que en los años 70, una parte significativa de la inflación en las economías emergentes se explica en mayor medida por la devaluación que generó el incremento del precio petróleo, que por el impacto directo de aumento en el precio del petróleo. Ciertamente, la política monetaria también resulta importante en la transmisión de estos choques externos a la inflación. Así, Winkelried (2014) y Maertens y otros (2012) encuentran evidencia empírica que muestra que la adopción de metas explícitas de inflación contribuyó a la reducción del efecto traspaso del tipo de cambio en Perú.

El impacto de los factores globales en la inflación también ha sido documentado por Borio y Filardo (2007), quienes destacan su importancia en la evolución de la inflación, en particular desde los 90, en las economías emergentes. Ciccarelli y Mojon (2005) y Canova y Ciccarelli (2009) destacan la importancia de choques comunes, vinculados a choques de precio de *commodities*, y choques de productividad globales, en la inflación de las economías desarrolladas. Asimismo, Gerard (2012) destaca que la mayor correlación entre choques globales y la política monetaria de las economías desarrolladas ha incrementado el comovimiento de la inflación entre las economías desarrolladas.

El modelo estimado en este trabajo permite descomponer la evolución de la inflación entre factores comunes a todos los países de la región, factores asociados a características idiosincrásicas a cada país, y a factores exógenos. La estimación muestra que en los periodos de mayor desvío de la inflación respecto a sus niveles metas, el factor común de la inflación ha sido el factor más importante determinante de estos desvíos. De acuerdo con los resultados de nuestra estimación, el componente común de la inflación para los países considerados se incrementa significativamente entre 2007 y mediados de 2008, periodo previo a la crisis financiera global, y se reduce rápida y drásticamente durante la segunda mitad de 2008 y en particular en 2009 como respuesta al impacto de la crisis financiera global. Esta crisis generó una caída abrupta en el precio de las materias primas e indujo a una contracción de la demanda agregada de las economías, lo que se reflejó en una brecha producto negativa. En el periodo más reciente a partir de 2015, se observa una aceleración de la inflación que coincide con el rápido y significativo fortalecimiento del dólar en la región lo que indicaría que los factores comunes explican la evolución la inflación en los países de la región, también para este período.

También se estima el factor común asociado a las otras variables del modelo, como brecha producto, depreciación del tipo de cambio e inflación importada. En promedio, para los países analizados, la brecha producto fue positiva para el periodo 2007 a mediados de 2008, y negativa para el periodo que va desde la segunda mitad de 2008 hasta el 2010, que captura el impacto negativo en las economías de la región de la financiera internacional. Para el periodo más reciente, desde 2011 a 2015, no se observan presiones de demanda, dado que la brecha producto estimada es muy cercana a cero. Para este último periodo se observa también una rápida caída en la inflación importada, que refleja la caída de los precios del petróleo, mientras que el tipo de cambio muestra una tendencia creciente común para todas las monedas de la región, consistente con el fortalecimiento del dólar. En el caso de la tasa de referencia de política monetaria, se observa una rápida respuesta frente a la crisis financiera de 2008 mediante una reducción de la tasa de interés de política monetaria, y también una posición de política monetaria expansiva para el periodo más reciente, principalmente en 2013, con una reversión gradual en los siguientes años.

La estimación también muestra la importancia de factores específicos para la dinámica de la inflación para Colombia, Perú, Chile y Brasil, que puede reflejar (para el periodo reciente, particularmente en 2015) los efectos del fenómeno El Niño, que fueron más importantes en Colombia y Perú, el incremento de tarifas eléctricas en Chile y el aumento de expectativas de inflación en el Brasil.

Adicionalmente, se realiza la descomposición de varianza del error de predicción de la inflación, lo que cuantifica la importancia de distintos choques en la evolución de la inflación en cada una de las economías analizadas. Se observa que los factores externos explican entre el 30 y el 60 por ciento de la evolución de la inflación en las economías consideradas, siendo mayor esta participación para el caso de las economías más abiertas. Se presenta también la estimación del impacto de las variables globales mediante un ejercicio de simulación contrafactual, que muestra que el impacto tanto de cambios no esperados en el precio del petróleo, del índice de *commodities*, y del valor del dólar, son heterogéneos entre países (siendo el país más sensible a estos choques, Colombia, y el menos sensible, Canadá). En el caso de Perú y Chile, se estima impactos de similar magnitud: una caída del precio del petróleo de 10 por ciento genera una caída de la inflación de entre 0,2 y 0,4 puntos porcentuales. Este impacto se ubica entre 0,3 y 0,4 puntos porcentuales para una apreciación del dólar de 10 por ciento para los demás países considerados.

El presente trabajo está organizado de la siguiente manera: en la sección 1 se presenta la metodología desarrollada por [Canova y Ciccarelli \(2009\)](#); en la sección 2, los resultados del modelo panel VAR multipaís, mientras que en la última sección se ofrece las conclusiones.

## 1 METODOLOGÍA

Esta sección se basa en el modelo de [Canova y Ciccarelli \(2009\)](#). Formalmente, un panel VAR comprende  $N$  unidades de análisis (como países, empresas, o bancos), un vector de  $n$  variables endógenas para cada unidad de análisis, con  $p$  rezagos y un periodo temporal de tamaño  $T$ . También se incluye  $m$  variables exógenas. El modelo más general puede escribirse de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{N,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11,t}^1 & A_{12,t}^1 & \cdots & A_{1N,t}^1 \\ A_{21,t}^1 & A_{22,t}^1 & \cdots & A_{2N,t}^1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{N1,t}^1 & A_{N2,t}^1 & \cdots & A_{NN,t}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ \vdots \\ y_{N,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11,t}^p & A_{12,t}^p & \cdots & A_{1N,t}^p \\ A_{21,t}^p & A_{22,t}^p & \cdots & A_{2N,t}^p \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{N1,t}^p & A_{N2,t}^p & \cdots & A_{NN,t}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \\ \vdots \\ y_{N,t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_{1,t} \\ c_{2,t} \\ \vdots \\ c_{N,t} \end{pmatrix} x_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{N,t} \end{pmatrix}$$

donde,  $y_{i,t} \equiv (y_{i1,t} \ y_{i2,t} \ \dots \ y_{in,t})'$  es el vector de  $n$  variables endógenas correspondientes a la unidad  $i$ . La matriz de parámetros,  $A_{ij,t}^k$ , es una matriz  $n \times n$  de coeficientes que miden la respuesta de la unidad  $i$  en el periodo  $t$  al  $k$ -ésimo rezago de la unidad  $j$ , dentro de la cual  $a_{ij,lm,t}^k$ , representa la respuesta de la variable  $l$  de la unidad  $i$  al rezago  $k$ -ésimo de la variable  $m$  de la unidad  $j$ . Adicionalmente,  $c_{i,t}$  es una matriz de  $n \times m$ , que relaciona las  $n$  variables endógenas de la unidad  $i$  con las  $m$  variables exógenas:

$$c_{i,t} = \begin{pmatrix} c_{i1,1t} & c_{i1,2t} & \cdots & c_{i1,mt} \\ c_{i2,1t} & c_{i2,2t} & \cdots & c_{i2,mt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{in,1t} & c_{in,2t} & \cdots & c_{in,mt} \end{pmatrix},$$

donde,  $c_{ij,lt}$  denota la respuesta de la variable endógena  $j$  de la unidad  $i$  a la variable exógena  $l$  en el periodo  $t$ . Finalmente, el vector de las  $m$  variables exógenas, y los  $n$  residuos para cada unidad de análisis

pueden representarse como:

$$x_t = \begin{pmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ \vdots \\ x_{m,t} \end{pmatrix} \quad y \quad \varepsilon_{i,t} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1,t} \\ \varepsilon_{i2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in,t} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma_{i,i,t}).$$

La forma más general del modelo panel VAR, está caracterizada por cuatro propiedades:

1. Interdependencia dinámica: cada variable se explica por sus rezagos y los rezagos de las otras variables para todas las unidades de análisis (esto es,  $A_{ij,t}^k \neq 0$ ).
2. Interdependencia estática:  $\varepsilon_{i,t}$  esté correlacionado entre unidades de análisis ( $\Sigma_{i,j,t} \neq 0$ ).
3. Heterogenidad entre subsecciones: los coeficientes del modelo VAR, y las varianzas de los residuos son específicas a cada unidad de análisis ( $A_{lj,t}^k \neq A_{sj,t}^k \neq 0$ ;  $\Sigma_{i,i,t} \neq \Sigma_{j,j,t} \neq 0$  y  $C_{i,t} \neq C_{j,t}$ ).
4. Heterogenidad dinámica: los coeficientes VAR, y las varianzas de los residuos son específicos para cada periodo ( $A_{ij,t}^k \neq A_{ij,s}^k$ ;  $\Sigma_{i,j,t} \neq \Sigma_{i,j,s}$ ).

Para el caso más general, el modelo contiene  $N \times n \times T$  elementos y un total de  $h = N \times n(Nnp + m)$  parámetros, lo que complica estimar el modelo mediante métodos de estimación estándar: se requiere contar con una muestra temporal bastante grande,  $T \geq (Nnp + m)$ . Para el caso del modelo a estimar,  $N = 6$ ,  $n = 5$ ,  $p = 5$  y  $m = 3$ , con lo cual  $h = 6 \times 5(6 \times 5 \times 5 + 3) = 4590$  parámetros.

Si definimos  $Y_t = (y_{1,t}', y_{2,t}', \dots, y_{N,t}')'$  y  $X_t = (Y_{t-1}', Y_{t-2}', \dots, Y_{t-p}', x_{t-1}', \dots, x_{t-p}')$ , el modelo puede escribirse de manera compacta como:

$$y_t = \bar{X}_t \beta + \varepsilon_t,$$

donde,  $\bar{X}_t = I_{NM} \otimes X_t'$  y  $\beta$  representa el vector que contiene todos los parámetros del modelo anteriormente planteado. Para reducir el número de parámetros a estimar, [Canova y Ciccarelli \(2013\)](#) proponen una estrategia de factorización que permite expresar el conjunto de parámetros en términos de un número reducido de factores. La estrategia consiste en expresar el vector  $\beta$  como una combinación lineal de  $r$  factores estructurales:

$$\beta = F_1 \theta_1 + F_2 \theta_2 + F_3 \theta_3 + \dots + F_r \theta_r,$$

donde  $\beta$  tiene dimensión  $h \times 1$ ,  $F_s$  tiene dimensión,  $h \times d_s$  y  $\theta_s$  tiene dimensión  $d_s \times 1$ .

En la identificación del modelo se puede definir los siguientes factores estructurales:

1.  $\theta_1$  captura elementos comunes a todas las unidades de análisis.
2.  $\theta_2$  captura factores específicos a las unidades de análisis (tiene dimensión  $N$ ).
3.  $\theta_3$  captura factores específicos a cada variable endógena (tiene dimensión  $n$ ).
4.  $\theta_4$  captura factores específicos a los rezagos de cada variable endógena (tiene dimensión  $p$ ).
5.  $\theta_5$  captura factores específicos a las variables exógenas (tiene dimensión  $m$ ).

Apilando las matrices  $F_i$ , se tiene  $F = (F_1 \ F_2 \ F_3 \ \dots \ F_r)$  y  $\theta \equiv (\theta_1 \ \theta_1 \ \dots \ \theta_r)'$  de tal manera que  $\beta = F\theta$ , por lo que el modelo puede escribirse de manera compacta como:

$$y_t = \bar{X}_t F \theta + E_t, \quad (1)$$

tal que,

$$y_t = Z_t \theta + E_t \quad (2)$$

donde,  $Z_t = \bar{X}_t F$ . Nótese que  $\theta$  tiene dimensión  $d_\theta$ , significativamente menor que  $h$ .

Para ilustrar el proceso de factorización antes descrito, mostramos a continuación el caso de dos países, dos variables, un rezago y una variable exógena. Esto implica,  $N = 2$ ,  $n = 2$ ,  $p = 2$  y  $m = 1$ , con lo que en total tenemos 7 parámetros a estimar, una cantidad menor que el número de parámetros del modelo original,  $h = N \times n(Nnp + m) = 36$  parámetros. El modelo simple en su forma original tiene la siguiente forma:

$$\begin{pmatrix} y_{11,t} \\ y_{12,t} \\ y_{21,t} \\ y_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11,11}^1 & a_{11,12}^1 & a_{12,11}^1 & a_{12,12}^1 \\ a_{11,21}^1 & a_{11,22}^1 & a_{12,21}^1 & a_{12,22}^1 \\ a_{21,11}^1 & a_{21,12}^1 & a_{22,11}^1 & a_{22,12}^1 \\ a_{21,21}^1 & a_{21,22}^1 & a_{22,21}^1 & a_{22,22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{11,t-1} \\ y_{12,t-1} \\ y_{21,t-1} \\ y_{22,t-1} \end{pmatrix} + \\ + \begin{pmatrix} a_{11,11}^2 & a_{11,12}^2 & a_{12,11}^2 & a_{12,12}^2 \\ a_{11,21}^2 & a_{11,22}^2 & a_{12,21}^2 & a_{12,22}^2 \\ a_{21,11}^2 & a_{21,12}^2 & a_{22,11}^2 & a_{22,12}^2 \\ a_{21,21}^2 & a_{21,22}^2 & a_{22,21}^2 & a_{22,22}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{11,t-2} \\ y_{12,t-2} \\ y_{21,t-2} \\ y_{22,t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_{1,11} \\ c_{1,21} \\ c_{2,11} \\ c_{2,21} \end{pmatrix} x_{1,t} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11,t} \\ \varepsilon_{12,t} \\ \varepsilon_{21,t} \\ \varepsilon_{22,t} \end{pmatrix}$$

Se define a continuación el conjunto de factores a considerar. El factor común en todo el sistema es  $\theta_1 \equiv \theta_{11}$ . Como hay dos unidades, el vector que contiene información específica de cada unidad de análisis es  $\theta_2 \equiv (\theta_{21} \ \theta_{22})'$ . Igualmente, como hay dos variables endógenas, el vector que contienen información común de cada variable endógena es  $\theta_3 \equiv (\theta_{31} \ \theta_{32})'$ . Asimismo, hay dos rezagos en el sistema, por lo tanto  $\theta_4 \equiv \theta_{41}$  captura la información específica que proviene de los rezagos en el sistema y  $\theta_5 \equiv \theta_{51}$  contiene la información que la variable exógena aporta al sistema.

Para este ejemplo se define las dimensiones de las matrices.  $F_1$  es  $36 \times 1$ ,  $F_2$  es  $36 \times 2$ ,  $F_3$  es  $36 \times 2$ ,  $F_4$  es  $36 \times 1$  y  $F_5$  es  $36 \times 1$ . Así, la primera variable del modelo  $y_{11,t}$  se puede escribir como:

$$y_{11,t} = Z_{11,t} \theta_{11} + Z_{21,t} \theta_{21} + Z_{31,t} \theta_{31} + Z_{41,t} \theta_{41} + Z_{51,t} \theta_{51},$$

donde:  $Z_{11,t} = y_{11,t-1} + y_{12,t-1} + y_{21,t-1} + y_{22,t-1} + y_{11,t-2} + y_{12,t-2} + y_{21,t-2} + y_{22,t-2} + x_t$  captura el componente común de todas las variables.

$Z_{21,t} = y_{11,t-1} + y_{12,t-1} + y_{11,t-2} + y_{12,t-2}$  representa la información común a la unidad de análisis 1.

$Z_{31,t} = y_{11,t-1} + y_{21,t-1} + y_{11,t-2} + y_{21,t-2}$  describe la información común en la variable 1 del modelo.

$Z_{41,t} = y_{11,t-1} + y_{12,t-1} + y_{21,t-1} + y_{22,t-1}$  denota la información contenida en el rezago 1.

$Z_{51,t} = x_{1,t}$

Al utilizar este cambio de variable, el sistema puede escribirse de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} y_{11,t} \\ y_{12,t} \\ y_{21,t} \\ y_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_{11,t} \\ Z_{11,t} \\ Z_{11,t} \\ Z_{11,t} \end{pmatrix} \theta_{11} + \begin{pmatrix} Z_{21,t} & 0 \\ Z_{21,t} & 0 \\ 0 & Z_{22,t} \\ 0 & Z_{22,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_{21} \\ \theta_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} Z_{31,t} & 0 \\ 0 & Z_{32,t} \\ Z_{31,t} & 0 \\ 0 & Z_{32,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_{31} \\ \theta_{32} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} Z_{41,t} \\ Z_{41,t} \\ Z_{41,t} \\ Z_{41,t} \end{pmatrix} \theta_{41} + \begin{pmatrix} Z_{51,t} \\ Z_{51,t} \\ Z_{51,t} \\ Z_{51,t} \end{pmatrix} \theta_{51} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11,t} \\ \varepsilon_{12,t} \\ \varepsilon_{21,t} \\ \varepsilon_{22,t} \end{pmatrix}$$

donde,

$$Z_{22,t} = y_{21,t-1} + y_{22,t-1} + y_{21,t-2} + y_{22,t-2},$$

$$Z_{32,t} = y_{12,t-1} + y_{22,t-1} + y_{12,t-2} + y_{22,t-2}.$$

Así, el modelo anterior puede escribirse de manera más compacta  $y_t = Z_t \theta + \varepsilon_t$ :

$$\begin{pmatrix} y_{11,t} \\ y_{12,t} \\ y_{21,t} \\ y_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_{11,t} & Z_{21,t} & 0 & Z_{31,t} & 0 & Z_{41,t} & Z_{51,t} \\ Z_{11,t} & Z_{21,t} & 0 & 0 & Z_{32,t} & Z_{41,t} & Z_{51,t} \\ Z_{11,t} & 0 & Z_{22,t} & Z_{31,t} & 0 & Z_{41,t} & Z_{51,t} \\ Z_{11,t} & 0 & Z_{22,t} & 0 & Z_{32,t} & Z_{41,t} & Z_{51,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_{11} \\ \theta_{21} \\ \theta_{22} \\ \theta_{31} \\ \theta_{32} \\ \theta_{41} \\ \theta_{51} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11,t} \\ \varepsilon_{12,t} \\ \varepsilon_{21,t} \\ \varepsilon_{22,t} \end{pmatrix},$$

De esta manera esta metodología permite estimar a partir de un conjunto de pocos factores, un modelo complejo que contiene un gran número de parámetros. Una vez estimado el modelo, se puede aplicar las herramientas usuales de la metodología VAR, como generar funciones impulso-respuesta, la descomposición de la varianza de los errores de predicción y la descomposición histórica. Adicionalmente, la estimación de los factores permite que se estime los componentes comunes e idiosincrásicos de las variables bajo análisis. Así, por ejemplo, el factor común asociado a la variable 1 se puede estimar a partir de:

$$f_{c1,t} = Z_{11,t} \theta_{11} + Z_{31,t} \theta_{31},$$

que suma el factor común a todas las unidades de análisis, más el factor común que aporta al modelo la variable 1 (inflación). Por otra parte, los factores específicos a cada país estarían capturados por  $Z_{21,t} \theta_{21}$ , y  $Z_{22,t} \theta_{22}$ . En nuestro caso, uno de estos factores comunes, el asociado a la variable inflación, se puede interpretar como el componente común de la inflación.

La estimación de los parámetros  $\theta$  del modelo propuesto se obtiene directamente de la representación (2) regresionando las variables  $Y_t$  en los respectivos promedios, dados por las variables  $Z_t$ , y ajustando los estimadores de las desviaciones estándar por la presencia de heterocedasticidad. Con el objetivo de estimar una representación más flexible, [Canova y Ciccarelli \(2009\)](#), proponen factores cambiantes en el tiempo, que evolucionan según la siguiente ley de movimiento:

$$\theta_t = (I - C) \bar{\theta} + C \theta_{t-1} + \eta_t, \quad (3)$$

donde,  $\eta_t \sim N(0, B_t)$ , y

$$\bar{\theta} = P\mu + \epsilon, \quad (4)$$

donde  $\epsilon \sim N(0, \Psi)$ ,  $\bar{\theta}$  es la media no condicional de  $\theta_t$ ,  $P$ ,  $C$  y  $\Psi$  son matrices conocidas,  $\eta_t$ , y  $\epsilon$  son mutuamente independientes e independientes de  $\varepsilon_t$ .  $B_t = \text{diag}(\bar{B}_1, \bar{B}_2, \dots, \bar{B}_F) = \gamma_1 * B_{t-1} + \gamma_2 \bar{B} = \xi_t * \bar{B}$ ,  $B_0 = \bar{B}$ ,  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  son parámetros conocidos, y  $\xi_t = \gamma_1' + \gamma_2(1 - \gamma_1')/(1 - \gamma_1)$ .

Como muestra Canova (1993), la estructura utilizada para  $B_t$  permite cambios en la varianza de  $\theta_t$  que pueden ser importantes para modelar apropiadamente la dinámica de los datos. Esta especificación anida dos casos particulares, a) factores constantes,  $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$  y  $C = I$ , y b) varianza homocedástica,  $\gamma_1 = 0$  y  $\gamma_2 = 1$ .

El modelo a estimar comprende las ecuaciones (2), (3) y (4). Seguimos a Canova y Ciccarelli (2009) que utilizan un enfoque bayesiano. Este enfoque tiene la ventaja de ofrecer estimadores válidos aún con muestras pequeñas. La estimación clásica genera estimadores que son válidos únicamente cuando el tamaño de muestra es grande. En caso la muestra sea grande, los estimadores bayesianos se aproximan a los estimadores clásicos. La función de verosimilitud del modelo (2) puede escribirse como:

$$L(\theta, \Upsilon|Y) \propto |\Upsilon_t|^{-\frac{1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_t (y_t - Z_t \theta_t) \Upsilon_t^{-1} (y_t - Z_t \theta_t)\right],$$

donde  $\Upsilon_t = (1 + \sigma^2 \bar{X}_t' \bar{X}_t) \Omega = \sigma_t \Omega$ . Para calcular la distribución posterior de los parámetros del modelo, se requieren “priors” para  $\mu$ ,  $\Psi^{-1}$ ,  $\Omega^{-1}$ ,  $\sigma^{-2}$  y  $B^{-1}$ , que pueden obtenerse de una muestra de entrenamiento. Cuando la muestra de entrenamiento no esta disponible, Canova y Ciccarelli (2009), plantean utilizar los siguientes “priors”:

$$p(\mu, \Psi^{-1}, \Omega^{-1}, \sigma^{-2}, B^{-1}) = p(\mu)p(\Omega^{-1})p(\Psi^{-1})p(\sigma^{-2})p(B_f^{-1}),$$

donde  $p(\mu) = N(\bar{\mu}, \Sigma_\mu)$ ,  $p(\Psi^{-1}) = W(z_0, Q_0)$ ,  $p(\Omega^{-1}) = W(z_1, Q_1)$ ,  $p(\sigma^{-2}) = G(\frac{a_1}{2}, \frac{a_2}{2})$  y  $p(B_f^{-1}) = W(z_{2f}, Q_{2f})$ .  $N$ ,  $W$ , y  $G$  representan distribuciones de probabilidad Normal, Wishart, y Gamma. Los hiper-parámetros de estas distribuciones son tratados como fijos. La estimación de las distribuciones posteriores se obtiene utilizando una variante del algoritmo de Gibbs de Chib y Greenberg (1995).

## 2 ANÁLISIS EMPÍRICO

### 2.1 LOS DATOS

Para el análisis se consideran las siguientes variables: a) el índice dólar, definido como el promedio ponderado del tipo de cambio del dólar frente a las monedas de los principales socios comerciales de Estados Unidos de Norte América<sup>1</sup>; b) un índice de precios representativos *commodities*<sup>2</sup>; c) el precio internacional del petróleo<sup>3</sup>; d) la brecha del producto para cada país, definida como la diferencia entre el producto potencial (calculado con el filtro de Hodrick y Prescott) y el PBI observado; e) el tipo de cambio nominal, definido como el valor de dólar de Estados Unidos en términos de una moneda doméstica y f) un

<sup>1</sup> Board of Governors of the Federal Reserve System Trade Weighted US Dollar Index Broad (TWEXBMTH), obtenida de la base de datos FRED (<https://fred.stlouisfed.org/series/TWEXBMTH>).

<sup>2</sup> Fondo Monetario Internacional.

<sup>3</sup> *Global price of WTI crude* (POILWTIUSDM), obtenida de la base de datos FRED (<https://fred.stlouisfed.org/series/POILWTIUSDM>).

índice de precios de importación, que considera precios de importación de alimentos y combustibles, una canasta de precios de principales socios comerciales para importación de bienes de consumo y capital, y la inflación, que se mide por el índice de precios al consumidor.

La muestra de países abarca a las principales economías de América Latina que implementan su política monetaria mediante el esquema de metas de inflación. Adicionalmente, se considera a Canadá con la finalidad de contrastar los resultados de la región con los de una economía desarrollada que también es pequeña y abierta.

## 2.2 ESCOGIENDO EL MEJOR MODELO

Un sistema VAR sin restringir, propuesto con cinco variables endógenas y una global, y seis países implica que por cada ecuación se tendría que estimar un total de 151 ( $k = 6 \times 5 \times 5 + 1$ ) coeficientes, y tomando en cuenta las 30 ( $6 \times 5$ ) ecuaciones, el número total de parámetros a estimar, se elevaría a 4530 más 465 parámetros de la covarianza. La estrategia de [Canova y Ciccarelli \(2009\)](#) permite reducir significativamente el número de parámetros a estimar mediante un esquema de factorización que depende de tres factores:  $\theta_{1,t}$  un factor ( $1 \times 1$ ) que representa el factor común de los países de la región y Canadá, así como de las variables consideradas en el modelo;  $\theta_{2,t}$ , un vector ( $6 \times 1$ ) de los factores específicos de país;  $\theta_{3,t}$ , un vector ( $5 \times 1$ ) de los factores específicos de las variables.

El primer ejercicio que realizamos permite identificar qué especificación del modelo tiene mayor capacidad de explicar los datos. Se estima los cinco modelos alternativos en el Cuadro 1. El modelo 1 está representado por tres factores (comunes y específicos) y características propias de la metodología propuesta; en el modelo 2 no se asume interdependencia rezagada entre países; en el modelo 3 no se permite variación temporal de los coeficientes; en el modelo 4 se excluye el componente específico de país, mientras que en el modelo 5 se excluye el componente específico de variables.

Se utiliza el criterio planteado por [Chib \(1995\)](#) para elegir el mejor modelo. En el mismo Cuadro 1 se observa los valores de la verosimilitud del método de cálculo de Chib. De acuerdo con estos resultados, el modelo 1 ( $-981, 89$ ) es el mejor, y el peor es aquel que no incluye variación temporal de los coeficientes, es decir, el modelo 3 ( $-1685, 33$ ).

El modelo elegido, el modelo 1, se estimará utilizando métodos bayesianos siguiendo la metodología descrita en la sección previa. El modelo estimado considera tres factores, e incluye componentes

**CUADRO 1.** Modelos alternativos estimados

Modelo	Especificación	Verosimilitud
1	$Y_t = Z_{1,t}\theta_{1,t} + Z_{2,t}\theta_{2,t} + Z_{3,t}\theta_{3,t} + \varepsilon_t$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$	-981, 89
2	$Y_t = Z_{1,t}^*\theta_{1,t} + Z_{2,t}^*\theta_{2,t} + Z_{3,t}^*\theta_{3,t} + \varepsilon_t^*$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$	-1261, 50
3	$Y_t = Z_{1,t}\theta_1 + Z_{2,t}\theta_2 + Z_{3,t}\theta_3 + \varepsilon_t$	-1685, 33
4	$Y_t = Z_{1,t}\theta_{1,t} + Z_{3,t}\theta_{3,t} + \varepsilon_t$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$	-1606, 24
5	$Y_t = Z_{1,t}\theta_{1,t} + Z_{2,t}\theta_{2,t} + \varepsilon_t$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$	-1631, 59

**NOTA:** La verosimilitud es hallada por el método de Chib.

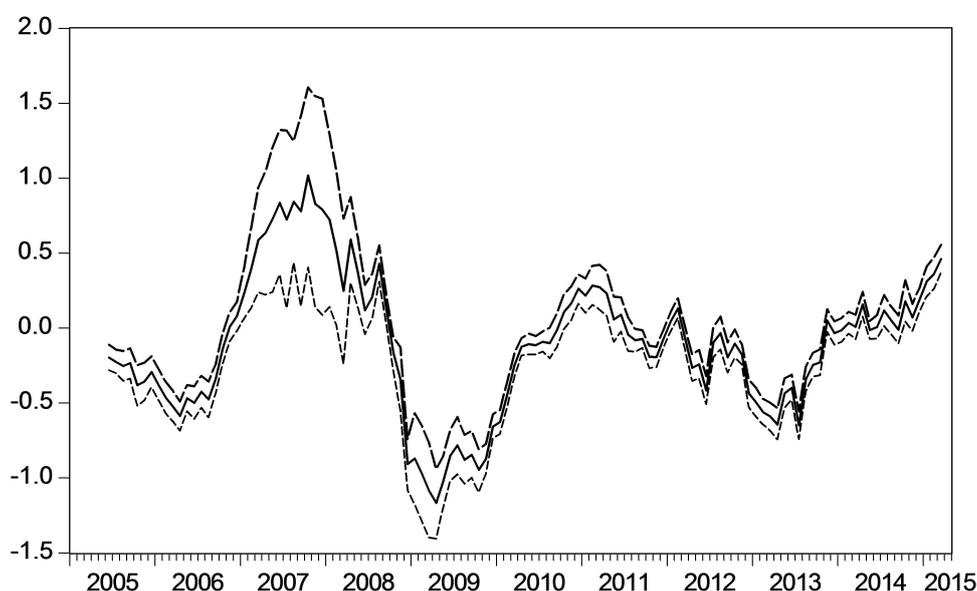
idiosincrásicos de país, lo que muestra una especificación razonable del modelo panel VAR multi-país. Esta especificación permite cuantificar la interdependencia dinámica entre países y la dinámica de las variables consideradas.

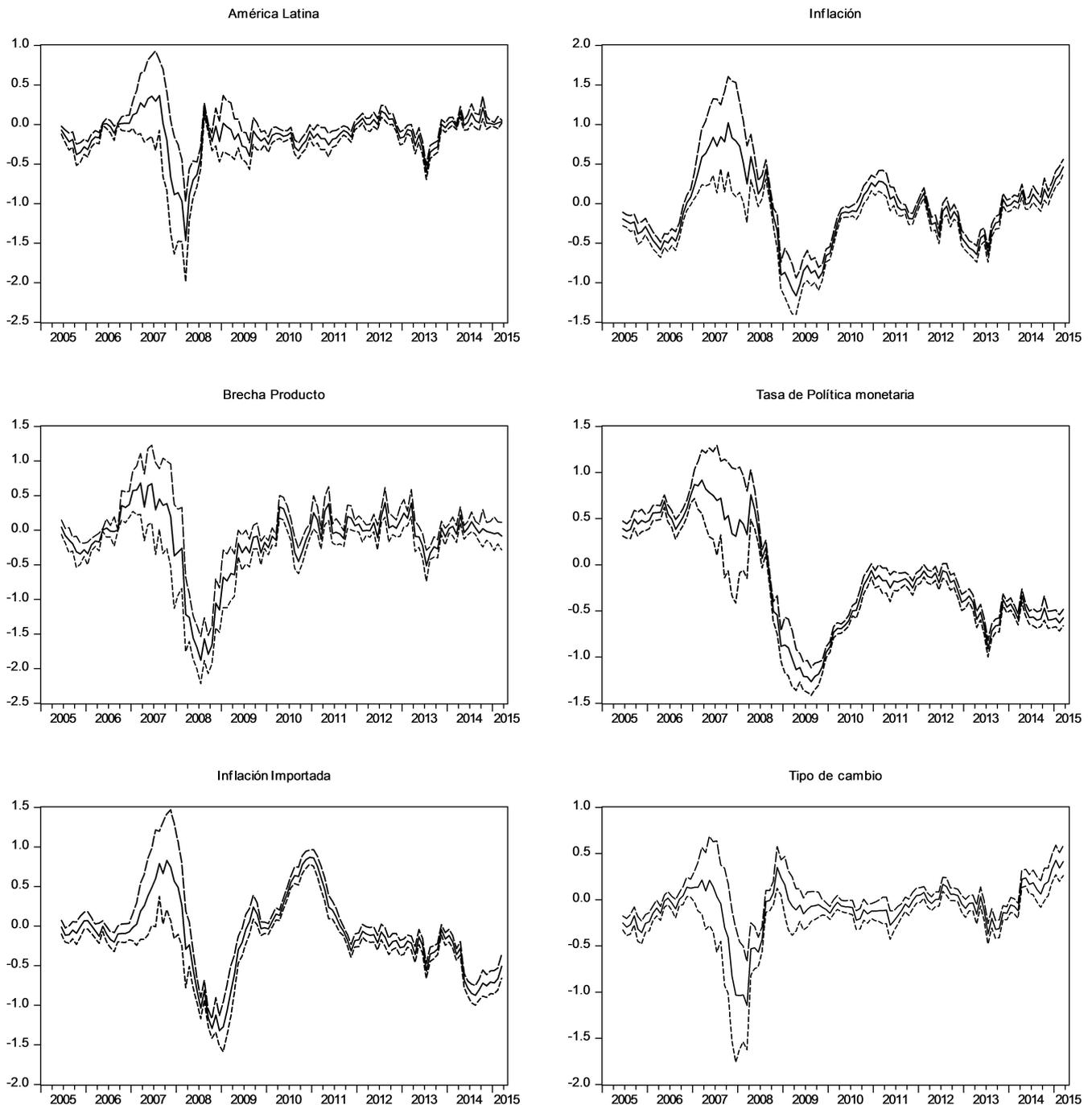
### 2.3 LA IMPORTANCIA DE FACTORES GLOBALES

Un primer resultado a partir de la estimación de los factores del modelo es la estimación del componente común de inflación para todos los países de la muestra. Este se define como  $Z_{1,t}\theta_{1,t} + (Z_{3,t}\theta_{3,t})$  y se presenta en el Gráfico 1. Como se puede observar, el componente común de la inflación para los países considerados se incrementa significativamente entre 2007 y mediados de 2008 (previo a la crisis financiera global) y se reduce rápida y drásticamente, durante la segunda mitad de 2008 y todo el 2009, como respuesta al impacto de la crisis. Esto, generó una caída abrupta en el precio de las materias primas e indujo a una contracción de la demanda agregada de las economías, lo que se reflejó en una brecha producto negativa. En el periodo más reciente se observa una aceleración de la inflación a partir de 2015, que coincide con el rápido y significativo fortalecimiento del dólar en la región.

El Gráfico 2 (p. 19) muestra, además del componente común de la inflación, los componentes comunes para la región de brecha producto, tasas de interés, depreciación e inflación importada. La evolución estimada es consistente con la interpretación que la inflación entre 2007 y 2009, tuvo un componente de demanda doméstica significativo, dada la evolución de la brecha producto. En promedio para los países analizados de la región, la brecha producto fue positiva para el periodo 2007 a mediados de 2008, y negativa para el periodo que va desde la segunda mitad de 2008 hasta el 2010 (se captura el impacto negativo en las economías de la región de la crisis financiera internacional). Para el periodo más reciente, que va desde 2011 a 2015, no se observan presiones de demanda, dado que la brecha producto estimada es muy cercana a cero. Para este último periodo, se observa también, una rápida caída en la inflación importada (que refleja la caída de los precios del petróleo) mientras que el tipo de cambio muestra una tendencia depreciatoria común para todas las monedas de la región (consistente con el fortalecimiento del dólar). En el caso de la tasa de referencia de política monetaria, se observa una rápida respuesta frente a la crisis financiera de 2008, mediante una reducción de la tasa de interés de política monetaria y también

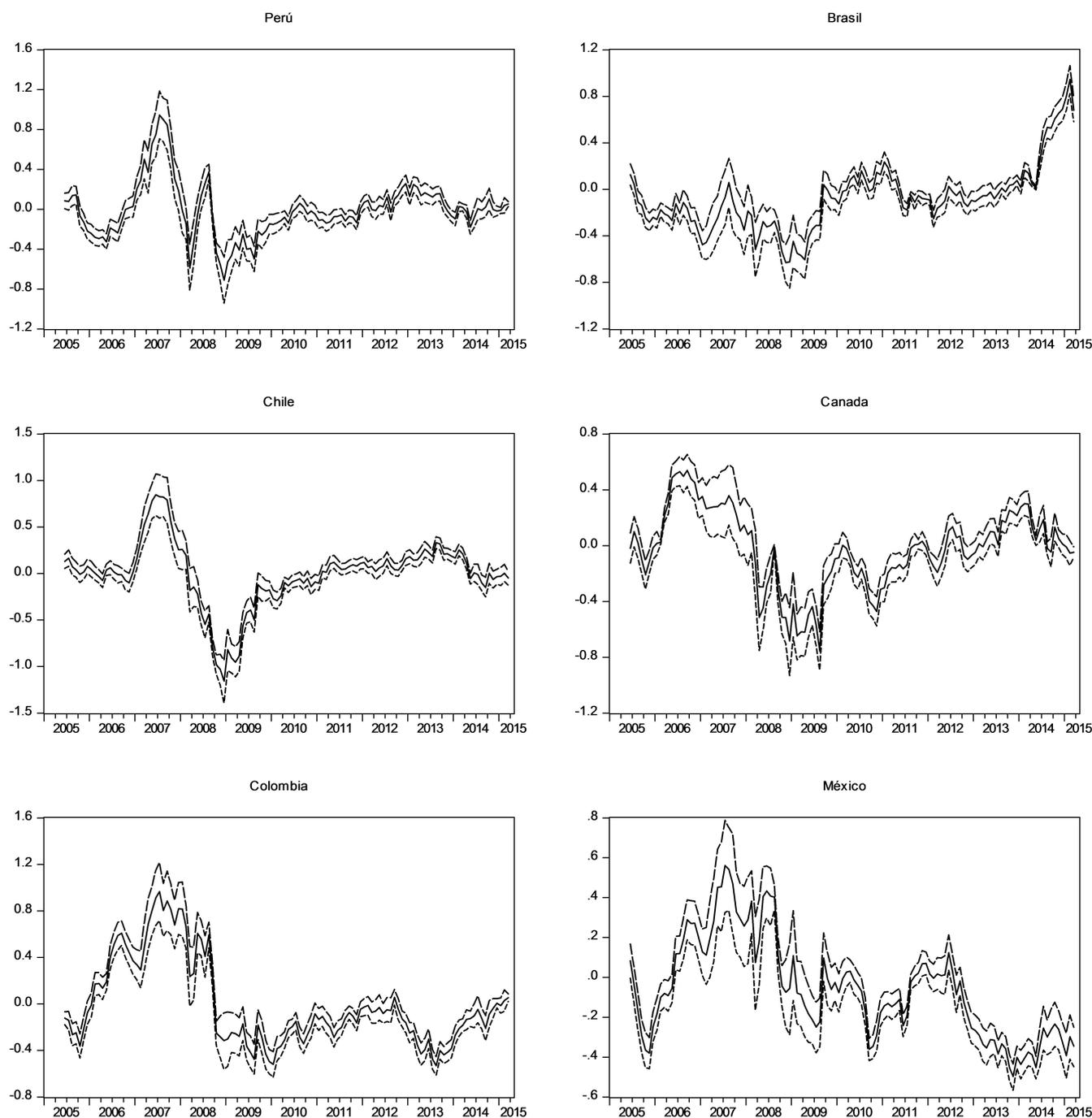
**GRÁFICO 1.** Factor común de la inflación en América Latina



**GRÁFICO 2.** *Determinantes macroeconómicos comunes de la inflación en América Latina*

una posición de política monetaria expansiva para el periodo más reciente, principalmente en 2013 (con una reversión gradual en los siguientes años).

Es interesante hacer notar el contraste entre la evolución de la inflación y la brecha producto del periodo 2007 – 2008 y su evolución en el 2013-2015. En el primer periodo se observa una caída más significativa de la brecha producto y un menor depreciación que son consistentes con la rápida y significativa caída de la inflación durante este periodo, mientras que en el segundo periodo, se observa una brecha producto más neutral y una mayor depreciación de las monedas doméstica, consistente con el rápido aumento de la inflación. La menor caída de la brecha producto, a pesar de la desaceleración del PBI en el segundo

**GRÁFICO 3.** Factores idiosincrásicos de la inflación en América Latina

periodo, estaría reflejando en parte, una caída más pronunciada del crecimiento potencial, que el observado durante la crisis financiera global.

Los factores específicos a cada país que contribuyen a explicar la inflación se presentan en el Gráfico 3. Estos factores han sido importantes para explicar la evolución de la inflación en varios episodios para los distintos países considerados. El factor específico de Colombia, que explica parte del incremento de la inflación desde 2014, se dio por la presencia del fenómeno El Niño con una fuerte intensidad por varios meses, afectando al sector agropecuario (choque de oferta). En esa misma línea, el factor específico de Perú, explica el incremento de la inflación por las tarifas eléctricas, de agua potable y el choque

climático del fenómeno El Niño. Asimismo, en Brasil, el factor específico ha sido importante desde inicios del 2015, por aumentos de expectativas de inflación. En México, el factor específico ha afectado la inflación a la baja, producto de disminución de las tarifas de servicios públicos (en sectores energético y de telecomunicaciones) así como el precio de materias primas, resultado de la implementación de reformas estructurales (privatización).

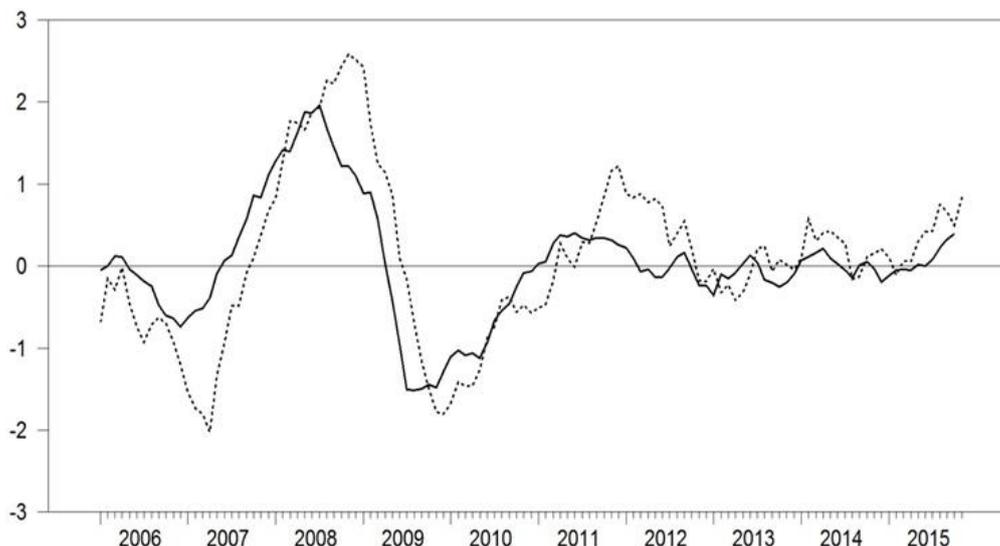
Por otro lado, durante el periodo 2006 – 2010, se observa que también fueron factores específicos en cada país los que amplificaron los efectos negativos en la brecha producto y en la inflación. Estos efectos fueron particularmente fuertes en el caso de Brasil y de Canadá y menos intensos en el caso del Perú, lo que podría reflejar la heterogeneidad en las respuestas de política monetaria y fiscal frente a la crisis financiera global, así como la intensidad de los canales de transmisión de la crisis financiera internacional. Por ejemplo, en el caso de Canadá, la cercanía con los EE.UU podría explicar los efectos negativos de mayor intensidad que contribuyeron a la inflación a la baja.

En el caso específico del Perú (ver Gráfico 4) se observa la dinámica de todos los factores (línea sólida) que explica, para el periodo 2014-2015, el 66,46% de la inflación observada (línea punteada), mientras que para el periodo 2008-2009 esta alcanza el 81,27%. Este es resultado de una mayor importancia del factor específico de la inflación y de la brecha de producto para este período, a diferencia del periodo 2014-2015, donde se observa una mayor contribución del factor común de inflación a la región.

#### 2.4 IMPACTO DE LAS VARIABLES GLOBALES EN LA INFLACIÓN

En esta subsección utilizamos el modelo estimado para cuantificar el impacto de las variables exógenas en la inflación de los distintos países de la muestra. Para ello se realiza un ejercicio contrafactual en el que se simula la respuesta del sistema estimado considerando trayectorias alternativas para las tres variables exógenas del modelo: el precio del petróleo, el índice de *commodities* y el valor del dólar. La respuesta simulada se presenta para las variables endógenas como la inflación, índice de importación, tipo de cambio y brecha de producto de los países de la región, considerando una variable exógena a la vez. La simulación del modelo *panel VAR* estimado tiene la ventaja, al igual que en el caso de [Canova y Ciccarelli \(2009\)](#), de considerar la interdependencia dinámica entre países y una estructura flexible que también considera la posibilidad de cambios de parámetros en el tiempo.

**GRÁFICO 4.** Contribución de los factores sobre la inflación de Perú



El primer caso a considerar es el efecto de una caída no esperada en el precio del petróleo. En el Gráfico 5 (p. 23) se observa la trayectoria para la tasa de crecimiento a 12 meses (a) del precio del petróleo observado (línea sólida) y la trayectoria contrafactual (línea punteada). El precio promedio del petróleo es USD 90 dólares por barril en la trayectoria contrafactual versus USD 66 en la observada.

El Gráfico 6 (p. 23) presenta las respuestas de inflación condicional (línea sólida) de todos los países ante choques del precio del petróleo. Se observa que una caída en el precio del petróleo reduce la inflación en todos los países considerados, aunque los impactos difieren en magnitud. Así, el efecto máximo de la caída en los precios del petróleo se ubica entre una caída de 0,5 puntos porcentuales para Colombia y 0,2 puntos porcentuales para Canadá, luego de 6 meses. En el Gráfico 7 (p. 24) se muestra estos efectos comparativos para todos los países considerados en el modelo.

Asimismo, se observa el efecto traspaso de un choque del precio del petróleo sobre la inflación de los países de la región (en el cuadro del Gráfico 7, que normaliza el impacto en la inflación a la magnitud del choque en el precio del petróleo). De acuerdo con estos resultados, una reducción de 10 por ciento en el precio del petróleo, la inflación en los países de la región se reduce entre 0,2 y 0,4 puntos porcentuales. En el caso del Perú, el impacto es de 0,28 puntos porcentuales, similar al caso de Chile y Brasil. El caso de mayor impacto es Colombia; siendo un productor de petróleo, el efecto directo del precio de petróleo sobre la inflación se amplifica porque una caída en el precio del petróleo también representa un choque contractivo de demanda, que también es deflacionario. Canadá, de otro lado, presenta el menor impacto, lo que puede reflejar una estructura productiva mucho más diversificada, que limita el impacto de cambios en el precio del petróleo en la inflación.

Al igual que el choque del precio del petróleo, se simula el efecto en la inflación de una trayectoria contrafactual para el índice de *commodities*, que excluye al petróleo (ver Gráfico 8, p. 25). En este caso se quiere capturar el efecto de cambios más generalizados en el precio de los *commodities*, que toma en cuenta los efectos de cambios en los precios de los granos (maíz y trigo), así como en los precios de los metales (hierro, cobre, otros). El observado se denota por la línea sólida y el contrafactual por la línea punteada. El choque se mide por la diferencia entre ambas trayectorias.

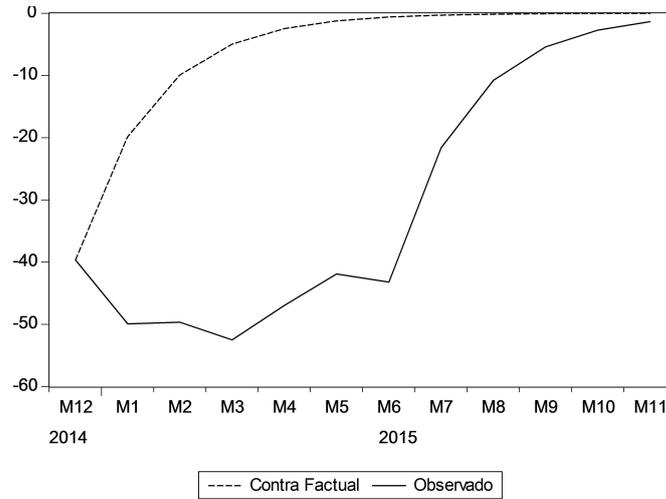
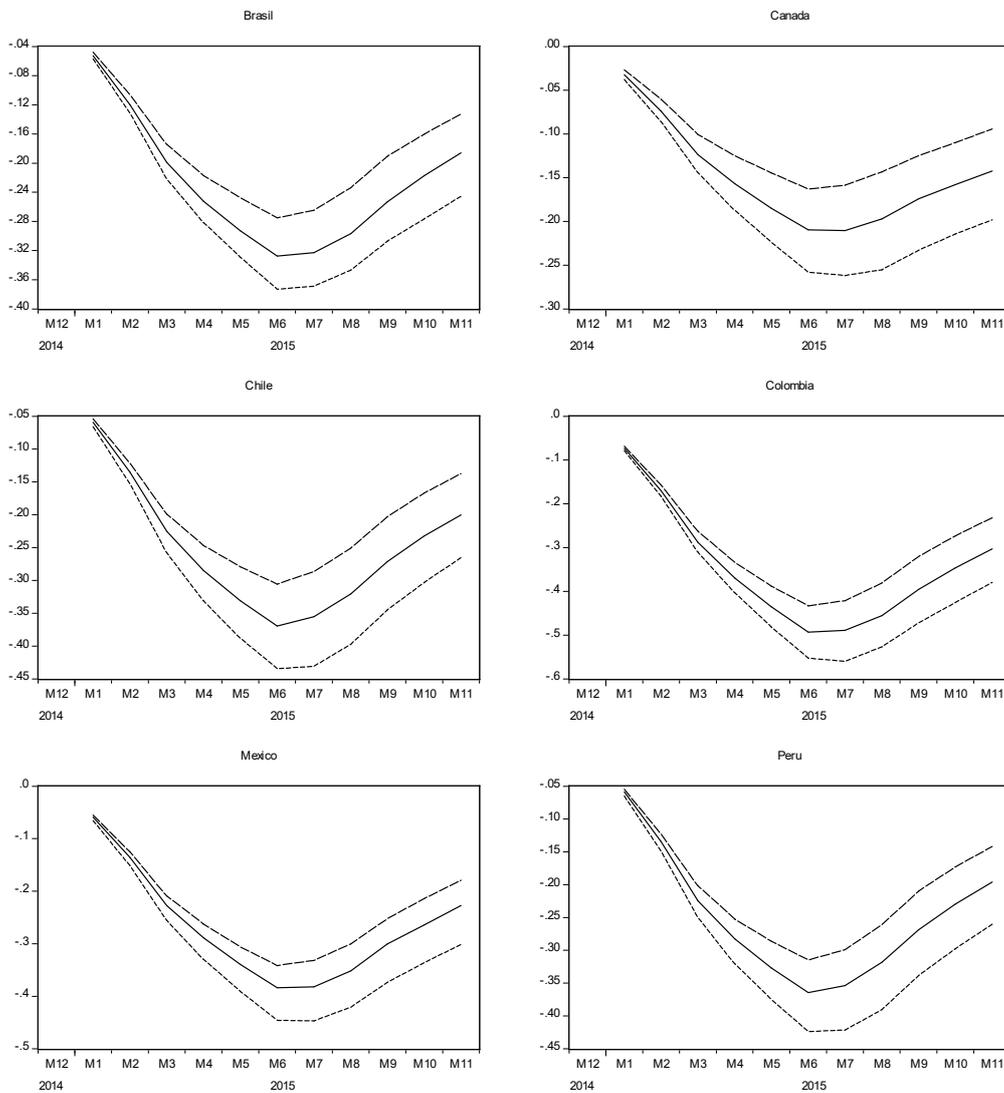
En el Gráfico 9 (p. 25) se observa el efecto de la inflación ante un choque del índice de *commodities* para los países de la región. La respuesta es similar a la observada en el caso del choque del petróleo, mostrando una caída de la inflación en todos los países en los 5 meses siguientes al choque, que luego se modera. Chile, México y Brasil presentan la mayor reversión en el impacto del choque, seguido por Perú y Colombia.

El efecto traspaso se presenta en el Gráfico 10 (p. 26). Para una caída en el precio de *commodities* de 10 por ciento, la menor reducción en la inflación se observa en el caso de Canadá, 0,15 por ciento, mientras que la mayor caída en la inflación se observa en el caso de Colombia, 0,46 por ciento. Para Perú, se estima un impacto de 0,30 por ciento, ligeramente mayor que el impacto estimado para Chile pero menor al estimado para Brasil.

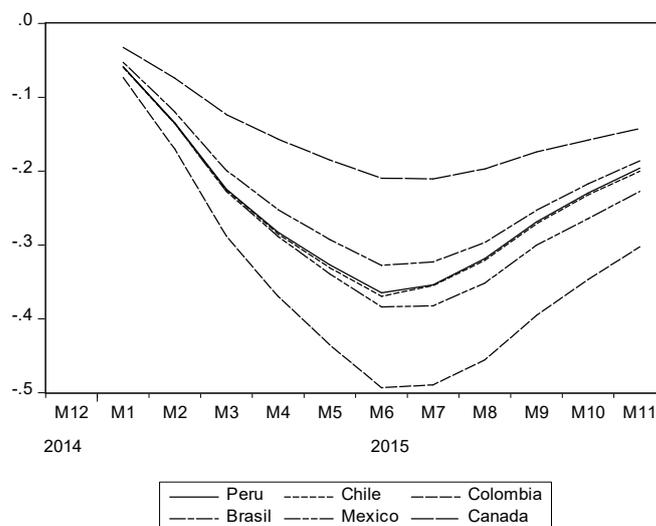
La tercera variable global que consideramos es el valor del dólar, que ha mostrado un fortalecimiento significativo desde mayo de 2013. En el Gráfico 11 (p. 27), se muestra con la línea sólida, la tasa de crecimiento a 12 meses observada y, con la línea punteada, la tasa de crecimiento contrafactual.

La respuesta de la inflación ante un fortalecimiento del dólar mayor al esperado se observa en el Gráfico 12 (p. 27), y se presenta un comparativo entre los países en el Gráfico 13 (p. 28). El mayor impacto también se observa en el caso de Colombia, y el menor impacto en el caso de Canadá.

Adicionalmente, el efecto de traspaso del índice dólar sobre la inflación muestra impactos mayores que en el caso del precio de los *commodities*, para todos los países. Así, por ejemplo, el fortalecimiento del

**GRÁFICO 5.** Trayectoria contrafactual de la variación anual del precio del petróleo**GRÁFICO 6.** Respuesta de la inflación ante una caída del precio del petróleo

**Nota:** Se muestra las respuestas del modelo a la trayectoria contrafactual del precio del petróleo más las respuestas con la trayectoria observada del precio del petróleo.

**GRÁFICO 7.** Comparativo de la respuesta de la inflación ante una caída de precios de petróleo.*Efecto traspaso de una caída del precio del petróleo*

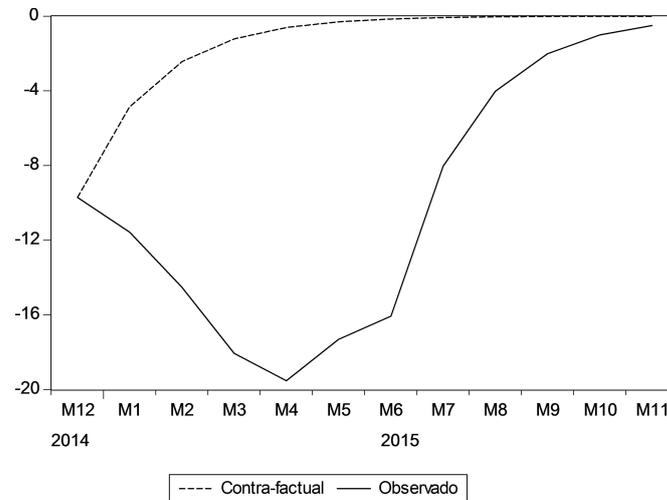
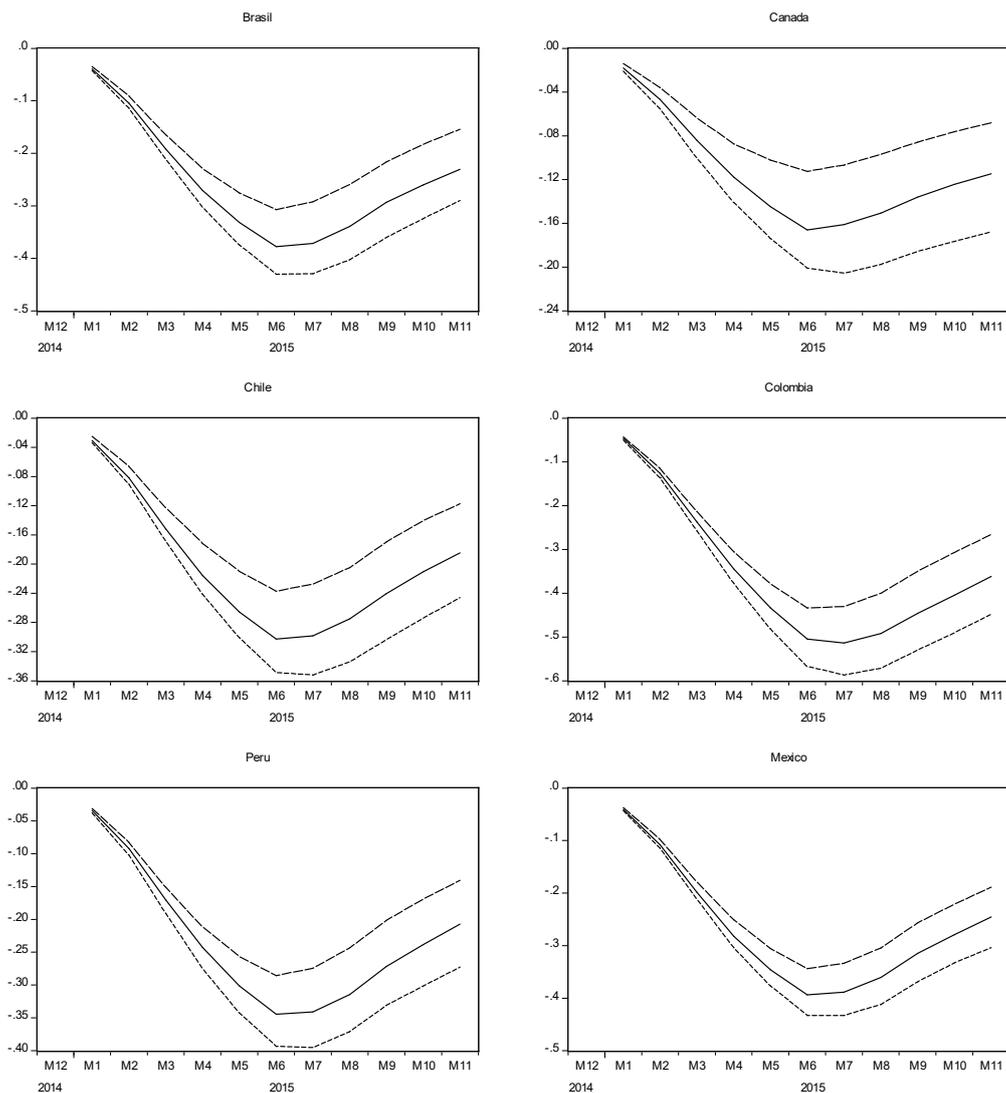
Periodo	Brasil	Canadá	Colombia	Chile	México	Perú
6	0,0150	0,0094	0,0221	0,0170	0,0173	0,0151
11	0,0284	0,0171	0,0394	0,0287	0,0305	0,0284

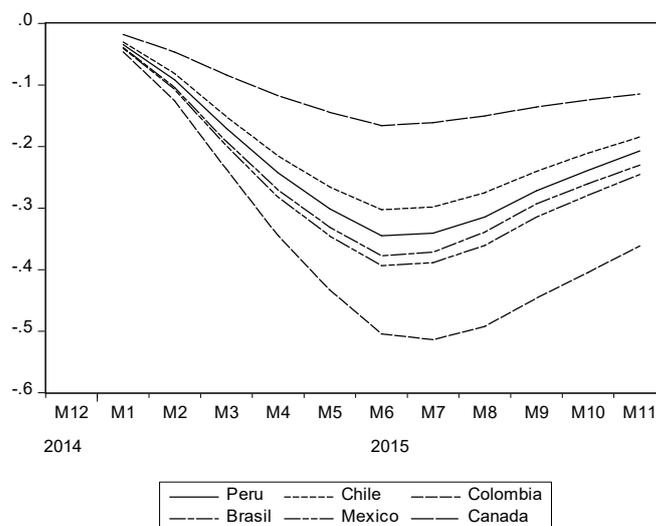
dólar en Canadá tiene un impacto que es casi el doble que el impacto observado para el mismo país ante un choque de precios de *commodities* y de precio de petróleo. Lo mismo se observa en el caso de los otros países. En el caso de Perú, una apreciación del dólar de 10 por ciento, genera un aumento de la inflación de 0,35 puntos porcentuales.

### 3 CONCLUSIONES

El objetivo del documento es analizar la importancia de los factores comunes e idiosincrásicos en la dinámica de la inflación de los países de América Latina con metas explícitas. Para ello, se utilizó la metodología sugerida por [Canova y Ciccarelli \(2009\)](#), que permite explicar la inflación por factores comunes asociados al país, a las variables y a los rezagos de las mismas, y por factores específicos. Esta metodología permite también tomar en cuenta la posible interdependencia entre los países considerados.

Los resultados encontrados sugieren que factores comunes a las variables explicativas de la dinámica de la inflación, como el debilitamiento o fortalecimiento del dólar, la evolución de los precios de *commodities*, como el petróleo, tuvieron un papel importante en la evolución de la inflación en América Latina en los últimos 15 años. Los resultados también permiten entender por qué la inflación cayó en el año 2009, mientras que aumentó en el año 2014 y 2015 frente a un choque similar de caída de precios de *commodities* y fortalecimiento del dólar. La diferencia clave, de acuerdo con la estimación, es el comportamiento del tipo de cambio versus el de la brecha producto en ambos periodos: mientras que la brecha producto cayó fuertemente en el 2009 y la depreciación de las monedas domésticas fue leve y transitoria, en el 2014 y 2015, se observó lo opuesto, una caída moderada en la brecha producto, y una fuerte y persistente depreciación de las monedas locales. Este comportamiento diferenciado hizo que se observara mayor inflación en el periodo reciente, y caída de inflación en el 2009.

**GRÁFICO 8.** Simulación contrafactual de variación 12 meses del índice de precios de materias primas**GRÁFICO 9.** Respuesta de la inflación ante una caída del precio de materias primas

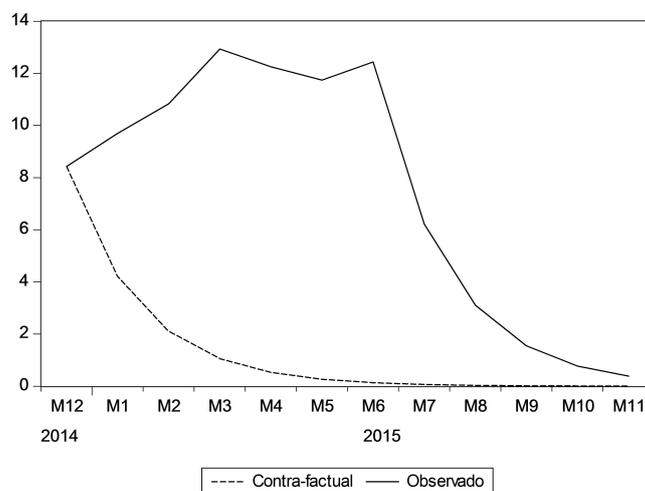
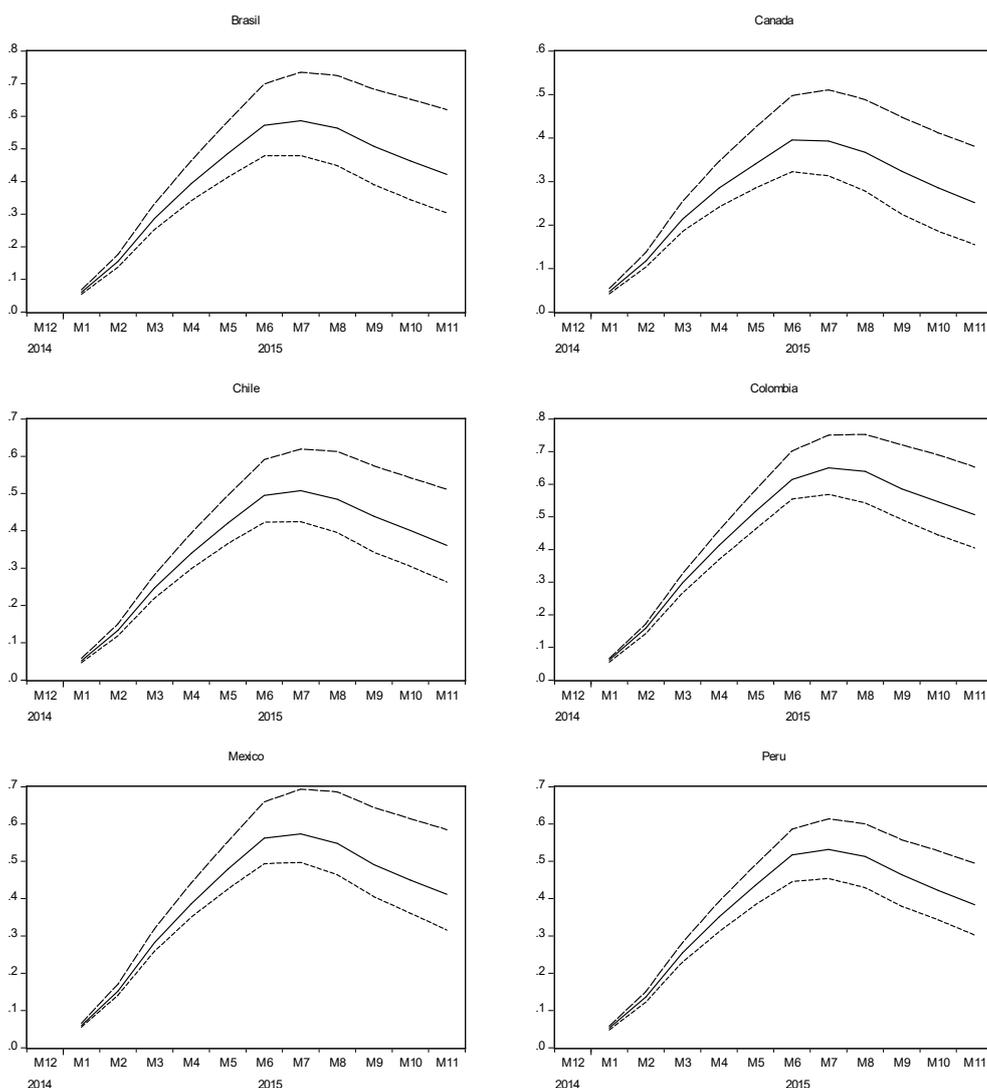
**GRÁFICO 10.** *Respuesta comparativa de la inflación a una caída de precio de materias primas**Efecto traspaso de una caída del precio de commodities*

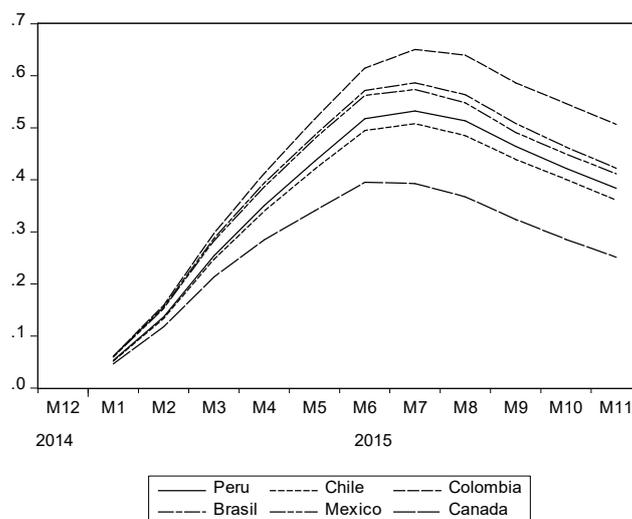
Periodo	Brasil	Canadá	Colombia	Chile	México	Perú
6	0,0180	0,0074	0,0232	0,0144	0,0188	0,0142
11	0,0327	0,0147	0,0455	0,0262	0,0344	0,0298

La estimación muestra también la importancia de factores específicos de país para la dinámica de la inflación en Colombia, Perú, Chile y Brasil durante el periodo reciente, particularmente en 2015, entre los cuales se cuenta a: los efectos del fenómeno El Niño que fueron más importantes en Colombia y Perú, el incremento de tarifas eléctricas en el caso de Chile y la pérdida de anclaje de expectativas para el caso de Brasil.

Mediante un ejercicio contrafactual, se estimó que una caída en el precio del petróleo, de un promedio de USD 90 por barril a un promedio de USD 66 reduce la inflación por un año entre 0,2 y 0,4 puntos porcentuales, siendo mayor en el caso de Colombia, y menor en el caso de Canadá, mientras que estos impactos se ubican entre 0,3 y 0,4 puntos porcentuales para una apreciación del dólar de 10 por ciento para los países considerados en la estimación. Esto muestra que un fortalecimiento del dólar genera aumentos de inflación que son significativos y persistentes en las economías de la región.

Finalmente, en futuras investigaciones se pueden desarrollar extensiones a este trabajo, que incluyan incorporar variables domésticas y externas adicionales. Asimismo se puede profundizar sobre la transmisión de los choques a un grupo de países que presentan una política similar, pero heterogeneidad sobre el comportamiento de sus principales variables domésticas, utilizando estrategias de identificación de los choques estructurales más robustos, como por ejemplo, restricciones de signo.

**GRÁFICO 11.** *Evolución contrafactual del valor del dólar***GRÁFICO 12.** *Respuestas de la inflación ante un aumento en el valor del dólar*

**GRÁFICO 13.** *Respuestas comparativas de la inflación frente a un aumento del valor del dólar**Efecto traspaso en la inflación de un aumento en el valor del dólar*

Periodo	Brasil	Canadá	Colombia	Chile	México	Perú
6	0,0196	0,0140	0,0206	0,0169	0,0192	0,0154
11	0,0377	0,0253	0,0418	0,0325	0,0369	0,0341

**REFERENCIAS**

- Borio, C. y A. Filardo (2007), "Globalization and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation", BIS Working Paper 227.
- Canova, F. (1993), "Modelling and forecasting exchange rates using a Bayesian time-varying coefficient model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 233-262.
- Canova, F. y M. Ciccarelli (2009), "Estimating multi-country VAR models". *International Economic Review*, 50(3), 929-959.
- Canova, F. y M. Ciccarelli (2013), "Panel vector autoregressive models: A survey", ECB Working Paper 1507.
- Ciccarelli, M. y B. Mojon (2005), "Global inflation", ECB Working Paper 537.
- Ciccarelli, M. y B. Mojon (2008), "Global Inflation", Federal Reserve Bank of Chicago.
- Chib, S. (1995), "Marginal likelihood from the Gibbs output", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1313-1321.
- Chib, S. y E. Greenberg (1995), "Understanding the Metropolis-Kastings algorithm", *American statistician*, 49(4), 327-335.
- De Gregorio, J., O. Landerretche y C. Neilson (2007), "Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation", *Economía*, 7(2), 155-208.
- Gerard, H. (2012), "Co-movement in inflation", Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 2012-01.
- Hamilton, J. (1983), "Oil and the macroeconomy since World War II", *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248.

- Jiménez, M. A. y F. A. Ramírez (2015), “Incidencia de los choques externos y domésticos sobre la dinámica de la inflación: Evidencia a partir de un VAR Bayesiano”, mimeo.
- Kilian, L. (2009), “Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market”, *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069.
- LeBlanc, M. R. y M. D. Chinn (2004), “Do high oil prices presage inflation? The evidence from G5 countries”, *Business Economics*, 39(2), 38 – 48.
- Maertens, R., P. Castillo y G. Rodríguez (2012), "Does the exchange rate pass-through into prices change when inflation targeting is adopted? The Peruvian case study between 1994 and 2007", *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 1154-1166.
- Pincheira, P. y A. García (2007), “Impacto inflacionario de un *shock* de precios del petróleo: Análisis comparativo entre Chile y países industriales”, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 413.
- Winkelried, D. (2014), “Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru”, *Empirical Economics*, 46(4), 1181-1196.