



**“FACTORES GLOBALES Y LOCALES EN LA DINÁMICA DE LA  
INFLACIÓN DE PAÍSES DE AMÉRICA LATINA CON ESQUEMA  
DE METAS EXPLÍCITAS”**

**Trabajo de Investigación presentado  
para optar al Grado Académico de  
Magíster en Economía**

**Presentado por**

**Sr. Arnold Rubén Rivasplata Ramírez**

**Asesor: Profesor Paul Castillo Bardález**

**2016**

A mis padres, Amarildo y Haydeé, por su apoyo incondicional y desmedido. A mi gran hermano, Ángel, por soporte anímico y desinteresado. A mis abuelitos, Florencio y Prisca, por estar siempre atentos y complementar el esfuerzo de mis padres. A mis tías, Dina, Cecilia, e Hilda, por su inmenso sacrificio y siempre estar pendiente de todo. A mi tío, Raúl, por representar un modelo a seguir, por sus orientaciones y consejos. A Carina, por su compañía, comprensión, respaldo y confianza. A todos ellos, mi eterna gratitud.

Agradezco a mi asesor, el profesor Paul Castillo por su orientación, dedicación y paciencia en el presente trabajo de investigación, y al profesor Fabio Canova, por su apoyo. Adicionalmente, quiero agradecer a Raúl García Carpio, quien me brindó las facilidades laborales para continuar con mis estudios de postgrado.

## Resumen ejecutivo

El presente trabajo cuantifica el rol de los factores globales y locales (domésticos) en la dinámica de la inflación para un conjunto de países de América Latina que implementan su política monetaria bajo el esquema de metas explícitas de inflación (Perú, Chile, Colombia, Brasil, México) y Canadá. Para ello, se emplea un modelo *Multi-Country Panel VAR*, como el propuesto por Canova y Ciccarelli (2006, 2009) que considera heterogeneidad entre los países de la muestra, es flexible y presenta características en común con la metodología de la familia de modelos de factores. A diferencia de un VAR estructural, se restringe el modelo al cálculo de la contribución de factores comunes, específicos de variables y de países, empleando métodos bayesianos. El modelo se estima para el periodo 2005:01 – 2015:11, usando como variables globales el índice dólar, el índice *commodities*, el precio del petróleo, y variables domésticas como la tasa de referencia de política monetaria, la brecha del producto, el tipo de cambio nominal, el índice de precios de importación, y la inflación. Los resultados encontrados muestran que los desvíos de la inflación respecto a sus niveles meta, particularmente durante los años 2007 – 2009, y desde 2013 hacia adelante, se explican, en gran medida, por factores comunes a la región, aunque existen factores idiosincráticos que han acentuado estos desvíos en algunos países, como es el caso de Brasil, por ejemplo. También, la estimación permite, mediante un ejercicio contrafactual, estimar el impacto de las variables globales que se consideran exógenas a la región. Así, se estima que una caída en el precio del petróleo, que pasa en el ejercicio contrafactual, de un promedio USD 90 dólares por barril versus USD 66 reduce la inflación por un año entre 0,2 y 0,4 puntos porcentuales, siendo el impacto 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% para los países considerados en la estimación.

## Índice

Índice de tablas.....	vi
Índice de gráficos .....	vii
Índice de anexos .....	viii
<b>Capítulo I. Introducción y motivación .....</b>	<b>1</b>
<b>Capítulo II. Revisión de la literatura.....</b>	<b>6</b>
<b>Capítulo III. Marco metodológico: panel VAR multipaís .....</b>	<b>13</b>
<b>Capítulo IV. Datos y hechos estilizados.....</b>	<b>20</b>
<b>Capítulo V. Estimación panel VAR multipaís para América Latina .....</b>	<b>27</b>
1. La inflación común y factores del modelo panel VAR.....	29
2. Efectos de las variables globales sobre la dinámica de la inflación.....	34
3. Descomposición de varianza de la inflación.....	41
<b>Conclusiones .....</b>	<b>43</b>
<b>Bibliografía .....</b>	<b>45</b>
<b>Anexos .....</b>	<b>49</b>
<b>Nota biográfica .....</b>	<b>54</b>

## Índice de tablas

Tabla 1.	Estimación de los efectos traspaso de factores globales (2000:01 – 2015:11).....	23
Tabla 2.	Modelos alternativos estimados .....	28
Tabla 3.	Selección del modelo.....	28
Tabla 4.	Efecto traspaso del choque del petróleo .....	37
Tabla 5.	Efecto traspaso del choque del índice <i>commodities</i> .....	39
Tabla 6.	Efecto traspaso del choque del índice dólar .....	41
Tabla 7.	Descomposición de la varianza de la inflación .....	42

## Índice de gráficos

Gráfico 1.	Evolución de la inflación por país y el promedio de América Latina .....	21
Gráfico 2.	Respuesta de la inflación ante el choque del índice dólar .....	24
Gráfico 3.	Respuesta de la inflación ante el choque del índice <i>commodities</i> .....	25
Gráfico 4.	Respuesta de la inflación ante el choque del petróleo .....	26
Gráfico 5.	Bandas de confianza del factor común de la inflación .....	29
Gráfico 6.	Factores comunes y específicos de variables de América Latina: 2006 – 2015....	31
Gráfico 7.	Factores específicos de país: 2006 – 2015.....	33
Gráfico 8.	Contribución de los factores sobre la inflación de Perú .....	34
Gráfico 9.	Choque del precio del petróleo.....	35
Gráfico 10.	Respuesta de la inflación ante un choque del petróleo .....	36
Gráfico 11.	Comparativo de la inflación ante un choque del petróleo .....	36
Gráfico 12.	Choque del índice <i>commodities</i> .....	37
Gráfico 13.	Respuesta de la inflación ante un choque del índice <i>commodities</i> .....	38
Gráfico 14.	Comparativo de la inflación ante un choque del índice <i>commodities</i> .....	38
Gráfico 15.	Choque del índice dólar.....	39
Gráfico 16.	Respuesta de la inflación ante un choque del índice dólar .....	40
Gráfico 17.	Comparativo de la inflación ante un choque del índice dólar .....	40

## Índice de anexos

Anexo 1.	Algoritmo de estimación del modelo.....	50
Anexo 2.	Ejercicio del modelo 2.....	52



## Capítulo I. Introducción y motivación

¿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? ¿Por qué la reducción del precio del petróleo y de las materias primas, desde el 2014, no se ha trasladado en tasas de inflación bajas en los países de América Latina, como 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. Desde finales de la década de los 90, varios bancos centrales de la región, entre ellos, el Perú, implementan su política monetaria utilizando un esquema de metas explícitas de inflación, lo que ha permitido que la inflación en la región se reduzca significativamente en los últimos 15 años. Sin embargo, en este periodo se han observado desvíos persistentes de la inflación respecto a sus niveles metas. Este ha sido el caso, por ejemplo entre el 2007 y 2008, y recientemente durante 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 región, y que tanto explican estos desvíos de la inflación.

La respuesta de la inflación ante 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, sino, por el contrario, con aumentos persistentes en la misma, lo que contrasta con lo observado durante la crisis financiera internacional del 2008, periodo en el que la reducción de los precios de las materias primas y el fortalecimiento del dólar generó menor inflación en la región.

El presente trabajo responde a las interrogantes previamente planteadas utilizando un modelo *Multi-Country Panel VAR*, de acuerdo con el método propuesto por Canova y Ciccarelli (2009). Para ello se utiliza datos mensuales para el periodo 2005:01 – 2015:11, de Brasil, Chile, Colombia, Perú, 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, tipo de cambio nominal,

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 a emplear tiene tres principales ventajas para el objetivo de la presente investigación: 1) reduce la sobreparametrización de los modelos *Multi-Country Var* originales por el método de factorización de coeficientes; 2) captura mejor el comovimiento de baja frecuencia presente en los rezagos propios del VAR, y 3) los coeficientes estimados presentan interpretación económica. Asimismo, la especificación estimada, a diferencia de los modelos *single-Country VAR* y *two-Country VAR*, el modelo *Multi-Country* permite obtener mejores estimados y errores estándar pequeños si se cuenta con información débil o la muestra es pequeña, la información de países por año. Asimismo, incorpora en su especificación interdependencia dinámica entre los países<sup>1</sup>.

Las variables globales que se utilizan buscan capturar el impacto tanto de la política monetaria de la FED, como del precio 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. Así, 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, también 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, 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 descritas previamente busca capturar los principales canales de transmisión antes mencionados.

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 insumo y bienes finales; b) el grado de indexación de salarios a la inflación;

---

<sup>1</sup> Ciccarelli *et al.* (2012) menciona sobre la metodología utilizada, que la estimación conjunta, que incluye varios países y permite interdependencia, podría producir vínculos más fuertes que los obtenidos en un análisis VAR, país por país.

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 en las distintas economías de la región.

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), Tang *et al.* (2010), Jiménez y Ramírez (2015), destacan la importancia de los choques del precio del petróleo. 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 *et al.* (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 (2012) encuentra evidencia que la adopción de metas explícitas de inflación contribuyó a la reducción del efecto traspaso del tipo de cambio<sup>2</sup>.

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 90s. Ciccarelli y Mojon (2005), 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, al igual que Canova y Ciccarelli (2006, 2009). Asimismo, Gerard (2012), destaca que la mayor correlación entre choques globales, y la política monetaria, han 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 idiosincráticas a cada país, y la contribución de factores exógenos. La estimación muestra que en los periodos de mayor desvío de la inflación respecto sus niveles metas, el factor común de la inflación ha sido el factor más importante de estos desvíos. De acuerdo con los resultados de la 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

---

<sup>2</sup> En Winkelried (2012): « [...] La disminución del efecto traspaso en Perú [...] es resultado del entorno de baja inflación [...] durante los años 90, en contraste con altas tasas de inflación registradas en décadas anteriores.»

se reduce rápida y drásticamente, durante la segunda mitad de 2008 y todo el 2009, como respuesta al impacto de la crisis financiera global, que 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.

La estimación también permite estimar 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 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, que captura bastante bien el impacto negativo en las economías de la región de la crisis financiera internacional. Para el periodo más reciente, el 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 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.

También, la estimación muestra la importancia de factores específicos para la dinámica de la inflación para Colombia, Perú, Chile y Brasil, que pueden reflejar, para el periodo reciente, particularmente en 2015, los efectos del fenómeno El Niño, que fueron más importantes en Colombia y Perú, incremento de tarifas eléctricas en el caso de Chile, y pérdida de anclaje de expectativas de inflación para el caso de Brasil.

Adicionalmente, se realiza la descomposición de varianza del error de predicción de la inflación, lo que permite cuantificar la importancia de distintos choques en la evolución de la inflación en cada una de las economías analizadas. En general 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, como Canadá por ejemplo. Se presenta también la estimación del impacto de las variables globales mediante un ejercicio de simulación contrafactual, que muestra que el impacto de cambios no

esperados en el precio del petróleo, *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 estiman impactos de similar magnitud. Así, se estima que 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, 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.

El presente trabajo está organizado de la siguiente manera: en el capítulo II se realiza una revisión de la literatura, en el capítulo III se presenta la metodología desarrollada por Canova y Ciccarelli (2009); en el capítulo IV se describen los datos y hechos estilizados, así como una primera estimación bajo el enfoque VAR, obteniendo resultados independientes por país, en el capítulo V se presentan los resultados del modelo panel VAR multipaís, mientras que en la última parte están las conclusiones.

## Capítulo II. Revisión de la literatura

Existe una amplia literatura que estudia los determinantes de la inflación. Esta literatura destaca la importancia de variables externas como el precio del petróleo, los precios de *commodities* y de variables domésticas como el tipo de cambio, la política monetaria, y choques de oferta. La literatura también estudia los diversos canales de transmisión de estos choques, y busca cuantificar sus impactos. Respecto de la relevancia de los factores externos, la literatura se ha concentrado en medir su importancia, y la evolución de su traspaso en el tiempo. La mayoría, de estos estudios usan modelos de vectores autorregresivos (VAR) para responder a las interrogantes antes planteadas.

Más recientemente, la literatura se ha concentrado en medir los determinantes comunes de la inflación para un conjunto de países con características similares, como los países de la Unión Europea o de la OCDE. Así, uno de los primeros trabajos con esta orientación es Ciccarelli y Mojon (2005, 2008), que analizan el comovimiento internacional de la inflación para los países de la OCDE, utilizando un modelo de factores, que les permite extraer un componente común para la inflación de los 22 países de la OCDE para el periodo que va desde 1960 a 2007. Este mismo análisis les permite cuantificar qué tan importante es este factor de inflación global o común para explicar la inflación nacional. Los autores encuentran que el componente común de la inflación representa el 70% de la variabilidad de inflación doméstica. Asimismo, este estudio muestra que la importancia de la inflación global no es resultado de *spillovers* de países, sino, es producto de choques comunes, como variaciones no esperadas en el precio de *commodities*, del ciclo económico global y de la evolución de la liquidez global.

Cristadoro *et al.* (2005), proponen un indicador de inflación para la zona Euro, que se estima a partir de un modelo de factores con un panel de datos. De esta manera, se asume que la inflación, al igual que otras variables, está determinada por pocos factores comunes que inducen la covarianza entre los elementos del panel. El indicador común de inflación se obtiene proyectando la inflación mensual mediante los factores comunes. Asimismo, mediante el análisis de descomposición de varianza de la inflación, encuentran que cuatro factores comunes explican más del 70% de la variabilidad de la inflación en la zona Euro.

Asimismo, Borio y Filardo (2007), exploran la hipótesis “céntrico-país<sup>3</sup>” y “céntrico-global<sup>4</sup>”, y concluyen que los factores globales se han vuelto más importantes en relación con los factores domésticos en la explicación de la inflación en las economías desarrolladas, y que en algunos países el poder explicativo de los factores globales ha superado incluso la importancia de la brecha de producto doméstica como determinante de la inflación.

Neely y Rapach (2008), investigan el grado de comovimiento de las tasas de inflación y la importancia de los componentes globales y regionales en la inflación para el periodo 1951 – 2009, para un conjunto de 64 economías. Los autores utilizan un modelo dinámico de factores latente que permite descomponer la inflación, en componentes idiosincráticos, regionales y globales. Ellos encuentran que estos dos últimos factores explican el 16 y 35% de la variabilidad de la inflación entre los países de la muestra, con una mayor importancia de factores regionales en países de Norteamérica y Europa, para el periodo 1980 – 2009, mientras que los factores globales incrementan su importancia en países de Latinoamérica y Asia.

Por su parte, Monacelli y Sala (2009), estiman la contribución de factores internacionales (comunes) a la dinámica de la inflación de 948 productos para Estados Unidos, Alemania, Francia y Reino Unido para el periodo 1991 – 2004. Los autores encuentran que los factores comunes internacionales explican entre el 15 y 30% de la variación de la inflación desagregada, y una fuerte relación del comovimiento de la inflación y la apertura comercial, vinculada a la integración y fuerzas globales.

Förster y Tillmann (2013) consideran el grado del comovimiento internacional de las tasas de inflación, bajo un modelo dinámico de factores jerárquicos que descompone la inflación doméstica de un grupo de economías industrializadas y emergentes en factores comunes, factores específicos a un subconjunto de la inflación, factor de grupo país, y componente específico de país, para el periodo 1996 – 2011. Ellos encuentran que alrededor del 66% de la variabilidad de la inflación se explica por determinantes específicos de países (idiosincráticos).

---

<sup>3</sup> Presenta tres características: 1) las medidas de exceso de demanda y holgura que determinan la inflación son específicas del país; 2) el grado en que el canal de salarios es incluido formalmente, es una función correspondiente a condiciones económicas que son específicas del país, y 3) las influencias externas son capturadas por el efecto del tipo de cambio y el precio de importaciones.

<sup>4</sup> Presenta tres características: 1) agregación de exceso de demanda por productos antes que por países; 2) los salarios domésticos no solo dependen de los precios internos, sino de las condiciones de oferta de otras partes, y 3) el tipo de cambio y el precio de importaciones no necesariamente tienen que ser suficientes para influencias externas.

Siguiendo la metodología de Canova y Ciccarelli, 2009, Gerard (2012) estudia el comovimiento de la inflación bajo un modelo panel VAR para los países G – 7 estimado para el periodo 1981 – 2011. Sus resultados muestran que los choques comunes asociados a los precios de los *commodities* son los determinantes más importantes para explicar la dinámica de inflación global, y que este contiene información para explicar la inflación doméstica.

Ciccarelli *et al.* (2012), usando un panel VAR bayesiano, que incluye variables financieras y reales, identifican un componente común para un conjunto de economías desarrolladas para el periodo 1980 – 2011. Los autores utilizan el modelo para investigar la heterogeneidad y *spillovers* entre los países considerados, y encuentran que al permitir la posibilidad de interdependencia entre los países de la muestra, es posible encontrar efectos significativos de variables macrofinancieras.

En América Latina, Pincheira y García (2007), evalúan el impacto del petróleo sobre diversas medidas de inflación (energía, subyacente, no subyacente, total) para América Latina, durante el periodo 1999 – 2005. Los autores utilizan modelos VARs restringidos. Adicionalmente, utilizan la metodología Panel-VAR<sup>5</sup> para comparar a Chile con otros tres grupos (todos los países excluyendo a Chile, países con metas de inflación excluyendo a Chile, y países sin metas de inflación). Sus conclusiones muestran evidencia estadísticamente significativa de efectos de primera<sup>6</sup> y segunda<sup>7</sup> vuelta en el corto plazo en todos los países, a excepción de EE.UU. y Francia, en este último.

Acosta *et al.* (2012), analizan la dinámica de la inflación para todos los países de América Latina, para el periodo 1995 – 2010, utilizando modelos de paneles dinámicos que se estiman mediante las metodologías de Arellano – Bond y por métodos bayesianos jerárquicos. Sus resultados muestran que cambios en el tipo de cambio nominal y precio de *commodities* tiene un impacto menor en países con régimen de metas explícitas.

Para Perú, Salas (2009) estudia el impacto de choques domésticos (PBI real e inflación doméstica) y externos (inflación externa y términos de intercambio) en la inflación a través de un ejercicio de descomposición histórica para el periodo que va de 2002 a 2008. Utiliza un VAR estructural, identificado con restricciones de largo plazo. Sus resultados muestran que durante el

---

<sup>5</sup> La definición de panel VAR es usada para analizar el modelo como un “panel data” orientado a estudios microeconómicos, bajo la metodología de método generalizado de momentos (GMM).

<sup>6</sup> Efecto sobre los costos de energía. Este efecto se da en la inflación no subyacente.

<sup>7</sup> Efecto sobre el resto de precios de mercado y salarios. Este efecto se da en la inflación subyacente.



periodo 2002 – 2005, los choques de demanda han sido más importantes en la determinación de la inflación, mientras que para el periodo 2005 – 2009, los choques externos (*commodities*), han sido más relevantes para explicar la inflación doméstica. Siguiendo el enfoque de Salas (2009), Lavanda y Rodríguez (2011), estiman la contribución de los choques de oferta y demanda agregada en el comportamiento de la inflación doméstica de Perú para el periodo 1997 – 2009. Sus resultados muestran mayor respuesta de la inflación a choques de demanda agregada que de oferta agregada.

Otra rama de la literatura relacionada con ese trabajo es aquella que se concentra en la identificación de choques al precio del petróleo y su impacto en la inflación. Así, Kilian (2008), propone una nueva metodología para identificar choques a la oferta de petróleo, a partir de identificar recortes en la producción de petróleo de los países miembros del OPEP, que se originaron en eventos exógenos tales como guerras o conflictos civiles. Con este esquema, el autor encuentra que un recorte en la oferta de petróleo genera una caída del crecimiento del PBI real y un incremento de la inflación de EE.UU., luego de cinco y tres trimestres después del choque del petróleo, respectivamente.

Kilian (2009) propone un VAR estructural que utiliza un modelo del mercado global del petróleo para identificar los efectos de fluctuaciones del precio del petróleo en los EE.UU. para el periodo 1975 – 2007. El autor encuentra que choques de oferta de petróleo tienen un efecto negativo en la actividad económica y uno positivo en la inflación. Por su parte, Hamilton<sup>8</sup> (1983), estudia el impacto de choques petróleo en la inflación y actividad económica para Estados Unidos, encontrando que existe un fuerte vínculo entre las recesiones posteriores a la II guerra mundial y el incremento del precio del petróleo<sup>9</sup>.

En un marco más general, Hahn (2003) estudia el efecto traspaso de choques externos (precio del petróleo, tipo de cambio, precio de importaciones) a la inflación de la zona euro considerando una cadena de distribución de varias etapas (importador, productor, consumidor), bajo un modelo VAR. Sus resultados muestran la mayor relevancia del precio de importaciones,

---

<sup>8</sup> Una extensión muestra un análisis de indicadores alternativos del producto, precio, y variables financieras, mostrando que para el primer caso, las huelgas por petróleo y carbón son factores contribuyentes en algunos incrementos del precio del petróleo. Para el segundo caso, el único precio que se encuentra fuertemente correlacionada con cambios futuros del precio del petróleo es el carbón. Finalmente, para el tercer caso, un incremento del precio del petróleo esta seguido por ajustes en el mercado de bonos que no está anticipado a un patrón cercano desarrollado en tasas de interés.

<sup>9</sup> presentó una versión del sistema de seis variables como una aproximación compacta a la realidad macroeconómica, que contiene dos variables de producto (GNP real, desempleo), tres variables de precios (precios EE.UU., salarios, precios de importación), y una variable financiera (M1).

seguido por el tipo de cambio y el precio del petróleo, en la inflación de bienes importados, disminuyendo gradualmente la importancia de estos determinantes a lo largo de la cadena de distribución.

LeBlanc y Chinn (2004), y De Gregorio *et al.* (2007), estiman el impacto del precio del petróleo sobre la inflación de un grupo de países desarrollados. Los primeros estiman el efecto del cambio del precio del petróleo en la inflación de EE.UU., Inglaterra, Francia, y Japón usando una curva de Phillips Aumentada por expectativas, cuyo incremento del precio del petróleo tiene un efecto moderado sobre la inflación. Asimismo, los otros autores encuentran que el efecto del precio del petróleo en la inflación se ha moderado desde los años 70.

Tang *et al.* (2010), plantean una interrogante similar para el caso de China. Los autores utilizan un modelo VAR estructural, y encuentran que un incremento del precio del petróleo afecta negativamente el producto e inversión, y positivamente la tasa de inflación y la tasa de interés en esta economía.

La relación entre la inflación y los cambios en los precios de los *commodities* también ha sido ampliamente estudiada para el caso de las economías desarrolladas. Furlong e Ingenito (1996) y Bloch *et al.* (2006) analizan la relación empírica entre el precio de los *commodities* y la inflación. Los primeros desarrollan una metodología VAR (bivariado y multivariado) para dos periodos (1973 – 1983, 1984 – 1995), y encuentran que los cambios en los precios de los *commodities*, excluyendo el petróleo, explican una fracción importante de la inflación para el primer periodo, pero no para el segundo<sup>10</sup>. Mientras que los otros autores estudian la influencia sobre países exportadores netos como Australia y Canadá, para el periodo 1960 – 2001, cuyo resultado muestra que los precios de los *commodities* son procíclicos a la producción industrial global, y tienen un efecto directo sobre la inflación doméstica, pero es amortiguado por el impacto del tipo de cambio para Australia.

Para un conjunto más amplio de países, Gelos y Ustyugova (2012), para el periodo 2001 – 2010, encuentran que los países en los que los alimentos tienen una mayor proporción en su canasta de consumo, así como una mayor incidencia del precio del petróleo, son más propensos a experimentar efectos inflacionarios de choques del precio de *commodities*, mientras que aquellos países en los que los bancos centrales gozan de mayor autonomía y credibilidad

---

<sup>10</sup> Índice RCB (incluye todos los commodities) y CRBRAW (excluye alimentos y metales). Ninguno de estos incluye energía y productos del petróleo.

contienen mejor los efectos inflacionarios de choques de precios de *commodities* . Para América Latina y el Caribe (LAC), Lora *et al.* (2011) analizan el incremento de la inflación ante aumentos de precios de los alimentos bajo la metodología de un VAR por país durante el periodo 2006 – 2011. Los autores encuentran que un choque del precio de alimentos incrementa la inflación en más del 5% en cuatro países, y que la respuesta de la inflación a un aumento del precio del petróleo no es significativa para todos los países, a excepción de República Dominicana.

Goldfajn y Ribeiro (2000), estudian los vínculos entre el tipo de cambio y la inflación para 71 países durante el periodo de 1980 – 1998, bajo una metodología GLS<sup>11</sup>, mostrando que una devaluación del 10% genera un efecto traspaso a doce meses, de 7,32%, mayor en países emergentes (9,12%) que en países desarrollados (6,05%). Asimismo, este efecto es menor en países miembros de la OCDE (1,88%) que en países no miembros (7,54%), mayor en América (6,92%) frente a otras regiones, concluyendo que de los principales determinantes de efecto traspaso, la sobrevaluación de tipo de cambio real es importante para países de la región, mientras que la inflación inicial lo es para países europeos.

Hüfner y Schröder (2002), analizan la transmisión de variaciones del tipo de cambio a precios del consumidor para la zona Euro para el periodo 1981 – 2001, bajo un modelo VEC<sup>12</sup> para los países de Alemania, Francia, Italia, Holanda, y España. Estos autores encuentran que el efecto traspaso al índice de precios del consumidor de devaluación del 1%, muestra un rápido traspaso a seis meses de Holanda (0,12%), y un mayor traspaso a 24 meses de Francia (0,16%) e Italia (0,18%). Considerando el índice de precios al consumidor armonizado, los autores encuentran que una depreciación del 10% genera un impacto en inflación de 0,4% después de doce meses.

Ihrig *et al.*(2006), miden el efecto traspaso del tipo de cambio a precios de importación y precios del consumidor para dos periodos de quince años (1975 – 1989, 1990 – 2004) para los países G7, estimando que un devaluación del 10% genera 7% de mayor inflación en el primer periodo y 4% para el segundo periodo, mientras que el efecto traspaso sobre el índice de precios del consumidor es de 1,3% en el primer periodo y muy cercano a cero en la segunda submuestra.

---

<sup>11</sup> *Generalized Least Square*

<sup>12</sup> *Vector Error Correction*

Por su parte, Mihaljek y Klau (2008) cuantifican el efecto traspaso del tipo de cambio y de precios externos<sup>13</sup> a la inflación doméstica para 14 países emergentes para el periodo 1994 – 2006. Los autores encuentran que el efecto traspaso del tipo de cambio se ha reducido pero no así el traspaso de los precios externos<sup>14</sup>. En línea con el estudio previo, para el caso de Perú, Winkelried (2012) encuentra, para el periodo 1992 – 2011, una disminución en el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios domésticos (importación, productor, consumidor) para el Perú, que va de un 60% en los años 90s a un 10% en los años 2000.

---

<sup>13</sup> Índice de precios al consumidor externo multilateral medido en moneda externa.

<sup>14</sup> Para el caso de los países de América Latina se observa un incremento en México (de 0,22 a 0,79%), Brasil (de 0,17 a 1,77%), Perú (de 0,22 a 0,25%) y Chile (de 0,04 a 0,93%), producto de un incremento en los precios externos en 1%.

### Capítulo III. Marco metodológico: panel VAR multipaís

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

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

Donde,

$$y_{i,t} = \begin{pmatrix} y_{i1,t} \\ y_{i2,t} \\ \vdots \\ y_{in,t} \end{pmatrix}$$

Contiene el vector de  $n$  variables endógenas correspondientes a la unidad  $i$ , la matriz de parámetros  $A_{ij,t}^k$ , es una matriz de  $n \times n$ , de coeficientes que miden la respuesta de la unidad  $i$ , al  $k$ -ésimo rezago de la unidad  $j$ , en el periodo  $t$ ,

$$A_{ij,t}^k = \begin{pmatrix} a_{ij,11,t}^k & a_{ij,12,t}^k & \dots & a_{ij,1n,t}^k \\ a_{ij,21,t}^k & a_{ij,22,t}^k & & a_{ij,2n,t}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{ij,n1,t}^k & a_{ij,n2,t}^k & \dots & a_{ij,nn,t}^k \end{pmatrix}$$

y  $a_{ij,lm,t}^k$ , 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 variables endógenas de la unidad  $i$  con el conjunto de variables exógenas del modelo.

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

Donde,  $c_{ij,lt}$  denota la respuesta de la variable endógena  $j$  de la unidad  $i$  a la variable exógena,  $l$ . Finalmente, el vector de las  $m$  variables exógenas, y los  $n$  residuos para cada unidad de análisis pueden representarse como:

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

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

- Interdependencia dinámica: cada variable se explica por sus rezagos, y los rezagos de las otras variables para todas las unidades de análisis. Esto es  $A_{ij,t}^k \neq 0$ .
- Interdependencia estática, se permite que  $\varepsilon_{i,t}$  este correlacionado entre unidades de análisis,  $\Sigma_{i,i,t} \neq 0$ .
- Heterogeneidad entre subsecciones, los coeficientes del modelo VAR, y las varianzas de los residuos se permiten que sean específicos a cada unidad de análisis. En otras palabras,  $A_{ij,t}^k \neq A_{sj,t}^k \neq 0$ ;  $\Sigma_{i,i,t} \neq \Sigma_{j,j,t} \neq 0$ ; y  $c_{i,t} \neq c_{j,t}$ .
- Heterogeneidad dinámica, los coeficientes VAR, y las varianzas de los residuos se permiten que sean 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 se hace muy difícil estimar el modelo mediante métodos de estimación estándar, puesto que se requiere contar con una muestra temporal bastante grande,  $T \geq (Nnp + m)$ , lo que es difícil de satisfacer. Para el caso del modelo a estimar,  $N = 6, n = 5, p = 5, m = 3$ . Con ello se obtiene,  $h = 6 \times 5(6 \times 5 \times 5 + 3) = 4590$  parámetros. Se denota,  $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{N,t})'$ ,  $X_t = (Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-q})'$ . El modelo puede escribirse de manera compacta como:

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

Donde,  $\bar{X}_t = I_{NG} \otimes X_t$ , 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. Se supone que  $\beta$  es el vector que contiene el conjunto de todos los parámetros del modelo. La estrategia de Canova y Ciccarelli, propone expresar este vector 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 dimensiones,  $h \times 1$ ,  $F_s$ , tiene dimensiones,  $h \times d_s$ , y  $\theta_s$  tiene dimensiones  $d_s \times 1$ .

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

- $\theta_1$ , que captura los factores comunes a todas las unidades de análisis.
- $\theta_2$ , que captura factores específicos a la unidad de análisis, por lo tanto tiene dimensión  $N$ .
- $\theta_3$ , captura factores específicos a cada variable endógena, por lo tanto tiene dimensión  $n$ .
- $\theta_4$ , captura factores específicos los rezagos de cada variable endógena, por lo tanto tiene dimensión  $p$ .
- $\theta_5$ , captura factores específicos a cada variable exógena, por lo tanto tiene dimensión  $m$ .

Apilando las matrices,  $F_i$ , se tiene que:  $F = (F_1 F_2 F_3 \dots F_r)_{h \times r}$ , y

$$\theta = \begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \vdots \\ \theta_r \end{pmatrix}$$

De tal manera que  $\beta = F\theta$ , por lo que el modelo puede escribirse de manera compacta como:

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

Que, luego de reemplazar  $\beta$ , se obtiene:

$$y_t = \bar{X}_tF\theta + \varepsilon_t$$

Tal que,

$$y_t = Z_t \theta + \varepsilon_t$$

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

Para ilustrar el proceso de factorización antes descrito, se muestra a continuación el caso de dos países, dos variables, dos rezagos y una variable exógena. Esto implica que,  $N = 2, n = 2, p = 2, m = 1$ , con lo que en total tenemos siete parámetros que estimar, es decir, una cantidad menor a los 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  $\theta_1 = \theta_{11}$ . Como hay dos unidades, el vector que contiene información específica de cada unidad de análisis es  $\theta_2 = \begin{pmatrix} \theta_{21} \\ \theta_{22} \end{pmatrix}$ . Igualmente, como hay dos variables endógenas, el vector que contiene información común de cada variable endógena, es  $\theta_3 = \begin{pmatrix} \theta_{31} \\ \theta_{32} \end{pmatrix}$ . Asimismo, hay dos rezagos en el sistema, por lo tanto,  $\theta_4 = \theta_{41}$  captura la información específica que proviene de los rezagos en el sistema y  $\theta_5 = \theta_{51}$ , contiene la información que aporta al sistema la variable exógena.

En este ejemplo 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  $36 \times 1$ ,  $F_5$  es  $36 \times 1$ . Así, la primera variable del modelo  $y_{11,t}$ , se puede escribir como:

$$y_{11,t} = Z_{11,t} \theta_{11} + Z_{21,t} \theta_{21} + Z_{31,t} \theta_3 + Z_{41,t} \theta_4 + Z_{51,t} \theta_5$$



Donde:

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

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

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

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

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

Utilizando 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,

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

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

El modelo anterior puede escribirse de manera más compacta de la siguiente manera:

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

Denotando como  $Z$ :

$$Z_t = \begin{pmatrix} Z_{11,t} & Z_{21,t} & 0 & Z_{31,t} & 0 & Z_{41,t} & Z_{51,t} \\ Z_{11,t} & Z_{21,t} & 0 & 0 & Z_{32,t} & Z_{41,t} & Z_{51,t} \\ Z_{11,t} & 0 & Z_{22,t} & Z_{31,t} & 0 & Z_{41,t} & Z_{51,t} \\ Z_{11,t} & 0 & Z_{22,t} & 0 & Z_{32,t} & Z_{41,t} & Z_{51,t} \end{pmatrix}$$

Se tiene que:

$$(1) \quad y_t = Z_t \theta + \varepsilon_t$$

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 pueden aplicar las herramientas usuales de la metodología VAR, como son generar funciones impulso respuesta, y obtener la descomposición de la varianza de los errores de predicción y la descomposición histórica. Adicionalmente, la estimación de los factores, permiten que se estimen, los componentes comunes e idiosincráticos de las variables. Así, por ejemplo, el factor común asociado a la variable 1, se puede estimar a partir de:

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

Que suma el factor común a todas las unidades de análisis, más el factor común que aporta al modelo la variable 1. Por otra parte, los factores específicos a cada país, estarían capturados por  $Z_{21,t} \theta_{21}$ , y  $Z_{22,t} \theta_{22}$ . En este 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 puede obtener directamente a partir de la representación (1) 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 Cicarelli consideran factores cambiantes en el tiempo, que evolucionan de acuerdo con la siguiente ley de movimiento:

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

(2)

$$\bar{\theta} = \mathcal{P}\mu + \epsilon$$

Donde  $\eta_t \sim N(0, B_t)$ , y  $\epsilon \sim N(0, \Psi_t)$ ,  $\bar{\theta}$  es la media no condicional de  $\theta_t$ , con  $\mathcal{P}$ ,  $C$  y  $\Psi$  como matrices conocidas,  $(\epsilon, \eta_t)$  son mutuamente independientes e independientes de  $\epsilon_t$ .  $B_t = \text{diag}(\bar{B}_1, \dots, \bar{B}_F) = \gamma_1 * B_{t-1} + \gamma_2 \bar{B} \equiv \xi_t * \bar{B}$ , donde  $B_0 = \bar{B}$ ,  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  son parámetros conocidos, y  $\xi_t = \gamma_1^t + \gamma_2 \frac{(1-\gamma_1^t)}{(1-\gamma_1)}$ . Como lo 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 (1) – (2), y se sigue a Canova y Cicarelli, que utilizan un enfoque bayesiano. Este tiene la ventaja de ofrecer estimadores válidos aun en 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 puede escribirse como:

$$\mathcal{L}(\theta, Y | Y) \propto \prod_t |Y_t|^{-1/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_t (Y_t - Z_t \theta_t)' Y_t^{-1} (Y_t - Z_t \theta_t) \right]$$

Donde,  $Y_t = (1 + \sigma^2 \bar{X}_t' \bar{X}_t) \Omega \equiv \sigma_t \Omega$ . Para calcular las posteriors de los parámetros del modelo, se requieren priors para  $(\mu, \Psi^{-1}, \Omega^{-1}, \sigma^{-2}, B^{-1})$ , que se pueden obtener de una muestra de entrenamiento. Cuando la muestra de entrenamiento no está disponible, Canova y Cicarelli (2009) plantean utilizar los siguientes priors:

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

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

## Capítulo IV. Datos y hechos estilizados

En esta sección se describen las variables que serán utilizadas en la estimación, y se presenta un conjunto de hechos estilizados sobre la dinámica de la inflación en la región, que luego se buscan explicar utilizando el modelo Panel VAR. Los datos son de frecuencia mensual y comprenden el periodo 2000:01 – 2015:11. Se utiliza un conjunto de variables externas y domésticas de seis economías que implementan su política monetaria mediante el esquema de metas de inflación, tales como Perú, Chile, Colombia, Brasil, México, y Canadá.

Para el análisis se consideran las siguientes variables: a) el índice dólar<sup>15</sup> ( $I\$_t$ ), definido como el promedio ponderado del tipo de cambio del dólar frente a las monedas de los principales socios comerciales de Estados Unidos de Norteamérica; b) un índice de precios de representativos *commodities*<sup>16</sup> ( $Ic_t$ ); c) el precio internacional del petróleo<sup>17</sup> ( $WTI_t$ ); d) la brecha del producto ( $X_{it}$ ) 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 ( $e_{it}$ ), definido como el valor de dólar de Estados Unidos en términos de una moneda doméstica; y f) un índice de precios de importación ( $Im_{it}$ ), 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 ( $\pi_{it}$ ), 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 y se considera, adicionalmente, a Canadá con la finalidad de contrastar los resultados de la región con los de una economía desarrollada que también es pequeña y abierta.

El primer hecho estilizado se reporta en el gráfico 1, el cual presenta la comparación de un promedio de la inflación de la región (línea punteada) con la inflación de cada uno de los países (línea sólida). Como se puede observar, existen periodos de fuerte comovimiento de la inflación de cada país con la inflación promedio de la región, que es particularmente alto en cuatro periodos de alza de la inflación para el periodo 2000 – 2015.

---

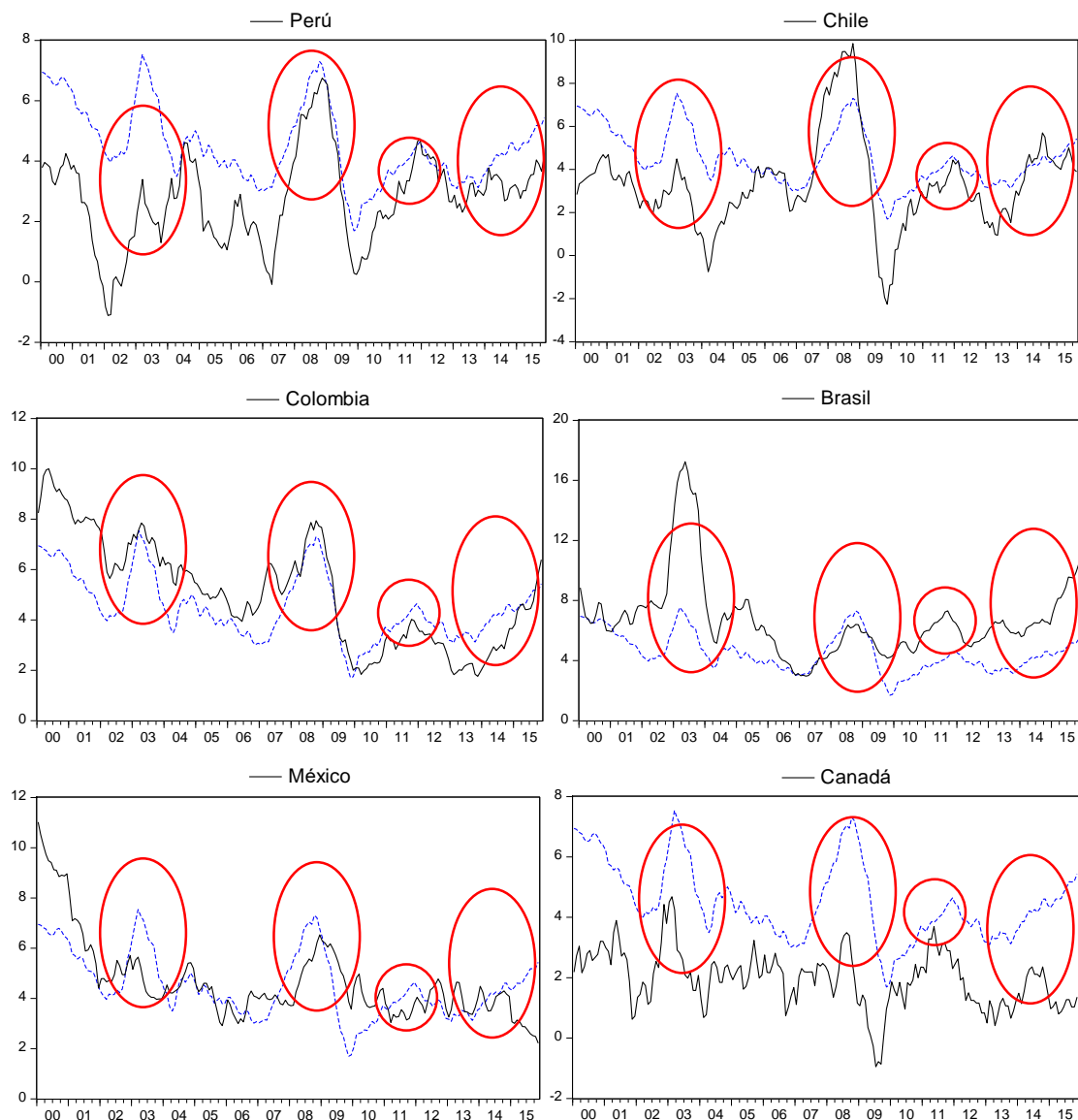
<sup>15</sup> Board of Governors of the Federal Reserve System (USA), Trade Weighted U.S. Dollar Index: Broad [TWEXBMTH], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis

<sup>16</sup> *International Monetary Fund*

<sup>17</sup> Board of Governors of the Federal Reserve System (USA), *Global price of WTI Crude* [POILWTIUSDM], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis

En un primer episodio que va de 2002 a 2004, y que coincide con el repunte de los precios de los *commodities* (petróleo, minerales, alimentos), se observa una alta correlación entre la inflación promedio de la región y la inflación observada en Brasil (0,95), Colombia (0,83), y Chile (0,75); mientras que durante la última crisis financiera 2007 – 2009, que produjo un debilitamiento de la demanda externa y disminución de los precios de materias primas (alimentos, minerales), la correlación es alta para Perú (0,96), Chile (0,93), Colombia (0,88), Brasil (0,82), y México (0,56).

**Gráfico 1. Evolución de la inflación por país y el promedio de América Latina**



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú, Banco Central de Chile, Banco de la República, Banco Central de Brasil, Banco de México, Banco de Canadá. Elaboración propia 2016

Otro periodo de alto comovimiento es el comprendido entre 2010 – 2012, que coincide con un fuerte incremento de los precios de materias primas (minerales y petróleo), producto de una mayor demanda de países asiáticos, periodo en el que se observa una correlación de 0,94 para Perú, Chile, y Colombia, y 0,69 para Brasil, lo que evidenciaría que en este periodo, la inflación en Brasil se explicaría por factores más idiosincráticos a este país.

Este análisis simple, muestra la existencia de factores comunes en la determinación de la inflación en la región, en particular en los periodos 2002 – 2004, 2007 – 2009, 2010 – 2012, 2014 – 2015, periodos en los que la correlación de la inflación con esta medida de inflación común es muy superior a la correlación promedio para toda la muestra de alrededor de 0,5.

El segundo hecho estilizado que se reporta es la respuesta de la inflación ante choques globales para las economías de la región. Para ello se estima un modelo VAR por país para las variables  $[I\$_t, Ic_t, WTI_t, X_{it}, e_{it}, Im_{it}, \pi_{it}]$ . Todas las variables están expresadas como variaciones porcentuales a doce meses, a excepción de la brecha del producto, que se mide como la desviación porcentual del PBI respecto a su tendencia calculada con el filtro de Hodrick y Prescott. El orden de las variables sigue parcialmente a Hahn (2003)<sup>18</sup> y Winkelried (2012)<sup>19</sup>. Esta estimación también nos ayudaría a contrastar los resultados del panel VAR multipaís.

La respuesta estimada con los modelos VAR para cada país, de la inflación a los tres choques externos considerados, precio del petróleo, el valor del dólar y cambios en un índice de *commodities* se presenta en la tabla 1. Esta tabla presenta los efectos traspaso de los factores globales analizados. Se observa un efecto traspaso del índice dólar sobre la inflación, cuya contribución es positiva a 6 meses para Perú, Chile, Colombia y México, mientras que a 18 meses la contribución es negativa para todos los países, con excepción de Brasil, que contribuye marginalmente a la dinámica inflacionaria. En cuanto al efecto traspaso del índice *commodities*, sin incluir al petróleo, se observa una contribución positiva para todos los países en todos los periodos de análisis, a excepción de 18 y 24 meses, cuya contribución es negativa para Perú. A comparación de las anteriores variables, el petróleo cumple una función importante, de tal manera que bajo los diferentes análisis temporales, se observa una contribución positiva sobre la inflación, a excepción de Colombia que a 24 meses presenta una contribución marginal negativa.

---

<sup>18</sup> vector  $[\Delta oil_t, i_t, gap_{it}, \Delta e_{it}, \Delta imp_{it}, \Delta pp_{it}, \Delta hicp_{it}]$

<sup>19</sup> vector  $[\pi_t^*, a_t, s_t, \pi_t^m, \pi_t^w, \pi_t^c]$

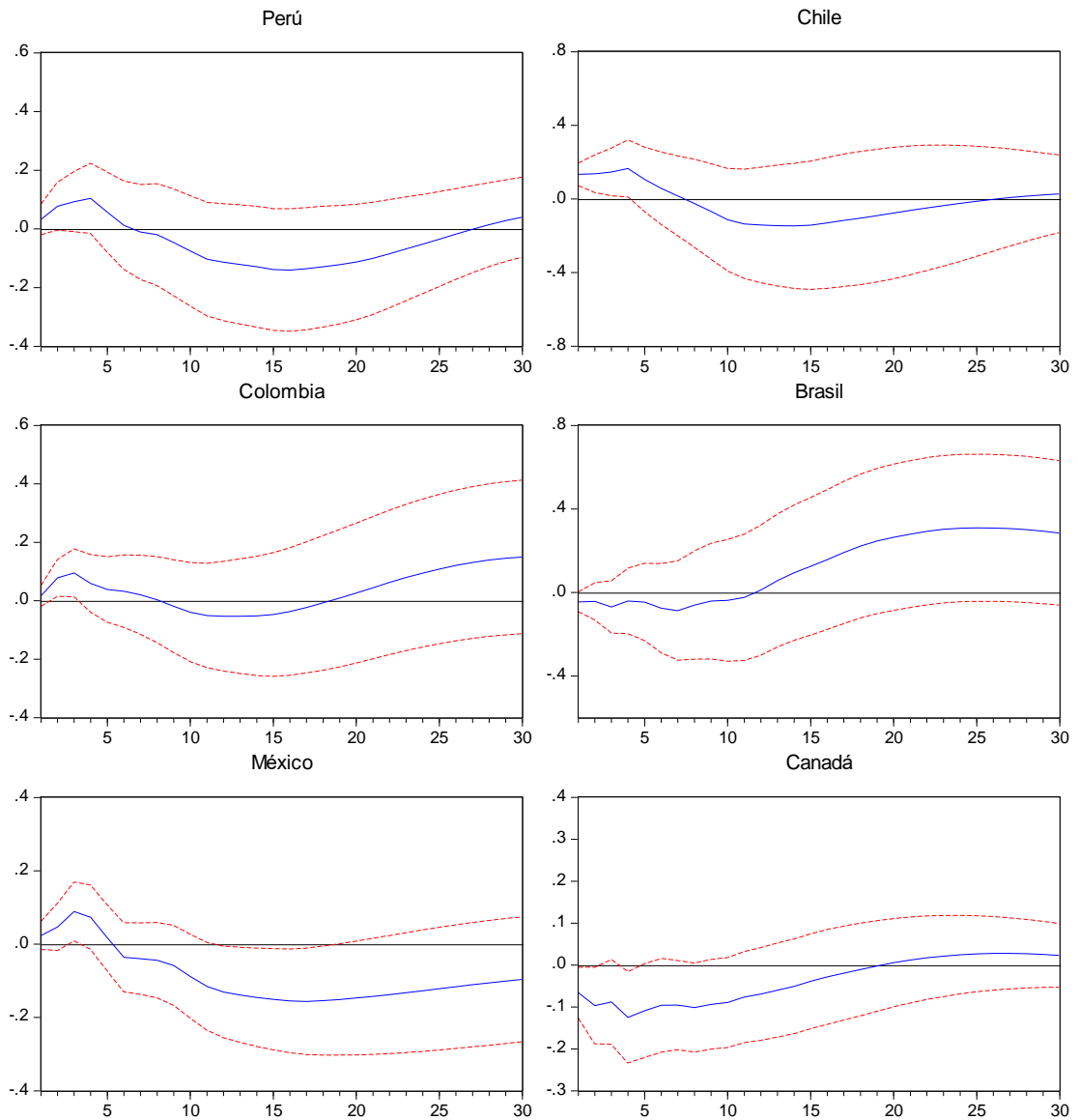
**Tabla 1. Estimación de los efectos traspaso de factores globales (2000:01 - 2015:11)**

Tipos	Periodo	Perú	Chile	Colombia	Brasil	México	Canadá
Efecto traspaso del índice dólar	6	0,0351	0,0660	0,0274	-0,0293	0,0197	-0,0579
	12	0,0005	0,0150	0,0090	-0,0322	-0,0151	-0,0670
	18	-0,0441	-0,0242	-0,0017	0,0163	-0,0649	-0,0706
	24	0,0889	-0,0407	0,0138	0,1257	-0,1171	-0,0662
Efecto traspaso del índice <i>commodities</i>	6	0,0068	0,0290	0,0118	0,0748	0,0044	0,0434
	12	0,0059	0,0486	0,0340	0,1311	0,0038	0,0402
	18	-0,0079	0,0590	0,0614	0,0901	0,0028	0,0376
	24	-0,0161	0,0655	0,0924	0,0433	0,0077	0,0368
Efecto traspaso del petróleo	6	0,0432	0,1475	0,0131	0,0598	0,0367	0,0966
	12	0,0523	0,2315	0,0223	0,1165	0,0559	0,0994
	18	0,0697	0,2745	0,0109	0,1301	0,0868	0,0878
	24	0,0699	0,2296	-0,0159	0,1092	0,1131	0,0764

Fuente: Elaboración propia, 2016

Estos efectos traspaso también se pueden visualizar mediante las funciones de impulso respuesta del índice dólar sobre la inflación doméstica. En el gráfico 2 se observa que en la mayoría de países existe proceso inflacionario durante al menos los primeros 5 meses, seguidos por una respuesta negativa de la inflación, a excepción de Brasil y Canadá, donde se muestra un proceso deflacionario hasta al menos 10 meses. A este punto, es conveniente analizar que del grupo de países, Canadá, México y Brasil tienen mayor participación en la balanza comercial de Estados Unidos de Norteamérica y son más competitivos en relación a sus principales socios comerciales y al resto de países considerados en la muestra. El tipo de cambio en este índice no es el usualmente utilizado por los bancos centrales, sino que es el valor del dólar por moneda local. En ese sentido, el efecto sobre Brasil y Canadá muestra que un aumento del índice dólar genera deflación con cierta persistencia a mediano y largo plazo, explicado por un fortalecimiento de la moneda local y la competitividad; mientras que para México, al igual que el resto de los países, la contribución sobre el índice dólar es casi nula, de tal manera que se genera un proceso inflacionario a corto plazo.

**Gráfico 2. Respuesta de la inflación ante el choque del índice dólar**

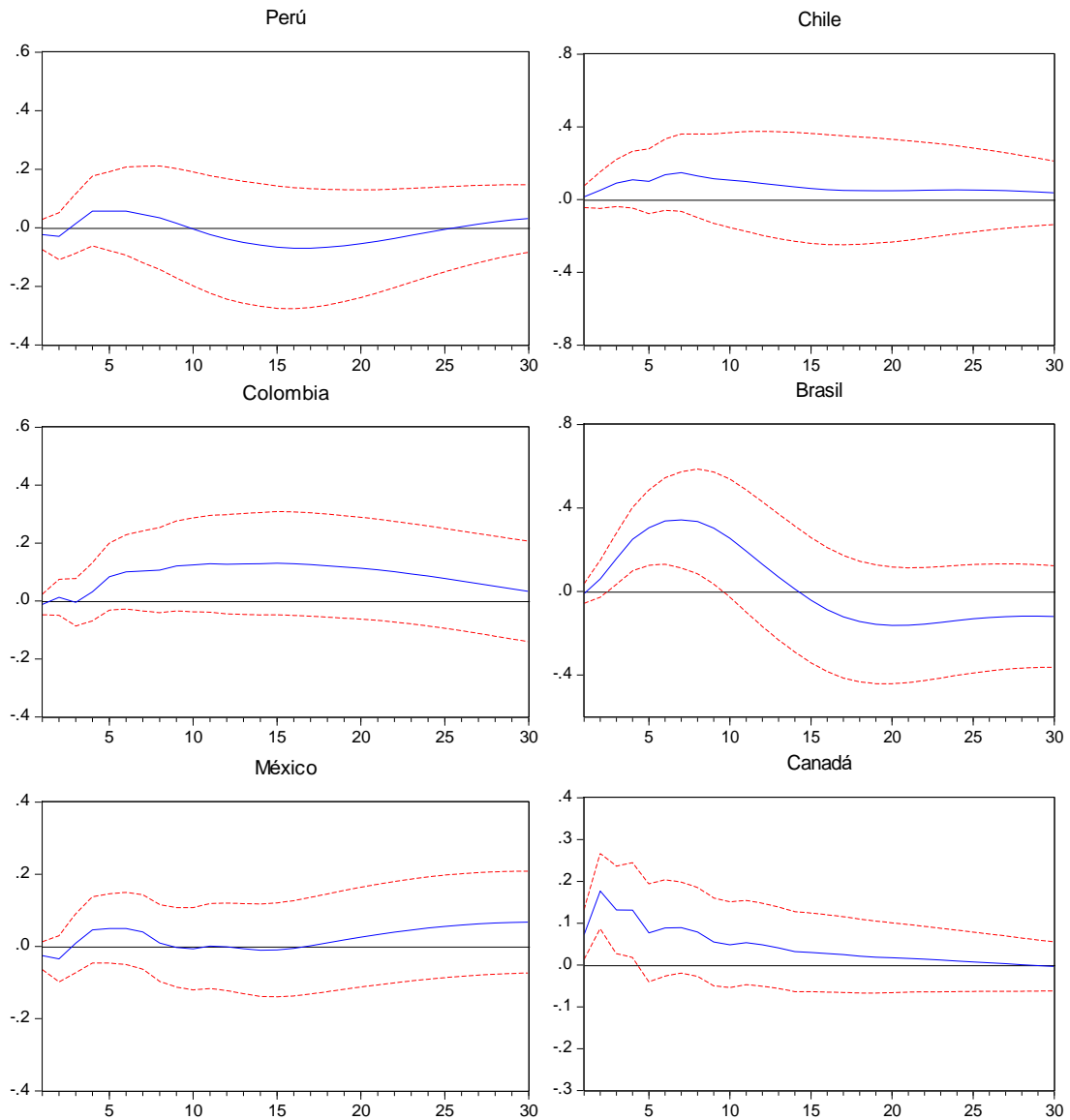


Fuente: Elaboración propia, 2016

Con relación al índice *commodities*, en el gráfico 3, los países de la muestra presentan una respuesta de inflación de carácter heterogéneo, resultado de la composición de la canasta de *commodities* considerados para la construcción del índice, o bien por la estructura económica de los países de la región. Es así que para México, Perú y Colombia, la inflación tarda en responder al menos por 3 meses a un incremento de los *commodities*. La diferencia se hace notable para Chile, Canadá y Colombia en la que la inflación presenta persistencia. La respuesta de Brasil es considerable durante al menos los primeros 12 meses.



**Gráfico 3. Respuesta de la inflación ante el choque del índice *commodities***

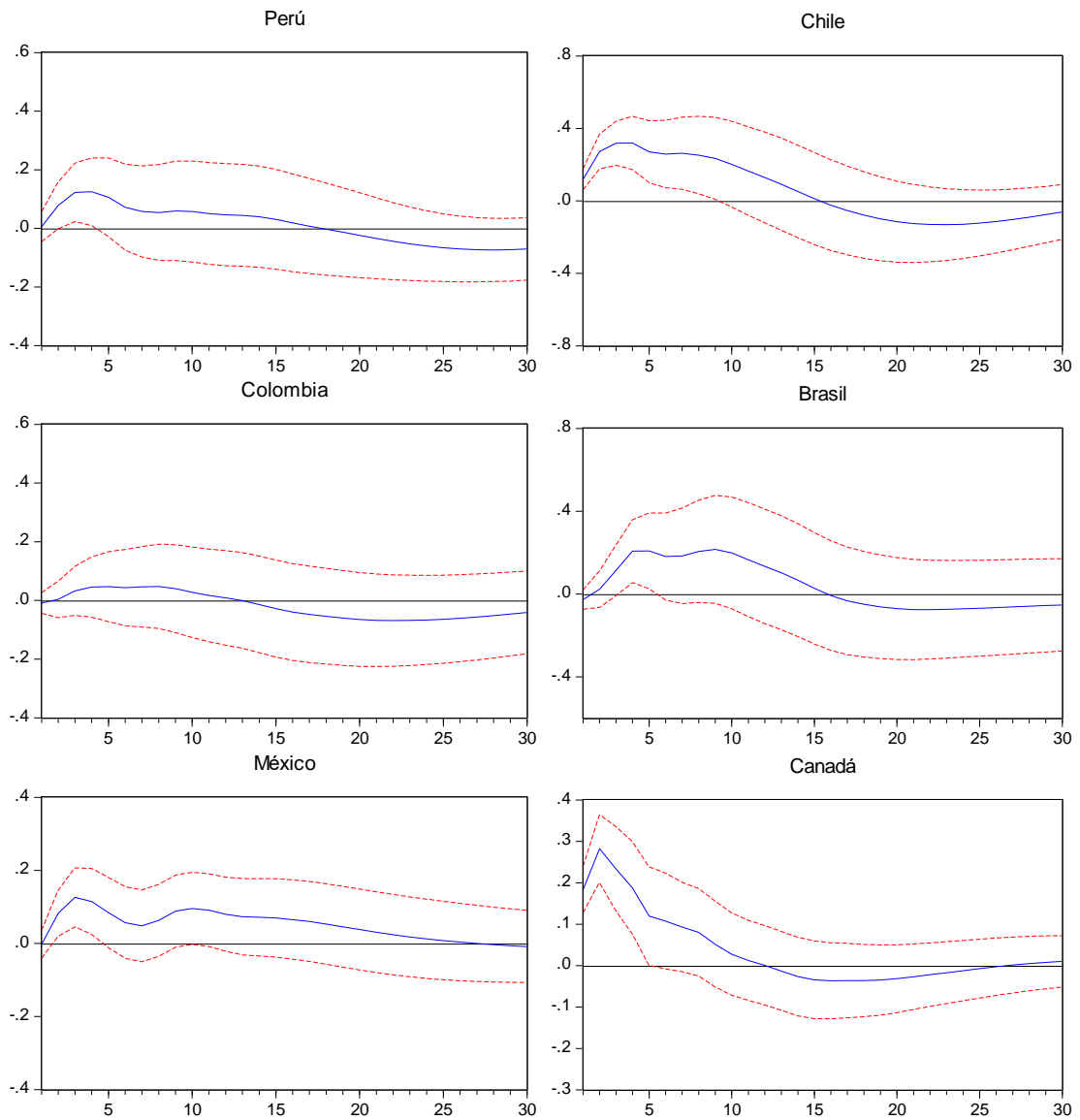


Fuente: Elaboración propia, 2016

Por otro lado, el petróleo ha sido vinculado a lo largo del tiempo con los procesos inflacionarios y fluctuaciones del ciclo económico. En el gráfico 4, a diferencia de los choques externos antes mencionados, se observa un patrón de respuesta similar en la inflación. De los países considerados, Canadá, México y Brasil son los principales productores de petróleo, por lo que sus economías están estrechamente vinculadas con esta fuente de energía, generando un efecto directo sobre la inflación. Un segundo grupo, Colombia y Perú, son productores pequeños e importadores, cuya fluctuación del precio del petróleo afecta la inflación a través del canal del producto derivado del petróleo y los costos de producción. Para Chile, como país importador

neto, cuya economía es intensiva en esa fuente de energía, el efecto del precio del petróleo se traslada más rápido, incluso para países productores como México y Brasil.

**Gráfico 4. Respuesta de la inflación ante el choque del petróleo**



Fuente: Elaboración propia, 2016

## Capítulo V. Resultados de la estimación panel VAR multipaís para América Latina

El modelo a estimar utiliza datos mensuales para el periodo 2005:01 – 2015:11, de Brasil, Chile, Colombia, Perú, México, y Canadá. Todos estos países 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, tipo de cambio nominal, brecha de producto, y la tasa de política monetaria del Banco Central, y tres variables exógenas, el precio del petróleo, índice *commodities* e índice dólar.

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 4,530 parámetros más 465 parámetros de la covarianza. Tal como se detalló en la sección de metodología, la estrategia propuesta por Canova y Ciccarelli (2009), permite reducir significativamente el número de parámetros a estimar al proponer un esquema de factorización que depende de tres factores,  $\theta_{1t}$  que es un factor (1x1) que representa el factor común de los países de la región y Canadá, así como de las variables consideradas en el modelo; el segundo,  $\theta_{2t}$  es un vector (6x1) de los factores específicos de país; el tercero,  $\theta_{3t}$  es un vector (5x1) de los factores específicos de variables.

El primer ejercicio a realizarse, permite identificar que especificación del modelo tiene mayor capacidad de explicar los datos. Para ello se estiman, cinco modelos alternativos que se observan en la tabla 2, y se utiliza el criterio de Chib para elegir el mejor modelo.

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. En la tabla 3 se observan los resultados por máxima 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).

**Tabla 2. Modelos alternativos estimados**

Modelo 1	$Y_t = Z_{1t}\theta_{1t} + Z_{2t}\theta_{2t} + Z_{3t}\theta_{3t} + \varepsilon_t$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$
Modelo 2	$Y_t = Z_{1t}^*\theta_{1t} + Z_{2t}^*\theta_{2t} + Z_{3t}^*\theta_{3t} + \varepsilon_t^*$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$ $Z_{1t}^* \neq Z_{1t}, Z_{2t}^* \neq Z_{2t}, Z_{3t}^* \neq Z_{3t}$
Modelo 3	$Y_t = Z_{1t}\theta_{1t} + Z_{2t}\theta_{2t} + Z_{3t}\theta_{3t} + \varepsilon_t$
Modelo 4	$Y_t = Z_{1t}\theta_{1t} + Z_{3t}\theta_{3t} + \varepsilon_t$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$
Modelo 5	$Y_t = Z_{1t}\theta_{1t} + Z_{2t}\theta_{2t} + \varepsilon_t$ $\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$

Nota: ver anexo 2 para mayor detalle de la construcción del modelo 2

Fuente: Canova y Ciccarelli (2009). Elaboración propia, 2016

**Tabla 3. Selección del modelo**

Máxima verosimilitud por método de Chib				
Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
-981,89	-1261,50	-1685,33	-1606,24	-1631,59

Elaboración propia, 2016

De esta manera, el modelo a estimar será expresado como:

$$Y_t = Z_{1t}\theta_{1t} + Z_{2t}\theta_{2t} + Z_{3t}\theta_{3t} + \xi_t$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$$

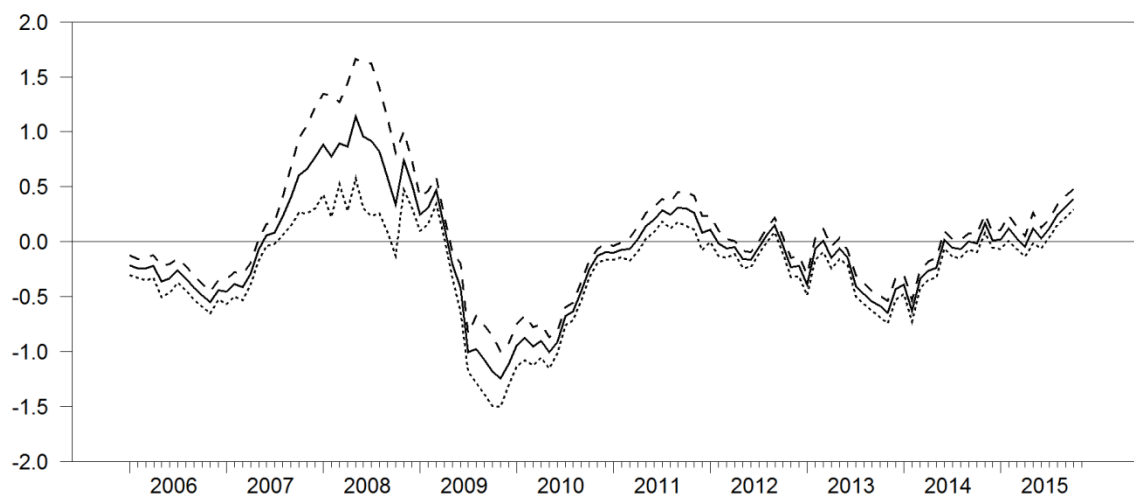
Este modelo se estimará utilizando métodos bayesianos<sup>20</sup> siguiendo la metodología descrita en el capítulo previo y en el anexo. El modelo considera tres factores, e incluye componentes idiosincráticos de país, lo que muestra una especificación del modelo panel VAR multipaís razonable. Esta especificación del modelo permite cuantificar la interdependencia rezagada, la dinámica específica y la variación temporal implícita en la dinámica de las variables del modelo.

<sup>20</sup> También se puede estimar con métodos clásicos, pero estos son apropiados solo cuando el tamaño de la muestra y el de las variables es muy grande. Imponer un supuesto restrictivo sobre la variación temporal de los coeficientes hace menos factible la estimación que los métodos bayesianos (Canova *et al.*, 2007)

## 1. La inflación común y factores del modelo panel VAR

Un primer resultado que se obtiene 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  $Ic_t = Z_{1t}\theta_{1t} + (Z_{3t}\theta_{3t})^\pi$  y se presenta en el gráfico 5. Tal como se puede observar en este gráfico, 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 todo el 2009, como respuesta al impacto de la crisis financiera global, que 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.

**Gráfico 5. Bandas de confianza del factor común de la inflación**



Nota: La línea continua representa la moda de la estimación, y las líneas punteadas son intervalos de confianza, al 68% por ciento de significancia.

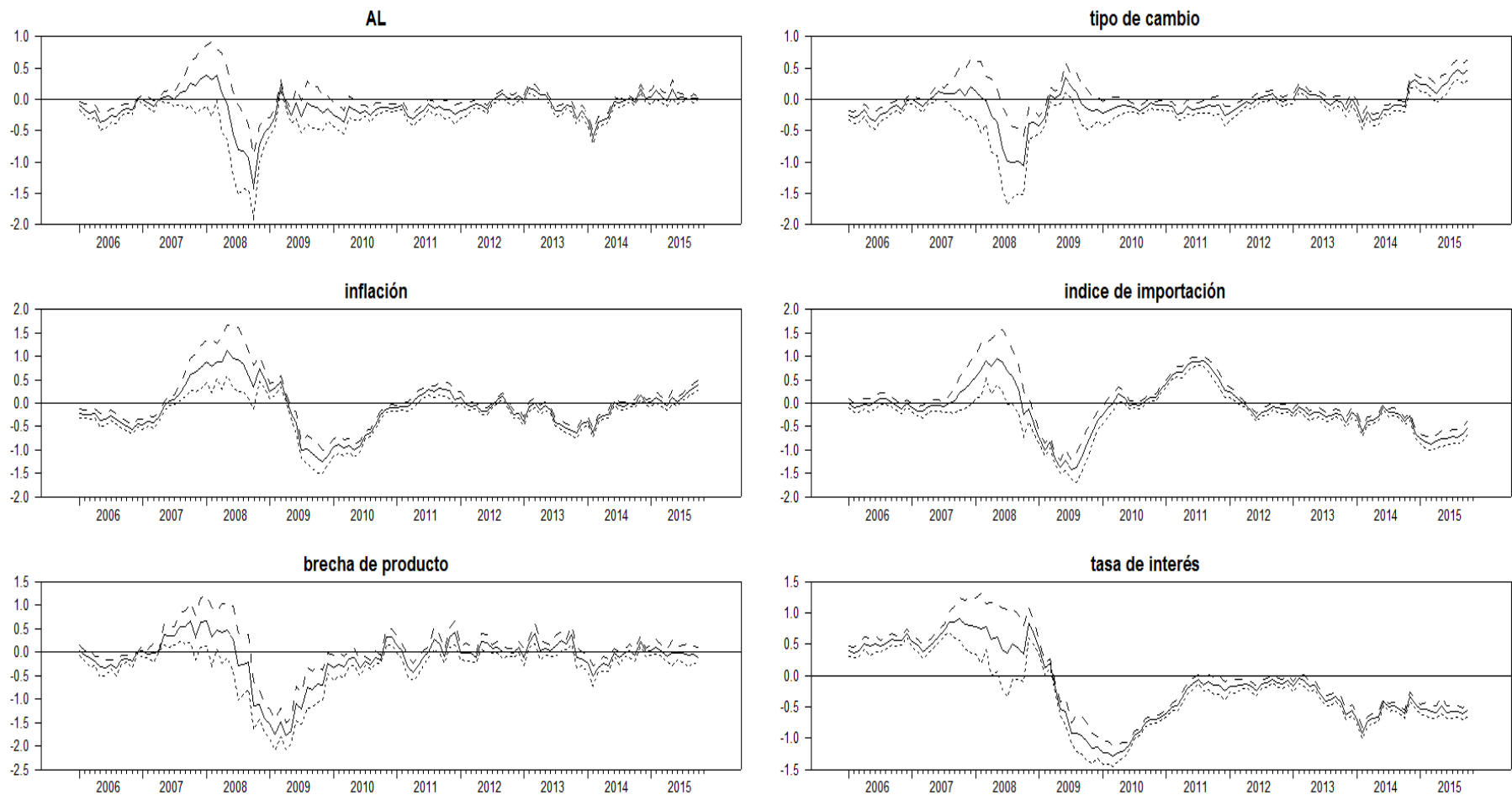
Fuente: Elaboración propia, 2016

El gráfico 6 muestra, además del componente común de la inflación, los componentes comunes para la región de brecha producto, tasa 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, que captura bastante bien el impacto negativo en las economías de la región de la crisis financiera internacional. Para el periodo más reciente, el 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 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.

Es interesante hacer notar el contraste de la evolución de la inflación, y la brecha producto del periodo 2007 – 2009, con su evolución para el 2013 – 2015. Para el periodo 2007 – 2009 se observa una caída más significativa de la brecha producto y una menor depreciación que son consistentes con la rápida y significativa caída de la inflación durante este periodo, mientras que en el periodo 2013 – 2015, se observa una brecha producto más neutral y una mayor depreciación de las monedas domésticas, consistente con el rápido aumento de la inflación. La menor caída de la brecha producto, a pesar de la desaceleración del PBI para el periodo 2013 – 2015, estaría reflejando en parte, una caída más pronunciada del crecimiento potencial para este periodo, que el observado durante la crisis financiera global.

**Gráfico 6. Factores comunes y específicos de variables de América Latina: 2006 – 2015**



Nota: Las líneas punteadas son intervalos de confianza, al 68% por ciento de significancia.  
Fuente: Elaboración propia, 2016

Los factores específicos a cada país que contribuyen a explicar la inflación se presentan en el gráfico 7. Estos factores han sido importantes para explicar la evolución de la inflación en varios episodios para los distintos países considerados en la muestra. El factor específico de Colombia<sup>21</sup>, 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<sup>22</sup>, 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 la pérdida de anclaje de expectativas de inflación. En México<sup>23</sup>, el factor específico de país ha afectado a la baja a la inflación, producto de disminución de las tarifas de servicios públicos, como sector 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 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.

---

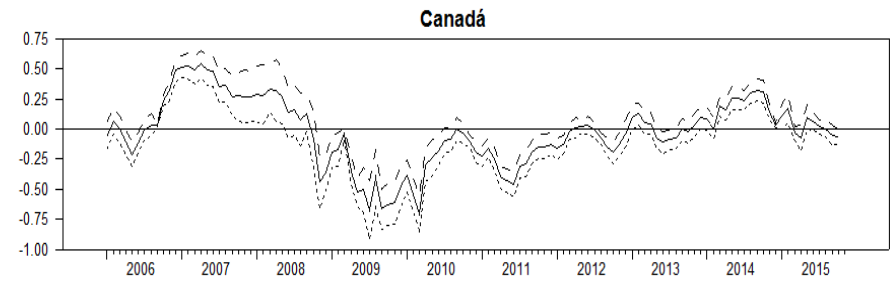
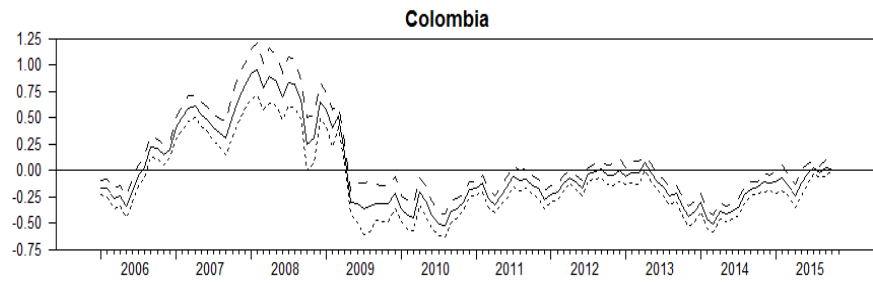
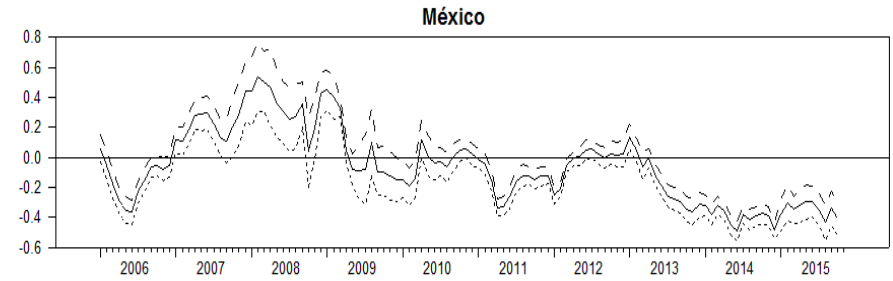
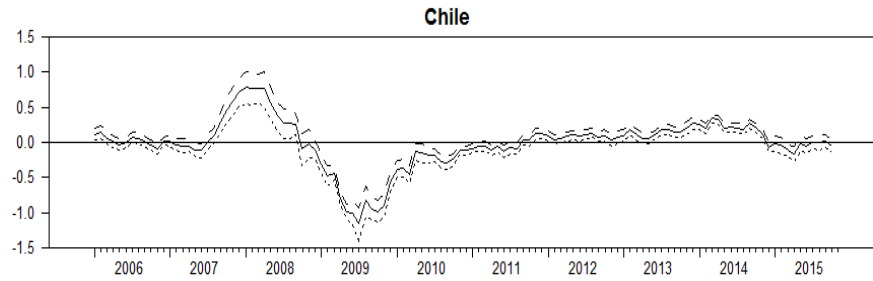
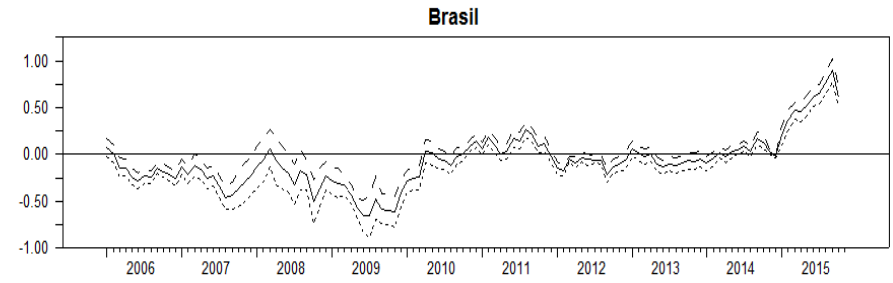
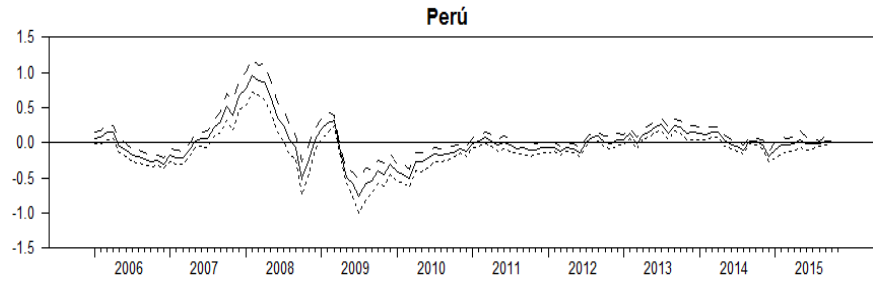
<sup>21</sup> Informe sobre Inflación. Diciembre 2015. Banco de la República.

<sup>22</sup> Reporte de Inflación. Diciembre 2015. Banco Central de Reserva del Perú.

<sup>23</sup> Programa Monetario 2016. Banco de México.



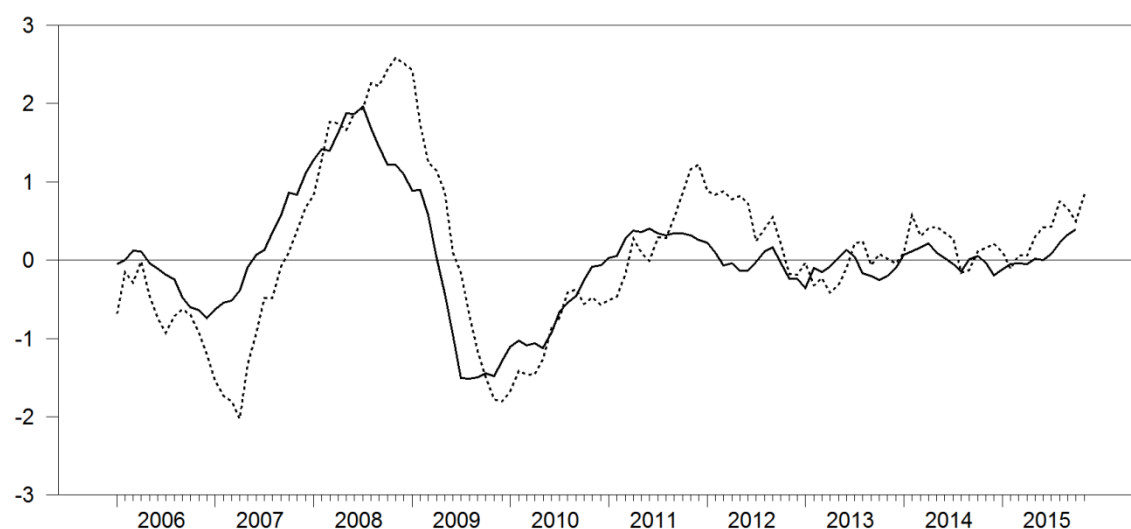
**Gráfico 7. Factores específicos de país: 2006 – 2015**



Nota: Las líneas punteadas son intervalos de confianza, al 68% por ciento de significancia.  
Fuente: Elaboración propia, 2016

En el caso específico del Perú (gráfico 8), 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 correlación alcanza el 81,27%. Este es resultado de una mayor importancia del factor específico de la inflación y de la brecha de producto, a diferencia del periodo 2014 – 2015, donde se observa una mayor contribución del factor común de inflación a la región.

**Gráfico 8. Contribución de los factores sobre la inflación de Perú**



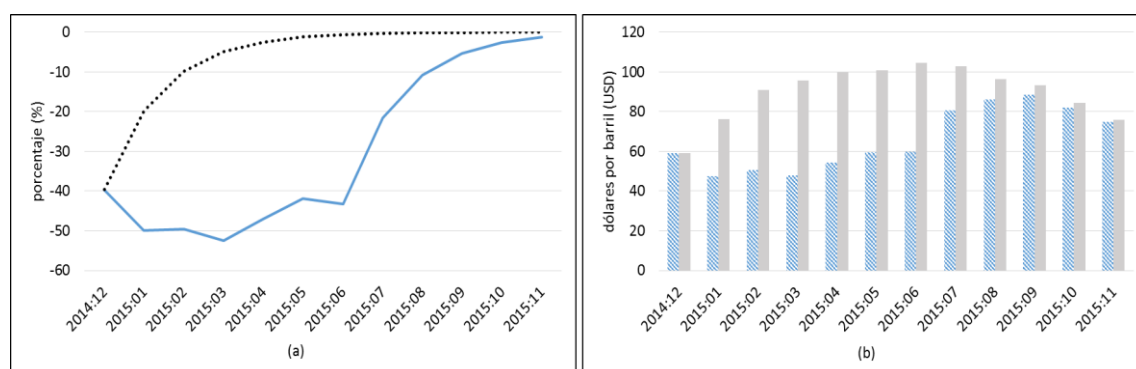
Fuente: Elaboración propia, 2016

## 2. Efectos de las variables globales sobre la dinámica de la inflación

En esta sección se utiliza 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 precios de importación, tipo de cambio, brecha de producto, y tasa de referencia de política monetaria de los países de la región, considerando una variable exógena a la vez. El modelo panel VAR estimado tiene la ventaja, al igual que en el caso de Canova y Ciccarelli (2009), de considerar en la simulación la interdependencia dinámica entre países y una estructura flexible que considera también la posibilidad de cambios de parámetros en el tiempo.

El primer caso que se considera es el efecto de una caída no esperada en el precio del petróleo. El gráfico 9 muestra la trayectoria para la tasa de crecimiento a 12 meses (a) del precio del petróleo observado (línea sólida) y la trayectoria contrafactual (línea punteada), y el gráfico siguiente (b), los niveles del precio del petróleo y su valor contrafactual. En la trayectoria contrafactual, el precio promedio del petróleo es USD 90 por barril versus USD 66 en la trayectoria observada.

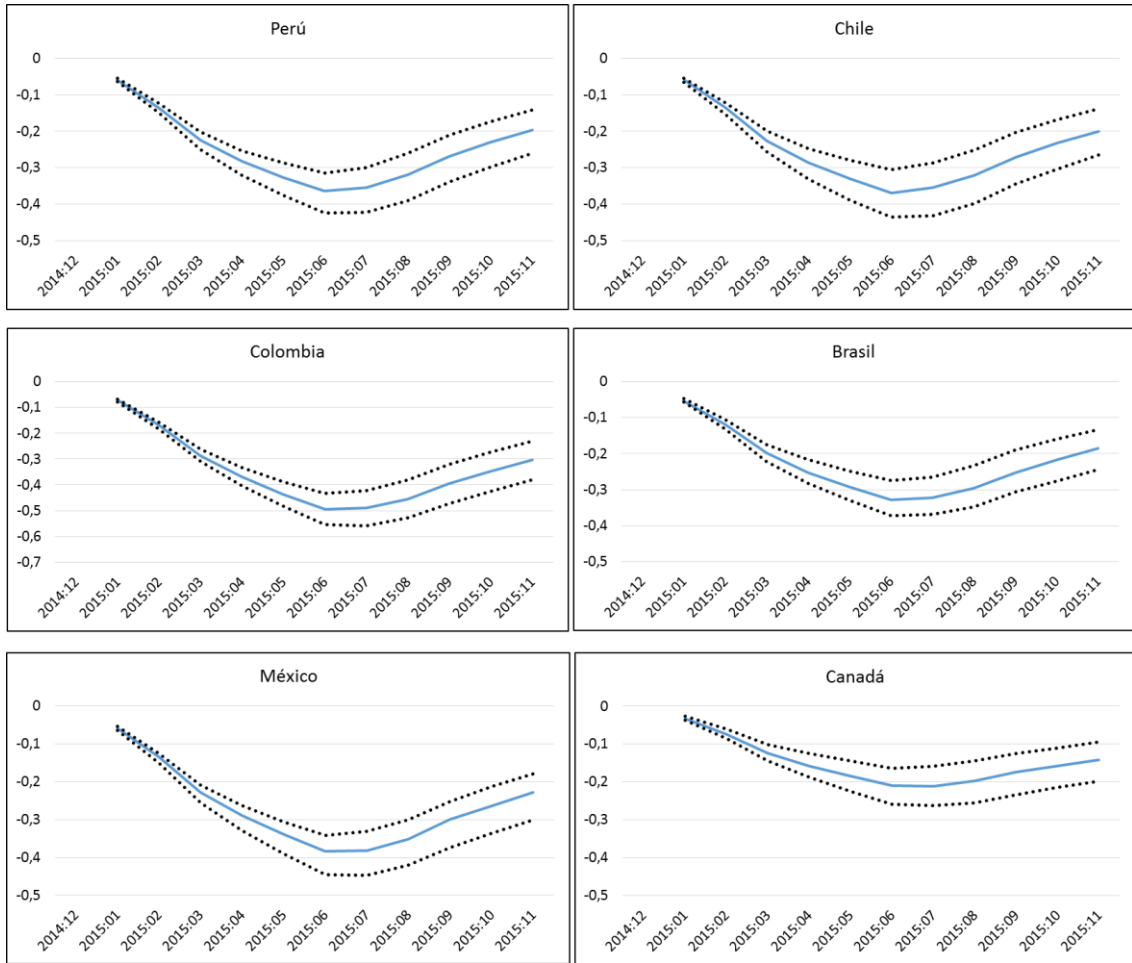
**Gráfico 9. Choque del precio del petróleo**



Fuente: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. Elaboración propia, 2016

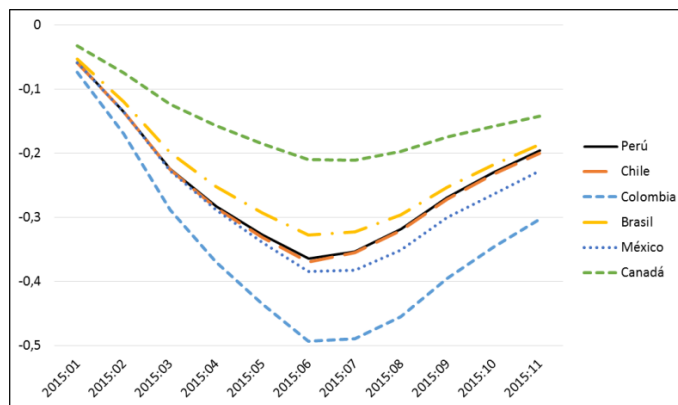
El gráfico 10 presenta las respuestas de inflación condicional (línea sólida) de todos los países, a choques del precio del petróleo, y el siguiente gráfico, un comparativo entre estos. Se observa que una caída en el precio del petróleo reduce la inflación en todos los países considerados, aunque los 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 resultado panel VAR obtenido en esta sección muestra consistencia con respecto a la respuesta de inflación reportada en los hechos estilizados (gráfico 4).

**Gráfico 10. Respuesta de la inflación ante un choque del petróleo**



Nota: Las líneas punteadas son intervalos de confianza, al 68% por ciento de significancia.  
Fuente: Elaboración propia, 2016

**Gráfico 11. Comparativo de la inflación ante un choque del petróleo**



Fuente: Elaboración propia, 2016

Asimismo, se observa el efecto traspaso de un choque del precio del petróleo sobre la inflación de los países de la región (tabla 4), 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, que es un productor de petróleo, por lo que el efecto directo del precio de petróleo sobre la inflación puede amplificarse porque una caída en el precio del petróleo para el caso de Colombia 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.

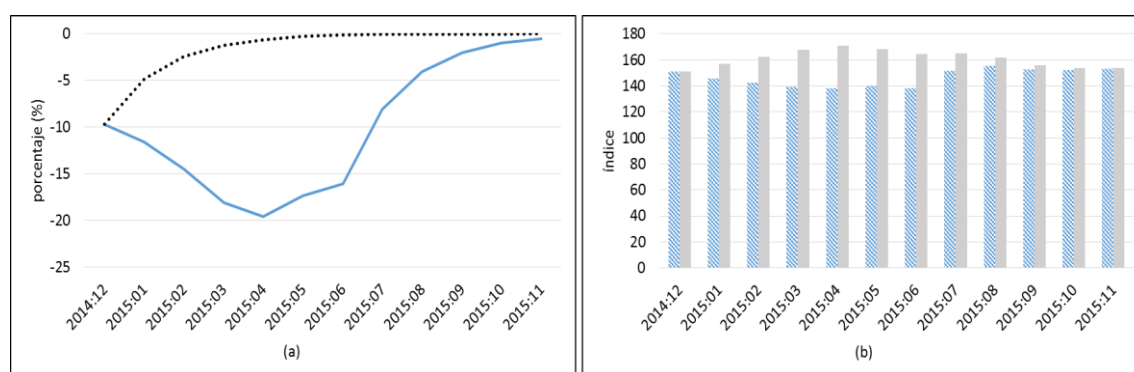
**Tabla 4. Efecto traspaso del choque del petróleo**

Periodo	Perú	Chile	Colombia	Brasil	México	Canadá
6	0,0151	0,0170	0,0221	0,0150	0,0173	0,0094
11	0,0284	0,0287	0,0394	0,0260	0,0305	0,0171

Fuente: Elaboración propia, 2016

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. 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) del precio 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.

**Gráfico 12. Choque del índice *commodities***

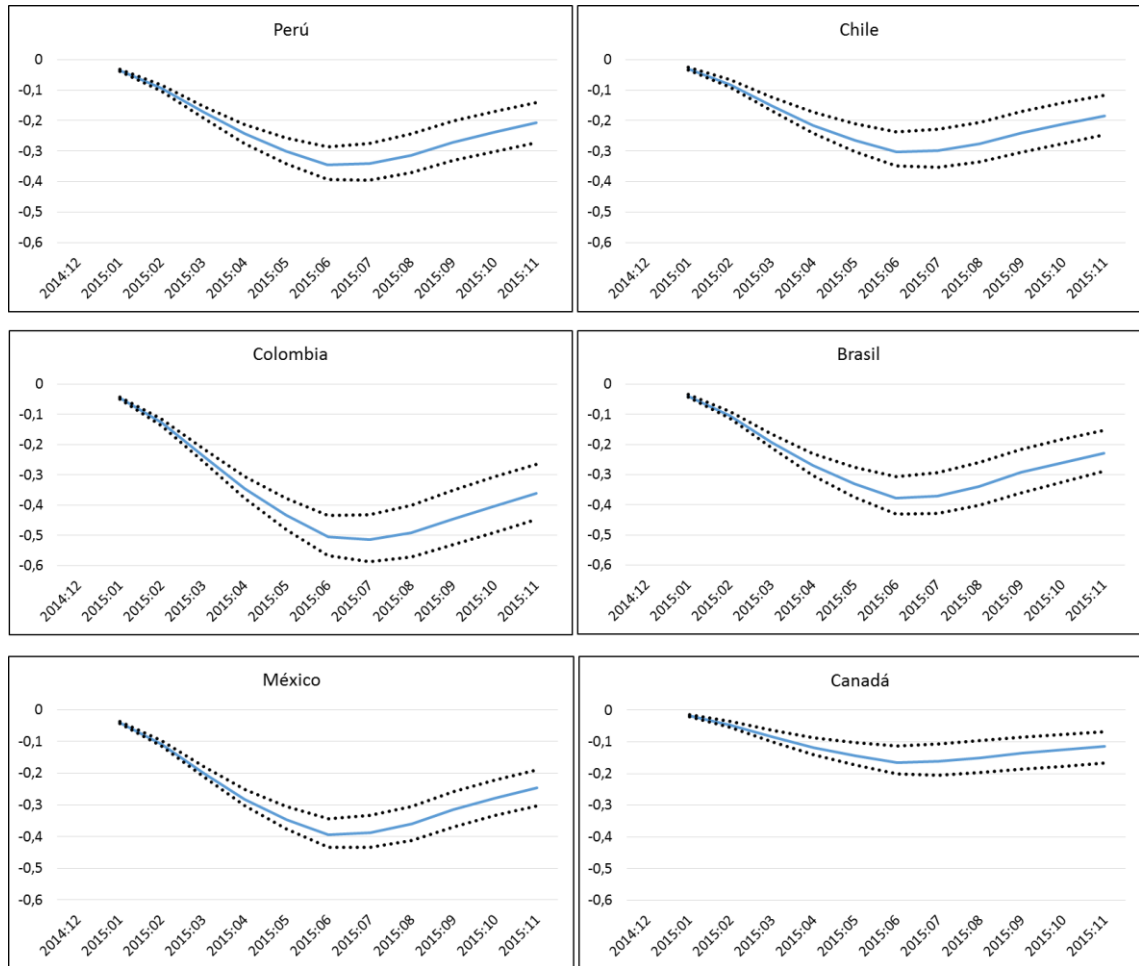


Fuente: Fondo Monetario Internacional. Elaboración propia, 2016

En el gráfico 13 y 14 se observan el efecto de la inflación ante un choque del índice de *commodities* para los países de la región, y un comparativo, respectivamente. 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.

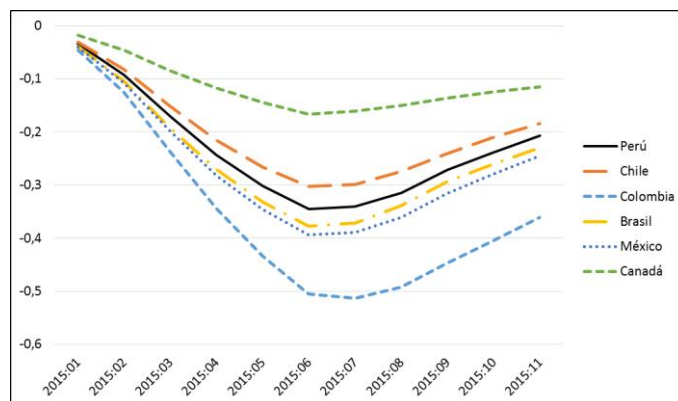
**Gráfico 13. Respuesta de la inflación ante un choque del índice *commodities***



Nota: Las líneas punteadas son intervalos de confianza, al 68% por ciento de significancia.

Fuente: Elaboración propia, 2016

**Gráfico 14. Comparativo de la inflación ante un choque del índice *commodities***



Fuente: Elaboración propia, 2016

El efecto traspaso se presenta en la tabla 5. Esta tabla muestra que para una caída en el precio de *commodities* de 10%, la menor reducción en la inflación se observa en el caso de Canadá, 0,15%, mientras que la mayor caída en la inflación se observa en el caso de Colombia, 0,46%. Para Perú se estima un impacto de 0,30%, ligeramente mayor que el impacto estimado para Chile pero menor al impacto estimado para Brasil. A diferencia de los resultados observados en la sección anterior (tabla 1) donde el efecto traspaso de índice *commodities* sobre la inflación es más significativa para Brasil, seguido por Chile, Canadá y Colombia, el modelo panel VAR muestra una mejor aproximación de los resultados obtenidos.

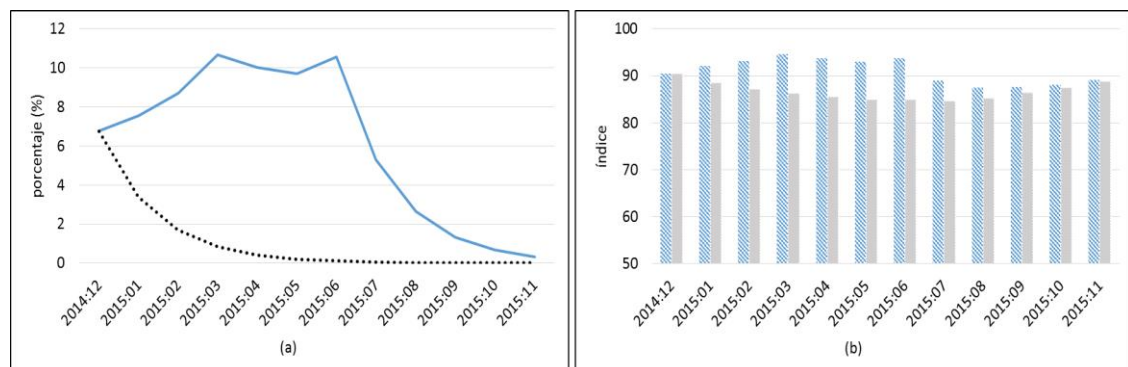
**Tabla 5. Efecto traspaso del choque del índice *commodities***

Periodo	Perú	Chile	Colombia	Brasil	México	Canadá
6	0,0142	0,0144	0,0232	0,0180	0,0188	0,0079
11	0,0298	0,0262	0,0455	0,0327	0,0344	0,0147

Fuente: Elaboración propia, 2016

La tercera variable global que se considera, es el valor del dólar, que ha mostrado un fortalecimiento significativo desde mayo de 2013. En el gráfico 15, se muestra con la línea sólida, la tasa de crecimiento a 12 meses (a) observada, y con la línea punteada, la tasa de crecimiento contrafactual. El siguiente gráfico (b) muestra el nivel observado y contrafactual del índice del dólar considerado.

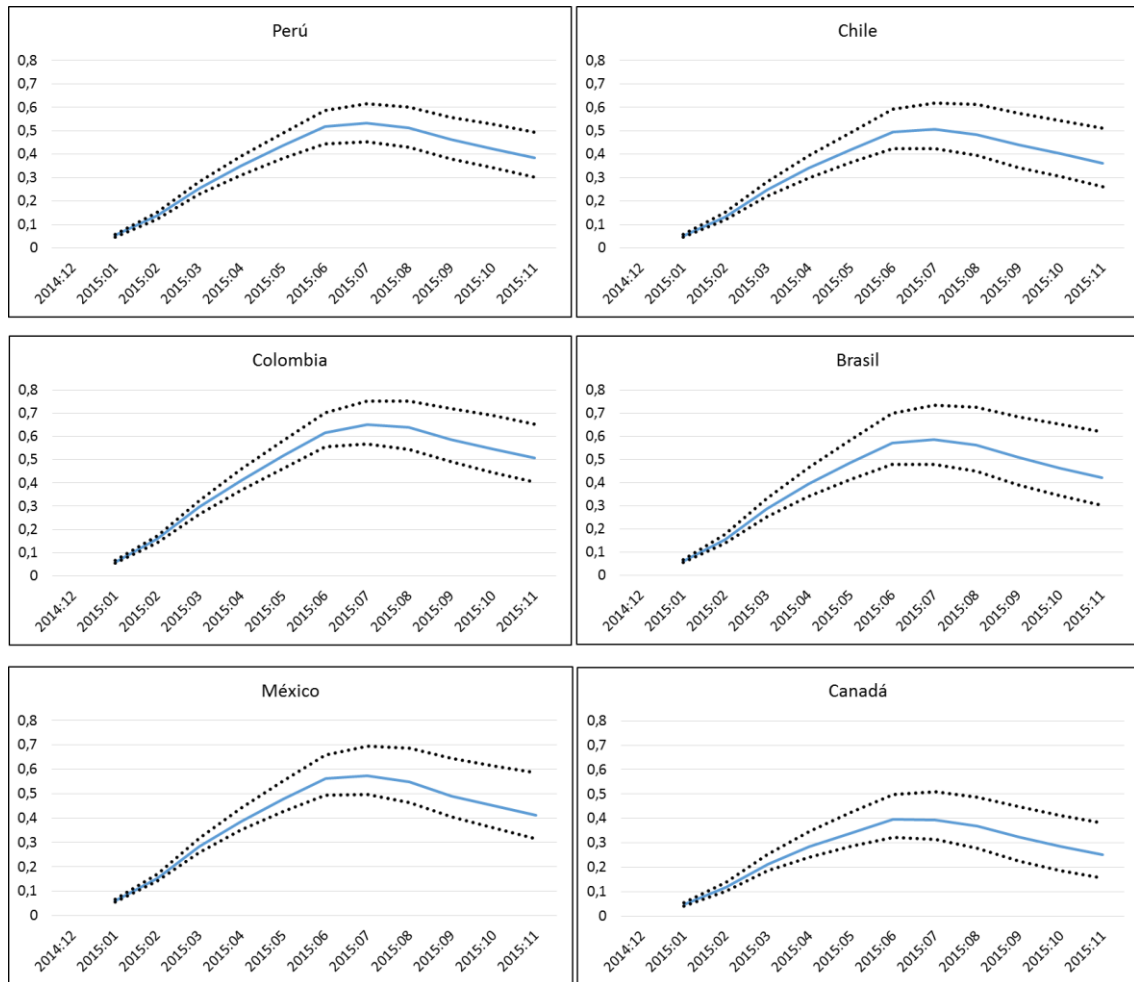
**Gráfico 15. Choque del índice dólar**



Fuente: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. Elaboración propia, 2016

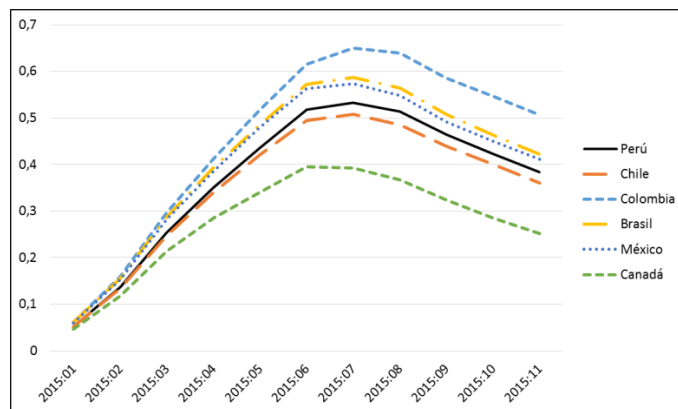
La respuesta de la inflación ante un fortalecimiento del dólar mayor al esperado se observa en el gráfico 16, y se presenta un comparativo entre los países en el gráfico 17. El mayor impacto también se observa en el caso de Colombia, y el menor impacto en el caso de Canadá.

**Gráfico 16. Respuesta de la inflación ante un choque del índice dólar**



Nota: Las líneas punteadas son intervalos de confianza, al 68% por ciento de significancia.  
Fuente: Elaboración propia, 2016

**Gráfico 17. Comparativo de la inflación ante un choque del índice dólar**



Fuente: Elaboración propia, 2016

Adicionalmente, el efecto de traspaso del índice dólar sobre la inflación (tabla 6), muestra impactos mayores que en el caso del precio de los *commodities*, para todos los países. Así, por



ejemplo, el fortalecimiento del 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%, genera un aumento de la inflación de 0,34 puntos porcentuales.

**Tabla 6. Efecto traspaso del choque del índice dólar**

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

Fuente: Elaboración propia, 2016

### 3. Descomposición de varianza de la inflación

Complementariamente, a los resultados presentados previamente, en esta sección se discute los resultados de la descomposición del error de predicción de la varianza de la inflación a 20 periodos para los países de la región y Canadá.

La tabla 7 presenta estos resultados. Para el caso de Perú, se aprecia una mayor contribución del choque de política monetaria, del índice de precios de importación a corto plazo, seguido por un choque de tipo de cambio y brecha producto a largo plazo. Asimismo, se observa en Chile, una fuerte contribución a corto plazo del choque de política monetaria, mientras que a largo plazo se aprecia una contribución del choque del tipo de cambio y de brecha producto. Para Colombia y Brasil, se observa la importancia de un choque de política monetaria y de índice de precios de importación, seguido por brecha producto y tipo de cambio a largo plazo. También se observa para México y Canadá, una mayor contribución del choque de brecha producto, tipo de cambio, seguidos por un choque de política monetaria e índice de precios de importación, respectivamente. Las variables externas por su parte, explican más del 50% del error de predicción de la varianza de la inflación para el caso del Canadá y México. La importancia de estos factores para la inflación disminuye en el caso de Brasil y Colombia, y es aún menor para el caso de Chile y Perú.

**Tabla 7. Descomposición de varianza de la inflación**

Países	Periodo	tasa de referencia	brecha producto	tipo de cambio	índice de importación	inflación	externas
<b>Perú</b>	1	0,2561	0,0374	0,0133	0,1385	0,5205	0,0000
	6	0,2011	0,0980	0,0387	0,0898	0,3304	0,1869
	12	0,1310	0,1132	0,1273	0,0222	0,0763	0,4235
	20	0,1243	0,0889	0,1993	0,0075	0,0129	0,4556
<b>Chile</b>	1	0,1099	0,0069	0,0131	0,0074	0,6133	0,1647
	6	0,0718	0,0278	0,0714	0,0106	0,4014	0,3367
	12	0,0191	0,0397	0,1583	0,0122	0,1004	0,5590
	20	0,0041	0,0385	0,1758	0,0119	0,0173	0,6411
<b>Colombia</b>	1	0,1307	0,0129	0,0027	0,0451	0,2673	0,4215
	6	0,1152	0,0436	0,0224	0,0301	0,1569	0,5514
	12	0,0858	0,0419	0,0448	0,0088	0,0306	0,6762
	20	0,0709	0,0244	0,0490	0,0037	0,0066	0,7336
<b>Brasil</b>	1	0,0390	0,0151	0,0184	0,0264	0,1465	0,5933
	6	0,0398	0,0180	0,0168	0,0238	0,1324	0,6243
	12	0,0338	0,0163	0,0130	0,0115	0,0668	0,7599
	20	0,0198	0,0075	0,0110	0,0015	0,0111	0,8425
<b>México</b>	1	0,0367	0,0049	0,0227	0,0045	0,1160	0,6766
	6	0,0300	0,0055	0,0181	0,0043	0,0980	0,7363
	12	0,0104	0,0053	0,0053	0,0034	0,0431	0,8288
	20	0,0026	0,0034	0,0008	0,0018	0,0172	0,8616
<b>Canadá</b>	1	0,0025	0,0122	0,0006	0,0037	0,0709	0,7827
	6	0,0021	0,0125	0,0027	0,0039	0,0604	0,8193
	12	0,0010	0,0089	0,0066	0,0033	0,0243	0,8649
	20	0,0002	0,0042	0,0065	0,0018	0,0045	0,8730

Nota: las variables externas resumen la interdependencia dinámica de las variables domésticas del resto de países.

Fuente: Elaboración propia, 2016

## Conclusiones

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 rol importante en la evolución de la inflación en América Latina en los últimos 15 años. Asimismo, los resultados 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.

También, la estimación muestra la importancia de factores específicos de país, para la dinámica de la inflación para Colombia, Perú, Chile y Brasil, que pueden explicar, 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 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 USD 90 por barril versus USD 66 reduce la inflación por un año entre 0,2 y 0,4 puntos porcentuales, siendo el impacto 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% 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.

Adicionalmente, se encontró que los factores externos explican más del 50% del error de predicción de la varianza de la inflación para el caso del Canadá y México. La importancia de estos factores para la inflación disminuye en el caso de Brasil y Colombia, y es aún menor para el caso de Chile y Perú. Ello resalta la importancia de la interdependencia dinámica entre los países de la región y una mayor participación conforme se tienen economías más abiertas como por ejemplo Canadá.

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.

## Bibliografía

- Acosta, Ali; Barrález, Daniel; Pérez, Danyira y Pérez, Juan (2012). “La inflación en América Latina durante el período 1995 – 2010: un estudio de panel dinámico de curvas Phillips frecuentista y bayesiano”. México: Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- Blanchard, Olivier y Quah, Danny (1989). “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”. *The American Economic Review*. Vol. 79, N.º 4, 655 – 673.
- Bloch, Harry; Dockery, A. Michael y Sapsford, David (2006). “Commodity Prices and the Dynamics of Inflation in Commodity-Exporting Nations: Evidence from Australia and Canada”. *The Economic Record*, Vol. 82, Special Issue, S97–S109.
- Borio, Claudio y Filardo, Andrew (2007). “Globalization and Inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation”. *BIS Working Papers* N° 227. Bank for International Settlements.
- Canova, Fabio (1993). “Modelling and Forecasting Exchange Rates using a Bayesian Time varying coefficient model”. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 17, 233-262.
- Canova, Fabio y Ciccarelli, Mateo (2004). “Forecasting and turning point predictions in a Bayesian panel VAR model”. *Journal of Econometrics*. Vol. 120, N° 2, 327 – 359.
- Canova, Fabio (2005). “The Transmission of US Shocks to Latin America”. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 20, N.º 2, 229 – 251.
- Canova, Fabio (2007). “Methods for Applied Macroeconomic Research. Chapter 4: VAR Models. Chapter 6: Likelihood Methods. Chapter 10: Bayesian VARs”. USA: Princeton University Press.
- Canova, Fabio y Ciccarelli, Mateo (2006). “Estimating Multi-Country VAR Models”. *Working Paper* N° 603. Germany: European Central Bank.
- Canova, Fabio y Ciccarelli, Mateo (2009). “Estimating Multi-Country VAR Models”. *International Economic Review*. Vol. 50, N.º 3, 929 – 959.

Canova, Fabio; Ciccarelli, Mateo y Ortega, Eva (2007). “Similarities and convergence in G-7 cycles”. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 54, N° 3, 850 – 878.

Canova, Fabio y Ciccarelli, Mateo (2013). “Panel Vector Autoregressive Models: A Survey”. *Working Paper* N° 1507. Germany: European Central Bank.

Chib, Siddhartha y Greenberg, Edward (1995). “Hierarchical analysis of SUR models with extensions to correlated serial errors and time-varying parameter models”. *Journal of Econometrics*. Vol. 68, N° 2, 339 – 360.

Ciccarelli, Mateo y Mojon, Benoît (2005). “Global Inflation”. *Working Paper* N° 537. Germany: European Central Bank.

Ciccarelli, Mateo y Mojon, Benoît (2008). “Global Inflation”. USA: Federal Reserve Bank of Chicago

Ciccarelli, Mateo; Ortega, Eva y Valderrama, María Teresa (2012). “Heterogeneity and Cross-Country Spillovers in Macroeconomic-Financial Linkages”. *Working Papers Series* N° 1498. Germany: European Central Bank.

Cristadoro, Riccardo; Forni, Mario; Riechlin, Lucrezia y Veronese, Giovanni (2005). “A Core Inflation Indicator for the Euro Zone”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 37, N° 3, 539 – 560.

De Gregorio, José; Landerretche, Oscar y Neilson, Christopher (2007). “Another Pass-through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation”. *Economía*. Vol. 7, N° 2, 155 – 208.

Dieppe, Alistair; Legrand, Romain y Van Roye, Björn (2016). “The BEAR toolbox”. *Working Paper* N° 1934. Germany: European Central Bank.

Forni, Mario; Hallin, Marc; Lippi, Marco y Reichlin, Lucrezia (2000). “The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation”. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 82, N° 4, 540 – 554.

Förster, Marcel y Tillmann, Peter (2013). “Local Inflation: Reconsidering the International Comovement of Inflation”. *Joint Discussion Papers Series in Economics* N° 03.

Furlong, Fred e Ingenito, Robert (1996). “Commodity Prices and Inflation”. *FRBSF Economic Review* N.º 2. Federal Reserve Bank of San Francisco.

Gelos, Gaston y Ustyugova, Yulia (2012). “Inflation Responses to Commodity Price Shocks – How and Why Do Countries Differ?” Washington D.C.: International Monetary Fund.

Gerard, Hugo (2012). “Co-movement in Inflation”. *Research Discussion Paper* 2012 – 01. Australia: Reserve Bank of Australia.

Hahn, Elke (2003). “Pass-through of external shocks to euro area Inflation”. *Working Paper* N° 243. Germany: European Central Bank.

Hamilton, James (1983). “Oil and the Macroeconomy since World War II”. *The Journal of Political Economy*, Vol. 91, N.º 2, 228 – 248. USA: The University of Chicago Press.

Jiménez, Miguel y Ramírez, Francisco (2015). “Incidencia de los Choques Externos y Domésticos sobre la Dinámica de la Inflación: Evidencia a partir de un VAR Bayesiano”. *Documento de Trabajo* 2015-02. República Dominicana: Banco Central de República Dominicana.

Kilian, Lutz (2008). “Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the U.S. Economy?” *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 90, N.º 2, 216 – 240.

Kilian, Lutz (2009). “Not All Oil Price Shocks are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market”. *American Economic Review*. Vol. 99, N.º 3, 1053 – 1069.

Kilian, Lutz (2014). “Oil Price Shocks: Causes and Consequences”. *Annual Review of Resource Economics* Vol. 6, 133 – 154.

Lavanda, Guillermo y Rodríguez, Gabriel (2011). “Descomposición histórica de la inflación en Perú. Distinguiendo entre choques de demanda y choques de oferta”. *Economía*. Vol. XXXIV, N.º 67, 126-162.

LeBlanc, Michael R. y Chinn, Menzie D. (2004). “Do High Oil Prices Presage Inflation? The Evidence from G-5 Countries”. *Business economics: the journal of the National Association for Business Economists*. Vol. 39, N.º 2, 38 – 48.

Lora, Eduardo; Powell, Andrew y Tabella, P. (2011) “¿Qué efecto inflacionario tendrá el shock de precios de alimentos en América Latina?” *Resumen de Políticas*. N.º 120. Washington D.C.: Banco Interamericano de Desarrollo.

Mihaljek, Dubravko y Klau, Marc (2008). “Exchange rate pass-through in emerging market economies: What has changed and why?” Suiza: Bank for International Settlements.

Monacelli, Tommaso y Sala, Luca (2009). “The International Dimension of Inflation: Evidence from Disaggregated Consumer Price Data”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 41, Issue Supplement s1, 101–120.

Neely, Christopher J. y Rapach, David E. (2008). “International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics”. Working Paper 2008-025F. USA: Federal Reserve Bank of St. Louis.

Pincheira, Pablo y García, Álvaro (2007). “Impacto inflacionario de un shock de precios del petróleo: Análisis comparativo entre Chile y países industriales”. *Documento de Trabajo* N° 413. Santiago de Chile: Banco Central de Chile.

Salas, Jorge (2011). “¿Qué explica las fluctuaciones de la inflación en el Perú en el periodo 2002 – 2008? Evidencia de un análisis VAR estructural”. *Revista Estudios Económicos* N°16, 9 – 36. Perú: Banco Central de Reserva del Perú.

Stock, James y Watson, Mark (2002). “Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors”. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 97, N.º 460, 1167 – 1179.

Winkelried, Diego (2012). “Traspaso del tipo de cambio y metas de inflación en el Perú”. *Revista Estudios Económicos* N.º 23, 9 – 24. Perú: Banco Central de Reserva del Perú.



## **Anexos**

## Anexo 1. Algoritmo de estimación del modelo

Considerando  $Y^T = (Y_1, \dots, Y_T)$  que representa los datos, y que los componentes del vector  $\psi = (\mu, \Psi^{-1}, \Omega^{-1}, \sigma^{-2}, B_f^{-1}, \bar{\theta}, \{\theta_t\})$  no son conocidos, se requiere contar con su distribución conjunta. Asimismo,  $\psi_{-\alpha}$  es un vector de  $\psi$  que excluye el parámetro  $\alpha$ . Sobre la ley de movimiento del modelo, se tiene que  $\theta_{t-1}^* = (I - C)\bar{\theta} + C\theta_{t-1}$ , y  $\tilde{\theta}_t = \theta_t - C\theta_{t-1}$ . Los posteriors condicionales del vector  $\psi$  son:

$$\mu | Y^T, \psi_{-\mu} \sim N(\hat{\mu}, \hat{\Sigma}_\mu)$$

$$\Psi^{-1} | Y^T, \psi_{-\Psi} \sim W(z_0 + 1, \hat{Q}_0)$$

$$\Omega^{-1} | Y^T, \psi_{-\Omega} \sim W(z_1 + T, \hat{Q}_1)$$

$$B_f^{-1} | Y^T, \psi_{-B_f} \sim W(T * \dim(\theta_t^f) + z_{2f}, \hat{Q}_{2f})$$

$$\sigma^{-2} | Y^T, \psi_{-\sigma^2} \propto (\sigma^{-2})^{\frac{a_1}{2}-1} \exp\left\{-\frac{a_2 \sigma^{-2}}{2}\right\} \times \mathcal{L}(\theta, Y | Y^T)$$

$$\bar{\theta} | Y^T, \psi_{-\bar{\theta}} \sim N(\hat{\bar{\theta}}, \hat{\Psi}),$$

Donde

$$\hat{\mu} = \hat{\Sigma}_\mu (\mathcal{P}' \Psi^{-1} \bar{\theta} + \Sigma_\mu^{-1} \bar{\mu})$$

$$\hat{\Sigma}_\mu = (\mathcal{P}' \Psi^{-1} \mathcal{P} + \Sigma_\mu^{-1})^{-1}$$

$$\hat{Q}_0 = [Q_0^{-1} + (\bar{\theta} - \mathcal{P}\mu)(\bar{\theta} - \mathcal{P}\mu)']^{-1}$$

$$\hat{Q}_1 = \left[ Q_1^{-1} + \sum_t (Y_t - Z_t \theta_t) \sigma_t^{-1} (Y_t - Z_t \theta_t)' \right]^{-1}$$

$$\hat{Q}_{2f} = \left[ Q_{2f}^{-1} + \sum_t (\theta_t^f - \theta_{t-1}^{*f})(\theta_t^f - \theta_{t-1}^{*f})' \right]^{-1}$$

$$\hat{\theta} = \hat{\Psi} \left[ \Psi^{-1} \mathcal{P} \mu + (I - C)' B^{-1} \sum_t \tilde{\theta}_t \right]$$

$$\hat{\Psi} = \left[ \Psi^{-1} + (I - C)' B^{-1} (I - C) \sum_t 1 \right]^{-1}$$

La posterior condicional de  $(\theta_1, \dots, \theta_T | Y^T, \psi_{-\theta_t})$ , puede ser obtenido a través del filtro de Kalman. Dado  $\theta_{0|0}$  y  $R_{0|0}$ , se generan las recursiones:

$$\theta_{t|t} = \theta_{t-1|t-1}^* + (R_{t-1|t-1}^* Z_t F_{t|t-1}^{-1})(Y_t - Z_t \theta_{t-1|t-1}^*)$$

$$R_{t|t} = (I - (R_{t-1|t-1}^* Z_t F_{t|t-1}^{-1}) Z_t) (R_{t-1|t-1}^* + \bar{B})$$

$$F_{t|t-1} = Z_t R_{t-1|t-1}^* Z_t' + Y_t$$

Donde  $\theta_{t-1|t-1}^*$  y  $R_{t-1|t-1}^*$  representan la media y la matriz de varianza – covarianza de la distribución condicional de  $\theta_{t-1|t-1}$ , respectivamente. Para obtener una muestra  $\{\theta_t\}$  de la distribución posterior conjunta  $(\theta_1, \dots, \theta_T | Y^T, \psi_{-\theta_t})$ , el resultado del filtro de Kalman se utiliza para simular  $\theta_T$  de  $N(\theta_{T|T}, R_{T|T})$ , y así recursivamente hasta  $\theta_1$ , donde  $\theta_t = \theta_{t|t} + R_{t|t} R_{t+1|t}^{-1} (\theta_{t+1} - \theta_{t|t})$ , y  $R_t = R_{t|t} - R_{t|t} R_{t+1|t}^{-1} R_{t+1|t}$ .

Dado que la posterior condicional de  $\sigma^2$  no es estándar, se necesita del algoritmo Metropolis para obtener resultados de dicho parámetro, donde en cada iteración se genera un candidato  $(\sigma^2)^* = (\sigma^2)^l + z$ , donde  $z$  es una variable aleatoria normal con media cero y varianza  $c^2$ . Para esto, el candidato es aceptado con probabilidad igual al kernel de la densidad  $(\sigma^2)^*$  al kernel de la densidad de  $(\sigma^2)^l$ . También,  $c^2$  es elegido para lograr una tasa de aceptación.

## Anexo 2. Ejercicio del modelo 2

El modelo simple para dos países, dos variables, y dos rezagos, en su forma original en ausencia de interdependencia dinámica tiene la siguiente forma:

$$\begin{pmatrix} y_{11,t} \\ y_{12,t} \\ y_{21,t} \\ y_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11,11}^1 & a_{11,12}^1 & 0 & 0 \\ a_{11,21}^1 & a_{11,22}^1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{22,11}^1 & a_{22,12}^1 \\ 0 & 0 & a_{22,21}^1 & a_{22,22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{11,t-1} \\ y_{12,t-1} \\ y_{21,t-1} \\ y_{22,t-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} a_{11,11}^2 & a_{11,12}^2 & 0 & 0 \\ a_{11,21}^2 & a_{11,22}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{22,11}^2 & a_{22,12}^2 \\ 0 & 0 & a_{22,21}^2 & a_{22,22}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{11,t-2} \\ y_{12,t-2} \\ y_{21,t-2} \\ y_{22,t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11,t} \\ \varepsilon_{12,t} \\ \varepsilon_{21,t} \\ \varepsilon_{22,t} \end{pmatrix}$$

En este modelo no hay un factor común en todo el sistema, es decir, se asume  $\theta_1 = \begin{pmatrix} \theta_{11} \\ \theta_{12} \\ \theta_{13} \\ \theta_{14} \end{pmatrix}$ .

Como hay dos unidades, el vector que contiene información específica de cada unidad de análisis es  $\theta_2 = \begin{pmatrix} \theta_{21} \\ \theta_{22} \end{pmatrix}$ . Igualmente, como hay dos variables endógenas, el vector que contiene información de cada variable endógena, es  $\theta_3 = \begin{pmatrix} \theta_{31} \\ \theta_{32} \end{pmatrix}$ .

En este ejemplo las dimensiones de las matrices,  $F_1$  es  $32 \times 4$ ,  $F_2$  es  $32 \times 2$ ,  $F_3$  es  $32 \times 2$ .

$$\begin{pmatrix} y_{11,t} \\ y_{12,t} \\ y_{21,t} \\ y_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} i_1 & i_2 & i_3 & i_3 \\ i_1 & i_2 & i_3 & i_3 \\ i_3 & i_3 & i_6 & i_7 \\ i_3 & i_3 & i_6 & i_7 \\ i_1 & i_2 & i_3 & i_3 \\ i_1 & i_2 & i_3 & i_3 \\ i_3 & i_3 & i_6 & i_7 \\ i_3 & i_3 & i_6 & i_7 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_{11} \\ \theta_{12} \\ \theta_{13} \\ \theta_{14} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned}
& + \begin{pmatrix} Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} i_8 & i_3 \\ i_8 & i_3 \\ i_3 & i_4 \\ i_3 & i_4 \\ i_8 & i_3 \\ i_8 & i_3 \\ i_3 & i_4 \\ i_3 & i_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_{21} \\ \theta_{22} \end{pmatrix} \\
& + \begin{pmatrix} Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Y_{t-1} & 0 & 0 & 0 & Y_{t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} i_8 & i_3 \\ i_3 & i_8 \\ i_4 & i_3 \\ i_3 & i_4 \\ i_8 & i_3 \\ i_3 & i_8 \\ i_4 & i_3 \\ i_3 & i_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_{31} \\ \theta_{32} \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

Donde  $i_1 = [1\ 0\ 0\ 0]'$ ,  $i_2 = [0\ 1\ 0\ 0]'$ ,  $i_3 = [0\ 0\ 0\ 0]'$ ,  $i_4 = [0\ 0\ 1\ 1]'$ ,  $i_5 = [1\ 0\ 0\ 0]'$ ,  $i_6 = [0\ 0\ 1\ 0]'$ ,  $i_7 = [0\ 0\ 0\ 1]'$ ,  $i_8 = [1\ 1\ 0\ 0]'$  definiendo  $Z_{11,t} = Y_{t-1} \times i_1 + Y_{t-2} \times i_1$ ,  $Z_{12,t} = Y_{t-1} \times i_2 + Y_{t-2} \times i_2$ ,  $Z_{33,t} = Z_{23,t} = Z_{13,t} = Y_{t-1} \times i_3 + Y_{t-2} \times i_3$ ,  $Z_{31,t} = Z_{21,t} = Y_{t-1} \times i_8 + Y_{t-2} \times i_8$ ,  $Z_{22,t} = Z_{32,t} = Y_{t-1} \times i_4 + Y_{t-2} \times i_4$ ,  $Z_{14,t} = Y_{t-1} \times i_6 + Y_{t-2} \times i_6$ ,  $Z_{15,t} = Y_{t-1} \times i_7 + Y_{t-2} \times i_7$ .

Así, la primera variable del modelo  $y_{11,t}$ , se puede escribir como:

$$y_{11,t} = Z_{11,t}\theta_{11} + Z_{12,t}\theta_{12} + Z_{21,t}\theta_{21} + Z_{31,t}\theta_{31}$$

Donde

$$Z_{11,t} = y_{11,t-1} + y_{11,t-2}.$$

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

$$Z_{21,t} = Z_{31,t} = y_{11,t-1} + y_{12,t-1} + y_{11,t-2} + y_{12,t-2}.$$

El modelo compacto se expresa de la siguiente forma:

$$y_t = Z_{1,t}^* \theta_1 + Z_{2,t}^* \theta_2 + Z_{3,t}^* \theta_3$$

## **Nota biográfica**

### **Arnold Rubén Rivasplata Ramírez**

Lima, 1989. Bachiller en Ciencias Sociales con mención en Economía por la Pontificia Universidad Católica del Perú, y egresado de la maestría en economía de la Universidad del Pacífico. Cuenta con 04 años de experiencia en administración pública, y en temas de investigación sobre desarrollo económico, sector energético y salud. Asimismo, ha sido analista económico del Despacho Ministerial y de la Dirección General de Concesiones en Transportes del Ministerio de Transportes y Comunicaciones, y anteriormente ha sido asistente de investigación en la Universidad ESAN.