



Política monetaria y choques de oferta: El fin del super-ciclo de *commodities* en América Latina

Fadua Camacho y Joel González¹

Resumen

El presente trabajo muestra que el choque de oferta, asociado al fin del super-ciclo de *commodities*, generó la mayor parte de las fluctuaciones cíclicas en el crecimiento e inflación en América Latina durante el período 2014-2016. Empleando un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales con restricciones de signos, se muestra que en los países importadores netos de *commodities* el choque de oferta se reflejó en mayores tasas de crecimiento y menor inflación, registrándose el efecto contrario en las economías exportadoras netas de *commodities*. Posteriormente, se destaca la disyuntiva que enfrentaron los bancos centrales de la región sobre la reacción adecuada de tasa de interés ante estos episodios y se revisan las herramientas complementarias con que cuentan. Se argumenta que, aún en presencia de altas volatilidades inflacionarias y cambiarias originadas por el choque de oferta, los bancos centrales lograron mantener ancladas las expectativas de inflación.

Clasificación JEL: E12, E32, E52, E58.

Palabras clave: Política monetaria, choques de oferta, vector autorregresivo con restricción de signos, macroprudencial, comunicación del banco central, expectativas..

1 Introducción

A partir del inicio de la década de los 90s del siglo pasado, se verificó una tendencia en los bancos centrales a transitar de esquemas de múltiples objetivos a marcos de política monetaria que priorizaban la estabilidad de precios como mandato principal y, en ocasiones, exclusivo. De manera particular, una mayor cantidad de bancos centrales fue adoptando Esquemas de Meta de Inflación (EMI)². En términos generales, este esquema de política monetaria se sustenta en un modelo teórico

¹Departamento de Programación Monetaria y Estudios y Económicos del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). Para preguntas y comentarios escribir a f.camacho@bancentral.gov.do y j.gonzalez@bancentral.gov.do. El resultado de esta investigación no representa la visión del BCRD. Cualquier error u omisión es estricta responsabilidad de los autores.

²De este modo los bancos centrales se comprometían de manera formal a mantener la inflación en torno a un objetivo en un horizonte temporal predeterminado. Sin embargo, la adopción de un EMI comprende mucho más que el anuncio formal de un objetivo numérico para la inflación. También implica una política comunicacional más activa, un fortalecimiento en la capacidad de pronóstico macroeconómico, un estudio de los mecanismos de transmisión y de las

neokeynesiano estándar, caracterizado por rigideces en el corto plazo en precios y salarios. En estos modelos, la demanda agregada es el principal factor que determina las fluctuaciones cíclicas, al tiempo que la dinámica inflacionaria está influenciada, principalmente, por desvíos de la actividad económica respecto a su nivel potencial (brecha del producto).

La correlación positiva entre el crecimiento económico y la inflación, que surge ante un choque de demanda, permite que un ajuste de la tasa de política monetaria (TPM) corrija tanto el desvío inflacionario como el desvío de la actividad económica. Esta “divina coincidencia”, originada en el co-movimiento positivo de estas dos variables, es lo que permite a la autoridad monetaria estabilizar tanto la inflación como el producto con un único instrumento.

Sin embargo, ¿qué sucede ante la ocurrencia de choques de oferta, en los cuales se genera una correlación negativa entre crecimiento e inflación?

La correlación negativa entre inflación y crecimiento durante choques de oferta impone una disyuntiva en términos de reacción de política monetaria. Si un banco central que está enfrentando un choque positivo de oferta actúa consecuente con su mandato principal de mantener la inflación en torno a su meta, debería aplicar medidas expansivas para revertir la tendencia a la baja de la inflación. Sin embargo, las condiciones monetarias expansivas, en un contexto de una brecha positiva del producto, podrían sobrecalentar la economía y generar desequilibrios importantes en los sistemas financieros, que pondrían en riesgo la estabilidad macroeconómica en el mediano plazo y provocarían desvíos inflacionarios aún mayores.

Por otro lado, si no se reacciona ante el choque positivo de oferta, la inflación se podría ubicar por períodos prolongados en niveles alejados de la meta anunciada. Esta situación podría generar un “desanclaje” de las expectativas de los agentes económicos y pérdida de credibilidad en el banco central. Decida reaccionar o no el banco central a los choques de oferta, será sumamente importante la comunicación sobre el razonamiento detrás de las decisiones de política monetaria.

Las variaciones en los precios de los *commodities* en las últimas décadas han contribuido a un mayor estudio del rol de los choques de oferta en las fluctuaciones cíclicas. Ante este fenómeno surge la duda si los modelos *neokeynesianos* tradicionales ofrecen a los hacedores de política el mejor marco analítico, al tomar en cuenta que los choques de oferta juegan un papel secundario en la “curva de Phillips” tradicional, generalmente relegado a su componente estocástico.

El período 2014-2016 estuvo caracterizado por una reducción prolongada en el precio internacional de los bienes primarios. Inicialmente, se proyectaba que esta reducción en los precios sería poco persistente, sin embargo, la realidad fue que se extendió más allá de los horizontes de política monetaria de los bancos centrales. Este fenómeno impactó de manera significativa los términos de intercambio de la región latinoamericana, identificándose claramente dos grupos de países: los importadores y los exportadores netos de *commodities*.

expectativas de los agentes económicos, así como la necesidad de mayor autonomía y rendición de cuentas. El Banco Central de Nueva Zelanda fue el pionero en implementarlo en 1990 y, desde entonces, gradualmente una mayor cantidad de bancos centrales lo han adoptado formalmente, alcanzando en 2017 un total de 33 países. De éstos, alrededor de un 60% (20 países) corresponden a economías emergentes y 9 pertenecen a la región de América Latina.

Ante este reto para la política monetaria, surgen tres preguntas importantes que pretenden ser abordadas en este trabajo: (1) ¿Cuál fue el impacto del choque de oferta originado por el fin del super-ciclo de los *commodities* sobre las fluctuaciones cíclicas de las economías de América Latina?; (2) ¿Cómo reaccionaron los bancos centrales de la región ante la ocurrencia de este choque?; y (3) ¿Lograron los bancos centrales mantener ancladas las expectativas de inflación durante el período?

Para responder estas inquietudes, se analiza el impacto de los choques de oferta sobre el crecimiento y la inflación de siete economías de América Latina durante el período 2014-2016. Los resultados de las especificaciones de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés), con una estrategia de identificación por medio de restricciones de signos, muestran que en los países importadores netos de *commodities* el choque de oferta se reflejó en mayores tasas de crecimiento y menor inflación, registrándose el efecto contrario en las economías exportadoras netas de *commodities*.

A la luz de esta evidencia, se evalúa la reacción de la política monetaria de los bancos centrales, resaltándose que la toma de decisiones basada en la prescripción de política convencional para EMI podría ser insuficiente para preservar la estabilidad macroeconómica. Se argumenta que, ante la incidencia de los choques de oferta que pudieran provocar una reacción procíclica de la política monetaria, los bancos centrales cuentan con herramientas complementarias. Por último, se destaca que los bancos centrales de la región lograron mantener ancladas las expectativas de inflación, aún en presencia de altas volatilidades inflacionarias y cambiarias originadas por el choque de oferta.

El aporte de este estudio a la literatura consiste principalmente en cuantificar el impacto para la región del choque de oferta provocado por el fin del super-ciclo de *commodities* durante el período 2014-2016, diferenciando los efectos sobre las economías importadoras y exportadoras de *commodities*. En adición, se contribuye al debate sobre las limitaciones que enfrenta la política monetaria al emplear un único instrumento de política monetaria, sin tomar en cuenta los potenciales desequilibrios del sistema financiero si los bancos centrales se concentran exclusivamente en corregir los desvíos inflacionarios.

El contenido del trabajo está organizado de la siguiente manera: en la sección II se presentan los hallazgos de las investigaciones que se han enfocado en el impacto de los choques de oferta, así como sobre la importancia de las políticas macroprudenciales y comunicacionales. En la sección III se aborda la estrategia econométrica que se implementará para identificar estos choques. En la sección IV, se muestra una descripción estadística sobre el crecimiento e inflación en América Latina durante 2005-2017. Posteriormente, se presentan los resultados sobre el choque de oferta para la región en la sección V y se analizan sus implicancias para la política monetaria en la sección VI. Por último, se presentan las principales conclusiones y retos hacia adelante para los bancos centrales ante la ocurrencia de estos choques.

2 Revisión de la literatura

En los esquemas modernos de política monetaria existe consenso, en términos generales, de que el principal objetivo de los bancos centrales debe ser la estabilidad de precios. Detrás de estos consensos subyace el modelo *neokeynesiano*, planteado por Clarida, Galí y Gertler (1999).

En este modelo, existe una regla para la TPM que define la reacción de la política monetaria ante las fluctuaciones cíclicas de la economía³. Esta función de reacción de la política monetaria, o regla de Taylor, se puede representar por:

$$TPM_t = i_t^{ext} + \pi_t + \alpha (\pi_t - \pi_t^*) + \beta (y_t - y_t^*) + \mu_t \quad (1)$$

donde TPM_t es la tasa de política monetaria nominal, i_t^{ext} es la tasa de interés real externa, π_t es la inflación interanual en el período t , π_t^* es la meta de inflación, y_t es el nivel de la producción real, y_t^* es el nivel de la producción real potencial y μ_t corresponde a un choque estocástico. Esta especificación de la regla de política monetaria asume que se cumple la paridad de tasas de interés.

De acuerdo a la regla, un banco central debe incrementar la tasa de interés ante una brecha positiva de inflación o de producto. Por tanto, la dirección del ajuste a la TPM es evidente cuando la desviación de la inflación respecto a su meta y la brecha del producto van en la misma dirección. Sin embargo, la regla de Taylor no ofrece a los hacedores de políticas una solución igual de sencilla cuando ambas variables se mueven en direcciones opuestas.

La ausencia de una respuesta de política monetaria sugerida en este último caso se relaciona con la visión teórica tradicional sobre el rol que tienen los choques de oferta y demanda sobre las fluctuaciones cíclicas. La teoría económica sobre la cual se fundamenta el modelo *neokeynesiano* considera que los choques de demanda determinan las desviaciones del producto e inflación en el corto plazo. Mientras, los choques de oferta solo tienen efectos en el largo plazo, ya que se relacionan con cambios en los costos marginales de las firmas de manera que afectan la tendencia de largo plazo del crecimiento. Por tanto, la política monetaria en su rol de suavizar los ciclos solo debería reaccionar a los choques de demanda.

Con base en estas nociones teóricas, una parte de la literatura económica aborda la identificación de los choques de oferta y demanda. Un trabajo seminal es el de Blanchard y Quah (1989a), cuyos resultados son consistentes con la teoría Keynesiana tradicional. En principio, los autores definen un choque de oferta como aquel que tiene un impacto permanente sobre el producto y un choque de demanda como aquel con un efecto de corto plazo. Empleando estos supuestos, la identificación de los choques se logra a través de la aplicación de restricciones temporales a las funciones de impulso-respuesta del Vector Autorregresivo (VAR). Esta estrategia revela que las fluctuaciones transitorias de la actividad económica de Estados Unidos entre 1950 y 1987 se explican por los

³Este modelo, de equilibrio general con dinero y rigideces temporales en los precios, además se caracteriza a través de: una curva de demanda agregada o "IS" (Investment-Savings), que refleja la relación inversa entre la tasa de interés real y la brecha del producto; y, una curva de oferta agregada o la "curva de Phillips", que asume una relación positiva entre la brecha del producto y la inflación ($\pi_t = \alpha \pi_{t+i} + (1 - \alpha) \pi_{t-i} + \beta (y_t - y_t^*) + \epsilon_t$) donde ϵ_t corresponde a un choque estocástico y el subíndice i denota el horizonte de tiempo de los componentes retrospectivos (backward looking) y prospectivos (forward-looking)

choques de demanda, mientras los choques de oferta tienen efectos permanentes sobre la misma. Los resultados sugieren que los choques de demanda explican más del 80% de la variabilidad en el producto en el corto plazo.

En contradicción con Blanchard y Quah (1989a) y Keating (2013) demuestra que los choques de demanda pueden tener efectos en el largo plazo, por lo que asume que un choque de demanda agregada impacta los precios y el producto en la misma dirección y un choque de oferta en sentido contrario. Sin embargo, no establece restricciones a la respuesta de estas variables en el largo plazo ante un choque de demanda. Con base en estos argumentos, interpreta los resultados empíricos previos de Keating y Nye (1998), señalando que los choques de demanda agregada tuvieron un efecto permanente en algunas economías del G7 en el período previo a la Primera Guerra Mundial.

Clarida y Galí (1994) emplearon técnicas similares para descomponer las fluctuaciones en un choque de oferta y dos choques de demanda (de política fiscal y de política monetaria). Para eso, los autores implementaron tres restricciones temporales: que la política fiscal y la política monetaria no tienen efectos sobre el producto en el largo plazo y que la política monetaria no afecta la postura fiscal en el largo plazo.

Pagliacci (2019) aplicó la metodología de restricciones de signos para identificar choques de oferta y demanda para Estados Unidos y siete países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela) entre 1996 y 2012, por medio de la estimación de una especificación VAR bivariada con el crecimiento del producto y la inflación. Sus resultados revelan que, previo al fin del superciclo de *commodities*, los choques de oferta explican de forma sustancial las fluctuaciones del producto y de los precios; en cinco países explican más del 50% de la varianza del crecimiento en el corto plazo.

La restricción de signos es una alternativa para la identificación de choques en un VAR. Esta técnica fue originalmente empleada por Uhlig (2005) para estimar el efecto de un choque de política monetaria sobre el producto, imponiendo restricciones de signos a la respuesta de los precios, las reservas y la tasa de interés al choque indicado. De esta forma, la restricción de signos permite incorporar explícitamente las ideas teóricas *a priori* sobre una relación positiva o negativa entre las variables.

Por otro lado, durante la última década los bancos centrales han incorporado las políticas macroprudenciales a su arsenal de herramientas ante la importancia de tomar en cuenta los potenciales desequilibrios del sistema financiero que pudieran generarse si los bancos centrales se concentran exclusivamente en corregir los desvíos de la inflación. Uno de los principales objetivos de estas políticas es reducir la retroalimentación procíclica que se genera entre el precio de los activos y el crédito, así como contener un aumento insostenible en el endeudamiento, que generalmente se observa en períodos de sobrecalentamiento de la economía como ocurre en presencia de choques positivos de oferta.

Es importante destacar que también hay evidencia sobre la utilidad de las medidas macroprudenciales en períodos de choque de oferta negativos. De acuerdo al FMI (2013), estas herramientas han sido exitosas en prevenir contracciones del crédito, debido a que entidades financieras mejor

capitalizadas pueden continuar canalizando financiamiento de manera más fácil durante la parte baja del ciclo.

La coexistencia de las políticas monetarias y macroprudenciales impone un reto adicional sobre la estrategia comunicacional de los bancos centrales. F. y Castro (2017) encuentran evidencia para Brasil de que el anclaje de las expectativas se pone en riesgo cuando los anuncios de las políticas monetarias y macroprudenciales no están sincronizados, resaltando la importancia de la comunicación en estos períodos.

Durante episodios de choques de oferta, mantener ancladas las expectativas enfrenta una dificultad adicional dado que la volatilidad de la inflación de corto plazo es significativa. En este sentido, Levin, Natalucci, Piger y col. (2004) encuentran que un EMI creíble, en adición a reducir la persistencia de la inflación, desacopla la dinámica inflacionaria de corto plazo de las expectativas de inflación de largo plazo.

3 Metodología

El presente trabajo identifica los choques de oferta por medio de un VAR bivariado con crecimiento e inflación, mediante la técnica de restricción de signos planteada por Uhlig (2005), similar a Pagliacci (2019). Las restricciones toman en consideración los argumentos de que tanto los choques de oferta pueden tener efectos en el corto plazo, así como los choques de demanda pueden tener efectos permanentes sobre el producto, siguiendo a Keating (2013). Estas restricciones temporales definen la respuesta contemporánea y de largo plazo de la dinámica de las variables ante el impacto de los choques, y son las que permiten definir los choques como estructurales.

3.1 Modelo econométrico

Para identificar la parte del ciclo explicada por choques de oferta (y demanda) agregada, se parte de un modelo que permite caracterizar la interacción simultánea entre el producto y los precios ante la presencia de cada uno de estos choques. La metodología econométrica utilizada consiste en un modelo VAR estructural de la siguiente forma:

$$B_0 x_t = B_1 x_{t-1} + \dots + B_p x_{t-p} + w_t \quad (2)$$

Donde x_t representa un vector con las variables del modelo en el período t , p son los rezagos de estas variables, las matrices B contienen los coeficientes a estimar de los rezagos y w_t es el vector de errores estructurales o efectos de factores exógenos al modelo. Este modelo VAR(p) estándar es utilizado para representar un caso particular de dos variables, crecimiento (y) e inflación (π):

$$\begin{aligned} y_t &= b_{11}^1(0)y_{t-1} + b_{12}^1(0)\pi_{t-1} + \dots + b_{11}^p(p)y_{t-p} + b_{12}^p(p)\pi_{t-p} + w_{1t} \\ \pi_t &= b_{21}^1(0)y_{t-1} + b_{22}^1(0)\pi_{t-1} + \dots + b_{21}^p(p)y_{t-p} + b_{22}^p(p)\pi_{t-p} + w_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

Donde b representan los elementos de la matriz de coeficientes y el vector de término de error

estructural w_t tiene una matriz de varianza-covarianza que se normaliza de tal forma que:

$$\mathbb{E}(w_t w_t') = \Sigma_w = I_K \quad (4)$$

Donde I_K es una matriz identidad de dimensión K , donde K es 2, el número de variables en el modelo. Utilizando el operador de rezagos, el VAR se puede representar de forma reducida como:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11}(L) & b_{12}(L) \\ b_{21}(L) & b_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Equivalente a:

$$Z_t = AZ_{t-1} + u_t \quad (6)$$

En esta representación, Z es un vector columna con las dos variables endógenas del modelo, que se supone son estacionarias, A es una matriz que contiene información de los coeficientes autorregresivos y u es el vector de residuos o innovación de la forma reducida. Tal que $u_t = P\eta_t$ donde P es la descomposición de Cholesky de Σ_u , una matriz no-singular y triangular inferior y los choques η_t , que se interpretan como los choques estructurales, no están correlacionados y tienen varianza unitaria.

La función de respuesta al impulso de los choques estructurales se obtiene de:

$$IR_t = A^{t-1}PQ \quad (7)$$

donde Q es la matriz de rotación tal que $QQ' = Q'Q = I$, los choques estructurales se recuperan de $u_t = PQw_t^*$, y cada una de las posibles soluciones de w_t^* consiste en choques no relacionados con varianza unitaria.

3.2 Estrategia de identificación: Restricción de signos

Para recuperar la respuesta de las variables del VAR a los errores estructurales es necesario imponer ciertas restricciones. Para esto, se emplean restricciones de signos, siguiendo a Uhlig (2005), las cuales se basan en la dirección esperada sobre las cantidades y precios ante movimientos en las curvas de oferta y demanda. Específicamente, se postula que:

$$\begin{pmatrix} u_t^q \\ u_t^p \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} + & + \\ - & + \end{bmatrix} \begin{pmatrix} w_t^s \\ w_t^d \end{pmatrix} \quad (8)$$

Es decir, un choque expansivo de oferta (w_t^s), tiene un impacto positivo sobre el crecimiento y negativo sobre la inflación, mientras que un choque expansivo de demanda (w_t^d) tiene efectos positivos en ambas variables.

La cantidad de períodos a los cuales se les impone la restricción de signos debe ser mínima, para reducir la rigidez de los supuestos del modelo. En el presente caso, las restricciones de signos se aplicaron por 4 trimestres, con base en la duración mínima de las fases del ciclo, de acuerdo a la

literatura sobre el tema⁴.

La implementación de esta estrategia se puede esquematizar en cinco pasos: (1) se realiza la estimación de un VAR en forma reducida; (2) se extraen las innovaciones ortogonales del modelo utilizando la descomposición de Cholesky y se computan las funciones de respuesta al impulso asociadas al VAR en forma reducida; (3) se verifica si los impulso-respuesta cumplen con las restricciones de signos; (4) se almacenan los resultados cuando se cumplen estas restricciones y se descartan el resto de estimaciones; y, (5) se repiten los pasos del (2) al (4) empleando varias matrices, sorteando valores aleatorios de una distribución normal⁵.

El proceso antes detallado permite obtener un conjunto de modelos estructurales consistentes con las restricciones de signos, donde el mecanismo de selección del cuarto paso se conoce como un enfoque puro de restricción de signos, de acuerdo a Uhlig (2005)⁶.

Una vez se repiten los pasos anteriores⁷ y se obtiene el número deseado de funciones de impulso-respuesta que cumplan con las restricciones, se puede calcular la mediana o cualquier otro percentil de esta distribución de impulsos-respuesta. A partir de los resultados de estas estimaciones, se realiza una descomposición histórica del crecimiento y la inflación.

La selección del número de variables toma en consideración la creciente demanda computacional de estimar un modelo de mayor dimensión bajo esta metodología. Asimismo, en la medida en que se incluyen más variables, distinguir los choques específicos puede tornarse una tarea más compleja si dos o más choques distintos pueden tener el mismo efecto (en signos) sobre una de las variables del modelo⁸. En este caso, es posible identificar ambos choques con solo dos variables, al explotarse la información sobre la dirección en que un choque de oferta y un choque de demanda impactan al crecimiento y la inflación.

Para evaluar el impacto de los choques de oferta y demanda en los ciclos del crecimiento y de la inflación, se analiza la descomposición histórica de cada una de estas variables, donde los valores observados se dividen en: (1) el componente explicado por choques de oferta, (2) el componente explicado por choques de demanda, y (3) su tendencia. Esto significa que, en el caso de ausencia de choques, la economía crecería en congruencia con su tendencia de largo plazo, siempre

⁴Para Centroamérica (CA), Roache (2008) sugiere que los ciclos económicos tienen frecuencias de entre 6 y 32 trimestres. Beteta y Moreno-Brid (2014) encuentran que en CA y República Dominicana (RD) la fase expansiva tiene una duración promedio de 2.5 años y la contractiva de 3.0 años. Para América Latina (AL), Gómez-González y col. (2013) presentan evidencia de que los ciclos de corto plazo tienen una frecuencia de entre 5 y 32 trimestres. Claessens, Kose y Terrones (2010) identifican que la duración promedio de las recesiones en AL es de 3.79 trimestres.

⁵Esta metodología de generar matrices de variables aleatorias con distribución normal estandarizada se conoce como la transformación de Householder (Fry y Pagan 2011b).

⁶Esta metodología posee dos desventajas: solo considera los impulso-respuesta que son consistentes con las restricciones establecidas, como señala Danne (2015), y es demandante en términos computacionales. Sin embargo, es más agnóstica que las otras metodologías propuestas. Para reducir la demanda computacional de procedimiento, la rutina se detiene una vez se alcancen un número deseado de matrices (500) que cumplan con las restricciones establecidas.

⁷En el presente trabajo se establecen un máximo de diez mil repeticiones, excepto cuando se indique lo contrario.

⁸Wolf (2017) se refiere a esta falla en la identificación como “choques enmascarados”. El autor señala la posibilidad de que aun cuando otro choque no cause el mismo efecto sobre una variable, una combinación de otros choques sí lo haga.

que en la cantidad de períodos elegidos para las restricciones de signos se capturen de manera adecuada las fluctuaciones cíclicas de corto plazo. Adicionalmente, se observan las funciones de impulso-respuesta ante un choque de oferta y un choque de demanda.

4 Descripción estadística

Para la estimación del modelo se utilizan dos variables, crecimiento e inflación, con frecuencia trimestral. El crecimiento se define como la variación porcentual interanual del Producto Interno Bruto (PIB) real, mientras la inflación se calcula como la variación porcentual interanual del Índice General de Precios al Consumidor al cierre del trimestre⁹. Dado que el objetivo de la estimación es extraer la parte cíclica del crecimiento y la inflación, se introducen ambas variables sin suavizar ni desestacionalizar, lo que permite capturar todos los movimientos, incluso aquellos de alta frecuencia. Además, se utiliza la inflación general en lugar de la inflación subyacente, considerando que la mayor parte de los choques de oferta se originan por cambios en los precios de *commodities*, los cuales generalmente se excluyen para el cálculo de la inflación subyacente.

Las estimaciones se realizan para los países de América Latina que operan bajo EMI en el período de caída de precios de las materias primas 2014-2016: Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Guatemala, Perú y República Dominicana¹⁰. Se utilizan datos desde el 2005 hasta 2017. De acuerdo a la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (2016), estos países se pueden clasificar en los exportadores netos de *commodities* (Brasil, Chile, Colombia y Perú) y los importadores netos de *commodities* (Costa Rica, Guatemala y República Dominicana).

Las principales características de la muestra se resumen en el cuadro 1. De acuerdo a las características de la muestra, durante el período 2005-2013 existe una correlación positiva entre crecimiento e inflación, consistente con lo sugerido teóricamente por la “curva de Phillips”¹¹. Sin embargo, a partir de 2014 la correlación se torna negativa en cinco de las siete economías analizadas, sugiriendo una importante presencia de choques de demanda en el primer período y una mayor influencia de los choques de oferta en el período más reciente ejercieron.

No obstante, es importante recalcar que la menor correlación entre inflación y brecha de producto pudiera estar influenciada por un manejo adecuado de la política monetaria. Esto se basa en que, en la medida que los bancos centrales se comprometen con la estabilidad de precios y se observa un mayor anclaje de las expectativas, los choques ejercen un menor efecto sobre la inflación esperada

⁹También se consideró utilizar la inflación interanual promedio del período, en lugar de la de fin de período, sin que se verificaran cambios sustanciales en los resultados.

¹⁰Se excluye México ya que, durante el período de interés para este trabajo, esta economía pasó de exportadora a importadora neta de combustibles, influenciado por problemas técnicos de producción, dificultando su clasificación dentro de los dos grupos de países. En adición, sus decisiones de política monetaria tuvieron influenciadas principalmente por riesgos cambiarios asociados a las tensiones sobre la guerra comercial y el cambio en las políticas migratorias de Estados Unidos.

¹¹Se obtienen resultados similares al calcular la correlación entre la brecha de producto e inflación, donde la brecha de producto se mide como la diferencia entre el crecimiento observado y la tasa de crecimiento de tendencia construida con un filtro HP.

Tabla 1: Características de la muestra

		Crecimiento promedio (en %)		Inflación promedio (en %)		Correlación Crecimiento-Inflación	
		2005T2-2013T4	2014T1-2017T4	2005T2-2013T4	2014T1-2017T4	2005T2-2013T4	2014T1-2017T4
Importadores netos de <i>commodities</i>	Costa Rica	4.43	3.67	8.24	1.71	0.15	-0.61
	Guatemala	3.63	3.54	5.89	3.65	0.31	-0.70
	República Dominicana	5.51	6.46	5.88	2.21	0.21	-0.31
	Brasil	3.85	-1.37	5.32	6.82	-0.13	-0.83
Exportadores netos de <i>commodities</i>	Chile	4.44	1.72	3.35	3.60	0.20	0.04
	Colombia	4.80	2.82	4.05	4.95	0.05	-0.47
	Perú	6.62	3.08	2.86	3.29	0.27	0.45

Fuente: CMCA, CEPAL y bancos centrales.

(Mishkin 2007).

Se realizaron las pruebas estadísticas tradicionales, verificándose que tanto el crecimiento como la inflación son individualmente estacionarios de acuerdo a las pruebas de raíz unitaria ADF (Dickey-Fuller Aumentado)¹² y PP (Phillips-Perron)¹³, lo que supone una condición suficiente para afirmar la estacionariedad del sistema.

La especificación del VAR para cada país contiene un rezago (Costa Rica, Guatemala, Colombia) o dos rezagos (República Dominicana, Brasil, Chile, Perú) de las variables del modelo, considerando el rezago mínimo sugerido por los criterios de información¹⁴, con base en el principio de parsimonia. De esta forma, la pérdida de grados de libertad es menor debido a que cada rezago implica que deben estimarse n^2 parámetros adicionales. De hecho, un número relativamente pequeño de observaciones hace el modelo más sensible a “problemas de dimensión” (curse of dimensionality)¹⁵.

5 Resultados

Los choques de oferta, así como los choques de demanda, han incidido de manera importante sobre la dinámica del crecimiento y la inflación en los países de América Latina. En efecto, los choques de oferta explicaron la mayor parte de las fluctuaciones del crecimiento y de la inflación tanto en los países exportadores como en los importadores de *commodities*.

Para cuantificar los impactos de los choques de oferta y demanda sobre las variables en cuestión, se evalúa la desviación respecto a sus tendencias¹⁶ que es causada por ambos choques en cada período. En ese sentido, se toman en cuenta las incidencias al alza o a la baja (en términos absolutos)

¹²Dickey y Fuller 1981.

¹³Phillips y Perron 1988.

¹⁴Se emplearon los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan.

¹⁵Morana 2012.

¹⁶El crecimiento tendencial promedio del período es 5.61% y la inflación tendencial promedio es 4.94%.

Tabla 2: Desviación total promedio del crecimiento e inflación (2014T1-2016T4) en los importadores netos de *commodities*

	Costa Rica	Guatemala	R.Dominicana	Promedio
Desviación total del crecimiento	2.33	1.19	3.98	2.50
Del cual:				
Choque de oferta	56.0%	54.1%	62.6%	57.6%
Choque de demanda	44.0%	45.9%	37.4%	42.4%
Desviación total de la inflación	3.55	2.14	3.83	3.18
Del cual:				
Choque de oferta	46.7%	61.2%	63.5%	57.1%
Choque de demanda	53.3%	38.8%	36.5%	42.9%

Fuente: Elaboración propia de los autores.

Tabla 3: Desviación total promedio del crecimiento e inflación (2014T1-2016T4) en los exportadores netos de *commodities*

	Brasil	Chile	Colombia	Perú	Promedio
Desviación total del crecimiento	5.63	3.19	3.86	5.16	4.46
Del cual:					
Choque de oferta	65.0%	53.2%	61.3%	52.1%	57.9%
Choque de demanda	35.0%	46.8%	38.7%	47.9%	42.1%
Desviación total de la inflación	2.58	2.25	3.04	2.13	2.50
Del cual:					
Choque de oferta	87.4%	49.0%	52.6%	54.6%	60.9%
Choque de demanda	12.6%	51.0%	47.4%	45.4%	39.1%

Fuente: Elaboración propia de los autores.

provocada por cada choque de manera individual¹⁷. En los cuadros 2 y 3 se muestra los promedios de estos resultados para el período entre 2014 y 2016¹⁸.

Dentro del bloque de países importadores netos de *commodities*, se destaca la República Dominicana donde más del 60% de las fluctuaciones cíclicas de ambas variables se originaron por el choque de oferta. En los exportadores netos de *commodities*, se observa que en Brasil los choques de oferta provocaron la mayor parte de las desviaciones cíclicas del crecimiento (65.0%) y la inflación (87.4%) son explicadas en una mayor proporción por los choques de oferta.

¹⁷Si $y^{obs} = y^T + y^D + y^S$, la desviación total es equivalente a $|y^T| + |y^D|$.

¹⁸El período exacto en el cual se identifican que las desviaciones de tanto el crecimiento como la inflación están dominados por choques de oferta varía entre países. Los períodos, por países son: Costa Rica (2015T3-2016T4), Guatemala (2014T2-2015T4), República Dominicana (2014T3-2017T1), Brasil(2015T1-2017T1), Chile (2014T4-2016T2), Colombia (2014T4-2016T2) y Perú (2015T2-2016T4).

Un ejercicio adicional para evaluar la importancia del choque de oferta consiste en comparar el crecimiento e inflación observados con sus valores al excluir el componente del choque. Este resultado se muestra en la figura 1 y confirma que la dirección del impacto de los choques de oferta sobre el crecimiento e inflación en la región ha sido heterogénea y depende, en gran medida, de la calidad de importador o exportador neto de *commodities* de cada economía.

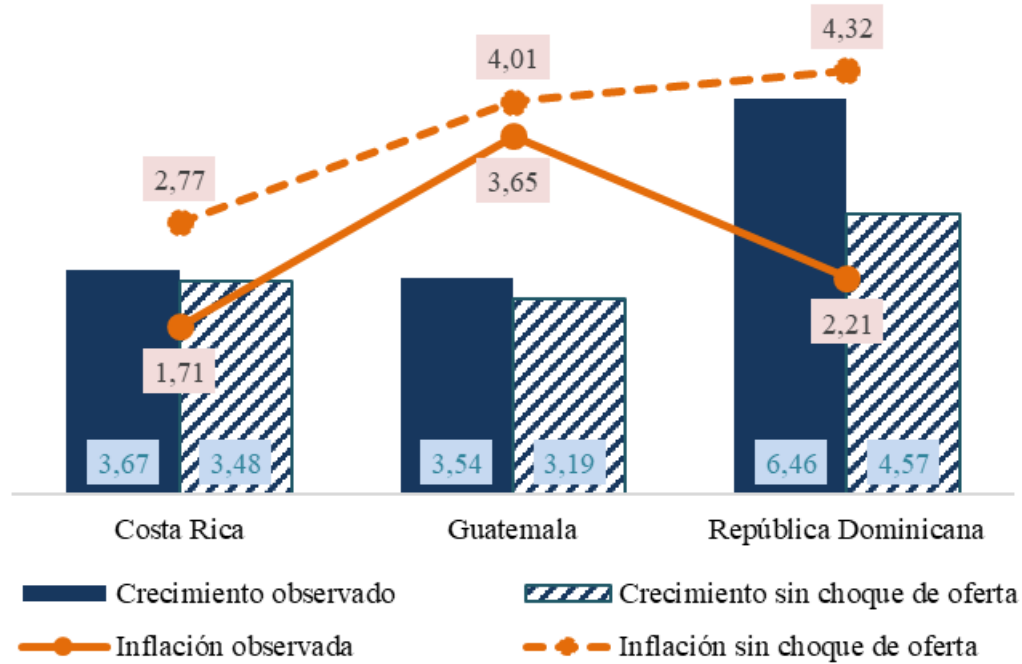
De acuerdo a lo esperado, las diferencias que se observan entre los países respecto a la sensibilidad del crecimiento e inflación ante los choques de oferta se podrían relacionar con el grado de dependencia de los *commodities* (ver Apéndice 5). En el caso de todos los países importadores netos de *commodities*, el choque de oferta asociado al fin del superciclo de *commodities* impactó de forma positiva sus tasas de crecimiento económico y de forma negativa la inflación. De manera puntual, el crecimiento promedio de estas economías durante 2015-2016 en ausencia del choque de oferta hubiese sido de 3.48% en Costa Rica (versus un 3.67% observado), 3.19% en Guatemala (3.54%) y 4.57% en República Dominicana (6.46%). Por su parte, la inflación al excluir el componente explicado por el choque de oferta es de 2.77% en Costa Rica (versus 1.71% observado), 4.01% en Guatemala (3.65%) y 4.32% en República Dominicana (2.21%)¹⁹.

Por otro lado, para el bloque de países exportadores netos de bienes primarios, el fin del superciclo representa un período de choque de oferta negativo, registrándose presiones a la baja sobre el crecimiento y al alza sobre la inflación. En efecto, las estimaciones indican que el crecimiento en ausencia del choque de oferta hubiese sido de 2.00% para Brasil, lo que contrasta con una tasa de crecimiento promedio que fue negativa durante el período. A su vez, el crecimiento, en ausencia del choque, en Chile hubiese alcanzado 3.28% (versus 1.72% observado), 5.21% en Colombia (2.82%) y 5.75% en Perú (3.08%). Asimismo, las tasas de inflación promedio de estas economías en ausencia del choque de oferta son menores, de acuerdo a lo previsto.

Los gráficos de impulso-respuesta (ver Apéndice 4) muestran que el impacto de los choques de oferta sobre el crecimiento y la inflación es mayor en el caso de los importadores netos de *commodities*. Además, dentro de este bloque de países, es más pronunciado en República Dominicana, con un impacto máximo sobre el crecimiento de 1.42 puntos porcentuales en el segundo período y sobre la inflación de -1.95 puntos porcentuales en el trimestre contemporáneo al choque.

¹⁹El petróleo tiene una importancia mayor en la economía de República Dominicana que en Costa Rica y Guatemala, de acuerdo a dos variables utilizadas en la literatura (Choi y col. 2017). Por un lado, el promedio (2014-2017) de importaciones de petróleo respecto al total de importaciones es de 16.7% en República Dominicana, por encima de Costa Rica (8.4%) y Guatemala (11.3%). Por otro lado, la ponderación del transporte en el IPC de RD es de 17.95%, mientras en Costa Rica es 15.04% y en Guatemala 10.43%. Choi y col. (ibíd.) señalan que la mediana de Transporte en IPC es 12.6% para economías avanzadas y 13.6% para economías en desarrollo. La proporción de importaciones de petróleo es de 14.1% en economías avanzadas y 11.6% en desarrollo. Asimismo, la proporción de generación eléctrica dependiente de derivados del petróleo es significativamente mayor en República Dominicana. En 2016, la proporción de la generación total correspondiente a energía renovable es de 98.2% en Costa Rica, 59.1% en Guatemala y 11.6% en RD (Rojas Navarrete 2017).

Figura 1: Impacto del choque de oferta sobre el crecimiento y la inflación en los importadores netos de *commodities* 2014-2016



Fuente: Elaboración propia de los autores.

6 Implicancias para la política monetaria

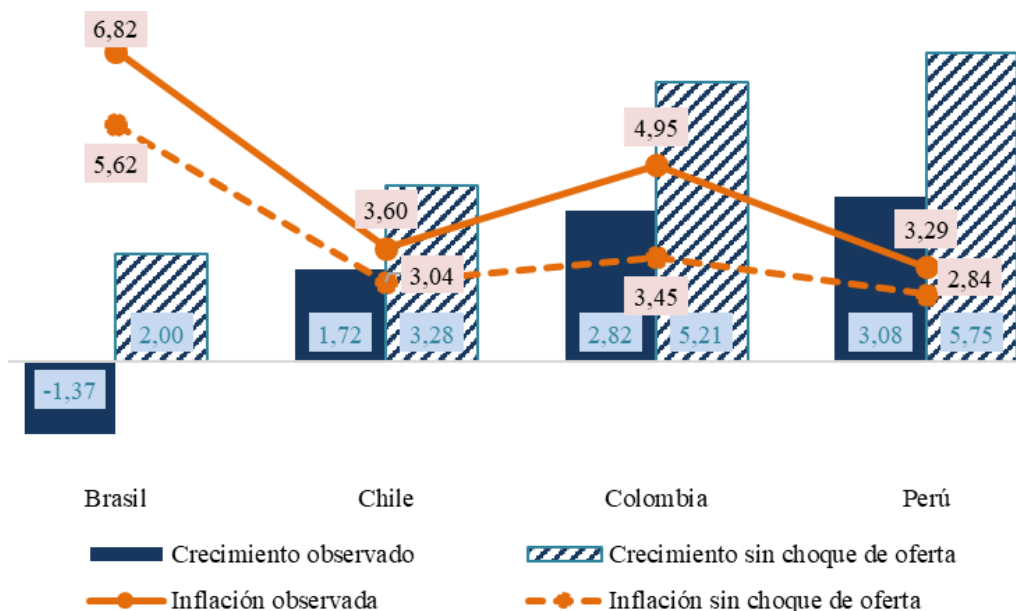
6.1 Reacción sugerida de política monetaria

La estimación presentada en la sección anterior identificó que, en el período 2014-2016, las economías de América Latina fueron impactadas por un choque de oferta, el cual fue positivo para los importadores netos de commodities y negativo para los exportadores netos de esos bienes. En este contexto, ¿era recomendable que la política monetaria tuviera una postura expansiva, neutral o restrictiva?

La correlación negativa entre inflación y crecimiento durante choques de oferta impone una disyuntiva en términos de reacción de política monetaria. Esto se observa al analizar los indicadores utilizados por Pagliacci (2019) sobre las fluctuaciones cíclicas del crecimiento y las presiones de la demanda agregada. Específicamente, se define el indicador del Componente Cíclico del Crecimiento (*CCC*) como la suma de la incidencia²⁰ de los choques de oferta y demanda, pudiendo ser interpretado como una *proxy* de la brecha del producto. Así, un valor positivo (negativo) del *CCC* podría asociarse con una economía que crece por encima (debajo) de su potencial. Sin embargo, un valor positivo de *CCC* no necesariamente estaría asociado a presiones inflacionarias si es cau-

²⁰Se obtiene por medio de la descomposición histórica, que captura los efectos acumulados de los choques estructurales sobre ambas variables.

Figura 2: Impacto del choque de oferta sobre el crecimiento y la inflación en los exportadores netos de commodities



Fuente: Elaboración propia de los autores.

sado por un choque de oferta positivo, como hemos argumentado. Por otro lado, el indicador de Exceso de Demanda Agregada (*EDA*) se basa en la diferencia entre el componente del crecimiento asociado al choque de demanda (y^D) y el asociado al choque de oferta (y^S).

$$\begin{aligned}
 y^{obs} &= y^T + y^D + y^S \\
 CCC &= y^D + y^S \\
 EDA &= y^D - y^S
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

Donde y^T es el componente tendencial del crecimiento.

Basada en la interacción entre estos dos indicadores, el cuadro 4 identifica cuál es la reacción de política monetaria sugerida de acuerdo al choque dominante en la economía. En los casos de choques dominantes de demanda, la reacción de política monetaria es evidente. En el primer caso, de una combinación de brecha del producto positiva causada por un desequilibrio en el mercado de bienes que generaría presiones inflacionarias, estamos ante un choque de demanda positiva. En este escenario, la respuesta de política monetaria es la sugerida por la regla de Taylor convencional: aplicar una postura restrictiva que reduzca el exceso de demanda y modere las presiones inflacionarias. Lo contrario ocurre en el cuarto escenario, donde ante un choque de demanda agregada negativo la política monetaria también debe reaccionar inequívocamente hacia una postura expansiva.

Sin embargo, la reacción de política monetaria no es evidente en los casos en que las fluctuaciones

Tabla 4: Reacción sugerida de Política Monetaria

		Componente Cíclico del Crecimiento (CCC)	
		Positivo	Negativo
Exceso de Demanda Agregada (EDA)	Positivo	(1) Choque positivo de demanda PM restrictiva	(3) Choque negativo de oferta ¿PM restrictiva?
	Negativo	(2) Choque positivo de oferta ¿PM expansiva?	(4) Choque negativo de demanda PM expansiva

Fuente: Elaboración propia de los autores con base en Pagliacci (2019).

cíclicas de la economía están dominadas por choques de oferta.

En el segundo caso, choque de oferta positivo, se combina un crecimiento por encima de su potencial y bajas presiones inflacionarias. La estrategia de política apropiada para que la inflación converja a su meta y no se desanclen las expectativas de los agentes privados consistiría en reducir la TPM. Sin embargo, en esta situación la política monetaria estaría reaccionando de manera procíclica pudiendo generar un sobrecalentamiento de la economía e incentivando episodios de sobre-exposición del sistema financiero a créditos y activos financieros riesgosos. Las economías importadoras de *commodities* se encontraban en este contexto de choque de oferta positivo durante el período 2014-2016.

Por otro lado, los choques de oferta negativos (tercer caso) también presentan una disyuntiva al conjugarse una economía que crece por debajo de su potencial con altas presiones inflacionarias. En este contexto, el riesgo de aplicar una política monetaria restrictiva a través de incrementos de la TPM es que se profundice la desaceleración de la actividad económica. Esta fue la situación que enfrentaron las economías exportadoras de *commodities* durante el período 2014-2016.

Un aspecto clave a considerar es la duración esperada del choque, debido a que en el EMI las decisiones se toman con base en información prospectiva, considerando los rezagos de los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Así, de acuerdo con la teoría convencional, los bancos centrales no deberían reaccionar a choques transitorios debido a que los efectos de las medidas que puedan tomar se observarían una vez se haya disipado el choque. Ante el reto para determinar la duración de estos choques, se torna más importante el rol de la política comunicacional de los bancos centrales.

En ese sentido, es importante señalar que los choques identificados bajo la metodología propuesta en ese estudio tienen una duración de al menos cuatro trimestres por definición de las restricciones del VAR, lo que permite aislar el impacto de los choques más transitorios de oferta y demanda sobre el crecimiento y la inflación.

Tabla 5: Cambios en las Tasas de Política Monetaria en América Latina

Importadores netos de <i>commodities</i>	2014T4–2016T3*	Variación	Exportadores netos de <i>commodities</i>	2014T4–2016T3*	Variación
R.Dominicana	6.25 – 5.00	-1.25	Brasil	11.75 – 14.25	2.50
Costa Rica	5.25 – 1.75	-3.50	Chile	3.00 – 3.50	0.50
Guatemala	4.00 – 3.00	-1.00	Colombia	4.50 – 7.75	3.25
			Perú	3.50 – 4.25	0.75

*Los períodos analizados corresponden a los ciclos expansivos/restrictivos de la política monetaria en estos países
Fuente: Elaboración propia de los autores con base en información de los bancos centrales de los países.

Considerando lo anterior, podemos argumentar que la reacción adecuada de la política monetaria que procure el mantenimiento de la estabilidad macroeconómica ante choques de oferta va más allá de la sugerida por una regla de Taylor convencional.

6.2 Reacción de los bancos centrales de América Latina durante 2014-2016

En un primer momento, donde se percibía que el choque era temporal, los bancos centrales de la región mantuvieron invariables sus posturas de política monetaria. Sin embargo, ante la persistencia del choque, los bancos centrales tuvieron que reaccionar, aunque de forma heterogénea, para evitar que las expectativas de inflación de mediano plazo se desviaran de sus objetivos.

En el grupo compuesto por los importadores netos de *commodities*, ante un choque de oferta positivo, los bancos centrales aplicaron una postura expansiva con el objetivo de que la inflación no se ubicara de manera prolongada por debajo de sus objetivos. Así, entre finales de 2014 y finales de 2016, la reducción promedio de TPM en estas economías fue unos 190 puntos básicos (p.bs.). Dentro de estos países se destaca el caso de Costa Rica, que realizó la mayor disminución de TPM de unos 350 puntos básicos durante referido período.

Por otro lado, los países exportadores netos de *commodities*, que experimentaron un choque de oferta negativo, los bancos centrales incrementaron sus TPM para contener las presiones inflacionarias. En promedio el incremento de la TPM en estos 4 países durante este período fue de unos 230 p.bs., siendo el mayor de 325 p.bs. por parte de Colombia.

6.3 Importancia de medidas complementarias

Políticas Macroprudenciales

En estos escenarios de reacción procíclica de la política monetaria originados por los choques de oferta, la implementación de políticas macroprudenciales contribuye de manera importante a preservar la estabilidad financiera, al considerar la naturaleza contracíclica de las mismas. En este sentido, la incorporación de estas políticas por parte de la mayoría de los países latinoamericanos,

Tabla 6: Implementación de Medidas Macropрудenciales en América Latina

Instrumentos Macropрудenciales	BRA	CHL	COL	PER	CR	GUA	RD
Requerimientos de encaje legal en moneda local y extranjera	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Requerimientos de liquidez (activos líquidos sobre obligaciones de corto plazo)	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Límites a la posición de cambio en ME de entidades financieras	✓		✓	✓	✓	✓	✓
Límites a la posición de productos derivados	✓		✓	✓			
Provisiones crediticias dinámicas		✓	✓	✓			
Requerimientos de capital cíclicos y/o cambios en ponderaciones por riesgo	✓						
Límite al ratio del préstamos en relación al valor del subyacente (LTV)		✓	✓	✓			
Límite al endeudamiento en relación al ingreso (DTI)	✓	✓	✓		✓		
Límite a fuentes de apalancamiento		✓	✓	✓	✓		✓

Fuente: Elaboración propia de los autores con base en informaciones del SECMCA, Castillo y col. (2011) y Jácome (2013).

ha permitido a los bancos centrales estar mejor preparados para mitigar los riesgos financieros sistémicos durante episodios de choques de oferta.

Dentro de la región, el estado de desarrollo de marcos macropрудenciales también es heterogéneo. En el caso de Brasil, Chile, Colombia y Perú, el uso de las políticas macropрудenciales ha sido más intensivo como puede observarse en el cuadro 6. Si bien, la mayoría de estas medidas se implementaron durante el superciclo de *commodities* que beneficiaba a estas economías, es importante destacar que también han sido útiles ante choques de oferta negativos, incrementando la resiliencia del crédito en períodos en los cuales la tasa de interés está empleándose para corregir los desvíos inflacionarios. En particular, el Banco Central de Brasil redujo sus requerimientos de encaje legal para contrarrestar la moderación el crédito privado durante la parte baja del ciclo.

En el caso de Costa Rica, Guatemala y RD, aunque la implementación de políticas macropрудenciales es más limitada, su uso se ha incrementado en los últimos años conforme sus sistemas financieros se profundizan y se integran a los mercados de capitales globales. En general, estos países emplearon con mayor frecuencia el uso contracíclico de los coeficientes de encaje legal, requerimientos de liquidez y los límites de posición en moneda extranjera.

Política Comunicacional

Como puede observarse, durante la última década se ha incrementado el uso de distintas herramientas complementarias de la política monetaria en la región. En este contexto, mantener ancladas las expectativas de los agentes económicos se convierte en un reto más complejo, por lo que se ha

Tabla 7: Estrategias Comunicacionales de Bancos Centrales en América Latina

Elementos Comunicacionales	BRA	CHL	COL	PER	CR	GUA	RD
Objetivos explícitos en leyes orgánicas	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Comunicados sobre las decisiones de política monetaria	✓	✓	✓	✓		✓	✓
Minutas de las reuniones de política monetaria	✓	✓	✓			✓	
Informes de política monetaria / Reportes de inflación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Informes de Estabilidad Financiera	✓	✓	✓	✓		✓	✓
Resultados de las encuestas de expectativas macroeconómicas	✓	✓	✓	✓		✓	✓

Fuente: Elaboración propia de los autores con base en informaciones del SECMCA, CEMLA y bancos centrales.

hecho necesario una política comunicacional de los bancos centrales cada vez más frecuente, detallada y explicativa.

De acuerdo al FMI (2018), una buena comunicación de los siguientes elementos son esenciales en las mejores prácticas internacionales de transparencia para bancos centrales: (1) un objetivo formal de política monetaria (como lo es la estabilidad de precios); (2) una evaluación del estado actual de la economía; (3) una explicación de las decisiones actuales de política monetaria; (4) un análisis de política monetaria prospectivo y (5) la publicación de datos y proyecciones utilizados en el proceso de toma de decisiones de política monetaria.

Si aplicamos estos criterios a la estrategia comunicacional de los bancos centrales de la región, podemos concluir que el avance en los últimos años ha sido notable, enfocándose en mejorar el entendimiento del público sobre las decisiones de política monetaria.

Un avance importante en materia de transparencia lo constituye la publicación periódica (8 o 12 veces al año, según el calendario de reuniones) de comunicados explicando las decisiones de política monetaria²¹, cumpliendo de esta forma con el tercer criterio. Adicionalmente, en Brasil, Chile, Colombia y Guatemala, publican las minutas de las reuniones de política monetaria donde se provee un análisis más detallado y extenso sobre el proceso de toma de decisiones, el análisis realizado y sus riesgos inherentes.

En cuanto al análisis prospectivo de la política monetaria, todos publican Informes de Política Monetaria (llamados Reportes de Inflación en algunos bancos centrales) en los cuales, además de explicar detalladamente el razonamiento de las decisiones pasadas de política monetaria, se publican las proyecciones de las principales variables macroeconómicas y el balance de riesgo del cumplimiento de la meta de inflación que condiciona la postura de la política monetaria.

²¹ Los bancos centrales de Brasil, Chile, Colombia y Guatemala tienen 8 reuniones al año de política en las cuales toman decisión sobre la tasa de política monetaria, mientras que en Perú, Costa Rica, Honduras y RD hacen lo propio 12 veces al año.

La incorporación de estos nuevos elementos comunicacionales ha incrementado el grado de transparencia y de rendición de cuentas de los bancos centrales de la región. En efecto, de acuerdo al Índice de Transparencia de Bancos Centrales Dincer y Eichengreen (2013) los cuatro países exportadores netos de *commodities* analizados en este estudio incrementaron su transparencia en un 76% de 1998 al 2014²². Sin embargo, a pesar de la mejora significativa, el mismo estudio indica que todavía hay un espacio significativo de mejora en la transparencia de los bancos centrales de la región al compararse con las economías avanzadas.

6.4 Anclaje de las expectativas de inflación durante el período

Uno de los principales retos que enfrentan los bancos centrales en la presencia de choques de oferta consiste en mantener ancladas las expectativas de inflación de los agentes económicos en torno a la meta.

En ese sentido, analizaremos el anclaje de las expectativas utilizando las proyecciones de analistas profesionales recogidas a través de encuestas de bancos centrales²³, ante la imposibilidad de recabar las expectativas de inflación implícitas en instrumentos financieros para todas las economías de la muestra.

De acuerdo a las informaciones de estas encuestas, la política monetaria logró desacoplar las expectativas de inflación de mediano plazo de la dinámica inflacionaria de corto plazo. Como puede observarse en la figura 3, en la mayoría de los países los desvíos de las expectativas de inflación respecto a las metas anunciadas se redujeron durante el 2014-2016 a pesar de que el choque de oferta provocó desvíos persistentes de la inflación respecto a sus metas.

La mayor credibilidad de la política monetaria en los últimos años se confirma a través del análisis de un índice de anclaje de las expectativas de inflación (IAE). Específicamente se utiliza la metodología propuesta por Mendonça (2004) para construir un índice que se ubica entre 0 y 1, alcanzando el valor máximo cuando la expectativa es exactamente igual al objetivo anunciado por la autoridad monetaria y penalizando tanto los desvíos hacia arriba o hacia debajo de la meta de inflación, siendo su forma funcional:

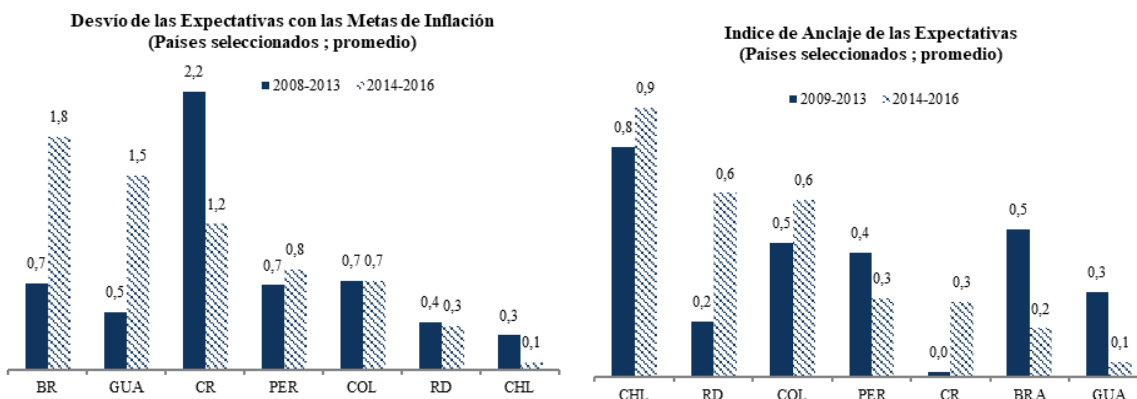
$$IAE = \begin{cases} 1 & \text{si } \mathbb{E}(\pi) = \pi^{meta} \\ 1 - \left| \frac{\mathbb{E}(\pi) - \pi^{meta}}{\pi^{max} - \pi^{meta}} \right| & \text{si } \pi^{min} < \mathbb{E}(\pi) < \pi^{max} \\ 0 & \text{si } \mathbb{E}(\pi) < \pi^{min} \text{ o } \mathbb{E}(\pi) > \pi^{max} \end{cases}$$

De acuerdo al promedio de este índice para el período durante el cual ocurrió el choque de oferta (2014-2016) y el período previo (2009-2013), el anclaje de las expectativas de inflación mejoró en la mayor parte de los países. Estos resultados sugieren que la credibilidad en la política monetaria

²²El índice de transparencia tiene un rango de 0 a 15 (mín=0 y máx=15), basada en las informaciones publicadas de manera oficial por 120 bancos centrales con respecto a sus objetivos, esquemas de política, disponibilidad de datos, modelos de proyecciones, proceso de toma de decisiones y detalles sobre los instrumentos operativos, entre otros tópicos.

²³El horizonte de las expectativas de inflación varía en función de la disponibilidad de datos en las encuestas realizadas por cada banco central. En el caso de RD, Chile y Perú se utilizan las expectativas de inflación para el cierre del año siguiente, mientras que para Colombia, Brasil, Guatemala y Costa Rica se utilizan las de doce meses hacia adelante.

Figura 3: Desvíos e índice de anclaje de expectativas de inflación



Fuente: Elaboración propia de los autores con informaciones provenientes de encuestas de expectativas de bancos centrales.

se ha fortalecido en la medida en que se han afianzado los EMI en la región, aun en períodos de choques de oferta (ver apéndice 7). En términos comparativos, el país con mayor anclaje durante el choque de oferta fue Chile, seguido por República Dominicana y Colombia.

Notablemente, el fortalecimiento de la política comunicacional por parte de los bancos centrales de la región ha estado acompañado de expectativas de inflación ancladas a las metas anunciadas por los bancos centrales. El avance en esta materia también ha sido señalado por Carrière-Swallow y Gruss (2017)²⁴. Estos autores indican que, en las economías más grandes de la región, el anclaje de las expectativas de inflación ha incrementado de manera significativa desde 2005, siendo el grupo con mayor avance dentro de las emergentes. Sin embargo, se debe destacar que, a pesar de la mejoría en la última década, estos autores señalan que el anclaje de las expectativas se encuentra aún por debajo de las economías avanzadas.

7 Conclusiones y retos

El marco analítico convencional *neokeynésiano*, utilizado para estimar la reacción sugerida de política monetaria, está basado principalmente en el impacto de los choques de demanda agregada sobre la actividad económica y precios. Sin embargo, los resultados de este estudio muestran que durante el período del fin de superciclo de *commodities* (2014-2016) el choque de oferta generó la mayor parte de las fluctuaciones cíclicas en el crecimiento e inflación de América Latina durante el período 2014-2016. Específicamente, se muestra que en los países importadores netos de *commodities* el choque de oferta se reflejó en mayores tasas de crecimiento y menor inflación, registrándose el efecto contrario en las economías exportadoras netas.

La importancia de los choques de oferta sobre estas economías impone un reto para la política

²⁴Estos autores construyen otro indicador utilizando el inverso de los desvíos entre las expectativas de inflación medidas a través de las proyecciones de inflación de Consensus Forecasts del cierre del año siguiente.

monetaria, ya que los bancos centrales no pueden corregir los desvíos de crecimiento e inflación utilizando únicamente la TPM como instrumento de política. En este escenario existe la posibilidad de que la política monetaria reaccione de manera procíclica, pudiendo generarse desequilibrios importantes en el sistema financiero y el deterioro en las expectativas de inflación de los agentes económicos.

En este contexto, la incorporación gradual de políticas macroprudenciales y una política comunicacional más activa en la región han permitido mantener ancladas las expectativas de inflación, sin generar desequilibrios financieros, a pesar de las altas volatilidades inflacionarias y cambiarias originadas por el choque de oferta. El anclaje de las expectativas podría ser un indicador que avale, en términos generales, como adecuada la gestión de la política monetaria en la región durante la última década, sobre las bases de bancos centrales más independientes, que reaccionan de manera más prospectiva y con una comunicación más detallada de sus decisiones de política.

Sin embargo, es importante destacar que, a pesar de estos avances, existe evidencia que todavía los bancos centrales de América Latina están por debajo de varias economías emergentes y de la mayoría de las economías avanzadas en materia de transparencia y anclaje de las expectativas. En la medida en que se avancen en estos temas, la política monetaria podría reaccionar con mayores grados de libertad ante futuros impactos de los choques de oferta sobre el ciclo económico.

Tomando en cuenta esta evidencia, instrumentales analíticos, como el modelo planteado en este trabajo, que distinguen el impacto macroeconómico de los choques de oferta, pueden ser una herramienta importante para complementar la función de reacción convencional del banco central sugerida por el EMI.

Sin embargo, es importante destacar que se vislumbran varios retos pendientes por abordar. Dado el carácter prospectivo de las decisiones de política monetaria, siempre existirá incertidumbre sobre la determinación a priori de la transitoriedad del choque y la pertinencia de la reacción de política monetaria. Adicionalmente, al considerar su correlación con los choques de oferta, se debe profundizar sobre el mecanismo de transmisión de los precios de *commodities* en las economías de la región. Por último, dada la coexistencia de distintos instrumentos de política monetaria y macroprudencial debe formalizarse el proceso de toma de decisión para ambas políticas y cómo se comunicarán sus medidas.

Referencias

- Abrego, L. y Osterholm, P. (2010). "External Linkages and Economic Growth in Colombia: Insights from a Bayesian VAR Model". En: *The World Economy* 33.12, págs. 1788-1810. url: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:bla:worlde:v:33:y:2010:i:12:p:1788-1810>.
- Acevedo, Ivonne (2013). *Modelos de Serie de Tiempo para Pronóstico del IMAE*. Documentos de Trabajo No. 36. Banco Central de Nicaragua.

- Adams, R. y col. (1998). "The economic consequences of ENSO events: The 1997-98 El Niño and the 1998-99 La Niña". En: No. 24013. Ed. por Texas A & M University. Ed. por Department of Agricultural Economics.
- Adolfson, Malin y col. (dic. de 2007). "Modern Forecasting Models in Action: Improving Macroeconomic Analyses at Central Banks". En: *International Journal of Central Banking* 3.4, págs. 111-144. url: <https://ideas.repec.org/a/ijc/ijcjou/y2007q4a4.html>.
- Afonso, António (2006). *Expansionary fiscal consolidations in Europe. New Evidence*. Inf. téc. Working paper No. 675. Banco Central Europeo.
- Alesina, Alberto y Silvia Ardagna (2010). *Large changes in fiscal policy: taxes versus spending*. Inf. téc. Documento de trabajo 15438. National Bureau of Economic Research.
- Alfaro, A. y C. Monge (2013). *Índices de credibilidad del Banco Central de Costa Rica en la transición a Metas de Inflación*. Inf. téc. Documento de investigación DI-03-2013. Banco Central de Costa Rica.
- Almunia, Miguel y col. (2009). *From Great Depression to Great Credit Crisis: Similarities, Differences and Lessons*. Inf. téc. Documento de trabajo 15524. National Bureau of Economic Research.
- Auerbach, A.J. e Y. Gorodnichenko (2010). *Measuring the output responses to fiscal policy*. Inf. téc. Documento de trabajo No. 16311. National Bureau of Economic Research.
- Banbura, Marta, Domenico Giannone y Lucrezia Reichlin (2010). "Large Bayesian VARs". En: *Journal of Applied Econometrics* 25, págs. 71-92.
- Banco Mundial (2005). "DR-CAFTA: Challenges and opportunities for Central America". En: *Washington, DC*.
- Barrell, R., D. Holland e I. Hurst (2012). *Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations*, inf. téc. Working Paper No. 933. OECD Economics Department.
- Barro, Robert J y Charles J Redlick (2011). "Macroeconomic effects from government purchases and taxes". En: *The Quarterly Journal of Economics* 126.1, págs. 51-102.
- Bashar, Omar HMN (2011). "On the permanent effect of an aggregate demand shock: Evidence from the G-7 countries". En: *Economic modelling* 28.3, págs. 1374-1382.
- (2012). "The dynamics of aggregate demand and supply shocks in ASEAN countries". En: *Journal of Asian economics* 23.5, págs. 507-518.
- Batini, N., G. Callegari y G. Melina (2012). *Successful Austerity in the United States, Europe and Japan*. Inf. téc. Documento de trabajo No. 12/190. Fondo Monetario Internacional.
- Batini, N., L. Eyraud y col. (2014). *Fiscal Multipliers: Determinants and use in Macroeconomic Projections*. Inf. téc. Notas técnicas y manuales. Fondo Monetario Internacional.
- Battini, N. y D. Laxton (2006). *Under what conditions can Inflation Targeting be adopted? The experience of Emerging Markets*. Inf. téc. Working Papers No. 406. Banco Central de Chile.
- Baumeister, C. y J. Hamilton (2005). *Sign Restrictions, Structural Vector Autoregressions, and Useful Prior Information*. Inf. téc.
- Bello, Oknan (2007). *Modelo Macroeconómico de Proyección de Corto Plazo para Nicaragua*. Documento de Trabajo No. 09. Banco Central de Nicaragua.
- Bernake, B. y F. Mishkin (1997). "Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?" En: *The Journal of Economic Perspectives* 11, (2), págs. 97-116.
- Bernanke, Ben S e Ilian Mihov (1998). "The liquidity effect and long-run neutrality". En: *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. Vol. 49. Elsevier, págs. 149-194.
- Bernanke, Ben y Mark Gertler (1989). "Agency costs, net worth, and business fluctuations". En: *The American Economic Review*, págs. 14-31.

- Beteta, H. y J. Moreno-Brid (2014). *Cambio estructural y crecimiento en Centroamérica y la República Dominicana: Un balance de dos décadas, 1990-2011*. Inf. téc. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Blanchard, O. (1989). "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations". En: *The American Economic Review* 79 (5), págs. 1146-1164.
- Blanchard, O. y D. Quah (1989a). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." En: *The American Economic Review* 29 (4), págs. 655-673.
- Blanchard, Oliver Jean y Danny Quah (1989b). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". En: *The American Economic Review* 79.4, págs. 655-673.
- Blanchard, Olivier y Roberto Perotti (2002). "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output". En: *the Quarterly Journal of economics* 117.4, págs. 1329-1368.
- Born, Benjamin, Falko Juessen y Gernot Müller (2012). "Exchange rate regimes and fiscal multipliers". En: *Fiscal Policy in the Aftermath of the Financial Crisis*. Comisión Europea.
- Braun, H., R. De Bock y R. DiCecio (2009). *Supply Shocks, Demand Shocks, and Labor Market Fluctuations*. Inf. téc. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, págs. 78-155.
- Brunner, A. D. (2002). "El Niño and World Primary Commodity Prices: Warm Water or Hot Air?" En: *Review of Economics and Statistics* (84(1)), págs. 176-183.
- Cai y col. (2014). "Increasing frequency of extreme El Niño events due to greenhouse warming". En: *Nature Climate Change* 4, págs. 111-116.
- Calderón, C. y K. Schmidt-Hebbel (2008). *What drives inflation in the world?* Inf. téc. 491. Banco Central de Chile.
- Canova, Fabio y Gianni De Nicolo (2002). "Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7". En: *Journal of Monetary Economics* 49.6, págs. 1131-1159.
- Carrière-Swallow, Y. y B. Gruss (2017). *Implications of Global Financial Integration for Monetary Policy in Latin America. Challenges for Central Banking Perspectives from Latin America*. Inf. téc. Fondo Monetario Internacional. Cap. 4.
- Cashin, P., K. Mohaddes y M. Raissi (2015). "Fair Weather or Foul? The Macroeconomic Effects of El Niño". En: *IMF Working Paper WP/15/89*.
- Castillo, P. y col. (2011). *Política macroprudencial en los países de la Región*. Inf. téc. Banco Central de la Reserva del Perú.
- Checo, Ariadne, Salomé Pradel y Francisco A Ramírez (2015). "Measuring the Effects of the 'Normalization' of US Monetary Policy on Central America and the Dominican Republic". En:
- Cho, Renee (2016). "El Niño and Global Warming—What's the Connection?" En: ed. por General Earth Institute Climate. url: <http://blogs.ei.columbia.edu/2016/02/02/el-nino-and-global-warming-whats-the-connection/>.
- Choi, S. y col. (2017). *Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies*. Inf. téc. WP/17/196. Fondo Monetario Internacional.
- Claessens, S., M. A. Kose y M. Terrones (2010). "Recesiones y alteraciones financieras en mercados emergentes: una visión panorámica". En: *Economía Chilena* 13.2.
- Clarida, R. y J. Galí (1994). *Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?* Inf. téc. 4658. NBER.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective". En: *Journal of Economic Literature* XXXVII, págs. 1661-1707.

- Clevy, Jean Francois (2015). "Estructura Microeconómica y Rigideces de Tasas de Interés: Evidencia para Nicaragua". En: *Revisa de Economía y Finanzas* Vol. 2, págs. 1-26.
- Cole, Harold L y Lee E Ohanian (2004). "New Deal policies and the persistence of the Great Depression: A general equilibrium analysis". En: *Journal of political Economy* 112.4, págs. 779-816.
- Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (2016). "State of Commodity Dependence". En:
- Consejo Monetario Centroamericano (2008). "Impacto del incremento de los precios del petróleo y los combustibles en la inflación de Centroamérica y República Dominicana". En: *Documentos de Trabajo SECM-CA I-2408*.
- (2018). *Matriz de principales políticas macroeconómicas*. Inf. téc.
- Cover, James Peery, Walter Enders y C James Hueng (2006). "Using the aggregate demand-aggregate supply model to identify structural demand-side and supply-side shocks: Results using a bivariate VAR". En: *Journal of Money, Credit, and Banking* 38.3, págs. 777-790.
- Danne, C. (2015). "VARsignR: Estimating VARs using sign restrictions in R". En:
- De Mol, Christine, Domenico Giannone y Lucrezia Reichlin (oct. de 2008). "Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components?" En: *Journal of Econometrics* 146.2, págs. 318-328. url: <https://ideas.repec.org/a/eee/econom/v146y2008i2p318-328.html>.
- De Mooij, Ruud A y Sjef Ederveen (2001). *Taxation and foreign direct investment: a synthesis of empirical research*. Inf. téc. Discussion Papers 13. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, págs. 673-693.
- (2008). *Corporate tax elasticities: a reader's guide to empirical findings*. Inf. téc. Working Papers, N1 0822. Oxford University Centre for Business Taxation.
- DelNegro, M. y Schorfheide, F. (2011). "The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics". En: ed. por John Geweke, Gary Koop y Herman van Dijk. Oxford University Press. Cap. Bayesian Macroeconometrics, págs. 293-389.
- Dickey, David A y Wayne A Fuller (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". En: *Econometrica: journal of the Econometric Society*, págs. 1057-1072.
- Dieppe, Alistair, Romain Legrand y Björn van Roye (jul. de 2016). *The BEAR toolbox*. Working Paper Series 1934. European Central Bank. url: <https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20161934.html>.
- Dincer, N Nergiz y Barry Eichengreen (2013). "Central bank transparency and independence: updates and new measures". En:
- Enders, Walter y Stan Hurn (2007). "Identifying aggregate demand and supply shocks in a small open economy". En: *Oxford Economic Papers* 59.3, págs. 411-429.
- Estevão, M. e I. Samake (2013). *The Economic Effects of Fiscal Consolidation with Debt Feedback*. Inf. téc. Documento de Trabajo. Fondo Monetario Internacional.
- F., Carvalho. y M. de Castro (2017). *A Brazilian Perspective on Macprudential and Monetary Policy Interaction. Challenges for Central Banking Perspectives from Latin America*. Inf. téc. Fondo Monetario Internacional. Cap. 8.
- Faust, Jon (1998a). "The robustness of identified VAR conclusions about money". En: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 49. Elsevier, págs. 207-244.
- (1998b). "The robustness of identified VAR conclusions about money". En: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 49. Elsevier, págs. 207-244.

- Favero, Carlo, Francesco Giavazzi y Jacopo Perego (2011). "Country heterogeneity and the international evidence on the effects of fiscal policy". En: *Fondo Monetario Internacional*.
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar y Marcel P. Timmer (2015). "The Next Generation of the Penn World Table". En: *American Economic Review*.
- Fischer, Stanley (1983). *Supply Shocks, Wage Stickiness, and Accommodation*. Inf. téc. National Bureau of Economic Research.
- FMI (2010). "Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation". En: *IMF World Economic Outlook*.
- Fondo Monetario Internacional (2013). *The interaction between Monetary and Macprudential policies*. Inf. téc.
- (2018). *Regional Economic Outlook, Western Hemisphere: Seizing the momentum*. Inf. téc.
- Fondo Monetario Internacional, Banco Internacional de Pagos y Consejo de Estabilidad Financiera (2016). *Elements of Effective Macprudential Policies, Lessons from International Experience*. Inf. téc.
- Fry, Renee y Adrian Pagan (2011a). "Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review". En: *Journal of Economic Literature* 49.4, págs. 938-60.
- (2011b). "Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review". En: *Journal of Economic Literature* 49.4, págs. 938-960.
- Funk y col. (2008). "Warming of the Indian Ocean threatens eastern and southern African food security but could be mitigated by agricultural development". En: *PNAS* 105 (32), págs. 11081-11086.
- Galí, J., J.D. López-Salido y J. Vallés (2005). *Understanding the effects of government spending on consumption*. Inf. téc. Working Paper 11578. National Bureau of Economic Research.
- Gali, Jordi (1999). "Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations?" En: *American economic review* 89.1, págs. 249-271.
- Gámez, Oscar (2006). "Identificación y medición de las contribuciones relativas de los shocks estructurales en la economía nicaraguense". En: *Revista Monetaria. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA)* 29.4.
- García, P. (2014). *A quince años de la meta de inflación en Chile. Documentos de Política Monetaria*. Inf. téc. 48. Banco Central de Chile.
- Garry, S. y Rivas, J.C. (2017). "An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in Mexico, Central America and the Dominican Republic, 1990-2015". En: *Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)*.
- Garry, Stefanie y Juan Carlos Rivas Valdivia (2016). "An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in Mexico, Central America and the Dominican Republic, 1990-2015". En:
- Giannone, Domenico, Michele Lenza y Giorgio E. Primiceri (mayo de 2015). "Prior Selection for Vector Autoregressions". En: *The Review of Economics and Statistics* 97.2, págs. 436-451. url: <https://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v97y2015i2p436-451.html>.
- Glantz, Michael H. (2015). "Shades of Chaos: Lessons Learned About Lessons Learned About Forecasting El Niño and Its Impacts". En: *International Journal of Disaster Risk Science* (6), págs. 94-103.
- Gómez-González, José Eduardo y col. (2013). "The interdependence between credit and real business cycles in latin american economies". En: *Borradores de Economía; No. 768*.
- Gordon, Robert J (2013). *The Phillips curve is alive and well: Inflation and the NAIRU during the slow recovery*. Inf. téc. National Bureau of Economic Research.

- Granger, Clive (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". En: *Econometrica* 37.3, págs. 424-38. url: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:ecm:emetrp:v:37:y:1969:i:3:p:424-38>.
- Grigoli, Francesco, Alexander Herman y Mr Andrew J Swiston (2017). *A Crude Shock: Explaining the Impact of the 2014-16 Oil Price Decline Across Exporters*. International Monetary Fund.
- Guajardo, Jaime, Daniel Leigh y Andrea Pescatori (2011). *Expansionary Austerity: New International Evidence*. Inf. téc. IMF Working Paper 11/158, Washington: International Monetary Fund.
- Hall, Robert E (2009). *By how much does GDP rise if the government buys more output?* Inf. téc. Working Paper 15496. National Bureau of Economic Research.
- Hamilton, James Douglas (1994). *Time series analysis*. Vol. 2. Princeton university press Princeton, NJ.
- Hartman, David G (1984). "Tax policy and foreign direct investment in the United States". En: *National Tax Journal* 38.4, págs. 475-487.
- Hines Jr, James R (1996). "Altered states: Taxes and the location of foreign direct investment in America". En: *The American Economic Review* 86 (5), págs. 1076-1094.
- Hoffmaister, Mr Alexander W y Mr Jorge Roldos (1997). *Are business cycles different in Asia and Latin America?* 97-99. International Monetary Fund.
- Hsiang, Solomon M. y Kyle C. Meng (2015). "Tropical economics". En: *American Economic Review* 105(5), págs. 257-261. url: <http://escholarship.org/uc/item/7870h7hc>.
- Ilzetzki, Ethan, Enrique G Mendoza y Carlos A Végh (2011). *How big (small?) are fiscal multipliers?* Inf. téc. Documento de trabajo No. 11/52. Fondo Monetario Internacional.
- Jácome, Luis (2013). "Política macroprudencial: en qué consiste y cómo ponerla en práctica". En: *Boletín* 59.2, págs. 93-120.
- Juste, S. y Sansone, A. (2015). "Exchange rate pass-through to prices: VAR evidence for Chile". En: *Documentos de Trabajo*. No. 747. Banco Central de Chile.
- Karras, Georgios (2011). "Trade openness and the effectiveness of fiscal policy: some empirical evidence". En: *International Review of Economics* 59.3, págs. 303-313. issn: 1865-1704.
- Keating, John W (2013). "Interpreting permanent shocks to output when aggregate demand may not be neutral in the long run". En: *Journal of Money, Credit and Banking* 45.4, págs. 747-756.
- Keating, John W y John V Nye (1998). "Permanent and transitory shocks in real output: Estimates from nineteenth-century and postwar economies". En: *Journal of Money, Credit and Banking*, págs. 231-251.
- Kleinbaum, David G y col. (2013). *Applied regression analysis and other multivariable methods*. Nelson Education.
- Koop, G. y Korobilis, D. (ene. de 2009). *Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics*. Working Paper Series 47-09. The Rimini Centre for Economic Analysis. url: https://ideas.repec.org/p/rim/rimwps/47_09.html.
- Larski, Stanislav (2012). "The problem of model selection and scientific realism". Tesis doct. The London School of Economics y Political Science (LSE).
- Lavanda, Guillermo y Gabriel Rodríguez (2011). "Descomposición histórica de la inflación en Perú. Distinguiendo entre choques de demanda y choques de oferta". En: *Economía* 34.67, págs. 126-162.
- Levin, Andrew T, Fabio M Natalucci, Jeremy M Piger y col. (2004). "The macroeconomic effects of inflation targeting". En: *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis* 86.4, págs. 51-8.

- Litterman, Robert B (ene. de 1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience". En: *Journal of Business & Economic Statistics* 4.1, págs. 25-38. url: <https://ideas.repec.org/a/bes/jnlbes/v4y1986i1p25-38.html>.
- Lucas Jr, Robert E (1972). "Expectations and the Neutrality of Money". En: *Journal of economic theory* 4.2, págs. 103-124.
- Mendieta-Muñoz, Ivan y col. (2018). "The dynamic effects of aggregate supply and demand shocks in the Mexican economy". En: *Economics Bulletin* 38.1, págs. 41-51.
- Mendonça, H. F. (2004). "Midiendo la credibilidad del esquema de Metas de Inflación en Brasil." En: *Revista de Economía Política* 24(3).
- Mio, Hitoshi y col. (2002). "Identifying aggregate demand and aggregate supply components of inflation rate: a structural vector autoregression analysis for Japan". En: *Monetary and Economic Studies* 20.1, págs. 33-56.
- Mishkin, SF (2007). *Inflation dynamics (Working Paper Series National Bureau of Economic Research, NBER, No. 13147)*.
- Moody's (2016). *Sovereigns – Latin America and the Caribbean. Mixed Rating Outlook Reflects Lower Trend Growth and Moderate Fiscal Space*. Inf. téc.
- Morana, Claudio (2012). "PC-VAR Estimation of Vector Autoregressive Models". En: *Open Journal of Statistics* 02.03, págs. 251-259.
- Mountford, Andrew (2005). "Leaning into the wind: a structural VAR investigation of UK monetary policy". En: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67.5, págs. 597-621.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1996). *Foundations of international macroeconomics*. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.
- Oduber, M. y J. Ridderstaat (2016). "Impacts of Cyclic Patterns of Climate on Fluctuations in Tourism Demand: Evidence from Aruba". En: *J. Tourism Res. Hospitality* 5: 3.
- Ouliaris, S, AR Pagan y J Restrepo (2015). *A new method for working with sign restrictions in SVARs*. Inf. téc. National Centre for Econometric Research.
- Pagliacci, Carolina (2016). "Are we ignoring supply shocks? A proposal for monitoring cyclical fluctuations". En: *Empirical Economics*, págs. 1-23.
- (2019). "Are we ignoring supply shocks? A proposal for monitoring cyclical fluctuations". En: *Empirical Economics* 56.2, págs. 445-467.
- Peersman, G y R Straub (2004). "Technology shocks and robust sign restrictions in a euro area VAR, ECB Working Paper, No. 373". En:
- Perendia, George, Chris Tsoukis y col. (2012). "The Keynesian multiplier, news and fiscal policy rules in a DSGE model". En: *Centre pour la recherche economique et ses applications Dynare Working Paper* 25.
- Pérez, P. y F. Morla (2013). "Análisis de la Inversión Extranjera Directa en República Dominicana: Un Modelo de Corrección de Errores". En: *Oeconomia* VII.4, págs. 8-19.
- Perotti, Roberto, Ricardo Reis y Valerie Ramey (jun. de 2007). "In search of the transmission mechanism of fiscal policy [with comments and discussion]". En: *NBER macroeconomics Annual Documento de trabajo* 13143.
- Perry, Nathan y Matías Vernengo (2011). *What Ended the Great Depression?. Reevaluating the Role of Fiscal Policy*. Inf. téc. Working Paper No. 678. The Levy Economics Institute, págs. 75-97.
- Pesaran, H. y Shin, Y. (1998). "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models". En: *Economics Letters* 58.1, págs. 17-29. issn: 0165-1765. url: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176597002140>.

- Phillips, Peter CB y Pierre Perron (1988). "Testing for a unit root in time series regression". En: *Biometrika* 75.2, págs. 335-346.
- Pradel, Salomé, Francisco A Ramírez y Aridane M Checo (2017). "The Effects of USA Monetary Policy on Central America and the Dominican Republic". En: *International Spillovers of Monetary Policy*. Ed. por Ángel Estrada García y Alberto Ortiz Bolaños. Center for Latin American Monetary Studies y Banco de España, págs. 189-222.
- Restrepo, Jorge E y Hernán Rincón (2006). *Identifying fiscal policy shocks in Chile and Colombia*. Inf. téc. Working Paper No. 397. Banco de la República de Colombia.
- Roache, Shaun K (2008). "Las tendencias regionales de América Central y los ciclos económicos de Estados Unidos". En: *Cataloging-in-Publication Data*, pág. 39.
- Rojas Navarrete, Manuel (2017). "Estadísticas del subsector eléctrico de los países del Sistema de la Integración Centroamericana (SICA), 2016". En:
- Rojas-Romagosa, Hugo (2017). "Potential economic effects of TTIP for the Netherlands". En: *De Economist* 165.3, págs. 271-294.
- Rojas-Romagosa, Hugo, Joseph F Francois, L Rivera y col. (2008). *Economic perspectives for Central America after CAFTA; a GTAP-based analysis*. Inf. téc. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Roubini, Nouriel (2017). "The mystery of the missing inflation". En: *Project Syndicate*. September 13.
- Rubio-Ramirez, Juan F, Daniel F Waggoner y Tao Zha (2010). "Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference". En: *The Review of Economic Studies* 77.2, págs. 665-696.
- Sariola, Mikko (2015). "What drives business cycles in Sweden? A sign restriction structural VAR approach". En: *Discussion Papers* 1, pág. 2015.
- Scholl, Almuth y Harald Uhlig (2008). "New evidence on the puzzles: Results from agnostic identification on monetary policy and exchange rates". En: *Journal of International Economics* 76.1, págs. 1-13.
- Schwarz, Gideon y col. (1978). "Estimating the dimension of a model". En: *The annals of statistics* 6.2, págs. 461-464.
- Schwinn, Richard T (2015). "Fiscal Volatility Diminishes Fiscal Multipliers". Tesis doct. University of Illinois at Chicago.
- Shapiro, Matthew D y Mark W Watson (1988). "Sources of business cycle fluctuations". En: *NBER Macroeconomics annual* 3, págs. 111-148.
- Sims, Christopher A (ene. de 1980a). "Macroeconomics and Reality". En: *Econometrica* 48.1, págs. 1-48. url: <https://ideas.repec.org/a/econ/emetrp/v48y1980i1p1-48.html>.
- (1980b). "Macroeconomics and reality". En: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, págs. 1-48.
- (1980c). "Macroeconomics and reality". En: *Econometrica: journal of the Econometric Society*, págs. 1-48.
- Stock, James H. y Mark W. Watson (dic. de 2001). "Vector Autoregressions". En: *Journal of Economic Perspectives* 15.4, págs. 101-115. url: <http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.15.4.101>.
- Svensson, LE (2010). "Inflation Targeting. NBER Working Paper No 16654". En:
- Swenson, Deborah L (1998). "Investment distinctions: The effect of taxes on foreign direct investment in the US". En: *The welfare state, public investment, and growth*. Springer, págs. 199-217.

- Talvi, Ernesto y Carlos Végh (2000). *Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy*. Inf. téc. Working Paper 7499. National Bureau of Economic Research.
- Tavares-Lehmann, Ana Teresa, Ângelo Coelho y Frederick Lehmann (2012). "Taxes and Foreign Direct Investment Attraction: A Literature Review". En: *New Policy Challenges for European Multinationals (Progress in International Business Research, Vol. 7)*. Ed. por R. Van Tulder, A. Verbeke y L. Voinea. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, págs. 89-117. isbn: 978-1-78190-020-8.
- Tiscordio Lazo, Ina y Elizabeth Bucacos (jun. de 2008). *Efectos de la política fiscal en Uruguay: un análisis a través de shocks fiscales*. Inf. téc. Banco Central de Uruguay.
- Uhlig, Harald (2005). "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure". En: *Journal of Monetary Economics* 52.2, págs. 381-419.
- Urbina, Jilber (2015). "Producto Potencial y Brecha del Producto en Nicaragua". En: *Revista de Economía y Finanzas* 2, págs. 59-93.
- Van der Horst, Albert, Leon JH Bettendorf y Hugo Rojas-Romagosa (2007). "Will corporate tax consolidation improve efficiency in the EU?" En: *Available at SSRN 1016948*.
- Vargas, Armando Sánchez (2017). "Determinantes de la magnitud de los multiplicadores fiscales y factores que inciden en la política fiscal en Centroamérica, la República Dominicana y México". En: *Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)*.
- Villani, Mattias (2009). "Steady-state priors for vector autoregressions". En: *Journal of Applied Econometrics* 24.4, págs. 630-650. url: <https://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v24y2009i4p630-650.html>.
- Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory and policy*. 3rd ed. Cambridge, MA: MIT Press.
- Waylen, P., M. Quesada y C. Caviedes (1996). "Temporal and Spatial Variability of Annual Precipitation in Costa Rica and The Southern Oscillation." En: *Int. J. Climatol* (16), págs. 173-193.
- Wold, Herman OA (1951). "Dynamic Systems of the Recursive Type: Economic and Statistical Aspects". En: *Sankhy: The Indian Journal of Statistics*, págs. 205-216.
- Wolf, Christian K (2017). "Masquerading Shocks in Sign-Restricted VARs". En: *Manuscript, Princeton University*.
- Young, Kan H (1988). "The effects of taxes and rates of return on foreign direct investment in the United States". En: *National Tax Journal*, págs. 109-121.

Apéndices

Apéndice 1. Datos utilizados: muestra y referencia

Tabla 8: Apéndice 1. Datos utilizados: muestra y referencia

	Variable	Período	Fuente
República Dominicana	Inflación general interanual	2005T2-2017T4	SECMCA
	Crecimiento PIB interanual	2005T2-2017T4	SECMCA
Costa Rica	Inflación general interanual	2005T2-2017T4	SECMCA
	Crecimiento PIB interanual	2005T2-2017T4	SECMCA
Guatemala	Inflación general interanual	2005T2-2017T4	SECMCA
	Crecimiento PIB interanual	2005T2-2017T4	SECMCA
Brasil	Inflación general interanual	2005T2-2017T4	IFS, FMI
	Crecimiento PIB interanual	2005T2-2017T3 2017T4	CEPAL Trading Economics
Chile	Inflación general interanual	2005T2-2017T4	IFS, FMI
	Crecimiento PIB interanual	2005T2-2013T4 2014T1-2017T4	CEPAL Banco Central de Chile
Colombia	Inflación general interanual	2005T2-2017T4	IFS, FMI
	Crecimiento PIB interanual	2005T2-2017T4	Banco de la República de Colombia
Perú	Inflación general interanual	2005T2-2017T4	IFS, FMI
	Crecimiento PIB interanual	2005T2-2017T4	Banco de la Reserva de Perú

Fuente: Elaboración propia de los autores.

Apéndice 2. Desviación total promedio del crecimiento e inflación (muestra completa: 2005T2-2017T4)

Tabla 9: Importadores netos de *commodities*

	Costa Rica	Guatemala	R.Dominicana	Promedio
Desviación total del crecimiento	2.63	1.72	3.49	2.61
Del cual:				
Choque de oferta	42.5%	41.4%	42.6%	42.2%
Choque de demanda	57.5%	58.6%	57.4%	57.8%
Desviación total de la inflación	3.79	3.01	3.80	3.53
Del cual:				
Choque de oferta	42.1%	49.3%	55.1%	48.8%
Choque de demanda	57.9%	50.7%	44.9%	51.2%

Fuente: Elaboración propia de los autores.

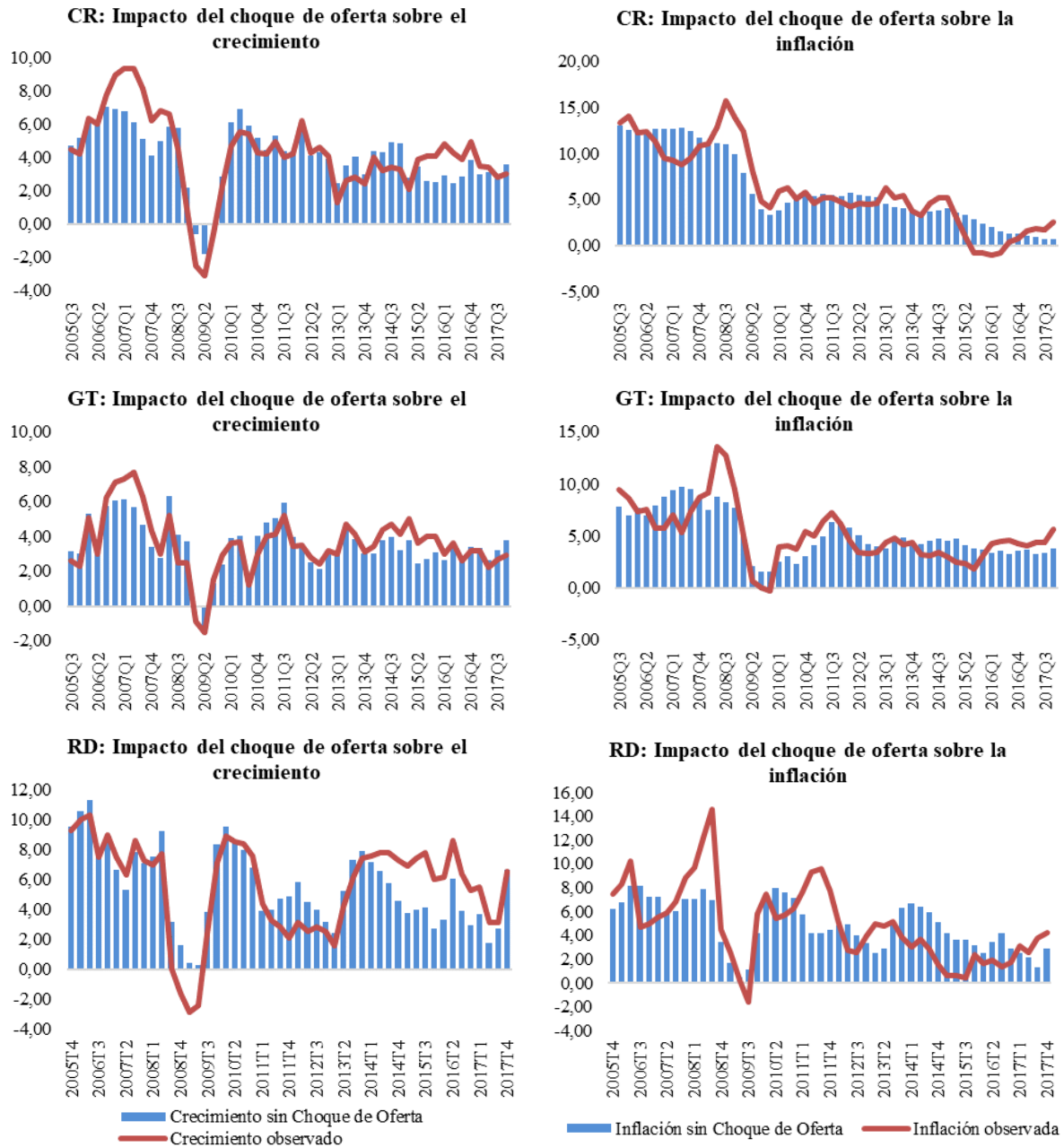
Tabla 10: Exportadores netos de *commodities*

	Brasil	Chile	Colombia	Perú	Promedio
Desviación total del crecimiento	3.66	2.90	2.75	3.84	3.29
Del cual:					
Choque de oferta	49.2%	60.6%	48.2%	48.5%	51.6%
Choque de demanda	50.8%	39.4%	51.8%	51.5%	48.4%
Desviación total de la inflación	1.53	2.47	2.10	1.67	1.94
Del cual:					
Choque de oferta	72.5%	60.2%	44.3%	56.8%	58.5%
Choque de demanda	27.5%	39.8%	55.7%	43.2%	41.5%

Fuente: Elaboración propia de los autores.

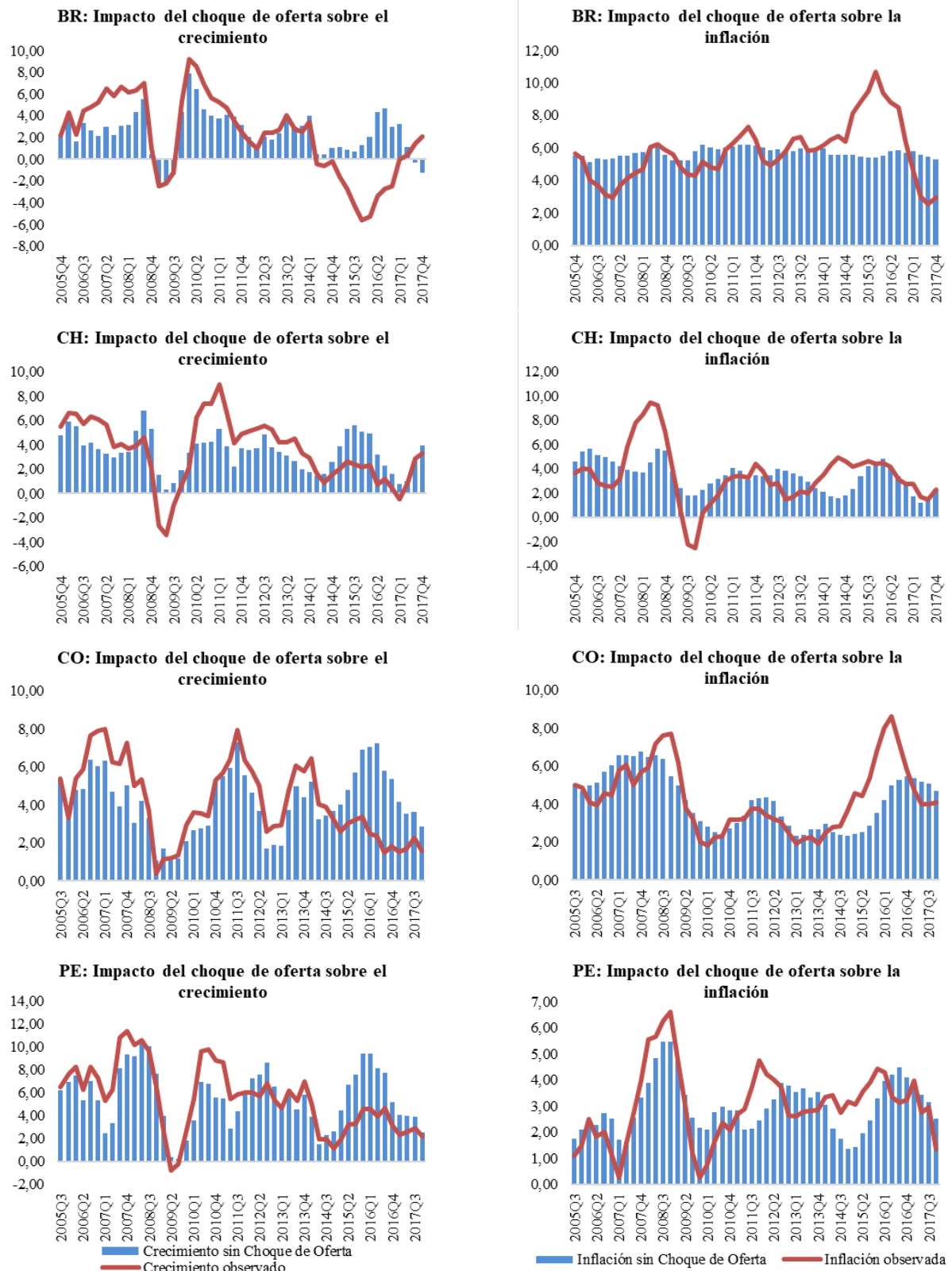
Apéndice 3. Impacto del choque de oferta sobre el crecimiento y la inflación en los países de Centroamérica y Suramérica

Figura 4: Importadores netos de commodities



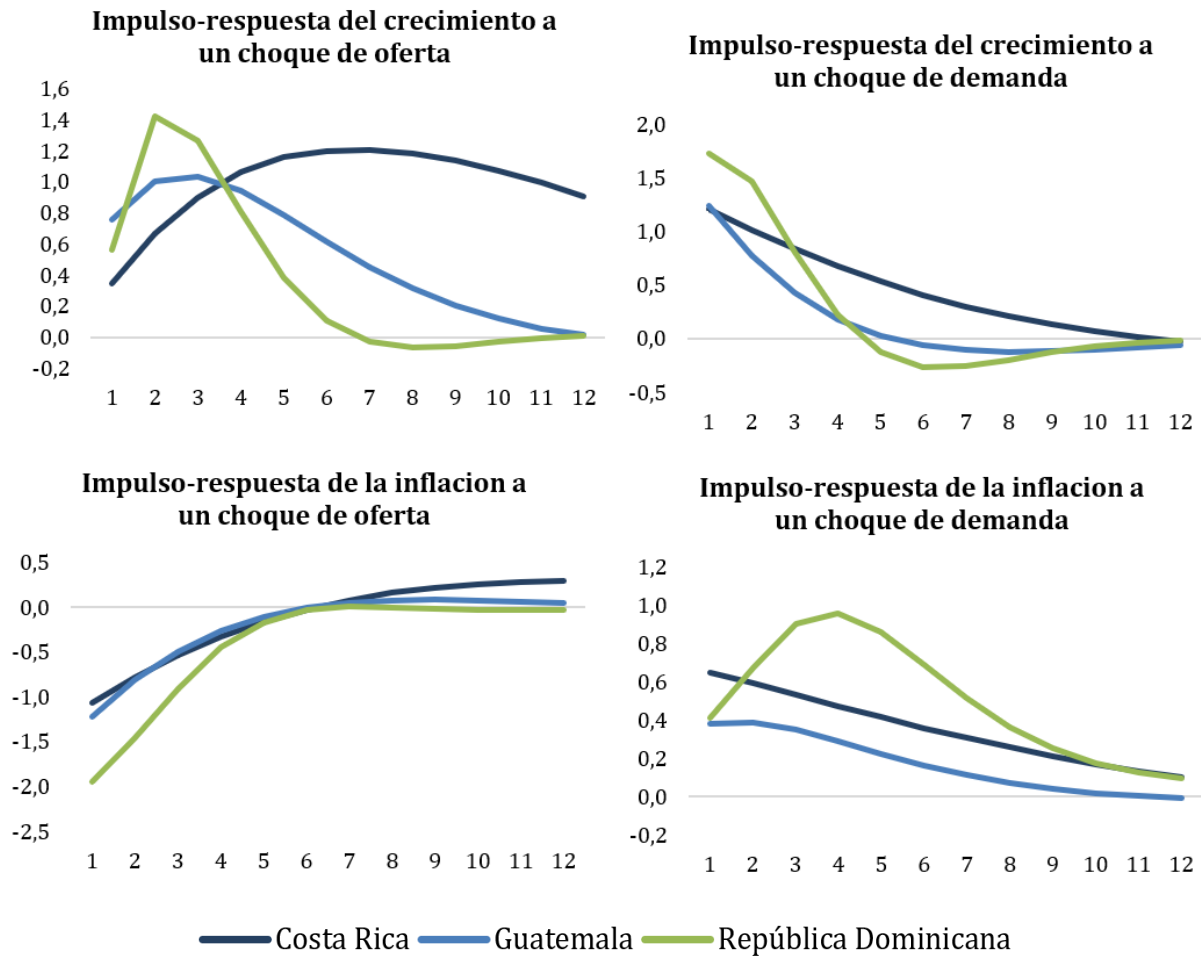
Fuente: Elaboración propia de los autores.

Figura 5: Exportadores netos de commodities



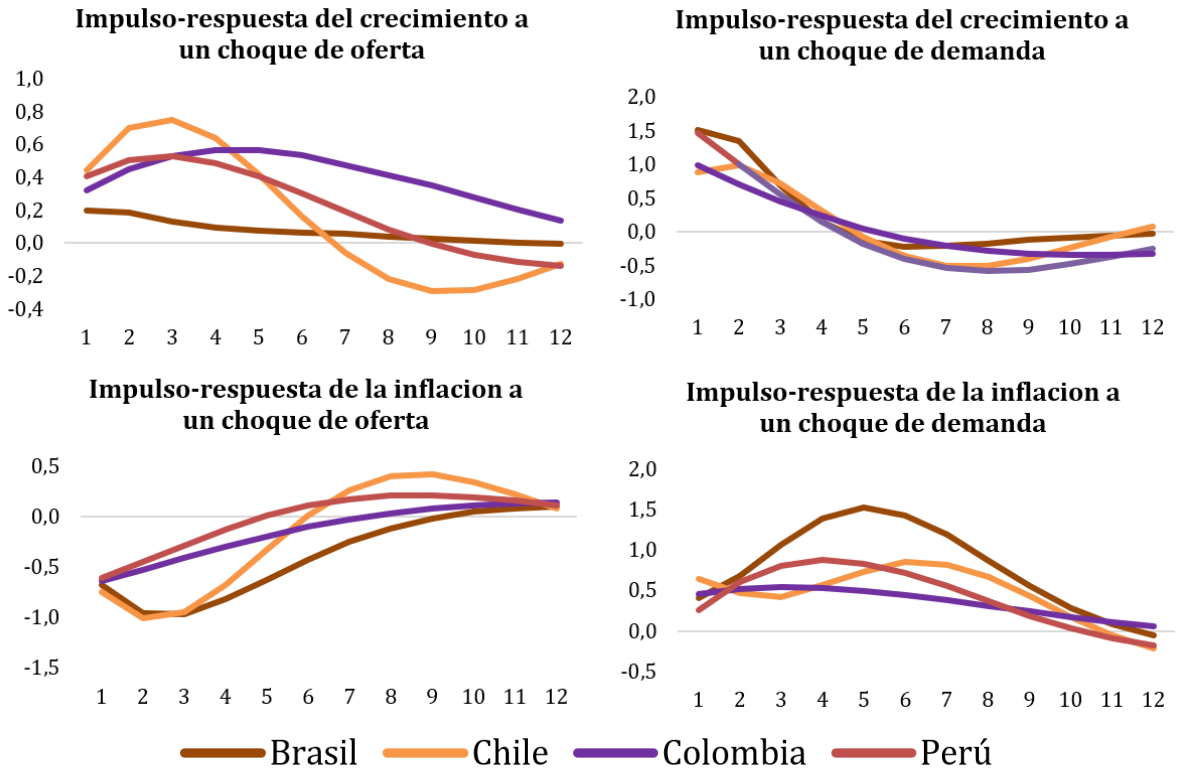
Apéndice 4. Impulsos-respuesta (IR) del crecimiento y la inflación ante choques de oferta y demanda (una desviación estándar)

Figura 6: Importadores netos de *commodities*



Fuente: Elaboración propia de los autores.

Figura 7: Exportadores netos de *commodities*



Fuente: Elaboración propia de los autores.

Apéndice 5. Correlaciones entre choques de oferta y variaciones en los precios de *commodities*

Tabla 11: Correlación entre el índice de precios de *commodities* del FMI y los desvíos del crecimiento e inflación explicados por los choques de oferta en los importadores netos

	Costa Rica	Guatemala	R. Dominicana	Promedio
Componente cíclico del crecimiento	0.13	-0.35	-0.19	-0.14
Desviación de la inflación	0.05	0.49	0.54	0.36

Fuente: Elaboración propia de los autores empleando datos del FMI.

Tabla 12: Correlación entre el índice de precios de *commodities* del FMI y los desvíos del crecimiento e inflación explicados por los choques de oferta en los exportadores netos

	Brasil	Chile	Colombia	Perú	Promedio
Desviación total del crecimiento	0.47	0.54	0.38	0.63	0.52
Desviación total de la inflación	-0.48	0.13	-0.48	-0.20	-0.19

Fuente: Elaboración propia de los autores empleando datos del FMI.

Apéndice 6. Pruebas de Robustez

La condición de estabilidad del VAR se satisface para los modelos estimados de cada país; la prueba se realiza para un VAR(1) en los casos de Costa Rica, Guatemala, Colombia y Perú y un VAR(2) en República Dominicana, Brasil y Chile. Estos modelos son estables (estacionarios), porque las inversas de sus raíces están dentro del círculo unitario. Esta condición de estabilidad garantiza convergencia en los resultados y la validez de las funciones de impulso-respuesta.

Por el contrario, los VAR no satisfacen las condiciones de estabilidad si se considera el mayor rezago sugerido dentro de los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan. En estos casos, al menos una raíz se encuentra fuera del círculo unitario.

Un ejercicio de robustez consiste en limitar las restricciones en el modelo de forma que los choques se identifiquen cuando los impulso-respuesta cumplan con los signos esperados por solo dos trimestres ($k=2$). Este enfoque es más naïve, con el interés de verificar si los efectos esperados de los choques de oferta y demanda sobre el crecimiento y la inflación permanecen algunos períodos más allá de los que se imponen. Los gráficos de impulso-respuesta de este ejercicio muestran una persistencia de los choques similar a la estimación base en la mayoría de los casos, demostrando la robustez de los resultados anteriores. Además, la identificación de los períodos donde las fluctuaciones cíclicas del crecimiento y la inflación están dominadas por choques de oferta es similar a los resultados anteriores.

El escenario contrario al ejercicio anterior consiste en endurecer las restricciones de signos y evaluar su impacto sobre los resultados. Para esto, se intentó realizar estimaciones donde las restricciones de signos se imponen por seis trimestres ($k = 6$). Este ejercicio fue menos exitoso, encontrándose dificultades para obtener resultados que cumplieran con las restricciones.

Similar a las pruebas de robustez realizadas en Peersman y Straub (2004), se intentó realizar las estimaciones con el VAR donde las variables estuvieran expresadas en niveles. No obstante, el VAR no cumple con las condiciones de estabilidad.

Por último, en la técnica de restricción de signos se encuentran ausentes las restricciones informales (Faust 1998b) y se imponen menos restricciones a los VAR que otras estrategias, lo que dificulta realizar pruebas de robustez adicionales.

Tabla 13: Desviación total promedio del crecimiento e inflación (2014T1-2016T4) en los importadores netos de *commodities* (modelo aplicando restricciones por 2 trimestres)

	Costa Rica	Guatemala	R.Dominicana	Promedio
Desviación total del crecimiento	2.40	1.17	3.65	2.41
Del cual:				
Choque de oferta	58.0%	63.0%	70.1%	63.7%
Choque de demanda	42.0%	37.0%	29.9%	36.3%
Desviación total de la inflación	3.21	2.20	3.47	2.96
Del cual:				
Choque de oferta	44.6%	44.1%	47.4%	45.3%
Choque de demanda	55.4%	55.9%	52.6%	54.7%

Fuente: Elaboración propia de los autores.

Tabla 14: Desviación total promedio del crecimiento e inflación (2014T1-2016T4) en los exportadores netos de *commodities* (modelo aplicando restricciones por 2 trimestres)

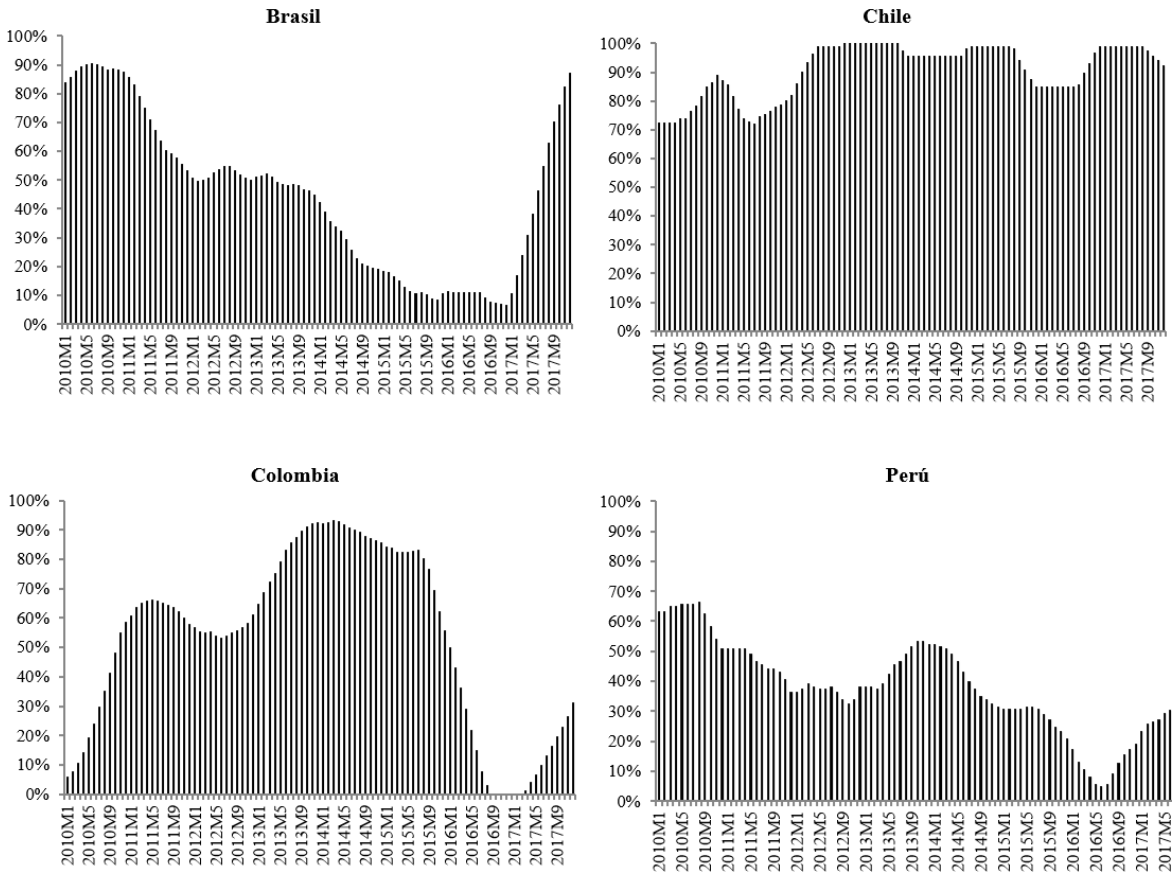
	Brasil	Chile	Colombia	Perú	Promedio
Desviación total del crecimiento	5.14	2.88	3.64	4.58	4.06
Del cual:					
Choque de oferta	75.7%	62.9%	64.5%	57.6%	65.2%
Choque de demanda	24.3%	37.1%	35.5%	42.4%	34.8%
Desviación total de la inflación	2.35	2.09	2.88	2.00	2.33
Del cual:					
Choque de oferta	80.7%	40.4%	43.7%	48.9%	53.4%
Choque de demanda	19.3%	59.6%	56.3%	51.1%	46.6%

Fuente: Elaboración propia de los autores.

Apéndice 7. Anclaje de las Expectativas

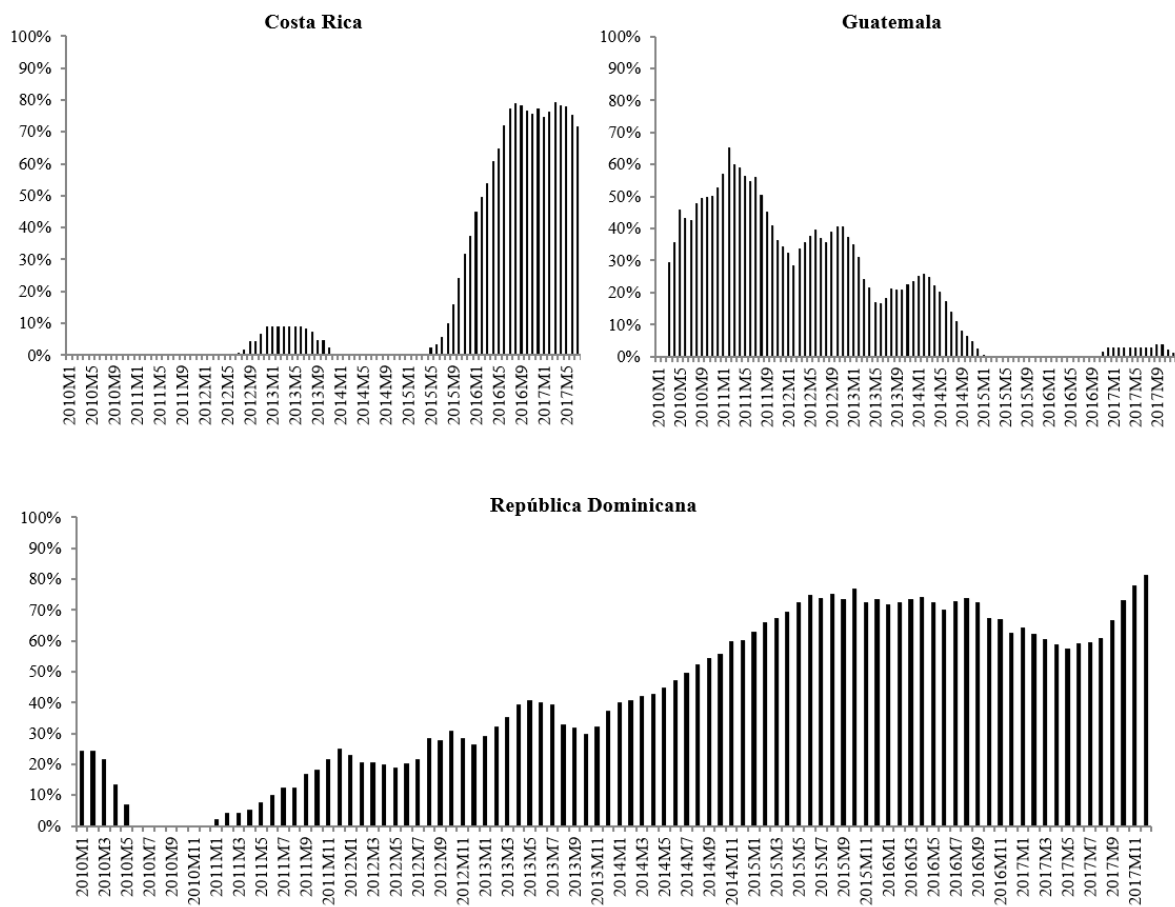
Figura 8: Índice de Anclaje de las Expectativas – Países Exportadores Netos de *commodities*

(promedio móvil 12 meses)



Fuente: Estimaciones propias basadas en las encuestas de expectativas de los bancos centrales.

Figura 9: Índice de Anclaje de las Expectativas – Países Importadores Netos de *commodities*
(promedio móvil 12 meses)



Fuente: Estimaciones propias basadas en las encuestas de expectativas de los bancos centrales.

