

DOCUMENTO DE INVESTIGACIÓN

N.º XX | 2017

Asimetrías en el traspaso del tipo de cambio durante el periodo de flexibilidad cambiaria en Costa Rica

Trabajo en proceso, favor no citar.

*Carlos Brenes Soto
Manfred Esquivel Monge*

Junio, 2017





Las ideas expresadas en estos documentos son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

La serie Documentos de Investigación del Banco Central de Costa Rica en versión PDF se encuentra en <http://www.bccr.fi.cr>

Fotografía de portada: “Los presentes”, conjunto escultórico de nueve figuras en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Simetrías en el traspaso del tipo de cambio a precios en Costa Rica durante el periodo de flexibilidad cambiaria

Carlos Brenes Soto^a

Manfred Esquivel Monge^b

Abstract

El documento analiza el traspaso del tipo de cambio (TTC) a precios en Costa Rica durante el período de flexibilidad cambiaria, y somete a prueba la hipótesis de presencia de asimetría, para lo cual se utilizan modelos estructurales de rezagos distribuidos que engloban procesos generadores de datos simétricos y asimétricos como casos especiales, en línea con lo propuesto por Kilian y Vigfusson (2011). Se encuentra evidencia de asimetría de signo en la relación bivariada entre inflación y tipo de cambio y al controlar por diferencial de tasas de interés internas y externas. Además, se encuentra evidencia de asimetría en magnitud.

Palabras clave: Asimetría en traspaso, tipo de cambio, flexibilidad cambiaria

Clasificación JEL.: E31, E37, E58,

^aDepartamento de Investigación Económica. brenessc@bccr.fi.cr

^bDepartamento de Investigación Económica. esquivelmm@bccr.fi.cr

Contenido

1. Introducción	5
2. Antecedentes	6
3. Marco conceptual	8
4. Metodología	12
4.1. Estimación de impulsos respuesta en modelos estructurales asimétricos	12
4.2. Pruebas de simetría	15
4.3. Datos	16
5. Resultados	16
5.1. Evaluación de propiedades estacionarias	16
5.2. Determinación de rezagos	18
5.3. Pruebas de simetría	19
5.4. Traspaso de tipo de cambio a precios	22
6. Conclusiones	26
7. Bibliografía	28

1. Introducción

Un entorno de libre movilidad de capitales bajo un régimen de objetivo de inflación conlleva a la autoridad monetaria a adoptar un esquema cambiario flexible. Junto con el compromiso inflacionario, tal esquema demanda un adecuado conocimiento TTC. Es decir, de la magnitud y el tiempo con que los movimientos del tipo de cambio (TC) se transmiten a precios locales. Un buen entendimiento del PTTC exige determinar si este exhibe asimetrías de signo¹ o magnitud². Abstractar este tipo de no linealidades puede conducir a estimar niveles de traspaso distintos a los que efectivamente se observan.

El documento analiza el traspaso del tipo de cambio (TTC) a precios en Costa Rica desde marzo de 2006 hasta abril de 2017 y se somete a prueba la hipótesis de que este presenta asimetrías. Se utilizan modelos estructurales de rezagos distribuidos que engloban procesos generadores de datos simétricos y asimétricos como casos especiales en línea con lo propuesto por Kilian y Vigfusson (2011) y utilizando información exclusivamente del periodo de flexibilidad cambiaria.

La relevancia de conocer la magnitud del traspaso del tipo de cambio a precios radica en la capacidad predictiva de estos cambios y el tiempo que le toma a la economía verlos realizados en los precios. Además de determinar la magnitud y retraso con el que se manifiesta el traspaso, resulta importante determinar la presencia de asimetrías de signo y magnitud en este fenómeno. Si existe asimetría positiva los precios locales reaccionan más a depreciaciones, mientras que la asimetría negativa implicaría reacciones más fuertes ante apreciaciones. Por otro lado, si el TTC presenta asimetrías de magnitud, la respuesta de los precios locales a choques sobre el TC dependería de la magnitud de tales choques.

La cuantía del TTC puede estar relacionada con muchos factores, entre ellos el grado de apertura de la economía, la estructura de organización industrial de en los sectores importadores, el nivel y volatilidad de la inflación, el grado de flexibilidad del régimen cambiario, etc. El régimen cambiario en Costa Rica varió sustancialmente a finales del año 2006, cuando se sustituyó el régimen fijo (paridad reptante) para adoptar paulatinamente por regímenes más flexibles. En vista de que estos factores de los que podría depender la magnitud del TTC no son fijos en el tiempo, resulta razonable plantearse la hipótesis de asimetrías en ese fenómeno.

El fenómeno del TTC en Costa Rica ya ha sido estudiado, sin embargo en la mayoría de casos los modelos utilizados han asumido que la magnitud del TTC es constante en el tiempo. Además la muestra de datos con que se ha trabajado incluyó siempre observaciones de dos regímenes cambiarios muy diferentes. Así que cuantificar y verificar la presencia de asimetrías utilizando únicamente datos extraídos del periodo de flexibilidad cambiaria (últimos 11 años) resulta de relevancia en vista de que podría proporcionar estimaciones del fenómeno más acordes a la realidad actual de la economía. Por otra parte, antes del

¹ Se entiende por asimetría de signo que el traspaso sea distinto ante aumentos y disminuciones del TC nominal.

² Se entiende por asimetría en magnitud que el traspaso dependa del tamaño de los choques sobre el TC.

año 2006, cuando inició el periodo de flexibilidad cambiaria, el esquema de tipo de cambio utilizado (paridad reptante) propició pocos episodios de apreciación no minal del TC, por lo que los datos no resultaban óptimos para un estudio de asimetrías de signo del TTC. Desde finales del año 2006 ha existido mayor grado de libertad en los movimientos del tipo de cambio, la abundancia relativa de periodos de apreciación es mayor y por tanto hay más información que posibilita estudiar las asimetrías.

El documento se estructura de la siguiente forma: la Sección 1 introduce brevemente el tema, posteriormente en la Sección 2 se describen los antecedentes bibliográficos más relevantes y la evolución en las metodologías empleadas para su análisis. En la Sección 3 se profundiza el marco conceptual de la aproximación metodológica utilizada para responder a la hipótesis planteada. Posteriormente, la Sección 4 se centra en los aspectos metodológicos, datos y método econométrico utilizados. En la Sección 5 se procede a exponer los principales resultados. Finalmente en la Sección 6 se listan las principales conclusiones.

2. Antecedentes

La literatura empírica sobre el TTC en general señala relativamente más evidencia de simetría para economías industrializadas [ver Taylor (2000); Goldfang y Werlang (2000); Choudhri y Hakamura (2001) y Engel (2002)], mientras que para economías emergentes el supuesto de linealidad no pareciera ser apropiado [ver Winkelried (2003); Guo y Wang (2016) y Mendoza (2012)].

Dentro de los estudios recientes que flexibilizan el supuesto de linealidad, Przystupa y Wróbel (2011) analizan el caso de Polonia. Los autores observan que el traspaso varía según el ciclo económico y lo reportan más pequeño en periodos contractivos y más alto durante expansiones. Además, para variaciones del TC por debajo de cierta magnitud (2%), el traspaso difiere del resto de observaciones, además reportan que en periodos de alta volatilidad el TTC aumenta.

Por otra parte, Pérez y Vega (2016) encuentran evidencia de asimetría de signo en el TTC de Perú. Además los autores proveen evidencia de que existe un comportamiento distinto para cada régimen cambiario del periodo en estudio.

Lariau, El Said y Takebe (2016) reseñan evidencia para los casos de Angola y Nigeria. Encuentran que el TTC es más alto en el largo plazo para la economía menos diversificada y más dependiente de importaciones (la de Angola). También reportan que al des-dolarizar, en Angola el TTC disminuyó. Encuentran además que en el corto plazo el TTC no es estadísticamente distinto de cero. Esto, según los autores, evidencia distorsiones ocasionadas por proteccionismo a ciertas industrias. Para Nigeria, señalan que el componente de alimentos y bebidas del IPC parece no verse afectado por cambios en el TC en vista del alto componente de producción local en ese grupo del índice. La investigación refleja la importancia de la estructura interna de consumo en los países para la determinación del TTC. Angola y Nigeria son países similares en su dependencia de exportaciones de crudo y además ejercen acciones similares para contrarrestar los posibles choques en el precio de este, a pesar de esto los resultados muestran un TTC diferente.

El Banco Central de Costa Rica ha hecho importantes esfuerzos de investigación para mejorar el entendimiento del TTC. Pueden mencionarse desde las incipientes estimaciones de León, Morera y Ramos (2001) y León, Laverde y Durán (2002); hasta trabajos más recientes como Esquivel y Gómez (2010) y Orane (2016). La mayoría de estos estudios manejan el supuesto implícito de linealidad en el TTC estimándolo mediante modelos VAR. La excepción es Esquivel y Gómez (2010), donde se aborda el tema con una metodología alternativa (LSTVAR) que considera la posibilidad de que alguna variable induzca asimetrías de signo o magnitud en el traspaso. Los autores encuentran que la variación rezagada de precios de petróleo es la variable que más probablemente induce asimetrías. Sin embargo concluyen que existe poca evidencia de asimetrías de signo o magnitud estadísticamente significativas.

Ahora bien, Esquivel y Gómez (2010) utilizan una muestra de datos entre enero de 1991 y junio de 2009. En vista de que en Costa Rica el régimen de tipo de cambio fijo (paridad reptante) fue sustituido en octubre de 2006 por uno flexible (banda cambiaria), el cual a su vez posteriormente fue reemplazado por flotación administrada en febrero de 2015; existen al menos tres elementos que justifican y hacen relevante un nuevo estudio sobre el TTC y sus posibles asimetrías.

En primer término, las observaciones utilizadas en Esquivel y Gómez (2010) combinan algunas (la mayoría) extraídas del periodo de TC fijo con otras de la fase de flexibilidad. Debe tenerse en cuenta que el régimen de paridad reptante implicó un sesgo sistemático hacia variaciones positivas del TC nominal (colones por dólar). Solo un 15% de las observaciones utilizadas en ese estudio no están afectadas por ese sesgo. A la fecha, la abundancia de observaciones posteriores a la adopción del régimen de TC flexible permite considerar una estimación del traspaso y pruebas estadísticas de asimetría que utilicen una muestra con observaciones exclusivamente del régimen flexible.

En segundo lugar, es abundante la evidencia documentada de que la serie de variación del IPC en Costa Rica experimentó un cambio estructural a inicios del año 2009. Es posible que tal cambio estructural haya influido en la magnitud y características del TTC. La muestra de datos utilizada en el trabajo de 2010 evidentemente no permitió capturar este fenómeno.

Finalmente, como elemento adicional de robustez a las pruebas sobre existencia de asimetrías en el TTC, resulta atinado implementar metodologías de estimación alternativas. Una aproximación tradicional para la medición de asimetrías es la implementación de modelos VAR censurados. Aplicados al tema del traspaso de TC, tal método implicaría estimar un modelo VAR donde las variaciones del TC con signo negativo se censuran de la muestra y otro donde se censuran las variaciones positivas. Posteriormente se contrastarían las funciones de impulso respuesta (FIR) de ambos modelos para concluir si son estadísticamente diferentes. Kilian y Vigfusson (2011) demuestran que este método genera sesgos asintóticos y proponen un modelo estructural que engloba procesos generadores de datos simétricos y asimétricos como casos especiales. El método que estos autores proponen evita sesgos asintóticos presentes en modelos más tradicionales como los VAR censurados. Combinado con la propuesta de Lee et al (1995), en el que los choques deben rescalarse por una métrica de volatilidad antes de efectuar la estimación del traspaso, permite no solo diagnosticar la presencia de asimetrías de signo y magnitud, sino además determinar si el traspaso es menor en periodos de alta volatilidad. Este método

ya ha sido empleado a nivel del Banco Central de Costa Rica en Álvarez y Esquivel (2016) para evaluar la existencia de asimetrías en el traspaso de precios de materias primas a precios locales.

3. Marco conceptual

En la literatura sobre modelos estáticos se encuentra debidamente documentado que la censura de variables explicativas produce estimadores de mínimos cuadrados sesgados, tal como lo señalan Rigobon y Stoker (2009) o Greene (2003).

El sesgo que se observa en estos procesos resulta claro cuando el proceso generador de datos (PGD) es simétrico, pero aún cuando el PGD es asimétrico el sesgo asintótico se mantiene. Como señalan Killian y Vigfusson (2011), solamente cuando el PGD es hecho de forma que no exista un efecto sobre la variable dependiente cuando la variable explicativa disminuye es que se puede asegurar que el modelo lineal censurado no es sesgado.

Para efectos de una medición en el traspaso del tipo de cambio, existe la hipótesis de que este no es el mismo para depreciaciones como para apreciaciones, presentando en general asimetría positiva (mayor traspaso ante depreciaciones). Basándose en lo anotado por Kilian y Vigfusson (2011), utilizar un modelo lineal censurado sobrestimaría el efecto del traspaso ante apreciaciones o bien sumestimaría este efecto ante depreciaciones.

Además de esta anotación sobre el sesgo en la estimación del TTC, Kilian y Vigfusson (2011) son referentes en cuanto al estudio de asimetrías en un contexto de modelos VAR. Los modelos VAR con asimetría como los de Mork (1989) que utilizan variables de precio censuradas sesgan asintóticamente el efecto de precios, como lo señalan Kilian y Vigfusson, independientemente de si el PGD es simétrico o no. Aún cuando la variable sea una medición neta, como lo propone Hamilton (1996), el resultado de sesgo asintótico se mantiene.

Kilian y Vigfusson (2011) proponen entonces un modelo con estimadores consistentes independientemente de la simetría del PGD, y sin importar la forma de la asimetría si es que existiera. Aunado a esto, demuestran que una mala especificación en modelos censurados conlleva a una cuantificación no correcta de la respuesta dinámica de una variable sobre otra, además de una estimación inconsistente de parámetros.

Como alternativa a las debilidades señaladas, Killian y Vigfusson (2011) proponen estimar las funciones de impulso con base en un modelo estructural evitando, además de esas debilidades señaladas anteriormente, complicaciones sobre la definición de un choque en un contexto de formas reducidas de modelos no lineales.

En el ejemplo que Kilian y Vigfusson (2011) utilizan este método es aplicado en el traspaso de precios de energía sobre el crecimiento. el caso que señalan los autores sobre precios de energía. Entonces estos autores proponen dos tipos de pruebas estadísticas para someter a prueba la hipótesis de simetría en la respuesta del crecimiento ante cambios en precios de energía. La primera de las pruebas se realiza sobre los coeficientes de regresión, esta es una variante de la propuesta de Mork (1989) aumentando su poder estadístico. La segunda prueba se aplica directamente a las funciones de impulso respuesta estimadas con los coeficientes de rezago. Esta última proviene de la identificación de que en un modelo asimétrico, la respuesta dinámica de una variable puede ser estadísticamente

significativa aún si los coeficientes no presenten alejamientos de la simetría. De igual forma, las respuestas pueden ser iguales estadísticamente con coeficientes estadísticamente diferentes. En modelos VAR no lineales, la magnitud de los choques puede influir en la respuesta dinámica de las variables, como lo señalan Kool, Pesaran y Potter (1996), lo que se traduce en una limitación al tipo de prueba aplicado a los parámetros de la estimación, ya que las pruebas mencionadas no contemplan esta posibilidad.

Kilian y Vigfusson (2011) demuestran que en un contexto dinámico de modelos VAR, censurar variables produce estimaciones inconsistentes de las funciones de impulso respuesta, tanto para el caso con un PGD en el que exista una respuesta a precios domésticos a choques de materia prima, como también en el caso de que los coeficientes contemporáneos y rezagados asociados a los precios de materias primas en las ecuaciones de precio sean cero. Como el interés del estudio es analizar la dinámica de ajuste de los precios en respuesta a choques en el tipo de cambio, esta particularidad resulta relevante, y refuerza la decisión de no utilizar modelos VAR con variables censuradas, como son realizadas las estimaciones en estudios según literatura tradicional de traspaso como Bernanke, Gertler y Watson (1997) o Leduc y Sill (2004).

Además de este problema, la literatura empírica tradicional sobre modelos VAR censurados también presenta el inconveniente de ignorar que, al ser modelos no lineales, las funciones de impulso respuesta dependen de la historia de las observaciones y la magnitud de los choques [ver Koop, Pesaran y Potter (1996) y Gallant, Rosi y Tauchan (1993)]. Los impulsos respuesta en este tipo de modelos requieren simulación de Monte Carlo con el fin de considerar posibles historias de datos y distintas magnitudes en los choques.

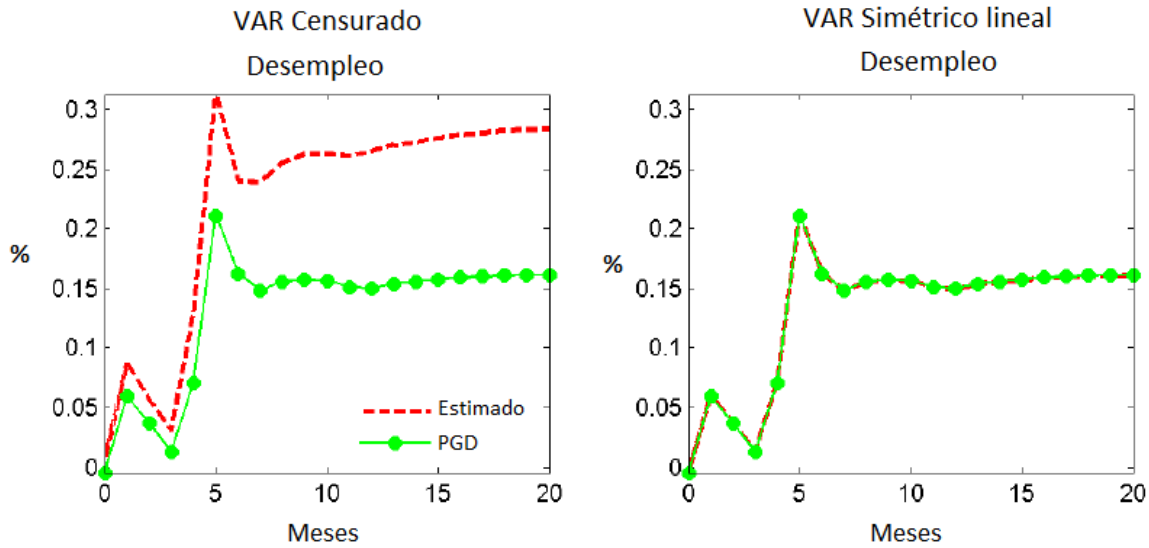
Para mostrar el sesgo asintótico que presentan modelos VAR censurados cuando el PGD es simétrico, Kilian y Vigfusson (2011) realizan simulaciones de PGD con 1.000.000 observaciones a partir de secuencias de ruido blanco gaussianas y los parámetros estimados de un $VAR(6)$ con dos variables endógenas. Dentro del contexto de traspaso de precios de energía de estos autores, las variables endógenas corresponden a precios del crudo (x_t) y desempleo (y_t). Una vez realizada la simulación del PGD, los autores proceden a ajustar dos modelos: un $VAR(6)$ censurado compuesto por³ x_t^+ y y_t ; y un $VAR(6)$ en las variables x_t y y_t que emule el PGD. Con base en ambos modelos generan impulsos respuesta en línea con metodología VAR tradicional.

En la Figura 1 se puede observar cómo el modelo $VAR(6)$ censurado sobreestima el efecto que corresponde al PGD en una forma similar a la sobreestimación que se presenta en caso estático. También se puede observar que el impulso respuesta del modelo que ajusta un $VAR(6)$ simétrico sí reproduce de forma correcta la respuesta verdadera del PGD. Este resultado comprueba que la sobreestimación mostrada en la parte izquierda de la Figura 1. no resulta de incertidumbre muestral.

³ A lo largo del documento la variable x_t^+ denota x_t censurada. Esto es, $x_t^+ = \begin{cases} x_t & \text{si } x_t > 0 \\ 0 & \text{si } x_t \leq 0 \end{cases}$

Figura 1.

Inconsistencia del efecto estimado de incrementos en el precio de la energía.



Fuente: Kilian y Vigfusson (2011), Figure 2.

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que cuando el PGD no es simétrico, no puede representarse por un VAR bivariado con x_t^+ y y_t . Un PGD en el que sólo los choques positivos a x_t tienen efecto alguno sobre y_t se puede denotar el siguiente sistema:

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 + \rho x_{t-1} + e_{1t} \\ y_t &= a_2 + \gamma x_t^+ + e_{2t} \end{aligned} \quad (1)$$

El impacto contemporáneo sobre y_t de un choque positivo a x_t en el sistema (1) está dado por γ . El efecto en el siguiente período sería $\rho\gamma$, y luego $\rho^2\gamma$, etc. Por lo tanto, la estimación de los coeficientes γ y ρ del modelo (1) sería insesgada. Pero, al utilizar el modelo VAR censurado (2), la estimación de ρ sería asintóticamente sesgada a pesar de que la estimación de γ sería insesgada, y por tanto, esto se reflejaría en la función de impulso respuesta.

$$\begin{aligned} x_t^+ &= a_1 + \rho x_{t-1}^+ + \epsilon_{1t} \\ y_t &= a_2 + \gamma x_{t-1}^+ + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

En realidad, el problema en el sistema (2) es que no es una verdadera representación del PGD. La utilización de un modelo estructural completo evitaría ese inconveniente, como lo señalan Kilian y Vigfusson (2011), quienes proponen entonces un modelo estructural de la

forma:

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t} \\ y_t &= \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_{t-1}^+ + \beta_3 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

En el modelo estructural (3) los choques negativos sobre x_t pueden tener efectos sobre la senda futura de y_t si tales choques conducen eventualmente a choques positivos en la senda futura de x_t , a diferencia del modelo (2)

Las funciones de impulso respuesta de un modelo estructural como (3) no pueden ser identificadas a partir de la descomposición de Cholesky de la matriz de variancias y covariancias de la versión reducida de un modelo como (4), dado que esta descomposición no discrimina entre choques positivos y negativos. Por lo tanto, aplicar Cholesky en (4) a $Var[\epsilon_{1t}, u_{2t}]$ no es apropiado en vista de que u_{2t} debería reflejar, según el modelo estructural (3), únicamente choques positivos, distinción que no realiza la descomposición estándar.

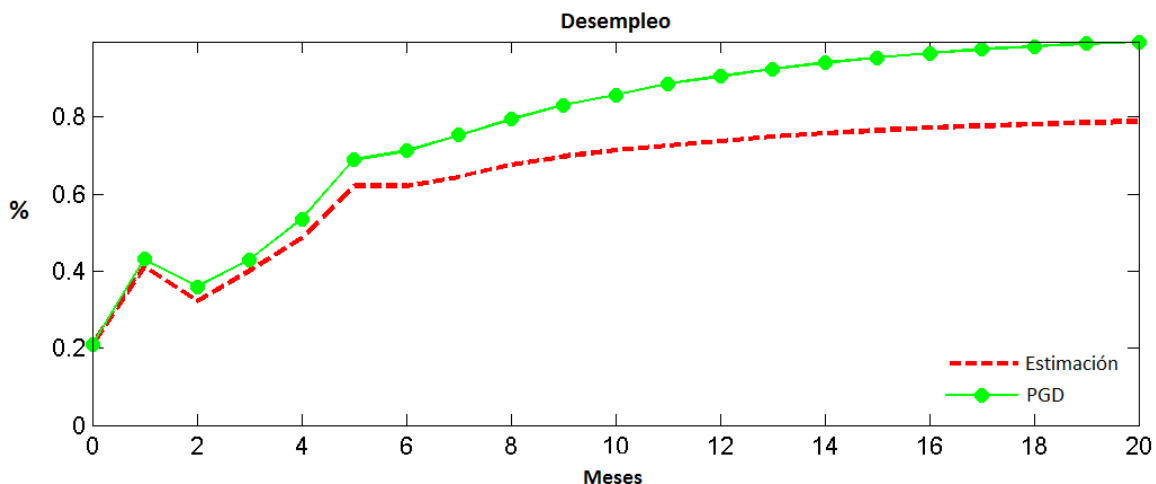
$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t} \\ y_t &= \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \dots + u_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

donde $u_{2t} = \beta_1 \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}$

El sesgo generado en los impulso respuesta calculados a partir de un modelo VAR censurado del estilo tradicional se observa en la Figura 2. Análogamente al ejercicio la Figura 1, se simulan 1.000.000 observaciones poblaciones con un PGD estructural como (3) a partir de los parámetros estimados de ese modelo obtenidos por MCO y dos secuencias linealmente independientes de ruido blanco gaussiano para los términos de error. Luego, se ajusta un VAR censurado a las observaciones generadas y se procede a la obtención de los impulsos respuesta.

Como se ha mencionado, Kilian y Vigfusson (2011) demuestran que el método tradicional para probar la existencia de asimetría en efectos de variaciones positivas y negativas en trasposos (en específico en precios de energía sobre variables macroeconómicas), que consiste en modelos VAR con variables censuradas, resulta en estimaciones inconsistentes. Este resultado es obtenido sin importar si el PGD es simétrico o no.

Figura 2.
Inconsistencia en la estimación del efecto del precio de la energía sobre el desempleo cuando el PGD es asimétrico y se utiliza un modelo VAR censurado.



Fuente: Kilian y Vigfusson (2011), Figure 4.

Debido a esta inconsistencia, la evidencia empírica documentada en favor de hipótesis de asimetría resulta sesgada, no solamente para los casos como los que mencionan esos autores sobre variaciones del precio del petróleo sobre variables macroeconómicas, si no también sobre aquellas de precios de materias primas a precios locales como Bloomberg y Harris (1995); Furlong e Ingenito (1996); Cutler, Chan y Li (2005); Ferrucci, Jiménez-Rodríguez y Oronte (2010).

Al considerar estos señalamientos, los resultados y metodología aplicada en este estudio corresponden a la implementación de la propuesta metodológica de Kilian y Vigfusson (2011) para la obtención de evidencia que no se encuentre sesgada por la utilización de un enfoque tradicional de traspaso.

4. Metodología

4.1. Estimación de impulsos respuesta en modelos estructurales asimétricos

La metodología utilizada en esta investigación se basa en la propuesta de Kilian y Vigfusson (2011) para evitar el sesgo asintótico generado por modelos VAR censurados. Se propone un modelo estructural donde las variables endógenas se utilizan en un sistema de ecuaciones que permite a los choques en el tipo de cambio tener un efecto diferenciado, dependiendo de si son depreciaciones o apreciaciones, sobre los precios de la economía.

Se utiliza un modelo estructural dinámico siguiendo la propuesta de esos autores para estimar el TTC, en donde las variaciones contemporáneas del TC no tienen efecto sobre los precios a menos de que estas sean positivas. Como primer acercamiento, en un modelo bivariado, la estructura sería la siguiente:

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t} \\ y_t &= \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_{t-1}^+ + \beta_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

Donde:

- x_t : Nivel o variación del TC en el periodo t .
- y_t : Nivel o variación del IPC en el periodo t .
- $x_t^+ = \begin{cases} x_t, & \text{si } x_t > 0, \\ 0, & \text{si } x_t \leq 0, \end{cases}$

En contraste con un VAR censurado, en el cual las variables endógenas corresponden a x_t^+ y y_t , en el modelo estructural propuesto (5) los choques negativos sobre x_t pueden tener efectos sobre la senda futura de y_t si conducen eventualmente a choques positivos en la senda futura de x_t . Los autores demuestran que los estimadores de este modelo (5) son insesgados y consistentes a diferencia de los obtenidos mediante VAR censurados, e independientemente de si el PGD es simétrico o no.

Según la literatura [ver Gallant, Rossi y Tauchen (1993) y Koop, Pesaran y Potter (1996)], en modelos no lineales como (5) la respuesta dinámica de y_t podría ser magnificada o

disminuida por el efecto acumulado de choques previos. Por tanto, las funciones impulso respuesta deberían ser estimadas como un promedio de los impulso respuesta generados a partir de un conjunto que sea tanto diverso como representativo de condiciones iniciales. Este método puede entenderse como de respuesta asimétrica debido a que anida tanto una versión simétrica como una asimétrica.

Los parámetros del modelo (5) se estiman mediante métodos estándar:

- i. Se realiza una selección aleatoria de una “historia” (Ω_i) compuesta por p^4 observaciones consecutivas de x_t y y_t .
- ii. Dada una Ω_i , se simulan dos sendas de H datos posteriores a la última observación disponible para x y y . Es decir, para x se generan $[x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+H}]$ y $[x_{t+1}^*, x_{t+2}^*, \dots, x_{t+H}^*]$, mientras que para y se generan $[y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+H}]$ y $[y_{t+1}^*, y_{t+2}^*, \dots, y_{t+H}^*]$. Tanto para las primeras sendas de x y y como para la segunda de y , las secuencias de perturbaciones estocásticas $[\epsilon_{1t}, \epsilon_{1t+1}, \dots, \epsilon_{1t+H}]$ y $[\epsilon_{2t}, \epsilon_{2t+1}, \dots, \epsilon_{2t+H}]$ son seleccionadas aleatoriamente de sus respectivas distribuciones marginales empíricas. Por otra parte, para la segunda secuencia de x , se asigna un valor (δ) al primer componente de la secuencia de perturbaciones, ($\epsilon_{1t} = \delta$), mientras que el resto de la secuencia es extraído aleatoriamente de su distribución marginal empírica.
- iii. Las secuencias aleatorias de ϵ_{1t} y ϵ_{2t} pueden ser tratadas como independientes dado que son obtenidas de la distribución marginal generada por el modelo estructural estimado (5).
- iv. Se procede a obtener la diferencia entre las dos sendas de y para $t = 1, 2, \dots, H$ definiendo cada diferencia como y_i^δ , donde $i = 1, 2, \dots, H$.
- v. Se repiten los pasos ii y iv (n_{boot}) veces.
- vi. Se repiten los pasos i a v (n_{hist}) de veces. Entonces se obtiene un número $n_{hist} * n_{boot}$ de distintas series y_i^δ que luego se promedian.

El resultado que se obtiene de los pasos ii a v es la respuesta de y ante un choque de tamaño δ , a un horizonte de H periodos y condicional en Ω_i . Siguiendo la misma nomenclatura de Kilian y Vigfusson (2011), podemos definir esta respuesta como $I_y(\delta, H, \Omega_i)$. Repitiendo el ejercicio para todas las posibles historias y promediando las respuestas, se obtiene la respuesta de y no condicionada en Ω_i , es decir $I_y(\delta, H)$.

Para diferenciar más claramente la propuesta por Kilian y Vigfusson (2011) respecto a la forma tradicional de obtener las funciones de impulso respuesta defínase la respuesta de y condicionada en sendas históricas de x y y (esto es $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$ para $i = 1, 2, \dots$) de la siguiente forma:

$$I_y(\delta, H, \underline{0}) \quad (5)$$

⁴ p corresponde al número de rezagos utilizados para cada uno de los modelos estimados.

Relajando el supuesto de $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$ y permitiendo alguna historia (Ω_i) para x y y , además de inducir un choque de magnitud δ en la observación t -ésima del término de perturbación ϵ_{1t} , se puede definir de manera alternativa la respuesta:

$$I_y^*(\delta, H, \Omega_i) = E \left\{ y_{t+h} \left| \Omega_i, \epsilon_{1t} = \delta, [\epsilon_{1t+j}]_{j=1}^h, [\epsilon_{2t+j}]_{j=0}^h \right. \right\} - E \left\{ y_{t+h} \left| \Omega_i, [\epsilon_{1t+j}]_{j=0}^h, [\epsilon_{2t+j}]_{j=0}^h \right. \right\} \quad (6)$$

Como se señaló anteriormente, al promediar (6) para todas las posibles historias, se obtiene la respuesta no condicionada en Ω_i , que corresponde a $I_y^*(\delta, H)$. El impulso respuesta habitualmente reportado en la literatura corresponde a $I_y^*(\delta, H, \underline{0})$. Este impulso respuesta no permite dinámica de choques futuros (al menos en perturbación) y no condiciona historia. En sistemas lineales, este tipo de configuración para el cálculo no presenta inconvenientes, sin embargo, sí los presenta cuando se están calculando impulsos respuesta en sistemas no lineales: la respuesta puede no converger a cero aún cuando el PGD sea estacionario [ver Koop, Pesaran y Potter (1996)]. Además, Potter (2000) favorece el considerar los choques futuros como aleatorios más que fijarlos en cero cuando se estiman impulso respuesta no lineales. Por último, debido a lo poco realista de condicionar en 0 una estimación de impulso respuesta, esta no resulta de gran utilidad.

En las ecuaciones de forma reducida de modelos VAR los errores se encuentran correlacionados, de ahí que se recurre a un método para ortogonalizar los impulsos. Lo habitual es utilizar la inversa del factor Cholesky de la matriz de las variancias y covariancias de los residuos de la estimación. Un modelo estructural como el utilizado en esta investigación (5), se vuelve más atractivo para estimar los impulso respuesta, debido a que en el cálculo de $I_y(\delta, H, \Omega_i)$ y el de $I_y(\delta, H)$, un choque sobre el tipo de cambio (x_t) es ortogonal a otros choques.

Kilian y Vigfusson (2011) demuestran que para choques pequeños, la diferencia entre el impulso respuesta estimado considerando tanto las posibles historias como la dinámica propia de los errores $[I_y^*(\delta, H)]$, y el estimado sin considerar esos dos elementos $[I_y^*(\delta, H, \underline{0})]$, es grande. Sin embargo, esta diferencia se va reduciendo conforme se incrementa el tamaño del choque. Es decir, los autores muestran que:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} I_y(n\delta, H) = I_y^*(\delta, H, \underline{0}) \quad (7)$$

Para choques de magnitud lo suficientemente grande sobre el tipo de cambio, se esperaría que la importancia de Ω_i y la aleatoriedad de ϵ_{1t} disminuyan hasta llegar al punto en que el impulso respuesta estimado mediante el método VAR tradicional sea una buena aproximación a la estimación correcta. Esta es entonces, la explicación de cómo el método VAR tradicional puede generar estimaciones de la reacción del precio local a choques en el tipo de cambio muy distintas a las correctamente estimadas mediante una especificación no lineal.

Esta relación inversa entre el tamaño de los choques y la respuesta estimada de los precios locales es importante debido a que para series en donde la variación (en este caso tipo de cambio) muestre una desviación estándar pequeña, la ganancia de utilizar $I_y(n\delta, H)$, en términos de reducción de sesgo asintótico en la medición del impulso respuesta, es mayor.

4.2. Pruebas de simetría

A pesar de solucionar el problema de sesgo asintótico con respecto a un VAR censurado, el modelo estructural (5) es asintóticamente ineficiente en comparación con un VAR cuando el PGD es simétrico . Por lo tanto, una estimación eficiente del TTC requiere contar previamente con una prueba estadística para evaluar la hipótesis de simetría en el PGD.

Las que se definen a continuación como pruebas de simetría sobre parámetros evalúan la igualdad en la magnitud de los coeficientes asociados a apreciaciones y depreciaciones.

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que para modelos de forma reducida estas pruebas son útiles para identificar asimetrías en los parámetros de respuesta, sin embargo, no resultan útiles para la identificación de asimetrías en los impulso respuesta de modelos estructurales asimétricos. Esto es debido a que pueden obtenerse entonces parámetros asociados a apreciaciones y depreciaciones que no sean estadísticamente distintos mientras los impulsos respuesta sí lo sean. Esto se debe a que los impulso respuesta puede ser función no lineal tanto de los parámetros de pendiente como de la variancia de las innovaciones.

Debido a este problema, Eldstein y Kilian (2007 y 2009) sugieren una aproximación alternativa, con base en los impulsos respuestas obtenidos según el método explicado en la sección 4.1, para someter a prueba la hipótesis de simetría. Este segundo grupo de pruebas lo denotamos como pruebas de simetría sobre impulsos respuesta.

4.2.1. Pruebas de simetría sobre parámetros

Las pruebas de simetría sobre parámetros, o pruebas de simetría basadas en pendientes, son atractivas debido a su simpleza y a que no requieren el cálculo de las funciones de impulsos respuesta. Bajo este método, una vez estimada la regresión de y_t en sus propios rezagos y los de x_t^+ y x_t^- se realizan pruebas de igualdad de coeficientes con estadísticos de Wald que, bajo la hipótesis nula de simetría, tienen distribución Ji^2 [ver Mork (1989)].

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que esta aproximación no explota todas las restricciones que implica la hipótesis nula de simetría. Señalan que al trabajar con un modelo reducido, Mork (1989) omite la restricción de igualdad de los términos contemporáneos de x_t^+ y x_t^- . Los autores proponen entonces, que en términos del modelo (5), se trabaje con la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$$

Estos autores argumentan que esta hipótesis tiene mayor poder estadístico que la de Mork (1989). Sometiendo a prueba esta hipótesis en un modelo como (5), y por medio de pruebas de Wald de exclusión de parámetros, buscan determinar si el ajuste del modelo mejora o no con la inclusión de los regresores $x_t^+, x_{t-1}^+, \dots, x_{t-p}^+$.

4.2.2. Pruebas de simetría sobre impulsos respuesta

La propuesta de Kilian y Vigfusson (2011), adaptada para someter a prueba la simetría de signo en las funciones impulsos respuesta de precios ante choques sobre el tipo de cambio a h distintos horizontes puede resumirse en los siguientes pasos:

1. Estimar el modelo estructural (5).
2. Calcular el impulso respuesta h periodos hacia adelante (en este caso se realizó con un horizonte de 24 períodos), tanto para un choque positivo como para uno negativo. Es decir, calcular $I_y^*(\delta, h)$ y $-I_y^*(-\delta, h)$.
3. Construir un estadístico de Wald con hipótesis conjunta de simetría en los impulsos respuesta positivos y negativos hasta h periodos en el futuro. El estadístico toma entonces la forma: $W = \sum_{i=0}^h [I_y^*(\delta, i) + I_y^*(-\delta, i)]^2 = 0$.
4. Calcular la matriz de variancias y covariancias del vector de suma de coeficientes de respuesta mediante muestreo repetitivo (“*bootstrapping*”).

El estadístico W tiene entonces distribución Ji_{h+1}^2 dada la normalidad asintótica de los estimadores provenientes de MCO del modelo.

4.3. Datos

Los datos base utilizados corresponden a series publicadas por el Banco Central de Costa Rica a través de su portal oficial de datos en línea⁵.

Las series básicas del tipo de cambio tienen frecuencia diaria pero se construyó la serie mensual tomando el promedio entre la referencia de compra y venta de los días hábiles de cada mes. Por otra parte, la serie base del IPC tiene originalmente frecuencia mensual.

Como controles en las estimaciones se incluyó indicadores de brecha de producto y de diferencial de tasas de interés.

La información base para la brecha del producto es la serie desestacionalizada del Índice mensual de actividad económica (IMAE) obtenida igualmente del sitio web del BCCR. A este se le aplicó un filtro de Hodrick y Prescott con parámetro de suavizamiento $\lambda = 23000$ en concordancia con Segura y Vásquez (2011).

Por último, la serie de diferencial de tasas corresponde a la diferencia entre la Federal Funds Effective Rate⁶ del Tesoro de Estados Unidos y la Tasa de Política Monetaria del BCCR.

El periodo muestral utilizado corresponde a enero del año 2006 a marzo de 2017.

5. Resultados

5.1. Evaluación de propiedades estacionarias

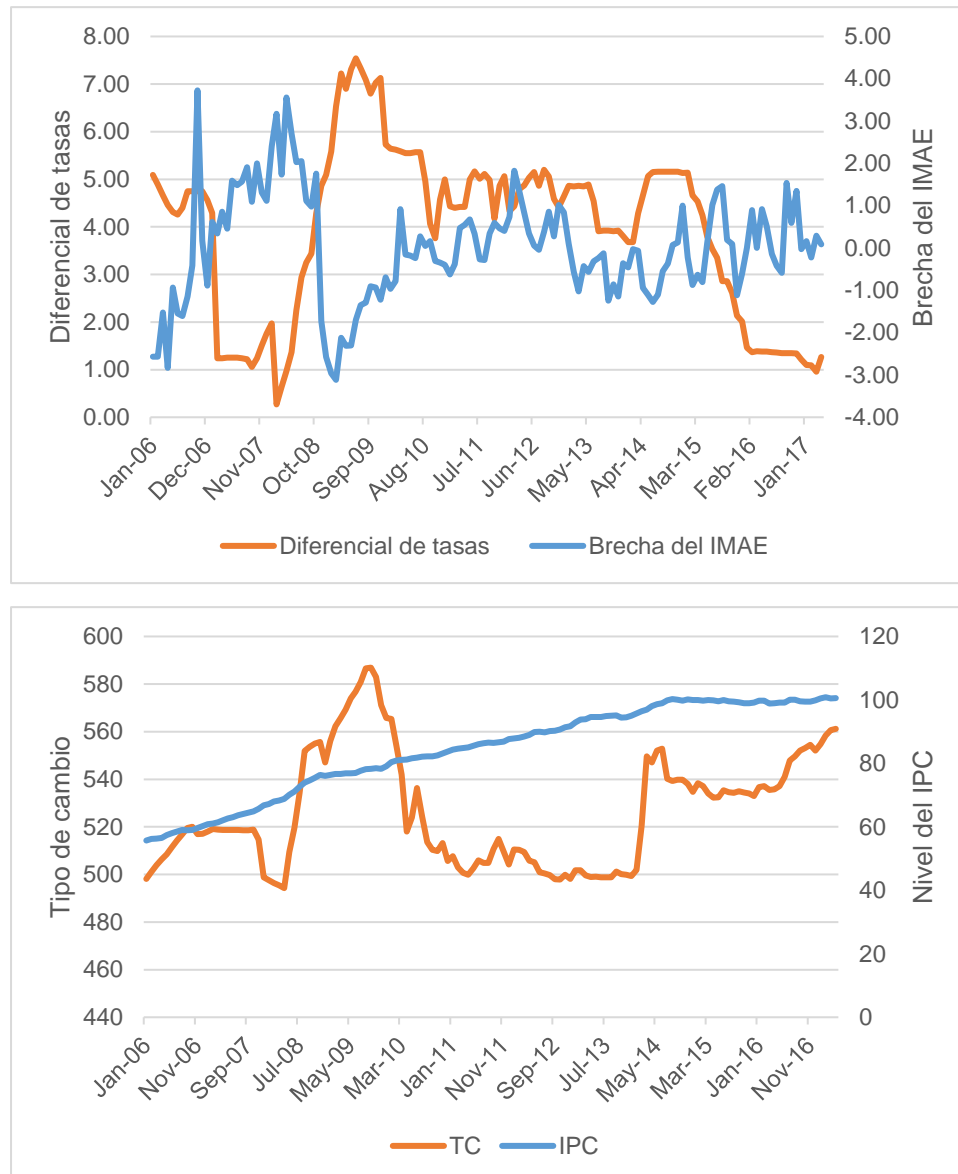
Se determinan las propiedades estacionarias de las series utilizadas con el fin de definir el tipo de método econométrico con el que se realizará el análisis posterior.

⁵ <http://www.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos>

⁶ <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>

En la Figura 3, se muestran las variables tipo de cambio (TC), Índice de Precios al Consumidor (IPC), brecha del IMAE y el diferencial de tasas en niveles.

Figura 3.
Series de tiempo analizadas.



Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria aplicadas se presentan en el Cuadro 1. Se observa que tanto con la prueba de Dickey-Fuller (DF) como la de Phillips-Perron (PP), no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series en niveles, excepto para la brecha del IMAE. En el caso de primera diferencia, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las variables.

Cuadro 1.
Valores p en pruebas de raíz unitaria.
Ho: x_t tiene raíz unitaria

			IPC		
Niveles	DF	Const y tend	0.9936		
	PP	Const y tend	0.9965		
1ra Dif	DF	Const y tend	0.0000		
	PP	Const y tend	0.0000		

			TC	Diferencial de tasas	Brecha del IMAE
Niveles	DF	Const	0.2709	0.7192	0.0001
		Const y tend	0.5493	0.9055	0.0008
	PP	Const	0.3102	0.4738	0.0000
		Const y tend	0.6012	0.7700	0.0000
1ra Dif	DF	Const	0.0000	0.0000	0.0000
		Const y tend	0.0000	0.0000	0.0000
	PP	Const	0.0000	0.0000	0.0001
		Const y tend	0.0000	0.0000	0.0001

Fuente: Elaboración propia.

Con base en estos resultados, en las estimaciones se utilizaron todas las variables en primera diferencia, excepto la brecha del IMAE.

5.2. Determinación de rezagos

Se procedió a determinar el orden óptimo de los rezagos para estimar el modelo (5) con base en criterios de selección de rezagos de una estructura de VAR ajustada para la muestra de enero de 2006 hasta marzo de 2017. La selección se efectuó para 3 distintos modelos: un modelo bivariado (compuesto por la primera diferencia del IPC y del tipo de cambio); dos modelos de tres variables construidos a partir del bivariado agregando respectivamente la brecha del IMAE y diferencial de tasas de interés. En el Cuadro 2 se muestran los resultados para estos modelos bajo 5 distintos criterios: maximoverosimilitud (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ).

Cuadro 2.
Número óptimo de rezagos según distintos criterios

Criterio	Bivariado	Bivariado +Diferencial tasas	Bivariado + Brecha del IMAE
LR	5	1	3
FPE	1	1	1
AIC	1	1	1
SC	1	1	1
HQ	1	1	1

Fuente: Elaboración propia.

Bajo el criterio de Schwarz, se observa que el número de rezagos óptimos para el modelo bivariado es de 1, misma situación que se presenta si se agregan el diferencial de tasas y la brecha del IMAE. Con base en estos resultados se procede a efectuar las pruebas de simetría en un modelo como (5) incluyendo únicamente un rezago de las variables en las respectivas especificaciones. Ahora bien, debe tenerse presente que el método de Killian y Vigfusson no corresponde estrictamente a un VAR, así que se efectuaron las pruebas de simetría para modelos con 1, 2 y hasta 12 rezagos para robustecer las conclusiones.

5.3. Pruebas de simetría

5.3.1. Prueba de simetría en parámetros

Los resultados de la prueba de simetría en los parámetros explicada en la sección 4.2.1 se pueden observar en el Cuadro 3. Como se comentó anteriormente, se incluyen que consideran desde 1 hasta 12 rezagos.

Según estos resultados no existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de traspaso simétrico para el modelo con un solo rezago (el mejor modelo con base en el

Cuadro 3.

Prueba de simetría de parámetros.

Valor p asociado a cada modelo según número de rezagos utilizado.

Rezagos	Modelo		
	Bivariado	Bivariado +Diferencial tasas	Bivariado + Brecha del IMAE
1	0.29006608	0.42586204	0.19300986
2	0.63501736	0.84799942	0.46380969
3	0.4758379	0.71198022	0.44134329
4	0.71046913	0.86980267	0.58276517
5	0.54694209	0.6075743	0.38146973
6	0.57856684	0.55830221	0.41464114
7	0.32625259	0.27551362	0.38530406
8	0.23676826	0.2463961	0.22503035
9	0.07059703	0.12749697	0.14597147
10	0.07264931	0.11030177	0.09800101
11	0.09698300	0.20404693	0.08090814
12	0.10805556	0.31508271	0.07097365

Fuente: Elaboración propia.

análisis VAR). Sin embargo, sí existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de traspaso simétrico para el modelo bivariado que considera 9, 10 y 11 rezagos (al 10% de significancia). Así también, en el modelo de 3 variables con la brecha del IMAE para 10, 11 y 12 rezagos la evidencia es suficiente para rechazar la hipótesis de simetría en parámetros. Sin embargo para el modelo de 3 variables con el diferencial de tasas, no se encuentra evidencia de asimetría en parámetros. Prueba de simetría en impulsos respuesta.

5.3.2. Prueba de simetría en en impulsos respuesta

Los resultados de aplicar la prueba de simetría a los impulsos respuesta que se expuso en la sección 4.2 se pueden observar en el Cuadro 4. Los resultados son obtenidos al simular 40.000 proyecciones⁷ de hasta 24 periodos de un modelos como (5) donde las variables endógenas son, alternativamente, la primera diferencia del IPC y la primera diferencia del TC nominal (caso bivariado), y a estas se le añade la brecha del IMAE y el diferencial de tasas de interés.

Además, en vista de la posible no linealidad de los impulsos respuesta en el tamaño de los choques, se realizan pruebas para choques de una, dos, cuatro y diez desviaciones estándar de las innovaciones.

Cuadro 4.
Prueba de simetría en impulsos respuesta.
Valores p para casos con modelos con 1 rezago

<i>Bivariado</i>			<i>Bivariado + Brecha IMAE</i>			<i>Bivariado + Diferencial tasas</i>		
<i>Períodos</i>	<i>1 dst</i>	<i>2dst</i>	<i>Períodos</i>	<i>1 dst</i>	<i>2dst</i>	<i>Períodos</i>	<i>1 dst</i>	<i>2dst</i>
0	0.225	0.234	0	0.997	0.997	0	0.999	0.999
1	0.378	0.396	1	1.000	1.000	1	1.000	1.000
2	0.561	0.587	2	1.000	1.000	2	1.000	1.000
3	0.716	0.739	3	1.000	1.000	3	1.000	1.000
4	0.818	0.841	4	1.000	1.000	4	1.000	1.000
5	0.897	0.912	5	1.000	1.000	5	1.000	1.000
6	0.946	0.955	6	1.000	1.000	6	1.000	1.000
7	0.970	0.976	7	1.000	1.000	7	1.000	1.000
8	0.984	0.987	8	1.000	1.000	8	1.000	1.000
9	0.992	0.994	9	1.000	1.000	9	1.000	1.000
10	0.996	0.997	10	1.000	1.000	10	1.000	1.000
11	0.998	0.998	11	1.000	1.000	11	1.000	1.000
12	0.999	0.999	12	1.000	1.000	12	1.000	1.000
13	0.999	1.000	13	1.000	1.000	13	1.000	1.000
14	1.000	1.000	14	1.000	1.000	14	1.000	1.000
15	1.000	1.000	15	1.000	1.000	15	1.000	1.000
16	1.000	1.000	16	1.000	1.000	16	1.000	1.000
17	1.000	1.000	17	1.000	1.000	17	1.000	1.000
18	1.000	1.000	18	1.000	1.000	18	1.000	1.000
19	1.000	1.000	19	1.000	1.000	19	1.000	1.000
20	1.000	1.000	20	1.000	1.000	20	1.000	1.000
21	1.000	1.000	21	1.000	1.000	21	1.000	1.000
22	1.000	1.000	22	1.000	1.000	22	1.000	1.000
23	1.000	1.000	23	1.000	1.000	23	1.000	1.000

Fuente: Elaboración propia.

⁷ Ver procedimiento explicado en la sección 4.1

En la sección 5.2 se identificó, en el ámbito de un modelo VAR estándar, que en el orden óptimo de rezagos para modelos como estos es de uno. Según el Cuadro 4, asumiendo una tolerancia del 10% al error estadístico tipo 1, no se encontró evidencia contra la hipótesis de simetría en la respuesta dinámica del IPC a choques sobre el tipo de cambio para los modelos no lineales con 1 rezago.

Ahora bien, en vista de que (5) este es un modelo estructural que anida PDG lineales y no lineales, el orden de rezagos identificado para el VAR no necesariamente emula el verdadero PDG. Por lo tanto, se realizaron las estimaciones para modelos con rezagos

Cuadro 5.

Prueba de simetría en impulsos respuesta.
Valores p para casos con mayor evidencia de asimetría

<i>Bivariado</i>			<i>Bivariado + Diferencial tasas</i>		
<i>12 rezagos</i>			<i>12 rezagos</i>		
<i>Períodos</i>	<i>1 dst</i>	<i>2dst</i>	<i>Períodos</i>	<i>1 dst</i>	<i>2dst</i>
0	0.199	0.233	0	0.389	0.47
1	0.085	0.119	1	0.129	0.241
2	0.155	0.210	2	0.032	0.108
3	0.020	0.032	3	0.041	0.148
4	0.021	0.033	4	0.074	0.232
5	0.039	0.058	5	0.118	0.332
6	0.064	0.094	6	0.18	0.439
7	0.097	0.137	7	0.146	0.428
8	0.049	0.065	8	0.205	0.512
9	0.059	0.070	9	0.133	0.435
10	0.067	0.079	10	0.164	0.485
11	0.090	0.106	11	0.039	0.216
12	0.081	0.084	12	0.052	0.278
13	0.111	0.116	13	0.046	0.26
14	0.149	0.154	14	0.061	0.311
15	0.190	0.199	15	0.079	0.362
16	0.239	0.250	16	0.105	0.428
17	0.286	0.301	17	0.137	0.495
18	0.343	0.358	18	0.115	0.469
19	0.401	0.418	19	0.136	0.522
20	0.457	0.472	20	0.139	0.484
21	0.518	0.533	21	0.156	0.521
22	0.556	0.577	22	0.194	0.582
23	0.609	0.631	23	0.235	0.639

desde 1 hasta 12 con el fin de observar el comportamiento de la evidencia de asimetría en los impulso respuesta para distintos órdenes de rezago.

En el

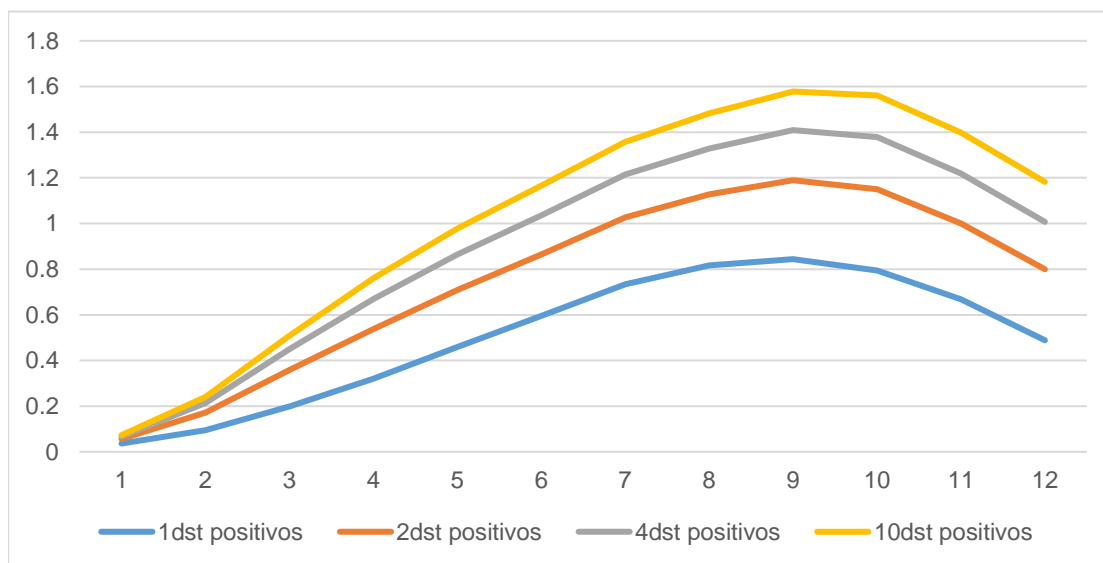
, se observan los casos donde se encontró mayor evidencia de asimetría en los impulso respuesta para los tres modelos estudiados. Para el caso bivariado, la mayor evidencia contra la hipótesis de simetría en dinámica del IPC a choques en el tipo de cambio se encuentra en el modelo con 12 rezagos. Según estos resultados, el TTC es asimétrico para casi todos los horizontes entre el 1 y el 12 cuando el tamaño del choque es de 1 desviación estándar.

	<i>Bivariado</i>			<i>Bivariado + Diferencial tasas</i>			de modelos variables para el tamaño de caso de tres con la IMAE, no evidencia de para ningún importar el rezagos. En modelo con de tasas, se evidencia modelo con sobre todo horizontes
	12 rezagos			12 rezagos			
	<i>Períodos</i>	1 dst	2dst	<i>Períodos</i>	1 dst	2dst	
0	0.199	0.233	0	0.389	0.47		
1	0.085	0.119	1	0.129	0.241		
2	0.155	0.210	2	0.032	0.108		
3	0.020	0.032	3	0.041	0.148		
4	0.021	0.033	4	0.074	0.232		
5	0.039	0.058	5	0.118	0.332		
6	0.064	0.094	6	0.18	0.439		
7	0.097	0.137	7	0.146	0.428		
8	0.049	0.065	8	0.205	0.512		
9	0.059	0.070	9	0.133	0.435		
10	0.067	0.079	10	0.164	0.485		
11	0.090	0.106	11	0.039	0.216		
12	0.081	0.084	12	0.052	0.278		
13	0.111	0.116	13	0.046	0.26		
14	0.149	0.154	14	0.061	0.311		
15	0.190	0.199	15	0.079	0.362		
16	0.239	0.250	16	0.105	0.428		
17	0.286	0.301	17	0.137	0.495		
18	0.343	0.358	18	0.115	0.469		
19	0.401	0.418	19	0.136	0.522		
20	0.457	0.472	20	0.139	0.484		
21	0.518	0.533	21	0.156	0.521		
22	0.556	0.577	22	0.194	0.582		
23	0.609	0.631	23	0.235	0.639		

5.4. Traspaso de tipo de cambio a precios

En esta sección se cuantifica el TTC estimado a partir de modelos estructurales como (5). Para cada uno de los modelos estimados (bivariado y las dos variantes de modelos con tres endógenas) las estimaciones de impulso respuesta se efectuaron siguiendo el procedimiento descrito en la sección 4.1 fijando $n_{boot} = n_{hist} = 200$, es decir promediando 0000 estimaciones a cada horizonte desde 1 hasta 24. Debe indicarse que las estimaciones que se muestran están reescaladas al tamaño del choque y las que corresponden a

Figura 4.
Impulsos respuesta positivos por tamaño de choque.
Modelo bivariado con 1 rezago



Fuente: Elaboración propia.

choques negativos sobre el TC además están multiplicadas por -1 para facilidad de comparación.

Para el caso bivariado se muestran los resultados con el número de rezagos óptimo según criterios de selección de rezagos óptimos. Además, se realizaron estimaciones con modelos con hasta 12 rezagos, en vista de que, según se mostró en la sección 5.3, son los modelos en donde se encuentra mayor evidencia en contra de la hipótesis de simetría según las respectivas pruebas estadísticas. En el caso del modelo de tres variables que incluye la brecha del IMAE, no se encontró evidencia alguna de asimetría por ninguna de las dos pruebas realizadas para ningún número de rezagos, en vista de esto y por razones de espacio, no se muestran los impulso respuesta para ese modelo. De la misma manera, para el modelo de tres variables que incluye el diferencial de tasas, no se encontró evidencia de asimetría en la prueba de parámetros. Además, en la prueba de simetría en impulsos respuesta para este modelo, se encontró evidencia escasa en el modelo con 12 rezagos, sin embargo, no muestra un comportamiento continuo en los horizontes estimados, por lo que tampoco se muestran los impulsos respuesta de este modelo.

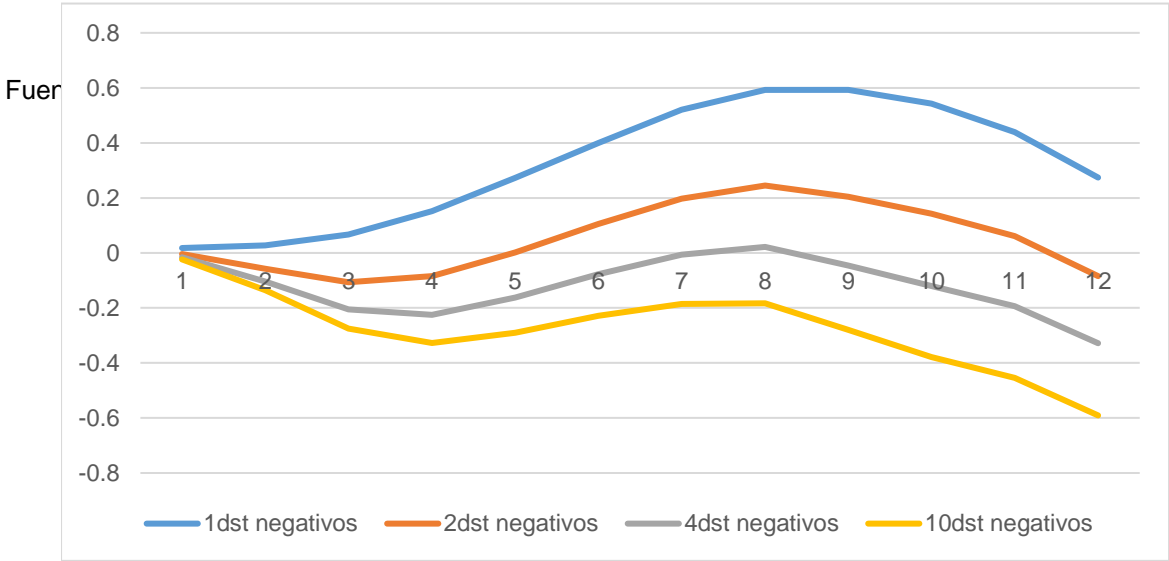
5.4.1. Modelo bivariado con 1 rezago

En la Figura 4 se observan los impulsos respuesta del IPC ante varios tamaños de choque positivos sobre el tipo de cambio en un modelo bivariado con 1 rezago. De igual forma, en la Figura 5 se observan los impulsos respuesta del IPC para varios tamaños de choques negativos sobre el tipo de cambio.

Para el caso de choques positivos sobre el tipo de cambio se puede observar que la respuesta estimada del IPC es de mayor magnitud proporcional⁸ conforme los choques se hacen más grandes⁹. En el caso de choques negativos, la dinámica es distinta a la de los choques positivos, ya que se evidencia que conforme los choques se hacen más grandes, la magnitud proporcional del choque es menor proporcionalmente.

Figura 6.
Impulsos respuesta por tamaño de choque.
Modelo bivariado con 1 rezago

Figura 5.
Impulsos respuesta negativos por tamaño de choque.
Modelo bivariado con 1 rezago



Fuente: Elaboración propia.

⁸ Como se indicó en la sección 4, los impulso respuesta son reescalados de acuerdo al tamaño del choque.
⁹ El cálculo de bandas de confianza del 90% para estos impulso respuesta no indica diferencia estadísticamente significativa entre las respuestas a las distintas magnitudes de choque.

La Figura 6 permite contrastar directamente la magnitud de las respuestas ante depreciaciones (choques positivos) y depreciaciones (choques negativos) del tipo de cambio. Para todos los tamaños de choque dentro de los horizontes mostrados para este modelo, la estimación central de respuesta del IPC ante depreciaciones muestra evidencia de ser mayor que ante depreciaciones de la moneda local.

Este resultado respalda la hipótesis de partida de este estudio que planteaba que los choques positivos sobre el tipo de cambio (depreciaciones) son transmitidos con mayor fuerza que los choques negativos (apreciaciones) hacia los precios locales.



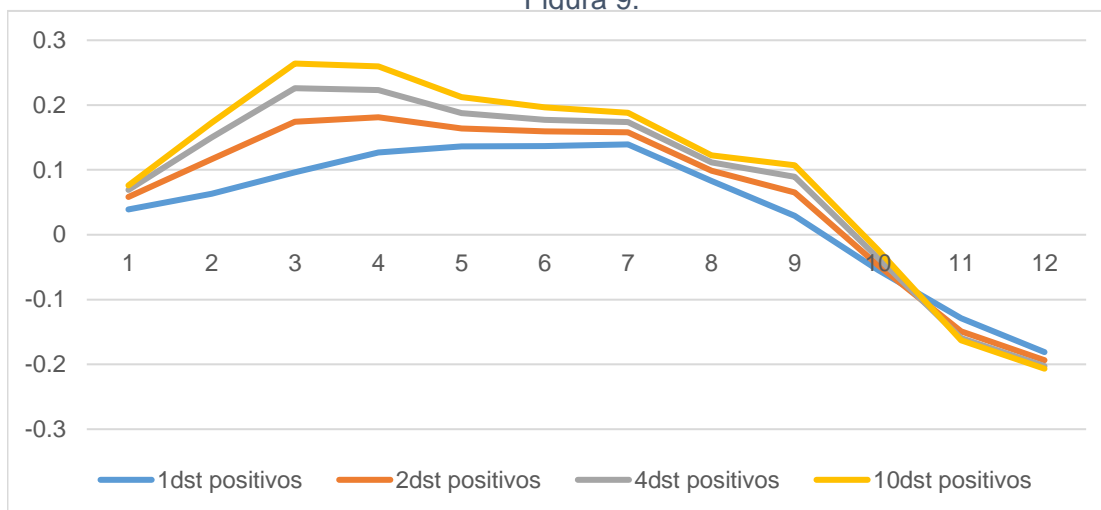
Fuente: Elaboración propia.

5.4.2. Modelo bivariado con 12 rezagos

De la misma forma que para el modelo bivariado con 1 rezago, en la Figura 7 se muestran los impulsos respuesta del IPC ante varios tamaños de choque positivos al tipo de cambio pero, en este caso, para un modelo como (5) que incluye 12 rezagos. en la Figura 8 se observan los impulsos respuesta del IPC equivalentes para choques negativos sobre el tipo de cambio.

De forma análoga al modelo con 1 rezago, tanto para choques positivos como negativos, la respuesta del IPC a choques en el TC es de mayor magnitud proporcional conforme los choques son más grandes, al menos para horizontes menores a 11 períodos.

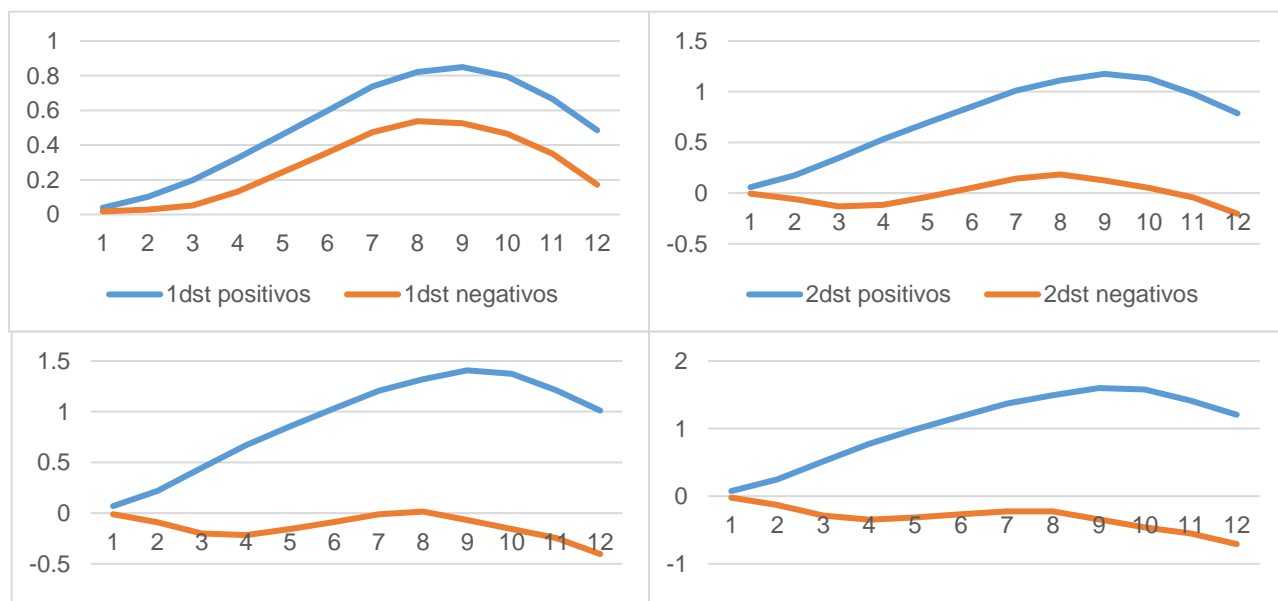
Figura 7.
Impulsos respuesta positivos por tamaño de choque.
Modelo bivariado con 12 rezagos
Figura 9.



Fuente: Elaboración propia.

Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 9 se puede comparar la respuesta dinámica del IPC ante choques de distintos signo. Tómesese en cuenta que los modelos que incluyen 12 rezagos fueron en los que se halló mayor evidencia de traspaso asimétrico según las pruebas cuyos resultados se muestran en la sección 5.3.2. Para horizontes menores a 12 meses al igual que en el modelo con 1 rezago, se observa que la estimación central de respuesta del IPC ante depreciaciones es mayor que ante depreciaciones de la moneda local. Además, conforme el tamaño de choque aumenta, esta diferencia se hace mayor.



diferencial de inflación ha disminuido en los últimos años, las expectativas locales de inflación se mantienen cercanas al 4%, nivel superior en al menos dos puntos porcentuales a la inflación meta de los principales socios comerciales.

El tamaño del choque influye en la magnitud proporcional del traspaso.

Por otro lado, la asimetría en magnitud podría atribuirse al hecho de que precios importantes en la economía, como por ejemplo el de los combustibles, tienen un ajuste que se activa ante variaciones superiores en el precio en colones de las materias primas. Si el tipo de cambio se mueve lo suficiente como para activar ese mecanismo, el precio local se ajusta, caso contrario no lo hace. De igual forma, la asimetría en magnitud podría también explicarse por el típico fenómeno de costos de menú, si la variación del tipo de cambio es pequeña, el costo de ajustar el precio local podría disuadir a los oferentes a posponer el cambio de precios.

7. Bibliografía

- Álvarez y Esquivel (2016). *Efecto de cambios de precio en materias primas sobre los precios domésticos en Costa Rica, ¿influye el nivel de competencia en los mercados?* Documento de Investigación DEC-DIE-06-2016. Banco Central de Costa Rica.
- Bernanke, Ben; Mark Gertler y Mark Watson (1997). *Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks*. Brookings Papers on Economic Activity, 1, pages 91-157.
- Choudhri, E. y Hakamura, D. (2001). *Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?* IMF Working Paper 01/194.
- Eldstein, Paul y Lutz Kilian (2007). *The Response of Business Fixed Investment to Changes in Energy Prices: A Test of Some Hypotheses About the Transmission of Energy Price Shocks*. The B.E. Journal of Macroeconomics, De Gruyter, vol. 7(1), pages 1-41, November.
- Engel, C. (2002). *Expenditure Switching and Exchange-rate Policy*. In: Gertler, M., Rogo, K. (Eds.), NBER Macroeconomics Annual. 231-272.
- Esquivel y Gómez (2010). *Asymmetries of the Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: The Case of Costa Rica*. Documento de investigación DEC-DIE-043-2010. Banco Central de Costa Rica.
- Gallant, Ronald; Peter E. Rossi y George Tauchen (1993). *Nonlinear Dynamic Structures*. Econometrica, Vol. 61, No. 4, pages 871-907.
- Goldfang, I., and Werlang, S. (2000). *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*. Working Paper 5. Banco Central do Brasil.
- Guo, R. y Wang, S. (2016). *Asymmetric Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy in Open Economy*. Annals of Economics and Finance 17-1, 33-53.
- Kilian, Lutz y Robert J. Vigfusson (2011). *Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases?* Quantitative Economics, pages 419–453, November.
- Koop, Gary; M. Hashem Pesaran y Simon M. Potter (1996). *Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models*. Journal of Econometrics, Vol. 74, Issue 1, pages 119-147.
- Lariau, A., El Said, M. y Takebe, M. (2016). *An assessment of the exchange rate pass-through in Angola and Nigeria*. IMF Working Paper 16/191.
- Lee, Kiseok; Shawn Ni y Ronald A. Ratti (1995). *Oils Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Volatility*. Energy Journal, Vol. 16, pages 39-56.
- León, Jorge, Ana P. Morera y Welmer Ramos (2001). *El pass through del tipo de cambio: Un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001*. Documento de investigación DIE-DM-11-2001-DI. Banco Central de Costa Rica.
- León, Jorge, Bernal Laverde and Rodolfo Durán (2002). *El pass through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica*. Documento de investigación DIE-05-2002-DI. Banco Central de Costa Rica.

- Mendoza, Omar [Editor] (2012). *El efecto transferencia (pass-through) del tipo de cambio sobre los precios de Latinoamérica*. Caracas, Banco Central de Venezuela.
- Mork, Knut A. (1989). *Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results*. *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No.3, June.
- Orane, Angelo (2016). *Estimación del Traspaso del Tipo de Cambio hacia distintos Componentes el Índice de Precios al Consumidor*. Documento de Investigación DI-06-2016. Banco Central de Costa Rica.
- Pérez, F., Vega, M. (2016). *Asymmetric exchange rate pass-through: evidence from nonlinear SVARs*. Working paper No. 63. Peruvian Economic Association.
- Potter M. Simón (2000). *Nonlinear Impulse Response Functions*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 24, Issue 10, pages 1425-1446, September.
- Przystupa, J. y Wróbel, E. (2011). *Asymmetry of the exchange rate pass-through: An exercise on the Polish data*. MPRA (Munich Personal RePEc Archive) Paper, No. 17660, 1-29.
- Ségura, C. Vásquez, J. (2011). *Estimación del parámetro de suavizamiento del filtro de Hodrick y Prescott para Costa Rica*. Documento de trabajo DEC-DIE-DT 006-2011. Banco Central de Costa Rica.
- Taylor, J. (2000). *Low Inflation, Pass Through, and the Pricing Power of Firms*. *European Economic Review* 44, 389-408.
- Winkelried, D. (2003). *¿Es asimétrico el pass-through en el Perú? Un análisis agregado*. VIII Reunión de Red de Investigadores de Banco Central del Continente Americano. CEMLA.