BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 006 | 2017

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

Carlos Brenes Soto
Manfred Esquivel Monge

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

Asimetrías 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]

Resumen

El documento analiza el traspaso de movimientos en el tipo de cambio hacia los precios en Costa Rica durante el período de flexibilidad cambiaria y somete a prueba la hipótesis de presencia de asimetría. Se emplean 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 y brecha del producto.

Abstract

The paper analyses the exchange rate pass-through to domestic prices in Costa Rica during the current exchange rate flexibility period and tests whether there is evidence of asymmetry. For this end, we estimate structural distributed lag models that encompasses symmetric and asymmetric data generating process in line with Kilian y Vigfusson (2011). We found evidence of sign asymmetry in the bivariate relationship between inflation and exchange rate and when controlling for interest rate differential and output gap.

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

Key words: Pass-through asymmetry, exchange rate, Exchange rate flexibility.

Clasificación JEL.: E31, E37, E58,

[a]Departamento de Investigación Económica. brenessc@bccr.fi.cr
[b]Departamento 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 14
4.3. DATOS 16

5. RESULTADOS 16

5.1. EVALUACIÓN DE PROPIEDADES ESTACIONARIAS 16
5.2. ORDEN DE REZAGOS 17
5.3. PRUEBAS DE SIMETRÍA 18
5.4. CUANTIFICACIÓN DEL TRASPASO DE TIPO DE CAMBIO A PRECIOS 20

6. CONCLUSIONES 23

7. ANEXO 25

8. BIBLIOGRAFÍA 25

1. Introducción

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

El documento analiza el 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 TTC a precios radica en la capacidad predictiva de estos cambios y el tiempo que le toma a la economía traspasarlos a precios locales. Además de determinar la magnitud y retraso con el que se manifiesta, 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 de la moneda nacional, 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 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) por regímenes cada vez 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 supuesto 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 de 2006, año en queinició el periodo de flexibilidad cambiaria, el esquema de tipo de cambio utilizado (paridad reptante) propició pocos episodios de apreciación nominal, 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: Luego de esta sección introductoria, 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 someter a prueba 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 y, 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 identifican como más pequeño en períodos 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 encuentran que en períodos de baja volatilidad (entendida como una desviación estándar de varación diaria inferior a 4,32%) el TTC es mayor.

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 período 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 encuentran que al desdolarizar, 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 ser 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 Rodríguez (2009), 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 durante el 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 el método de VAR censurados 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, Ni y Ratti (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 censurar 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 aun cuando el PGD es asimétrico el sesgo asintótico se mantiene. Como señalan Kilian y Vigfusson (2011), solamente cuando el PGD es tal 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 del TTC, existe la hipótesis de que este no es el mismo ante depreciaciones que ante apreciaciones, y particularmente que presenta asimetría positiva (es mayor ante depreciaciones). Basándose en lo anotado por Kilian y Vigfusson (2011), utilizar un modelo lineal censurado sesgaría los resultados hacia el no rechazo de esta hipótesis.

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 en el estilo de Mork (1989), que utilizan variables de precio censuradas, sesgan asintóticamente el efecto de precios independientemente de si el PGD es simétrico o no. Aun 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 ante choques sobre otra.

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

Kilian y Vigfusson (2011) aplican el método para estimar el efecto de choques sobre precios de energía sobre el crecimiento económico. Los autores proponen dos tipos de pruebas estadísticas para someter a 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) pero que aumenta su poder estadístico. La segunda prueba se aplica directamente a las funciones de impulso respuesta estimadas con los coeficientes de rezago. Esta última se motiva en el hecho de que si el PGD es asimétrico, la respuesta dinámica de una variable puede mostrar asimetrías aún si los coeficientes no presentan alejamientos de la simetría. De igual forma, las respuestas pueden ser iguales estadísticamente con coeficientes estadísticamente diferentes.

Como lo señalan Koop, Pesaran y Potter (1996), en modelos VAR no lineales la magnitud de los choques puede influir en la respuesta dinámica de las variables. Esto se traduce en

una limitación al tipo de prueba que debería aplicarse a los parámetros de la estimación ya que estas no contemplan tal 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. 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 tal y como se realiza en estudio como Bernanke, Gertler y Watson (1997) o en 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 [ver Koop, Pesaran y Potter (1996) y Gallant, Rosi y Tauchen (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 a variables reales que efectúan 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 por[1] 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 funciones de impulsos respuesta.

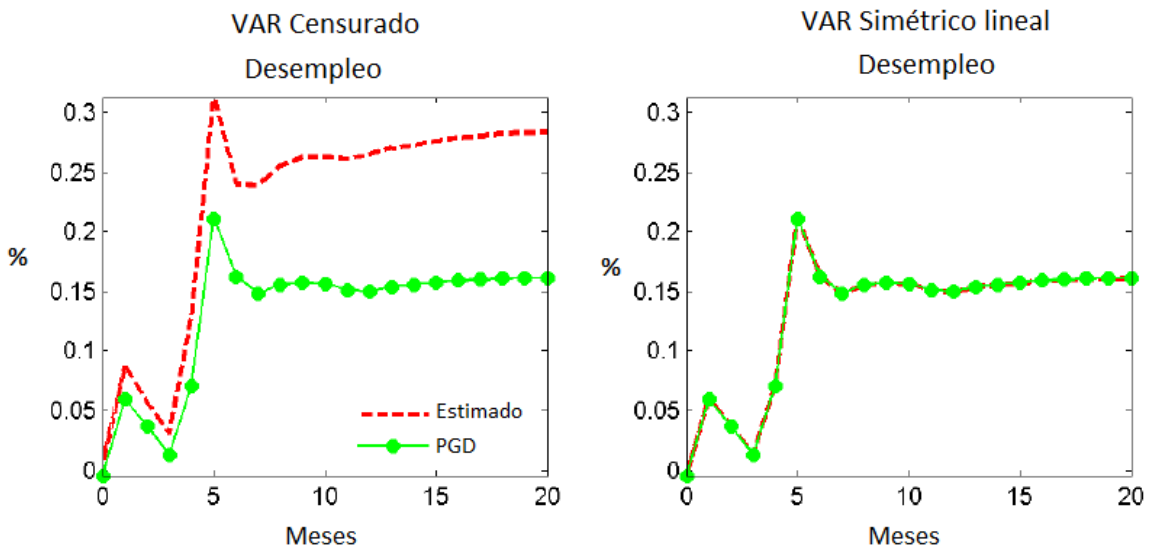
En la Figura 1 se puede observar cómo el modelo $VAR(6)$ censurado sobreestima el efecto que corresponde al PGD. También se puede observar que el impulso respuesta del modelo que ajusta un $VAR(6)$ simétrico sí reproduce de forma correcta la respuesta verdadera del PGD. Este resultado comprueba que la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

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

$$x_t = a_1 + \rho x_{t-1} + e_{1t}$$
$$y_t = a_2 + \gamma x_t^+ + e_{2t} \qquad (1)$$

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

Figura 1. Inconsistencia del efecto estimado de incrementos en el precio de la energía.



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

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.

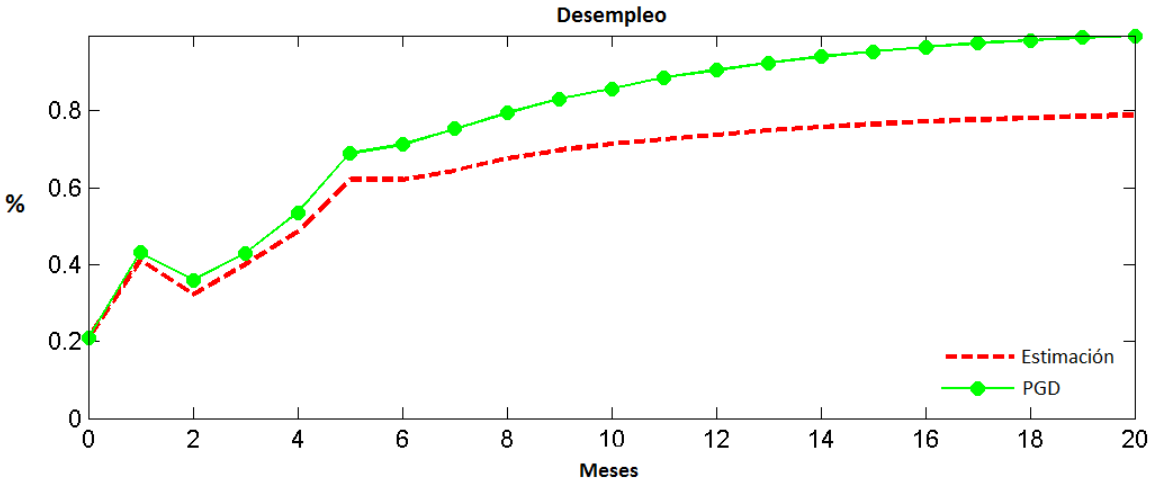
En realidad, el problema con el sistema (2) es que no es una verdadera representación del PGD. Según Kilian y Vigfusson (2011), la utilización de un modelo estructural completo evitaría ese inconveniente. Estos autores proponen entonces el siguiente modelo:

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

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 del modelo (3) [ver sistema (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.

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.

$$x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \cdots + \epsilon_{1t}$$
$$y_t = \beta_1 x_{t-1}^{+} + \beta_2 y_{t-1} + \cdots + u_{2t} \qquad (4)$$

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

El sesgo generado en los impulso respuesta calculados a partir de un modelo VAR censurado ajustado a datos generados con un PGD que emule el modelo (3) se observa en la Figura 2. De manera análoga a lo que se ilustra en la Figura 1, se simulan 1.000.000 de observaciones poblaciones con un PGD estructural como (3) a partir de ciertos parámetros 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 traspasos (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.

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, sino también sobre aquellas de precios de materias primas a precios locales, tal como se indica en 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

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 la moneda se está apreciando o depreciando, sobre los precios de la economía.

Como primer acercamiento, en un modelo bivariado, la estructura sería la siguiente:

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

Donde:

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

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 del estudio de referencia demuestran que los estimadores de este modelo son insesgados y consistentes a diferencia de los obtenidos mediante VAR censurados. Esto 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. Las funciones de impulso respuesta se estiman siguiendo la secuencia de pasos que se indica a continuación:

i. Se realiza una selección aleatoria de una "historia" (Ω_i) compuesta por p observaciones consecutivas de x_t y y_t[2].

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 $[x_{t+1}, x_{t+2}, \ldots, x_{t+H}]$ y $[x_{t+1}^*, x_{t+2}^*, \ldots, x_{t+H}^*]$, mientras que para y se generan $[y_{t+1}, y_{t+2}, \ldots, y_{t+H}]$ y

[2] p corresponde al número de rezagos utilizados para cada uno de los modelos estimados.

$[y^*_{t+1}, y^*_{t+2}, \dots, y^*_{t+H}]$. 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 $n_{hist} * n_{hist}$ 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 $I_y(\delta, H, \Omega_{\mathrm{i}})$. 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:

$$I_y(\delta, H, \underline{0}) \qquad (6)$$

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_1, se puede definir de manera alternativa la respuesta:

$$\begin{aligned} I_y^*(\delta, H, \Omega_{\mathrm{i}}) = E\left\{ y_{t+h} \middle| \Omega_{\mathrm{i}}, \epsilon_{1t} = \delta, \left[\epsilon_{1t+j}\right]_{j=1}^{h}, \left[\epsilon_{2t+j}\right]_{j=0}^{h} \right\} \\ - E\left\{ y_{t+h} \middle| \Omega_{\mathrm{i}}, \left[\epsilon_{1t+j}\right]_{j=0}^{h}, \left[\epsilon_{2t+j}\right]_{j=0}^{h} \right\} \end{aligned} \qquad (7)$$

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 aun 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 repuesta 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 $I_y(\delta, H, \Omega_{\mathrm{i}})$ 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 $\left[I_y^*(\delta, H)\right]$, y el estimado sin considerar esos dos elementos $\left[I_y^*\left(\delta, H, \underline{0}\right)\right]$, es grande. Sin embargo, esta diferencia se va reduciendo conforme se incrementa el tamaño del choque. Es decir, los autores muestran que:

$$\lim_{n\to\infty} \frac{1}{n} I_y(n\delta, H) = I_y^*\left(\delta, H, \underline{0}\right) \qquad (8)$$

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 con 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 pueden 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) 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). Al someter 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 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: $W = \sum_{i=0}^{h}\left[I_y^*(\delta, i) + I_y^*(-\delta, i)\right]^2 = 0$.
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.

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

Variable en:	Tipo de prueba	Especificación	Variable			
			IPC	TC	Diferencial de tasas	Brecha del IMAE
Niveles	ADF	Const	0.99	0.27	0.72	0.00
		Const y tend	0.99	0.55	0.91	0.00
	PP	Const	0.98	0.31	0.47	0.00
		Const y tend	1.00	0.60	0.77	0.00
Primera diferencia	ADF	Const	0.00	0.00	0.00	0.00
		Const y tend	0.00	0.00	0.00	0.00
	PP	Const	0.00	0.00	0.00	0.00
		Const y tend	0.00	0.00	0.00	0.00

Fuente: Elaboración propia.

4.3. Datos

Los datos base utilizados para las estimaciones corresponden a series publicadas por el Banco Central de Costa Rica en su portal oficial de datos en línea[3]. 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 la diferencia de tasas de interés. La información base para la brecha del producto es la serie desestacionalizada del Índice mensual de actividad económica (IMAE). A este se le aplicó un filtro de Hodrick y Prescott con parámetro de suavizamiento $\lambda = 23.000$ en concordancia con Segura y Vásquez (2011).

Por último, la serie de diferencia de tasas considera la *Federal Funds Effective Rate*[4] del Tesoro de Estados Unidos y la Tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica (BCCR). El periodo muestral utilizado desde enero de 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 realiza el análisis posterior. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria aplicadas se presentan en el Cuadro 1. Se observa que tanto

[3] https://www.bccr.fi.cr/seccion-indicadores-economicos/indicadores-econ%C3%B3micos

[4] https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS

Cuadro 2. Número óptimo de rezagos según distintos criterios[5]

Especificación	Criterio	Modelo		
		Bivariado	Bivariado +Diferencial tasas	Bivariado + Brecha del IMAE
VAR	LR	5	1	3
	FPE	1	1	1
	AIC	1	1	1
	SC	1	1	1
	HQ	1	1	1
Ecuación de precios asimétrica	AIC	5	5	5
	SC	1	1	1

Fuente: Elaboración propia.

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

5.2. Orden de rezagos

Se procedió a determinar el orden más apropiado de rezagos para estimar el modelo (5) por dos vías. En primer término con base en criterios de selección de rezagos de un modelo VAR y en segunda instancia mediante criterios de bondad de ajuste de la ecuación de y_t (ecuación de precios en la aplicación de este trabajo) en el modelo estructural asimétrico (5). La selección se efectuó para tres distintas especificaciones de modelo 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 cinco distintos criterios.

En general la especificación que incluye un solo rezago tiende a dominar tanto en los criterios para el modelo VAR como para la ecuación de y_t en el modelo estructural asimétrico, esto con independencia de si el modelo es bivariado o si se controla por la diferencia de tasas o brecha del IMAE. Vale la pena destacar sin embargo que, basándose el AIC, el modelo con cinco rezagos domina todos los casos para la ecuación de y_t en el modelo estructural asimétrico.

Los resultados acá presentados son de utilidad para valorar la evidencia sobre efectos asimétricos que se muestra en la siguiente sección, donde se exponen las pruebas de

[5] Los criterios mostrados son los siguientes LR (razón de verosimilitud), FPE (error final de predicción), AIC (criterio de información de Akaike) y SC (criterio de Shwarz) y HQ (Hannan-Quinn).

Cuadro 3. Valor p en prueba de simetría de parámetros $(H_0: Traspaso\ simétrico)$*.

Rezagos	Tipo de modelo		
	Bivariado	Trivariado con diferencial tasas	Trivariado con brecha del IMAE
1	0.29	0.43	0.19
2	0.64	0.85	0.46
3	0.48	0.71	0.44
4	0.71	0.87	0.58
5	0.55	0.61	0.38
6	0.58	0.56	0.41
7	0.33	0.28	0.39
8	0.24	0.25	0.23
9	0.07	0.13	0.15
10	0.07	0.11	0.10
11	0.10	0.20	0.08
12	0.11	0.32	0.07

* En rojo los casos con rechazo de H_0 al 10%
Fuente: Elaboración propia.

simetría en parámetros y sobre las funciones de respuestas al impulso para modelos con hasta 12 rezagos. De igual forma, más adelante las funciones de respuesta al impulso que se exponen para cuantificar el efecto traspaso del tipo de cambio, corresponden justamente a las especificaciones con el orden de rezagos seleccionado con base en la evidencia del Cuadro 2.

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 los modelos que consideran desde 1 hasta 12 rezagos. Según se aprecia, para los modelos identificados con mejor bondad de ajuste (con 1 y 5 rezagos) no existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de traspaso simétrico ya sea en el caso bivariado, o en los trivariados. Sin embargo es interesante notar que la inclusión de rezagos adicionales (por encima de 9), tiende a incrementar la evidencia en contra de la hipótesis de simetría, al menos para el modelo bivariado y el trivariado que incluye la brecha del IMAE.

Cuadro 4. Valores p en prueba de simetría en funciones de respuesta al impulso. $(H_0: Traspaso\ simétrico)$*.

Horizonte	Especificación del modelo								
	Bivariado			Bivariado + Diferencial tasas			Bivariado + brecha del IMAE		
	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos
1	0.19	0.10	0.16	1.00	0.95	0.35	0.97	0.97	0.96
2	0.35	0.16	0.10	1.00	0.98	0.12	1.00	1.00	0.98
3	0.55	0.29	0.17	1.00	1.00	0.07	1.00	1.00	1.00
4	0.68	0.30	0.04	1.00	1.00	0.12	1.00	1.00	1.00
5	0.78	0.41	0.03	1.00	1.00	0.20	1.00	1.00	1.00
6	0.86	0.47	0.05	1.00	1.00	0.25	1.00	1.00	1.00
7	0.92	0.57	0.08	1.00	1.00	0.34	1.00	1.00	1.00
8	0.96	0.68	0.12	1.00	1.00	0.30	1.00	1.00	1.00
9	0.98	0.76	0.12	1.00	1.00	0.38	1.00	1.00	1.00
10	0.98	0.83	0.10	1.00	1.00	0.11	1.00	1.00	1.00
11	0.99	0.89	0.12	1.00	1.00	0.07	1.00	1.00	1.00
12	1.00	0.93	0.16	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
13	1.00	0.95	0.20	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
14	1.00	0.97	0.25	1.00	1.00	0.07	1.00	1.00	1.00
15	1.00	0.98	0.29	1.00	1.00	0.08	1.00	1.00	1.00
16	1.00	0.99	0.35	1.00	1.00	0.08	1.00	1.00	1.00
17	1.00	0.99	0.42	1.00	1.00	0.04	1.00	1.00	1.00
18	1.00	1.00	0.48	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
19	1.00	1.00	0.55	1.00	1.00	0.02	1.00	1.00	1.00
20	1.00	1.00	0.40	1.00	1.00	0.03	1.00	1.00	1.00
21	1.00	1.00	0.46	1.00	1.00	0.01	1.00	1.00	1.00
22	1.00	1.00	0.52	1.00	1.00	0.01	1.00	1.00	1.00
23	1.00	1.00	0.54	1.00	1.00	0.02	1.00	1.00	1.00
24	1.00	1.00	0.60	1.00	1.00	0.02	1.00	1.00	1.00

* En rojo los casos con rechazo de H_0 al 10%
Fuente: Elaboración propia.

5.3.2. Prueba de simetría en las funciones de respuesta al impulso

Por otra parte, los resultados de aplicar la prueba de simetría aplicadas a las funciones de respuesta al impulso, cuya metodología se expuso en la sección 4.2, se pueden observar en el Cuadro 4. Estos fueron obtenidos al simular 40.000 pronósticos del modelo estructural (5) con horizonte de hasta 24 meses[6]. Valga recordar que las variables involucradas 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 la diferencia de tasas de interés para los modelos denominados trivariados. En vista de que la no linealidad de las funciones de respuesta al impulso puede manifestarse a cualquier horizonte, el cuadro contiene el valor P para cada horizonte de pronóstico del 1 hasta 24.

[6] Ver procedimiento explicado en la sección 4.1

En general los resultados no conducen a conclusiones muy distintas que las obtenidas de las pruebas de simetría sobre parámetros. Para los modelos con mejor bondad de ajuste (los que incluyen 1 y 5 rezagos), la evidencia contraria a la hipótesis de simetría es escasa para todos los modelos y para todos los horizontes. En el Cuadro 4 también se incluyen los resultados para el modelo con mayor evidencia contraria a la hipótesis de simetría (la versión que incluye hasta 12 rezagos). Para este caso y al 10% de significancia, el modelo bivariado a horizontes de entre 4 y 7 meses, y el modelo trivariado con diferencial de tasas para horizontes mayores a 10 meses, muestran alguna evidencia favorable a la hipótesis alternativa de una respuesta asimétrica de los precios internos a choques sobre el tipo de cambio. Sin embargo, debe recalcarse que los criterios de bondad de ajuste no favorecen esta especificación.

El que la mayor evidencia de traspaso asimétrico se encuentre cuando el modelo estimado incluye 12 rezagos (modelo trivariado con la diferencia de tasas) podría deberse a que en las estimaciones no se está controlando por factores estacionales. Sin embargo tanto un examen visual de los correlogramas así como pruebas sencillas en las que se regresan las variables bajo análisis en dummies estacionales, no sugieren la presencia de este tipo de efectos (ver la Figura 6 y el Cuadro 5 en el Anexo).

5.4. Cuantificación del traspaso de tipo de cambio a precios

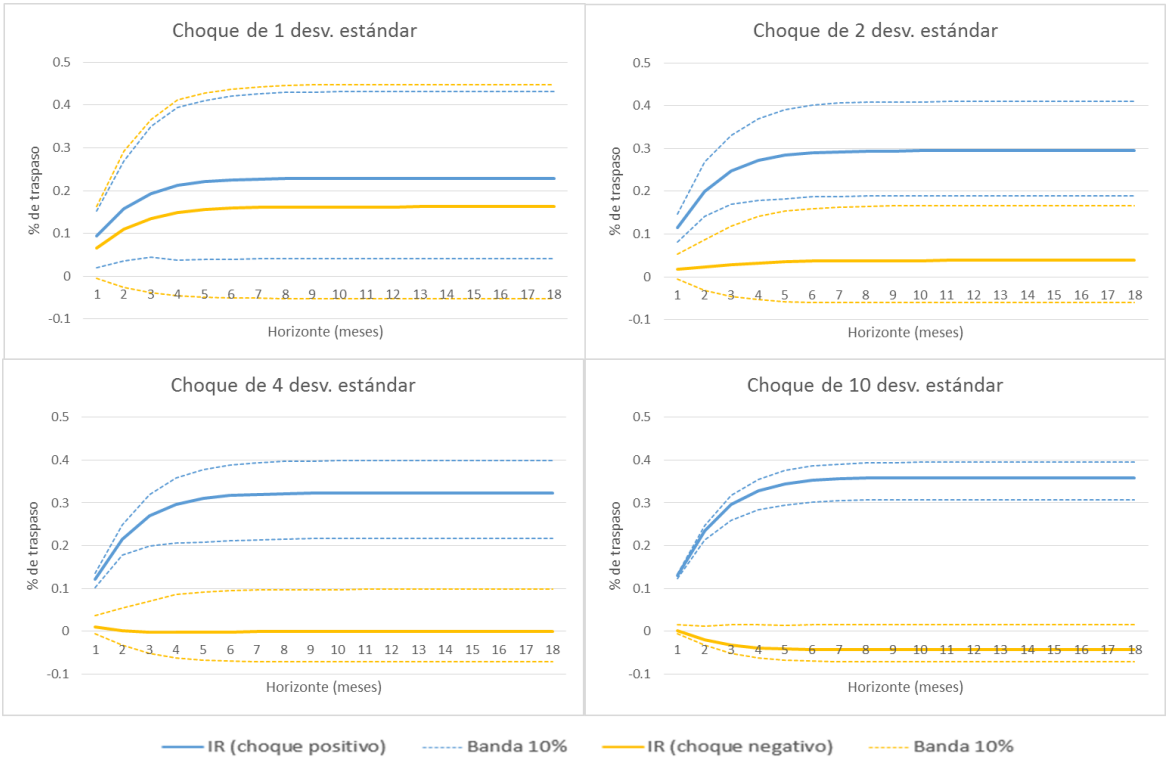
En esta sección se cuantifica el TTC estimado a partir de modelos estructurales como (5). Para cada uno de los modelos (bivariado y las dos variantes de modelos con tres endógenas) las estimaciones de funciones de respuesta al impulso se efectuaron siguiendo el procedimiento descrito en la sección 4.1 fijando $n_{boot} = n_{hist} = 200$, es decir promediando 40.000 estimaciones a cada horizonte desde 1 hasta 24 meses. La magnitud de estas funciones se muestra como proporción del tamaño del choque original. Además las correspondientes a choques negativos sobre el tipo de cambio aparecen multiplicadas por -1 para que su magnitud sea fácilmente comparable con las correspondientes de choques positivos. Las bandas de confianza que se muestran son empíricas y corresponden a los percentiles 5 y 95 de la distribución de las 40.000 simulaciones de pronóstico efectuadas para cada horizonte y para cada caso de especificación del modelo.

Igualmente se muestran las funciones de respuesta al impulso para cuatro tamaños de choque sobre el TC (1, 2, 4 y 10 desviaciones estándar). Esto con el objeto de analizar si la asimetría de signo podría estar asociada al tamaño de los choques, cuestión que no se estaría notando en los cuadros presentados en la sección anterior.

En la Figura 3 se muestran las funciones de respuesta al impulso obtenidas del modelo bivariado que incluye un solo rezago. Lo primero de deber señalarse es que la magnitud proporcional del traspaso ante choques positivos (apreciaciones) termina siendo de entre 22% y 35%, lo cual es consistente con las estimaciones más recientes basadas en métodos lineales[7]. Sin embargo, el traspaso ante choques negativos se estima alrededor del 15% para para choques pequeños y cercano a 0% para los choques más grandes.

[7] Ver Orane (2016).

Figura 3. Funciones de respuesta al impulso de precios al TC por tamaño de choque. Modelo bivariado con 1 rezago.



Fuente: Elaboración propia.

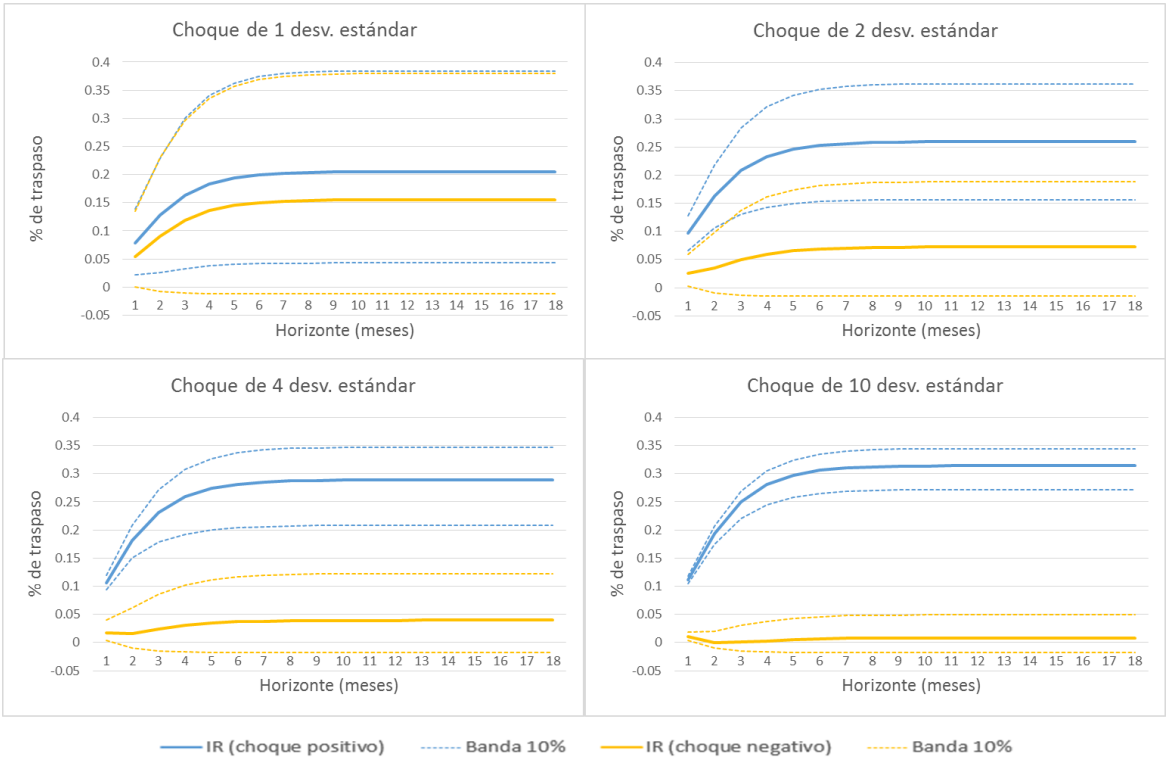
Ahora bien, en cuanto a temas de asimetría, se aprecia que para el caso choques pequeños (una desviación estándar) la evidencia es concordante con lo que se muestra en el Cuadro 4 en el sentido de que la respuesta dinámica de los precios no es estadísticamente distinta ante choques positivos y negativos sobre el TC. Ahora bien, conforme el tamaño del choque se incrementa las bandas de confianza de las estimaciones dejan de traslaparse. Así que para choques medianos y grandes sobre el tipo de cambio la respuesta de los precios locales sí parece estadísticamente distinta.

En la Figura 4 se muestran las funciones de respuesta al impulso obtenidas cuando se controla por una variable adicional en el modelo, en particular por el diferencial de tasas de interés. En términos de magnitud proporcional del traspaso de largo plazo que se estima, no hay mucha diferencia respecto al caso bivariado. El traspaso se ubica entre 20% y 30% ante depreciaciones, y entre 0% (choques grandes) y 15% (choques pequeños) para el caso de apreciaciones.

Al igual que en el caso bivariado, cuando el choque sobre el TC es pequeño (una desviación estándar) no existe diferencia significativa en la respuesta dinámica de los precios locales. Sin embargo, para los choques más grandes (4 y 10 desviaciones estándar) las áreas contenidas entre las bandas de confianza ante choques positivos y negativos se separan, indicando asimetría de signo en la respuesta.

Un patrón que puede extraerse de las funciones de respuesta al impulso de la Figura 3 y de la Figura 4 es que en tanto los choques sobre el TC sean pequeños, la respuesta de los

Figura 4. Funciones de respuesta al impulso de precios al TC por tamaño de choque. Modelo trivariado (diferencial de tasas) con 1 rezago.



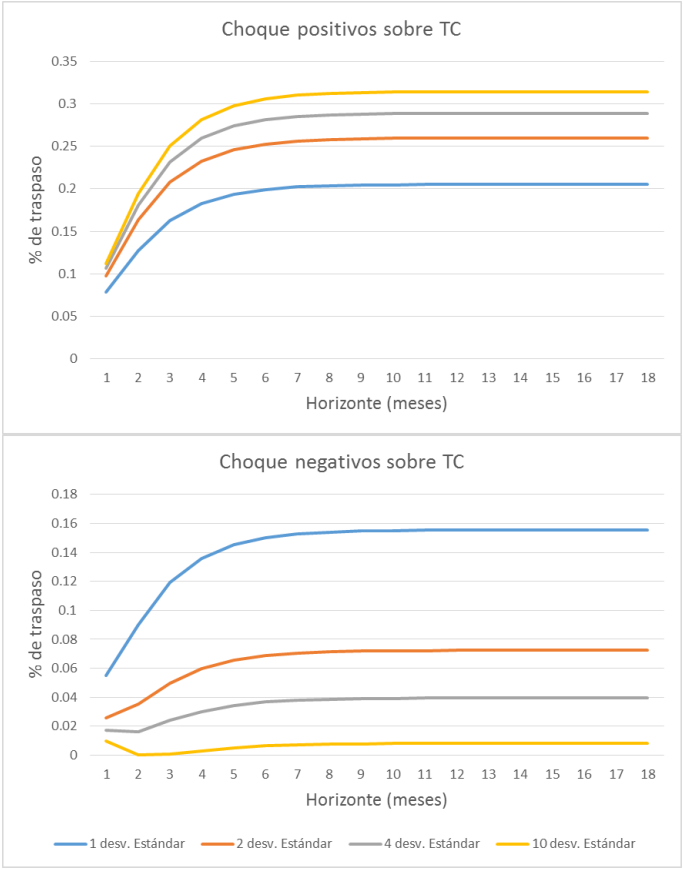
Fuente: Elaboración propia.

precios locales no es diferente ante apreciaciones o depreciaciones. Sin embargo, cuando se trata de choques medianos y grandes, la respuesta ante apreciaciones tiende a disminuir en magnitud proporcional y eventualmente a diferir de la respuesta ante depreciaciones. Una posible explicación para este patrón es que los agentes económicos podrían interpretar las apreciaciones grandes como fenómenos temporales que no ameritan ajuste de precios. Esto podría estar causado para la tendencia histórica (que se ha revertido en los últimos años) de la inflación local a ser superior a la de los principales socios comerciales. Con lo cual el público se acostumbró a una tendencia del TC nominal a crecer y los episodios de apreciaciones, en especial los de gran magnitud tienden a verse como excepciones a la tendencia y por tanto pasajeros.

En la Figura 7 y la Figura 8 del anexo se muestran las funciones de respuesta al impulso para el caso de los modelos bivariado y trivariado (con diferencial de tasas) con 5 rezagos. Salvo por ser necesario un horizonte superior a los 18 meses para hacer evidente la convergencia, el patrón de respuesta dinámica es similar al observado en las figuras acá comentadas.

Un elemento que es posible extraer de las estimaciones realizadas, pero que no es fácilmente apreciable ni en la Figura 3 ni en la Figura 4, es que la magnitud del traspaso es función creciente de la magnitud de los choques cuando estos son depreciaciones, pero decreciente son apreciaciones. Esto se ilustra en la Figura 5 que corresponde a las estimaciones del modelo trivariado que controla por la diferencia de tasas de interés (la tendencia es la misma para el caso del modelo bivariado). Note que para los choques

Figura 5. Funciones de respuesta al impulso de precios al TC por tamaño de choque. Modelo trivariado (diferencial de tasas) con 1 rezago.



Fuente: Elaboración propia.

positivos sobre el tipo de cambio (panel superior de la figura) la respuesta dinámica de los precios locales es mayor que ante los choques más pequeños. Mientras que para choques negativos (panel inferior de la figura), la respuesta proporcional (en valor absoluto)[8] es mayor entre más pequeño sea el choque.

Según se explicó atrás, este fenómeno podría estar explicado por una expectativa arraigada en los agentes económicos de considerar atípico los episodios de apreciaciones de la moneda local. Si este fuese el caso, los choques negativos sobre el tipo de cambio, en especial los más grandes, serían considerados temporales y, posiblemente por elementos como costos de menú, no generarían ajustes a la baja de los precios en moneda local.

6. Conclusiones

En general la magnitud del traspaso del tipo de cambio a precios se estima entre 20% y 35% cuando se trata de depreciaciones. Esta es una estimación en orden de magnitud similar a las últimas estimadas en el BCCR con métodos lineales. Sin embargo, esos

[8]Según se señaló, las funciones de respuesta al impulso ante apreciaciones aparecen multiplicadas por -1

métodos lineales suponen simetría de signo en la estimación. En este trabajo se estima que para el caso de apreciaciones la magnitud del traspaso está entre 0% y 15%.

La respuesta dinámica del IPC ante choques sobre el tipo de cambio muestra evidencia de asimetría de signo solamente cuando el tamaño de los choques es de mediana o gran magnitud.

Para las apreciaciones o depreciaciones inesperadas más frecuentes (de una desviación estándar) las pruebas de asimetría en parámetros y en las funciones de respuesta al impulso no hayan suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de simetría. Ahora bien, las bandas de confianza empíricas de las funciones de respuesta al impulso indican que cuando el tamaño de la apreciación o depreciación es mediano o grande (4 o más desviaciones estándar), la respuesta de los precios locales es mayor (en valor absoluto) ante una depreciación. En este sentido, no es correcto suponer una respuesta de similar magnitud de los precios locales ante apreciaciones que ante depreciaciones cuando estas son relativamente grandes.

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

Cuando se trata de depreciaciones inesperadas de la moneda local, las de mayor magnitud se transmiten en una mayor proporción que las de menor magnitud. Por otra parte, cuando se trata de apreciaciones inesperadas, las de mayor tamaño se transmiten menos a los precios locales.

La evidencia encontrada en esta investigación indica que considerar un traspaso constante e independiente de la dirección o magnitud de los choques sobre el tipo de cambio posiblemente conduzca a estimaciones erróneas del impacto sobre los precios locales de las variaciones del tipo de cambio.

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 vol. 7(1), 1-41.

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 (4), 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.

Greene, William H. (2003). *Econometric Analisys.* Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.

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.

Hamilton, James D. (1996). *Time Series Analisys.* Chichester,united Kingdom: Princeton University Press.

Kilian, Lutz y Robert J. Vigfusson (2011). *Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases?* Quantitative Economics vol. 2, 419–53.

Koop, Gary; M. Hashem Pesaran y Simon M. Potter (1996). *Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models.* Journal of Econometrics vol. 74 (1), 119-47.

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.

Leduc, Sylvain y Keith Sill (2004). *A Quantitative Analisys of Oil Price Shocks, Systematic Monetary Policy and Economic Downturns.* Journal of Monetary Economics vol. 51 (4), 781-808.

Lee, Kiseok; Shawn Ni y Ronald A. Ratti (1995). *Oils Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Volatility*. Energy Journal vol. 16, 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(3).

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 (10), 1425-46.

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.

Rigobón, Roberto y Thomas M. Stocker (2009). *Bias from Censored Regressors*. Journal of Business & Economic Statistics vol 27 (3), 340-53.

Rodríguez, Adolfo (2009). *Evaluación del modelo lineal de pass-through para la proyección de inflación dentro del régimen de banda cambiaria.* Documento de Investigación DEC-DIE-DI-07-2009. Banco Central de Costa Rica.

Segura, C. Vásquez, J. (2011). *Estimación del parámetro de suavizamiento del filtro de Hoddrick y Precott para Costa Rica.* Documento de trabajo DEC-DIE-DT 006-2011. Banco Central de Costa Rica.

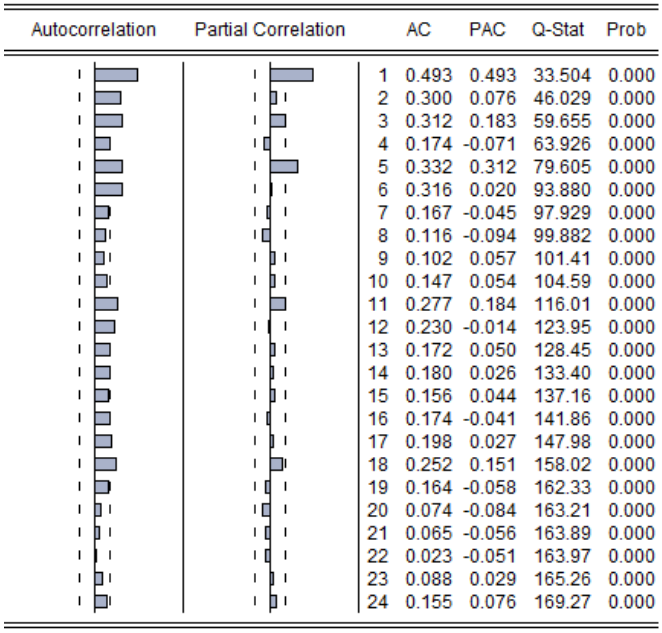
Taylor, J. (2000). *Low Inflation, Pass Through, and the Pricing Power of Firms*. European Economic Review 44, 389-408.

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.

8. Anexo

Figura 6. Correlograma y correlograma parcial de primera diferencia logarítmica del IPC.

Sample: 2006M01 2017M04
Included observations: 135



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.493	0.493	33.504	0.000
		2	0.300	0.076	46.029	0.000
		3	0.312	0.183	59.655	0.000
		4	0.174	-0.071	63.926	0.000
		5	0.332	0.312	79.605	0.000
		6	0.316	0.020	93.880	0.000
		7	0.167	-0.045	97.929	0.000
		8	0.116	-0.094	99.882	0.000
		9	0.102	0.057	101.41	0.000
		10	0.147	0.054	104.59	0.000
		11	0.277	0.184	116.01	0.000
		12	0.230	-0.014	123.95	0.000
		13	0.172	0.050	128.45	0.000
		14	0.180	0.026	133.40	0.000
		15	0.156	0.044	137.16	0.000
		16	0.174	-0.041	141.86	0.000
		17	0.198	0.027	147.98	0.000
		18	0.252	0.151	158.02	0.000
		19	0.164	-0.058	162.33	0.000
		20	0.074	-0.084	163.21	0.000
		21	0.065	-0.056	163.89	0.000
		22	0.023	-0.051	163.97	0.000
		23	0.088	0.029	165.26	0.000
		24	0.155	0.076	169.27	0.000

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 5. Prueba de estacionalidad con variables dicotómicas

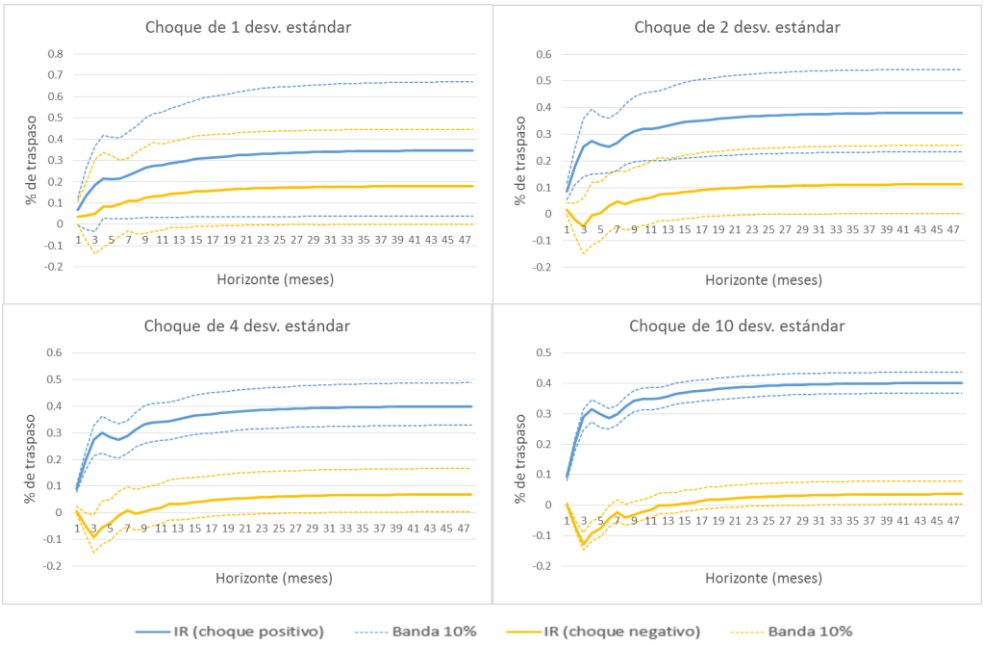
Dependent Variable: DLOGIPC
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2006M02 2017M04
Included observations: 135 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.591079	0.124951	4.730481	0.0000
DUMCE	0.671788	0.081812	8.211384	0.0000
@SEAS(2)	-0.253171	0.171847	-1.473231	0.1433
@SEAS(3)	-0.615231	0.171847	-3.580101	0.0005
@SEAS(4)	-0.309633	0.171847	-1.801792	0.0740
@SEAS(5)	-0.139764	0.175609	-0.795882	0.4276
@SEAS(6)	-0.334383	0.175609	-1.904141	0.0592
@SEAS(7)	-0.140382	0.175609	-0.799404	0.4256
@SEAS(8)	-0.291986	0.175609	-1.662709	0.0989
@SEAS(9)	-0.718846	0.175609	-4.093455	0.0001
@SEAS(10)	-0.617428	0.175609	-3.515936	0.0006
@SEAS(11)	-0.267787	0.175609	-1.524911	0.1299
@SEAS(12)	-0.162594	0.175451	-0.926721	0.3559

R-squared	0.449761	Mean dependent var	0.437742
Adjusted R-squared	0.395639	S.D. dependent var	0.529284
S.E. of regression	0.411469	Akaike info criterion	1.153173
Sum squared resid	20.65542	Schwarz criterion	1.432940
Log likelihood	-64.83916	Hannan-Quinn criter.	1.266862
F-statistic	8.310153	Durbin-Watson stat	1.330353
Prob(F-statistic)	0.000000		

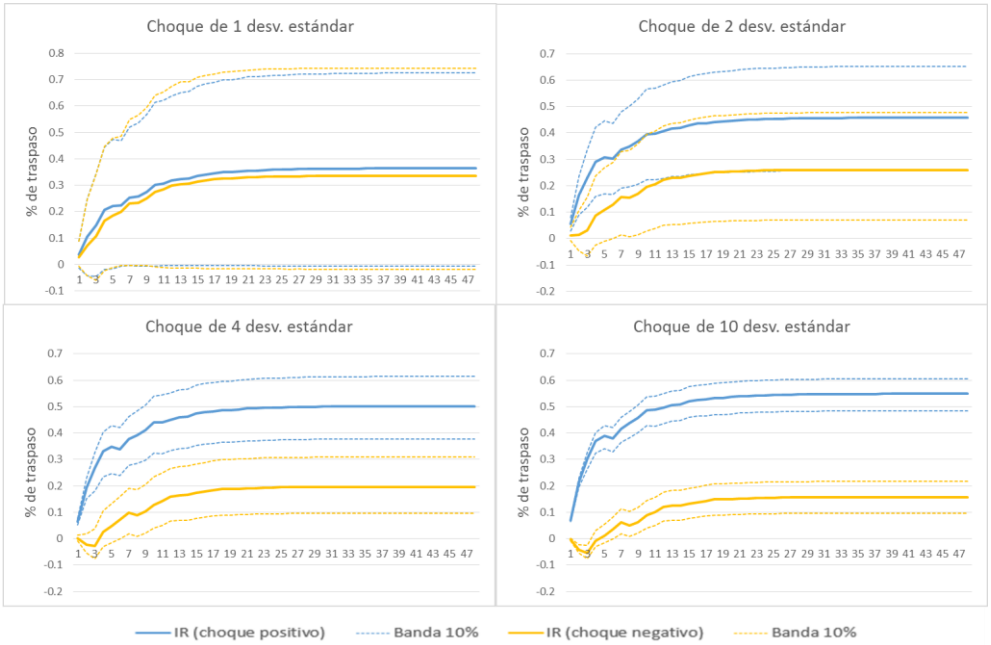
Fuente: Elaboración propia

Figura 7. Funciones de respuesta al impulso de precios al TC por tamaño de choque. Modelo bivariado con 5 rezagos.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 8. Funciones de respuesta al impulso de precios al TC por tamaño de choque. Modelo trivariado (diferencial de tasas) con 5 rezagos.



Fuente: Elaboración propia.