Banco de México

Working Papers

N° 2019-19

¿Qué Tan Importantes son los Flujos de Capital para los Precios de la Vivienda en las Economías Emergentes?

Marco A. Hernandez Vega
Banco de México

Diciembre de 2019

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Documento de Investigación
2019-19

Working Paper
2019-19

¿Qué Tan Importantes son los Flujos de Capital para los Precios de la Vivienda en las Economías Emergentes?

Marco A. Hernandez Vega[†]
Banco de México

Resumen: Este trabajo estudia el impacto de la Inversión Extranjera Directa (IED) y los flujos de cartera en los precios de la vivienda de las economías de mercados emergentes utilizando un modelo VARX de datos panel con factores estáticos. Los resultados muestran que un aumento en los flujos de IED y de cartera conduce a precios de vivienda más altos, si bien los flujos de cartera tienen un efecto más persistente. Este trabajo también encuentra que el crédito hipotecario, como proxy de la demanda por casas, es una variable importante en la dinámica de los precios de la vivienda en el sentido de que tiene un impacto positivo mayor en los precios que cualquiera de las otras variables endógenas incluidas. Los resultados son robustos a diferentes especificaciones del modelo, como agregar rezagos adicionales o cambiar el ordenamiento de las variables endógenas.
Palabras Clave: Mercados Emergentes, Flujos de Capital, Precios de Casas
JEL Classification: C32, E44, F32, G21

Abstract: This work studies the impact of Foreign Direct Investment (FDI) and portfolio flows on house prices of emerging market economies using a static factors panel VARX model. The results show that an increase in both FDI and portfolio flows leads to higher house prices, but that portfolio flows have a more persistent effect. This work also finds that mortgage credit, as proxy of housing demand, is an important variable in house price dynamics in the sense that it has a higher positive impact on house prices than any of the other endogenous variables included. The results are robust to different specifications of the model, such as adding additional lags or changing the order in which the endogenous variables enter the model.
Keywords: Emerging Markets, Capital Flows, House Prices

† Dirección General de Investigación Económica. Correo: auhernandez@banxico.org.mx

1. Introducción

Después de la crisis financiera, la economía global enfrentó en un nuevo entorno. Por un lado, las economías avanzadas redujeron las tasas de interés a niveles históricamente bajos e implementaron medidas de política monetaria no convencionales para reactivar sus economías. Por otro lado, las economías de mercados emergentes (EMEs) fueron más resistentes a la crisis y pudieron recuperarse más rápido. En este contexto, los flujos de capital a las EMEs aumentaron drásticamente.

La literatura que analiza los flujos de capital establece que estos pueden contribuir al crecimiento económico y ayudar en el desarrollo de los mercados financieros de la economía receptora. Sin embargo, existen algunos efectos no deseados. La entrada de capital extranjero tiende a aumentar la demanda de activos denominados en moneda nacional (tales como acciones o vivienda) desencadenando un rápido aumento en sus precios. Ello elevaría los riesgos de que se presenten burbujas de activos, las cuales si llegaran a estallar colapsarían los precios de los activos y conducirían a la economía a una recesión. Por ejemplo, Bernanke (2010) explica cómo los flujos de capital desempeñaron un papel importante en la burbuja inmobiliaria de los Estados Unidos que precedió a la crisis financiera de 2008.

Lo anterior llevó a los investigadores a estudiar el vínculo entre los flujos de capital y los precios de la vivienda. En particular, los trabajos recientes se centran en el caso de las EMEs, donde la evidencia empírica sugiere una fuerte asociación entre la apreciación de los precios de los activos y las entradas de capital extranjero (ver Kim and Yang (2014) y Olaberria (2012) entre otros).

Uno de los desafíos más importantes al estudiar los precios de la vivienda en las EMEs es que la dimensión de las series temporales no es lo suficientemente larga para muchos países. La solución más común utilizada por los investigadores consiste en utilizar técnicas de datos de panel, o analizar de forma separada a países para los cuales la dimensión de los datos permite estimar regresiones individuales.

Como ejemplo de la primera, utilizando un modelo de datos de panel dinámico, Aizenman and Jinjarak (2014) concluyen que los precios en el sector inmobiliario están correlacionados positivamente con los déficits de cuenta corriente. Sa et al. (2011) estiman un VAR de datos panel para los países de la OCDE y concluye que los flujos de capital y los choques de política monetaria son factores importantes que determinan los precios de la vivienda. Siguiendo una técnica similar para cinco economías asiáticas, Kim and Yang (2011) encuentran que los flujos de capital tienen un efecto positivo en los precios de los bienes raíces. Finalmente, Tillmann (2013) concluye, utilizando un modelo similar, que los flujos de capital tienen un efecto en los precios de la vivienda, pero que la magnitud del impacto depende en gran medida de la respuesta de la política monetaria

de cada economía.

Dentro de los trabajos dirigidos a analizar los precios de la vivienda y los flujos de capital para economías individuales, Feng et al. (2017), encuentran que los flujos de la cartera aumentan las acciones y los precios de la vivienda en China y que este choque dura dos meses. A su vez, el impacto de un choque de IED en los precios de la vivienda se produce con un retraso y no tiene efecto en los precios de las acciones. De manera similar, Taguchi and Tian (2017) estudian el caso de China con un VAR e introducen la interacción entre los flujos de capital, la oferta monetaria y los precios de la vivienda. En contraste con los resultados de Feng et al. (2017), Taguchi and Tian (2017) sugieren que la oferta monetaria es el principal impulsor de los precios.

Chow and Xie (2016) estudian el caso de Singapur y sus resultados sugieren un fuerte impacto positivo de los valores rezagados de la IED en la tasa de crecimiento de los precios de la vivienda. Cheung et al. (2017) analizan a Hong Kong y concluyen que, dependiendo del tipo de flujos, los efectos son diferentes. Por ejemplo, los flujos oficiales tienen un impacto positivo en los precios de la vivienda, mientras que los flujos ilegales tienen un efecto negativo.

Un trabajo destacado es el de Cesa-Bianchi et al. (2015). Estos autores investigan el impacto de la liquidez global, como una proxy de los flujos de capital, en los precios de la vivienda de las economías avanzadas y EMEs. La principal contribución de los autores es el diseño de un nuevo conjunto de datos de precios de la vivienda a partir de la recopilación y combinación de datos de diferentes fuentes oficiales, como bancos centrales y las agencias estadísticas, la OCDE y el BIS. Esto les permite ampliar los datos hacia atrás, principalmente para las EMEs, y aumentar el número de países. Sus resultados muestran que los flujos de capital son un factor importante en el auge de los precios de la vivienda en las EMEs, pero tienen un papel menor en las economías avanzadas. En particular, después de la crisis donde el exceso de liquidez generó importantes flujos de capital a las economías emergentes.

En contraste, Favilukis et al. (2012) concluyen que los flujos de capital han tenido un efecto menor en los precios de la vivienda y que el factor principal detrás del aumento observado en dichos precios de 1994 a 2010 fue una liberalización financiera más amplia. Sin embargo, dado que la mayoría de los países en su muestra son miembros de la zona del euro y economías avanzadas, puede ser difícil generalizar sus resultados a las EMEs.

El objetivo de este trabajo es analizar los efectos de los flujos de capital en los precios de la vivienda en una muestra de 12 EMEs. Esto se logra estimando un VARX de datos panel de factores estáticos para obtener la respuesta de los precios de la vivienda a la IED bruta y a los choques de flujos de cartera. El modelo también incluye el crecimiento del PIB y las tasas de interés a corto plazo como variables endógenas; el crecimiento del PIB y las tasas de interés de

los Estados Unidos, además del índice VIX de Chicago como variables exógenas que representan factores de impulso.

Cesa-Bianchi et al. (2015) señaló que en un modelo dinámico se requiere introducir una medida de inversión residencial que represente la demanda de vivienda. Desafortunadamente, estos datos no están disponibles para las EMEs. Por lo tanto, en este trabajo, utilizamos los flujos de créditos hipotecarios como porcentaje del PIB (obtenido de las estadísticas bancarias publicadas por los bancos centrales) como una variable proxy para la demanda de vivienda.

Los resultados apuntan a un impacto significativo y positivo de la IED y los choques de los flujos de cartera en la inflación de los precios de la vivienda de las EMEs, pero con algunas diferencias menores entre estas respuestas. Un choque de IED tiene un efecto inicial ligeramente mayor en los precios de la vivienda, que persiste hasta 4 trimestres. A su vez, el efecto de un choque de flujos de cartera persiste hasta 7 trimestres después del choque.

Este trabajo también encuentra que la inclusión de un proxy para la inversión residencial, en este caso el crédito hipotecario como porcentaje del PIB, es un factor importante en la dinámica de los precios de la vivienda. Primero, la respuesta de los precios de la vivienda a los flujos de capital no camba con la introducción de dicha variable. Segundo, un aumento en el crédito hipotecario tiene un impacto positivo mayor en los precios de la vivienda que cualquiera de las otras variables endógenas incluidas.

Es importante destacar que, en todos nuestros resultados, la inflación de los precios de la vivienda aumenta después de un impacto positivo en las tasas de interés a corto plazo. Sutton et al. (2017), quienes analizan la relación entre las tasas de interés y los precios de la vivienda en economías avanzadas y EMEs, proporciona una posible explicación para este resultado contraintuitivo. Estos autores encontraron que los precios de las casas respondieron positivamente a los aumentos en las tasas de interés a corto plazo como resultado del lento ajuste de la demanda de vivienda causado por los elevados costos de adquisición o venta de casas que enfrentan tanto los compradores como los proveedores.

Estos hallazgos son bastante robustos a diferentes especificaciones del modelo, como el uso de rezagos adicionales; introducir las variables de flujos de capital una a la vez; excluyendo la variable de crédito hipotecario; o estimando el modelo con un orden diferente de las variables endógenas. A su vez, la extensión del modelo para permitir pendientes heterogéneas (modelo de factores dinámicos) no produjo resultados adecuados.

2. Precios de Casas y Flujos de Capital

A diferencia de lo que ocurre con las economías avanzadas, los datos de precios de la vivienda para las EMEs están disponibles durante un período relativamente corto y para un número menor de países. Esto ha llevado a algunos investigadores a buscar enfoques alternativos para estudiar la relación entre los precios de la vivienda y los flujos de capital para este tipo de economías. Por ejemplo, Cesa-Bianchi et al. (2015) construyó un nuevo conjunto de datos sobre los precios de las viviendas para un gran número de países avanzados y EMEs. Esta base de datos es una combinación de varias fuentes, como la OCDE; BIS; bancos centrales nacionales; oficinas de estadística y otras publicaciones académicas, lo que les permitió extrapolar datos para periodos anteriores de precios de la vivienda e incluso aumentar el número de economías emergentes incluidas en su estudio.

Sin embargo, la combinación de datos provenientes de diferentes fuentes puede crear problemas de comparabilidad. Esto es particularmente importante cuando se trabaja con EMEs, dado que existen diferencias metodológicas significativas en la forma en que los datos son manejados por cada país.

Como resultado, este documento se basa en los datos del BIS. Específicamente, utilizamos el índice de precios reales de propiedades residenciales para un conjunto de 12 EMEs: Brasil, Chile, Colombia, República Checa, Hong Kong, India, Corea, Malasia, México, Perú, Singapur y Tailandia.[1] Los datos BIS son la medida más cercana a una cobertura nacional y se obtienen siguiendo una metodología similar, lo que permite una mejor comparación entre países. El período de análisis comprende el período posterior a la crisis financiera, desde el tercer trimestre de 2009 y hasta el cuarto trimestre de 2017.[2]

Los datos del BIS muestran que, en general, los precios de la vivienda de las EMEs han tenido una tendencia positiva en los años posteriores a la crisis financiera (ver Figura 1 y 2). Sin embargo, en unos países, la dinámica de los precios de la vivienda ha sido diferente en algunos períodos. Uno de estos casos es la República Checa, que observó un crecimiento muy lento en los precios de la vivienda hasta el último trimestre de 2011 e incluso cayeron en los siguientes dos años. Sin embargo, desde 2014, los precios han estado aumentando a un ritmo mayor (vea la Figura 1 segunda fila y la segunda columna). Brasil y Singapur son otros casos con algunas diferencias en la dinámica de los precios de la vivienda. En estas economías, los precios aumentaron bastante rápido después de la crisis financiera, particularmente en Singapur, pero en los últimos tres años, han crecido a un ritmo más moderado.

[1] Estos países fueron seleccionados en base a la disponibilidad de datos de precios y datos macroeconómicos.
[2] De acuerdo con el NBER, la crisis financiera terminó en junio de 2009.

Con respecto a los datos de flujos de capital, este trabajo utiliza la IED bruta y la inversión de cartera bruta en las EMEs obtenidas de las estadísticas de la balanza de pagos del FMI. Se prefieren las entradas brutas, dado que los flujos netos (la diferencia entre las entradas extranjeras y las salidas nacionales) no son tan cercanas como antes. Hernandez-Vega (2019) muestra cómo hasta 2003 los flujos netos fueron muy cercanos a los flujos brutos debido a la pequeña cantidad de inversión de las EMEs en el exterior (salidas). Sin embargo, después de la crisis financiera no solo aumentó el capital extranjero a las EMEs, sino que también se expandió la inversión de las EMEs en el exterior.

Al observar el comportamiento de los flujos de IED, se puede ver que, a diferencia de la dinámica de los precios de la vivienda, estos flujos han tenido un comportamiento más homogéneo y estable entre países (ver Figuras 3 a 4). Hernandez-Vega (2019) muestra que estos flujos tienden a ser menos volátiles, particularmente cuando se comparan con los flujos brutos de la cartera. Esto puede ayudar a explicar por qué los flujos brutos de IED exhiben una fuerte tendencia positiva en todos los países de nuestra muestra.

A su vez, como se ha documentado en la literatura, los flujos de cartera tienden a fluctuar más y exhiben un comportamiento diverso entre las EMEs. Por ejemplo, los flujos de cartera en Brasil, Corea y Malasia se recuperaron más rápido después de la crisis financiera, pero en los últimos cinco años se estabilizaron o incluso disminuyeron (Figuras 5 y 6).

El caso de Hong Kong también es algo diferente. Los flujos de cartera hacia esta economía crecieron más rápido hasta el tercer trimestre de 2014, luego cayeron rápidamente durante los siguientes cuatro trimestres, pero se han recuperado fuertemente desde entonces (Figura 5). Singapur, el otro centro financiero de Asia, sufrió una dinámica altamente volátil de los flujos de cartera hasta el último trimestre de 2015. Sin embargo, estos flujos se han recuperado de manera constante (Figura 6). Finalmente, los flujos de cartera a Tailandia han mostrado un comportamiento muy diferente del resto de las EMEs incluidas en este trabajo. En los años posteriores a la crisis, los flujos de la cartera se recuperaron de manera constante, pero luego comenzaron a disminuir en el segundo trimestre de 2013 (coincidiendo con el episodio de alta volatilidad internacional a mediados de 2013) y continuaron disminuyendo durante ocho trimestres consecutivos (consulte la Figura 6).

2.1. Variables Adicionales

Además de las variables de flujos de capital, el estudio también incluye otras variables comúnmente utilizadas en la literatura relacionada, como el PIB nacional como indicador de la actividad económica y las tasas de préstamos como proxy de las tasas de interés a corto plazo. El uso de estas

tasas tiene el propósito de dar cuenta del servicio de la deuda, que desempeña un papel relevante en el mercado de la vivienda según lo señala Sutton et al. (2017).

Otras variables utilizadas en la literatura consisten en factores externos que pueden tener cierta influencia en los mercados internos de las EMEs, como el PIB y las tasas de interés de Estados Unidos como variables aproximadas de la actividad económica mundial y de los costos de financiamiento externo respectivamente, además del índice VIX como proxy de las condiciones financieras internacionales.[3]

3. Metodología

Para tener en cuenta las posibles interacciones entre los flujos de capital y las variables macroeconómicas entre los países, estimamos un VARX de datos panel (o panel VARX). Una de las ventajas de estos modelos consiste en permitir la transmisión de choques idiosincrásicos en todos los países de la muestra; es decir, el modelo permite que las variables endógenas del país i afecten a las variables de todos los demás países. Por ejemplo. Beetsma and Giuliodori (2011) utilizó un panel VAR para estudiar los efectos secundarios de las perturbaciones del gasto público en ciertas economías europeas y sus principales socios comerciales. Además, Canova and Cicarelli (2012) usan un panel VAR para analizar la transmisión de los choques de tasas de interés en los Estados Unidos a otras economías avanzadas.

En este sentido, un modelo panel VARX es una herramienta adecuada para estudiar el impacto, a través de los países y el tiempo, de los flujos de capital a los precios de la vivienda de las EMEs (o a cualquier otra variable macroeconómica elegida).

Así, sean $i = 1,\ldots,N$ el número de países en la muestra, $j = 1,\ldots,n$ el número de variables endógenas para cada i y sea $m = 1,\ldots,M$ el número de variables exógenas. Si p-rezagos son incluidos entonces para todo i y para todo $t = 1,\ldots,T$ tenemos:

$$y_{i,t} = \sum_{i=i}^{N} \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{p} A_{ij,t}^{k} y_{ij,t-k} + F_{i,t} W_t + u_{i,t} \tag{1}$$

Donde, $y_{i,t}$ es un vector de variables endógenas de tamaño $(N \times 1)$. $A_{ij,t}^{k}$ es una matriz de coeficientes de dimensión $(n \times n)$ que representa la respuesta de las variables endógenas del país i al k^{th} rezago en la variable endógena j de todos los N países en tiempo t. $F_{i,t}$ es una matriz de dimensión $(n \times M)$ que captura el impacto de las variables exógenas sobre las variables endógenas

[3]Las estadísticas básicas para todas las variables descritas en esta sección se muestran en el Apéndice B.

del país i en tiempo t. W_t es un vector de tamaño $M \times 1$ de variables exógenas que afectan a todo i y $u_{i,t}$ es un vector de distorsiones de $(n \times 1)$ tal que $u_{i,t} \sim N(0, \Sigma_{ii,t})$. Nótese que $\Sigma_{ii,t}$ es una matriz de $(n \times n)$ donde cada elemento puede variar en el tiempo.

Según Canova and Ciccarelli (2013) un modelo como el de la ecuación 1 tiene las siguientes características: Primero, permite que los rezagos de las variables endógenas de otros países tengan un impacto en las variables endógenas del país i (lo que denominan interdependencias dinámicas). Segundo, las distorsiones pueden estar correlacionadas entre los distintos países de la muestra; es decir, $corr(u_{i,t}u_{-i,t}) \neq 0$ para todo $i, -i = 1, \ldots, N$ (interdependencias estáticas). Tercero, todos los parámetros de las matrices A_{ijt} y los vectores de distorsiones $u_{i,t}$ pueden ser diferentes para cada país (heterogeneidad de corte transversal). Cuarto, los coeficientes estimados así como la matriz de varianzas y covarianzas pueden variar en el tiempo (heterogeneidad dinámica).

Sin embargo, estimar un modelo que satisfaga las cuatro propiedades es bastante difícil, incluso con técnicas bayesianas, debido a la maldición de dimensionalidad. Por ejemplo, para cada variable endógena j del país i con M exógenas y p-rezagos el número de parámetros a estimar es $(Njp + M)$. Luego, para todas las variables endógenas de n y todos los países de N, el número total de parámetros a estimar es de $Nn(Nnp + M)$. Como resultado, Canova and Ciccarelli (2013) sugieren imponer restricciones en el modelo.

Dada la corta dimensión de nuestro panel ($N = 12$ y $T = 34$) y los resultados de Rebucci (2010), quienes encontraron que los modelos VAR de datos panel con *heterogeneidad de corte transversal* solo se pueden estimar de manera eficiente cuando la dimensión de los datos satisface al menos $N > 20$ y $T > 40$, podemos dejar de lado la *heterogeneidad de corte transversal* en el modelo, pero aun así permitimos que el intercepto sea diferente entre países. Por lo tanto, apilando sobre todo i y permitiendo *interdependencias dinámicas* y *estáticas*, así como *heterogeneidad dinámica* el modelo se convierte en:

$$Y_t = A_i + \sum_{k=1}^{p} A_t^k Y_{t-k} + F_t W_t + u_t \quad t = 1, \ldots, T \tag{2}$$

Donde A_i es un vector de constantes que captura los efectos fijos por país, $Y_t = [y_{1,t} \ldots y_{N,t}]'$, $F_t = [F_{1,t} \ldots F_{N,t}]'$, $u_t = [u_{1,t} \ldots u_{N,t}]'$ y matrices A_t^k de tamaño $(Nn \times Nn)$.

Ahora, la dimensión temporal en la muestra no es lo suficientemente extensa para capturar la variación en el tiempo por lo que asumimos que el modelo no muestra heterogeneidad dinámica.[4]

[4]En la sección de pruebas de robustez permitimos que los coeficientes varíen en el tiempo, pero dado lo corto de la muestra y que la distribución prior carga con todo el peso para generar la curvatura de la distribución posterior, hace que el modelo falle en proveer resultados consistentes.

Hasta aquí, transponiendo la ecuación 2 y definiendo $X_t = [Y'_{t-1} \dots Y'_{t-p} \, W'_t]$ como un vector de $(1 \times k)$ y $B = [(A^1)' \dots (A^p)' \, F_t]'$ como una matriz de $(k \times Nn)$ y vectorizando toda la ecuación tenemos:

$$Y'_t = Z_t \beta + u_t \tag{3}$$

Donde el vector A_i se omite para simplificar la notación, $Z_t = (I_{Nn} \otimes X_t)$ y $\beta = vec(B)$.

La ecuación 3 permite la presencia de interdependencias dinámicas y estáticas. Esta última característica implica que la matriz de varianzas y covarianzas u_t no es diagonal de bloque. En particular, $u_t \sim N(0, \sigma\Sigma_u)$ donde los elementos de cada matriz de $(n \times n)$ dentro de Σ son distintos de cero, $\sigma \sim IG\left(\frac{\alpha_0}{2}, \frac{\delta_0}{2}\right)$. Canova and Ciccarelli (2013) sugieren simplificar este modelo definiendo al vector β como una combinación lineal de otros vectores θ de menor dimensión tal que:

$$\beta = \sum_{r=1}^{5} \Xi_r \theta_r + e_t$$

Estos factores se definen de la siguiente forma: θ_1 representan factores comunes entre N y n con dimensión $(s \times 1)$. θ_2 representa factores comunes dentro de cada país y su dimensión es de $(N \times 1)$. θ_3 captura factores que son específicos de cada variable endógena de dimensión $(n \times 1)$. θ_4 representan factores específicos de los rezagos de variables endógenas y son de tamaño $(p \times 1)$. θ_5 capturan los factores de las variables exógenas cuya dimensión es $(M \times 1)$. Ξ_1, Ξ_2, Ξ_3. Ξ_4, Ξ_5 son matrices de dimension $h \times s$, $h \times N$, $h \times n$, $h \times p$ and $h \times M$, respectivamente, con $h = Nn(Nnp + M)$. Finalmente, e_t representa todos los factores de β no capturados por θ_r con $e_t \sim N(0, \Sigma_u \otimes V)$ y $V = \sigma^2 I$.

Esta factorización reduce el número de parámetros a estimar de $Nn(Nnp + M)$ a $s + N + n + p + M$ transformando la ecuación 3 en un modelo de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SUR en inglés) donde las variables explicativas ahora son promedios de variables endógenas y exógenas específicas, entonces tenemos:

$$Y'_t = \sum_{r=1}^{5} \tilde{Z}_{r,t} \theta_r + \varepsilon_t \tag{4}$$

Donde $\tilde{Z}_{r,t} = Z_t \Xi_r$ y $\varepsilon_t = u_t + Z_t e_t$.

La ecuación 4 se conoce como un modelo estático de factores y se estima de la siguiente forma: Suponga que $(\theta, \sigma^2, \Sigma_u)$ tienen una distribución prior perteneciente a la familia de las semiconjugadas y $\theta \sim N(\theta_0, \Omega_0)$, $\Sigma_u \sim IW(z_0, Q_0)$, y $\sigma^2 \sim IG(0{,}5\tilde{\alpha}_0, 0{,}5\tilde{\delta}_0)$ con hiperparámetros conocidos $(\theta_0, \Omega_0, z_0, Q_0, \tilde{\alpha}_0, \tilde{\delta}_0)$. Dadas estas distribuciones y parámetros, se puede implementar el generador de muestras de Gibbs para obtener secuencias de (θ, σ, Σ) de su distribución posterior conjunta.[5] En la estimación de la ecuación 4 utilizamos distribuciones prior difusas. Hasta aquí, los hiperparámetros mencionados arriba se establecen en consecuencia. Por ejemplo, θ_0 es un vector de ceros mientras que Ω_0 es una matriz diagonal con elementos en su diagonal lo suficientemente grandes para producir una prior poco informativa y $\tilde{\alpha}_0, \tilde{\delta}_0$ igual a 0.001, vea Kadiyala and Karlsson (1997), Canova and Pappa (2007), Ciccarelli et al. (2012) y el Apéndice A para más detalles.

El vector de variables endógenas para cada país *i* consiste en la diferencia logarítmica del PIB interno, las tasas de interés reales a corto plazo (definidas como la diferencia entre las tasas de préstamos y la inflación del IPC), la IED y los flujos de cartera como porcentaje del PIB, y la diferencia logarítmica de los precios de la vivienda. El vector de variables exógenas contiene la diferencia logarítmica del PIB de Estados Unidos, sus tasas de interés a corto plazo y la diferencia logarítmica del índice VIX de Chicago. Las variables ingresan al modelo ordenadas tal y como se describen y la estimación se realiza introduciendo dos rezagos de las variables endógenas.

La lógica para ordenar las variables endógenas es la siguiente: en primer lugar, suponemos que el PIB afecta simultáneamente a todas las demás variables. En segundo lugar, las tasas de interés a corto plazo tienen un impacto inmediato en los flujos de capital (IED o cartera) y en los precios de la vivienda, pero afectan al PIB con un retraso. En tercer lugar, se supone que las variables de flujo de capital tienen un efecto contemporáneo solo en los precios de la vivienda.

Las funciones de impulso respuesta junto con conjuntos creíbles bayesianos al 68 % se muestran en la Figura 7. Ahí se observa que un aumento en el crecimiento del PIB de 100 puntos base eleva la inflación de los precios de la vivienda en 25 puntos base. Este efecto positivo es estadísticamente significativo y persiste durante 5 trimestres después del choque, lo que resulta en un impacto acumulado en los precios de la vivienda de 74 puntos base.

Inesperadamente, un aumento de 1 punto porcentual en las tasas de interés a corto plazo también tiene un efecto positivo y significativo en los precios de la vivienda, el cual se vuelve negativo dos trimestres después del choque. Sutton et al. (2017) ofrece una posible explicación para este resultado contraintuitivo. Estos autores analizan la relación entre las tasas de interés y los precios de la vivienda tanto en economías avanzadas como EMEs y encuentran que los precios de la vivienda

[5] Vea Kadiyala and Karlsson (1997) y Canova and Ciccarelli (2013) para una derivación algebraica total de la ecuación 4, la derivación de la distribución posterior y los pasos del generador de muestras de Gibbs.

respondieron positivamente a incrementos en las tasas de interés a corto plazo. Ellos concluyen dicho resultado a un ajuste lento de la demanda de vivienda causado por los costos elevados para adquirir o vender una casa.

La inflación de los precios de la vivienda en las EMEs también aumenta después de un choque positivo de los flujos de capital, aunque estos choques tienen un impacto menor que el PIB o las tasas de interés. Por ejemplo, un aumento en los flujos de IED tiene un impacto positivo (de 4 puntos base en el momento del choque) que se disemina tres trimestres después del choque resultando en un efecto acumulado en la inflación del precio de la vivienda de 12 puntos base. A su vez, un aumento unitario en los flujos de la cartera tiene un efecto inicial menor (3.5 puntos base), pero con una persistencia de 7 trimestres lo que conduce a una respuesta acumulada de 16 puntos base en el crecimiento de los precios de la vivienda.

3.1. El Papel del Crédito Hipotecario

Un factor que no se refleja en la ecuación 4 es la demanda de vivienda. Como lo señaló Cesa-Bianchi et al. (2015), sería deseable introducir una medida de inversión residencial. Desafortunadamente, dichos datos no están disponibles para las EMEs. Sin embargo, los datos sobre el crédito hipotecario para las EMEs están disponibles en los bancos centrales. Por lo tanto, aunque no tengamos explícitamente una variable de cantidad para la demanda de vivienda, tenemos a mano los flujos de créditos hipotecarios como porcentaje del PIB nacional como proxy.

Ahora, lo que queda es definir el orden en que la variable de crédito entrará en el modelo. Dado que los precios de la vivienda son rígidos, es plausible suponer que el crédito hipotecario reacciona más rápido, por lo que debe ingresarse antes que los precios. Por lo tanto, el panel VARX se estima con el siguiente orden de variables endógenas: la diferencia logarítmica del PIB interno, las tasas de interés reales a corto plazo, la IED y los flujos de cartera como porcentaje del PIB, el crédito hipotecario como porcentaje del PIB y la diferencia logarítmica de los precios de la vivienda.

La figura 8 muestra las respuestas del crédito hipotecario a choques en el PIB, tasas de interés a corto plazo, IED y flujos de cartera. Un aumento en el PIB tiene un impacto positivo y altamente persistente en el crédito hipotecario. Al momento del choque, esta variable aumenta en 9 puntos base, pero el efecto acumulado es de alrededor de 55 puntos base. A su vez, la respuesta de dicha variable a incrementos en las tasas de interés aunque positiva no es estadísticamente significativa.

Las variables de flujos de capital generan una respuesta en forma de joroba en el crédito hipotecario que comienza con un impacto negativo, pero luego se vuelve positivo y estadísticamente significativo en los siguientes tres trimestres. Hay que tener en cuenta que los flujos de cartera tienen un efecto más negativo que los flujos de IED en el crédito hipotecario. La respuesta acumulada

de un choque de IED es de 15 puntos base, mientras que la de los flujos de cartera asciende a solo 12 puntos base.

El crédito hipotecario tiene un efecto importante en la inflación del precio de la vivienda. Un aumento unitario en el crédito hipotecario tiene un efecto inicial positivo de 50 puntos base. Este choque persiste hasta por 3 trimestres, lo que da como resultado una respuesta acumulada en los precios de la vivienda de alrededor de 95 puntos base, la cual es incluso mayor que el efecto acumulado de un aumento en el PIB, ver Figura 9.

4. Pruebas de Robustez

Se realizaron las siguientes pruebas de robustez: Primero, se estimó la ecuación 4 introduciendo las variables de flujos de capital una a la vez con y sin la variable de crédito hipotecario. Segundo, se cambió el orden de las variables endógenas de la siguiente manera: PIB, precios de la vivienda, tasas de interés a corto plazo y luego las variables de flujos de capital. Este orden sigue la especificación de Cesa-Bianchi et al. (2015), cuyo propósito fue establecer un orden que se asemejara al sugerido en un modelo Neo-Keynesiano; es decir, una ecuación de demanda (representada por el crecimiento del PIB), una ecuación de inflación (en este caso, la inflación de la vivienda) y una regla de política monetaria que reacciona a la evolución de la inflación (tasas de interés a corto plazo). Tercero, se vuelve a estimar el modelo introduciendo hasta 4 rezagos de las variables dependientes. El impacto de las variables de flujo de capital no cambió, solo en el último caso hubo un ligero ensanchamiento de los conjuntos creíbles, pero no afectó los resultados principales.

Cuarto, se incluyó la propiedad de "heterogeneidad de corte transversal y dinámica" transformando el modelo de factores estáticos en un modelo de factores dinámicos; es decir, permitimos que el modelo tuviera pendientes heterogéneas y coeficientes que varían en el tiempo, ver la Figura 10. Desafortunadamente, la estimación de este modelo más completo produjo respuestas explosivas, con la excepción del choque de tasas de interés, en el sentido de que todos los choques tienen efectos positivos significativos en la inflación de los precios de la vivienda que crecen en el tiempo. En general, los resultados son bastante robustos a la mayoría de las especificaciones arriba detalladas.

5. Conclusiones

Este trabajo contribuye a la literatura al analizar el impacto de la IED y los flujos de la cartera en los precios de la vivienda en las EMEs desde dos puntos de vista diferentes: primero, a través

de la estimación de un modelo VARX de datos panel con factores estáticos cuyas propiedades consisten en permitir que las variables endógenas del país *i* sean afectadas por las variables de los otros países, y permitir que las perturbaciones en los países estén correlacionadas y segundo, al introducir los flujos del crédito hipotecario como porcentaje del PIB, como un proxy de la demanda de vivienda, para dar cuenta del canal de transmisión de los flujos de capital al crédito y de este a los precios de la vivienda. Hasta donde se sabe, este es el único documento que intenta un enfoque de este tipo para las EMEs.

Los resultados apuntan a un impacto significativo y positivo de la IED y los flujos de cartera en la inflación del precio de la vivienda de las EMEs, con una pequeña diferencia entre las respuestas a la IED y los choques de cartera. Al momento del choque, la IED tiene un efecto ligeramente mayor que los flujos de cartera, pero el efecto del último es más persistente (el choque de la IED persiste durante 4 trimestres, mientras que el de cartera lo hace durante 7 trimestres posteriores al choque).

Este trabajo también encuentra que el crédito hipotecario como porcentaje del PIB es un factor importante en la dinámica de los precios de la vivienda. Por un lado, la respuesta de los precios de la vivienda a los flujos de capital no cambia con la introducción de dicha variable. Por el otro, un aumento en el crédito hipotecario tiene un impacto positivo mayor en los precios de la vivienda que cualquiera de las otras variables endógenas incluidas.

Estos hallazgos son bastante robustos a diferentes especificaciones del modelo, como el uso de rezagos adicionales, la introducción de variables de flujos de capital una a la vez con y sin la variable de crédito hipotecario y a diferentes ordenamientos de las variables endógenas. Desafortunadamente, la extensión del modelo para permitir pendientes heterogéneas y coeficientes que varían en el tiempo produce respuestas explosivas de los precios de la vivienda.

Por último, hay que tener en cuenta que incluso si este trabajo toca de alguna manera la dinámica del crédito hipotecario y su relación con los flujos de capital en las EMEs, se requiere un estudio más profundo con datos más detallados para comprender dicha conexión. Investigación futura podría analizar la influencia que tiene una economía específica en los volúmenes de créditos hipotecarios de las EMEs dentro de la misma región. Por ejemplo, dada la influencia significativa de China, podría darse el caso de que el crédito hipotecario en este país pueda tener alguna influencia en los mercados de vivienda de otras EMEs asiáticas.

Referencias

Aizenman, J., Jinjarak, Y., 2014. Real estate valuation, current account and credit growth patterns, before and after the 2008-9 crisis. Journal of International Money and Finance 48,

249–270. URL: https://ideas.repec.org/a/eee/jimfin/v48y2014ipbp249-270.html, doi:10.1016/j.jimonfin.2014.0.

Beetsma, R., Giuliodori, M., 2011. The Effects of Government Purchases Shocks: Review and Estimates for the EU. Economic Journal 121, 4–32. URL: https://ideas.repec.org/a/ecj/econjl/v121y2011i550pf4-f32.html.

Bernanke, B.S., 2010. Monetary policy and the housing bubble: a speech at the Annual Meeting of the American Economic Association, Atlanta, Georgia, January 3, 2010. Speech 499. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). URL: https://ideas.repec.org/p/fip/fedgsq/499.html.

Canova, F., Cicarelli, M., 2012. Clubmed? cyclical fluctuations in the mediterranean basin. Journal of International Economics 88, 162–175.

Canova, F., Ciccarelli, M., 2013. Panel Vector Autoregressive Models: A Survey. CEPR Discussion Papers 9380. C.E.P.R. Discussion Papers. URL: https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/9380.html.

Canova, F., Pappa, P., 2007. Price differential in monetary unions: The role of fiscal shocks. Economic Journal 117, 713–737.

Cesa-Bianchi, A., Cespedes, L.F., Rebucci, A., 2015. Global Liquidity, House Prices, and the Macroeconomy: Evidence from Advanced and Emerging Economies. Journal of Money, Credit and Banking 47, 301–335. URL: https://ideas.repec.org/a/wly/jmoncb/v47y2015is1p301-335.html.

Cheung, Y.W., Chow, K.K., Yiu, M.S., 2017. Effects of capital flow on the equity and housing markets in Hong Kong. Pacific Economic Review 22, 332–349. URL: https://ideas.repec.org/a/bla/pacecr/v22y2017i3p332-349.html.

Chow, H.K., Xie, T., 2016. Are house prices driven by capital flows? evidence from singapore. Journal of International Commerce, Economics and Policy 7, 1–21.

Ciccarelli, M., Ortega, E., Valderrama, M.T., 2012. Heterogeneity and cross-country spillovers in macroeconomic-financial linkages. Working Paper Series 1498. European Central Bank. URL: https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20121498.html.

Favilukis, J., Kohn, D., Ludvigson, S.C., Nieuwerburgh, S.V., 2012. International Capital Flows and House Prices: Theory and Evidence. NBER Working Papers 17751. National Bureau of Economic Research, Inc. URL: https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/17751.html.

Feng, L., Lin, C.Y., Wang, C., 2017. Do capital flows matter to stock and house prices? evidence from china. Emerging Markets Finance and Trade 53, 2215–2232. URL: https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1180283, doi:10.1080/1540496X.2016.1180283, arXiv:https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1180283.

Hernandez-Vega, M., 2019. Estimating capital flows to emerging market economies with heterogeneous panels. Macroeconomic Dynamics 23, 2068–2088. doi:10.1017/S1365100517000591.

Kadiyala, K., Karlsson, S., 1997. Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian-Var Models. Journal of Applied Econometrics 12, 99–132.

Kim, S., Yang, D., 2011. The Impact of Capital Inflows on Asset Prices in Emerging Asian Economies: Is Too Much Money Chasing Too Little Good? Open Economies Review 22, 293–315. URL: https://ideas.repec.org/a/kap/openec/v22y2011i2p293-315.html, doi:10.1007/s11079-008-9088-2.

Kim, S., Yang, D.Y., 2014. Do Capital Inflows Matter to Asset Prices? The Case of Korea, in: Chung, K., Kim, S., Park, H., Choi, C., Shin, H.S. (Eds.), Volatile Capital Flows in Korea: Current Policies and Future Responses. Palgrave Macmillan US, New York, pp. 51–82. URL: https://doi.org/10.1057/9781137368768_3, doi:10.1057/9781137368768_3.

Olaberria, E., 2012. Capital Inflows and Booms in Assets Prices: Evidence From a Panel of Countries. Working Papers Central Bank of Chile 675. Central Bank of Chile. URL: https://ideas.repec.org/p/chb/bcchwp/675.html.

Rebucci, A., 2010. Estimating VARs with long stationary heterogeneous panels: A comparison of the fixed effect and the mean group estimators. Economic Modelling 27, 1183–1198. URL: https://ideas.repec.org/a/eee/ecmode/v27y2010i5p1183-1198.html.

Sa, F., Towbin, P., Wieladek, T., 2011. Low interest rates and housing booms: the role of capital inflows, monetary policy and financial innovation. Bank of England working papers 411. Bank of England. URL: https://ideas.repec.org/p/boe/boeewp/0411.html.

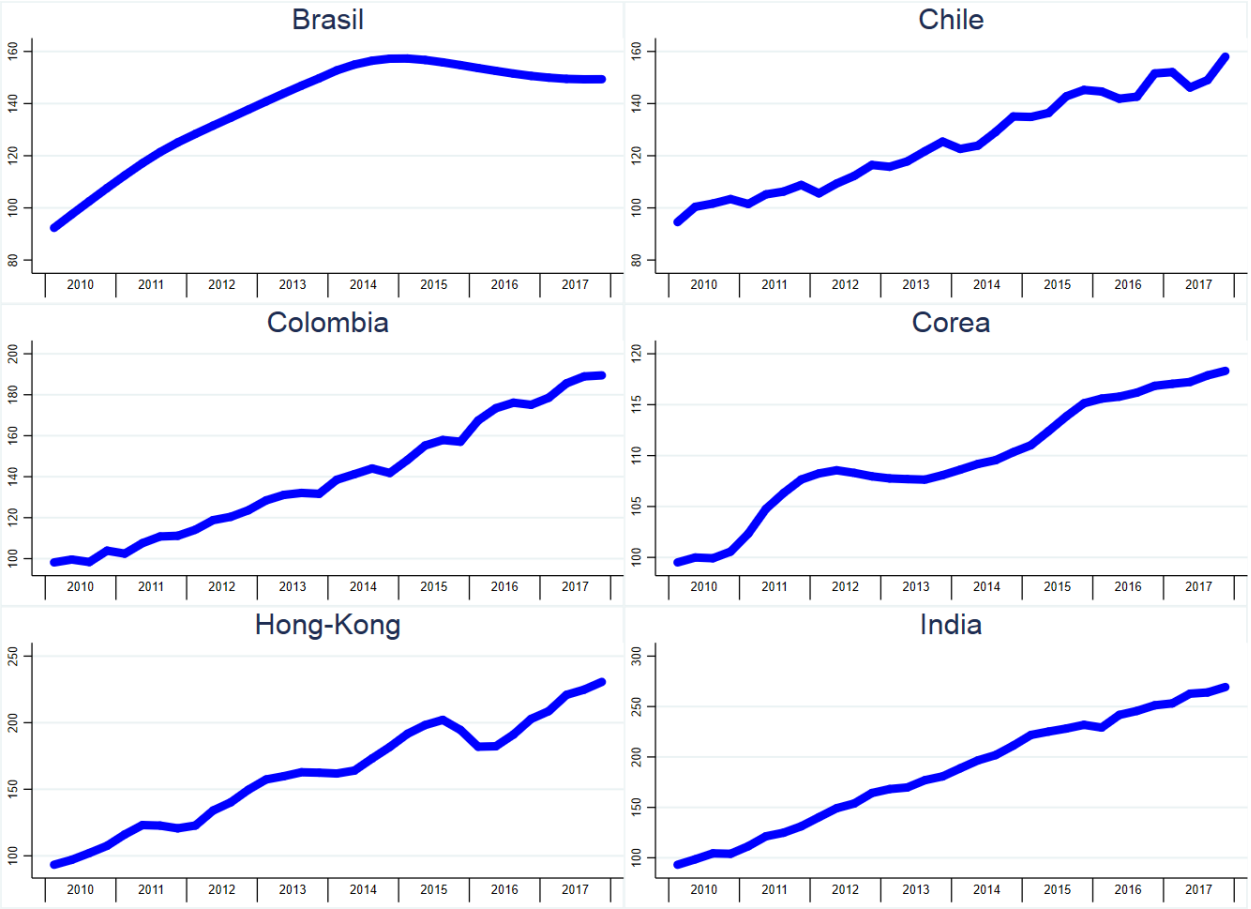
Sutton, G., Mihaljek, D., Subelyte, A., 2017. Interest rates and house prices in the United States and around the world. BIS Working Papers 665. Bank for International Settlements. URL: https://ideas.repec.org/p/bis/biswps/665.html.

Taguchi, H., Tian, L., 2017. Capital flows, money supply and property prices: The case of China. MPRA Paper 80730. University Library of Munich, Germany. URL: https://ideas.repec.org/p/pra/mprapa/80730.html.

Tillmann, P., 2013. Capital inflows and asset prices: Evidence from emerging Asia. Journal of Banking & Finance 37, 717–729. URL: https://ideas.repec.org/a/eee/jbfina/v37y2013i3p717-729.html, doi:10.1016/j.jbankfin.2012.1.

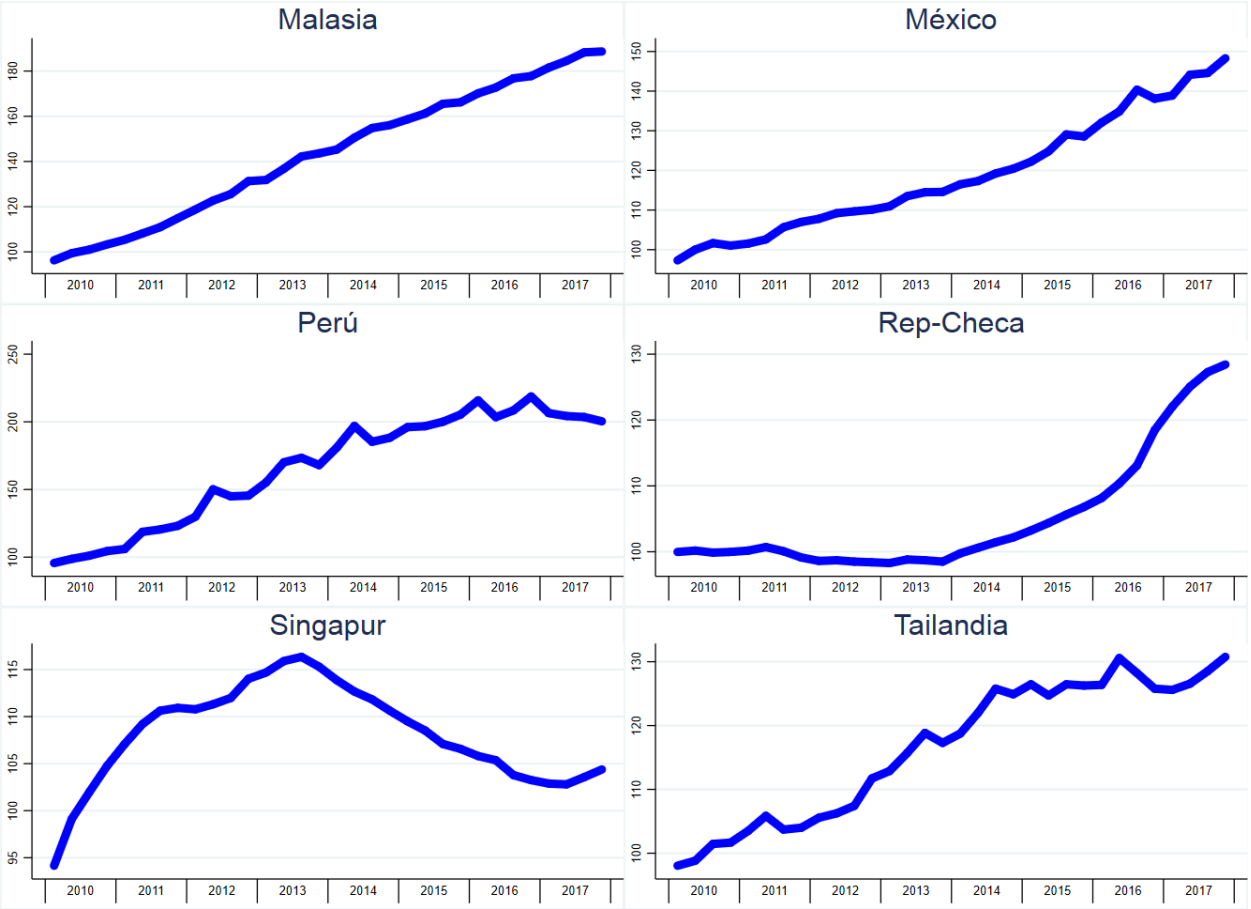
6. Figuras

Figura 1: Índice de Precios Reales de Casas, 2010=100



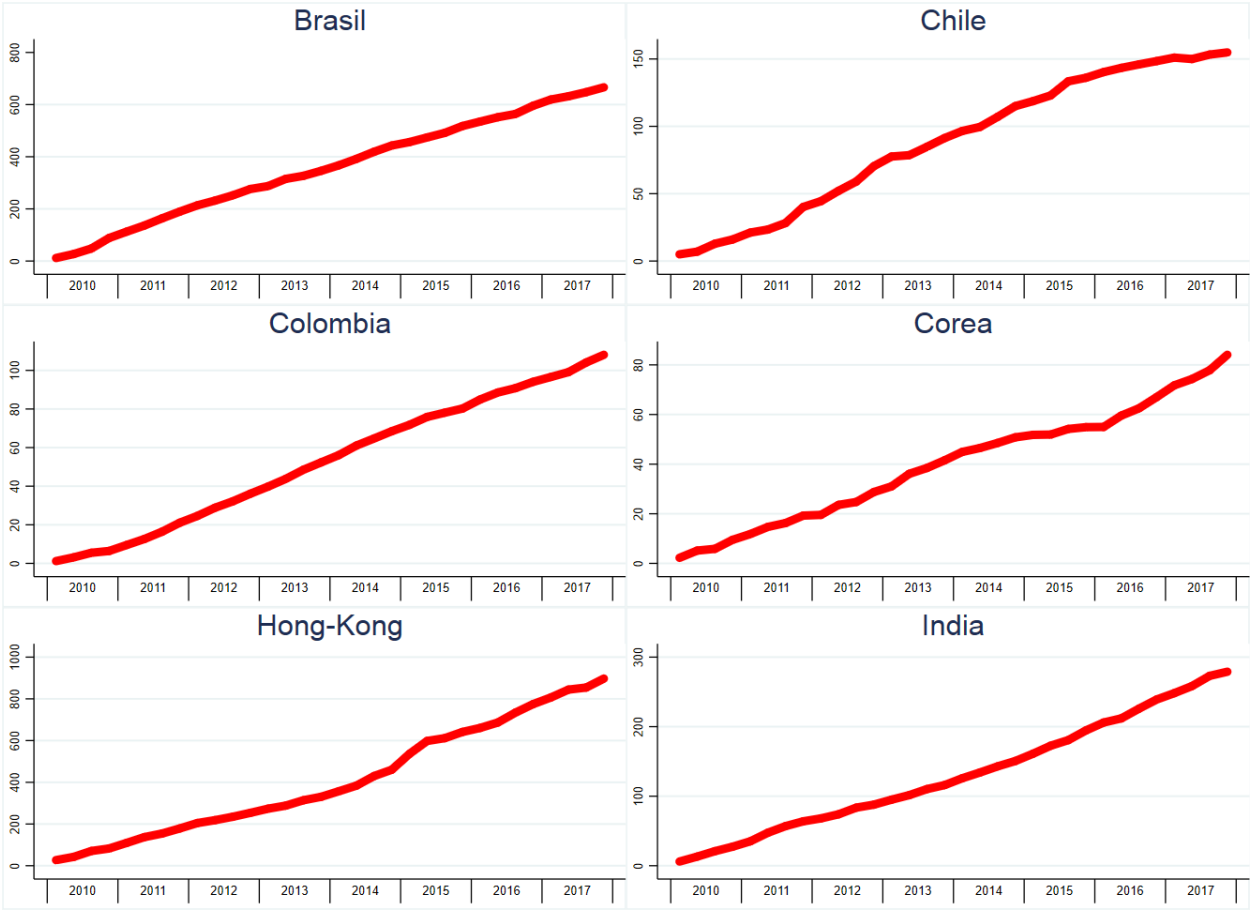
Fuente: BIS residential property prices.

Figura 2: Índice de Precios Reales de Casas, 2010=100



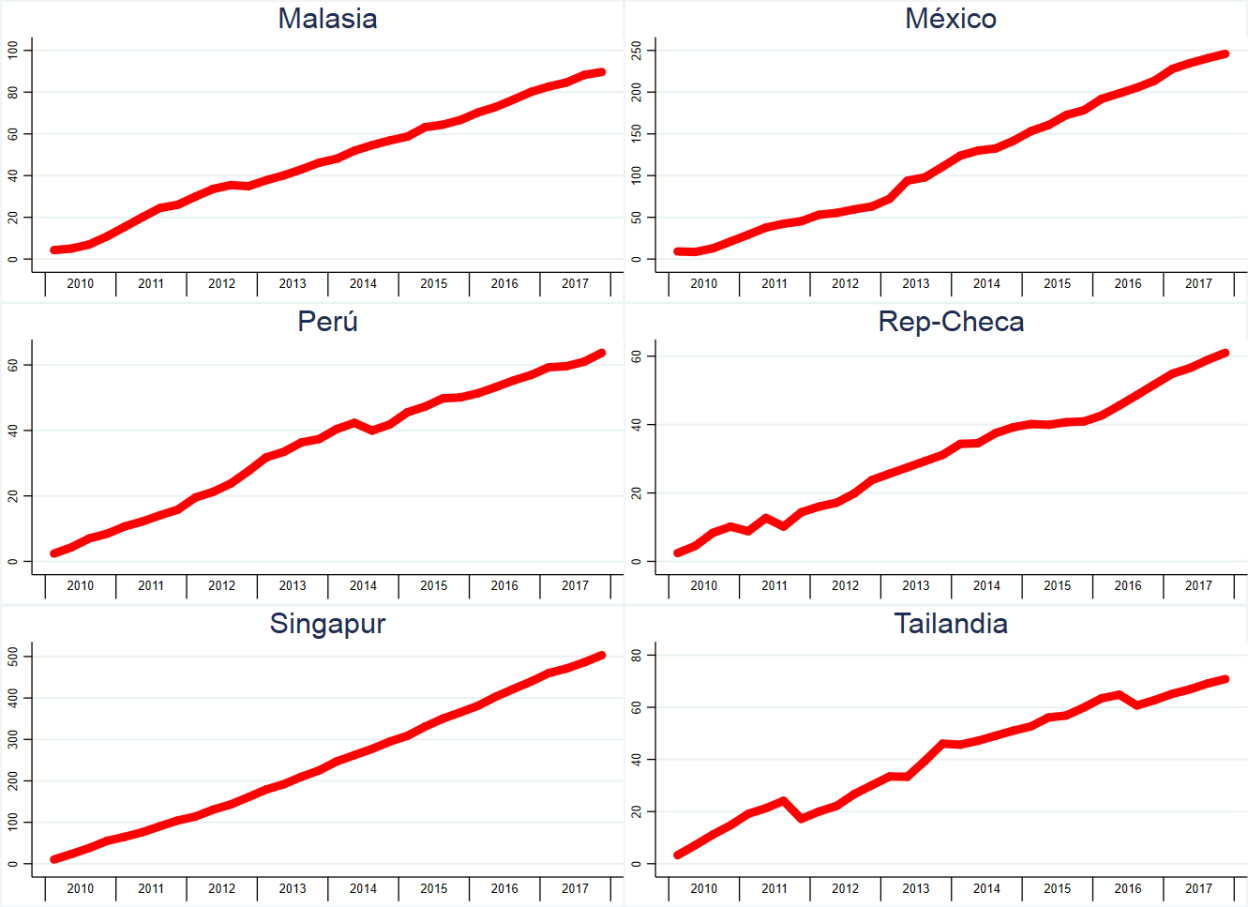
Fuente: BIS residential property prices.

Figura 3: Flujos Brutos de IED Acumulados en Miles de Millones de Dólares



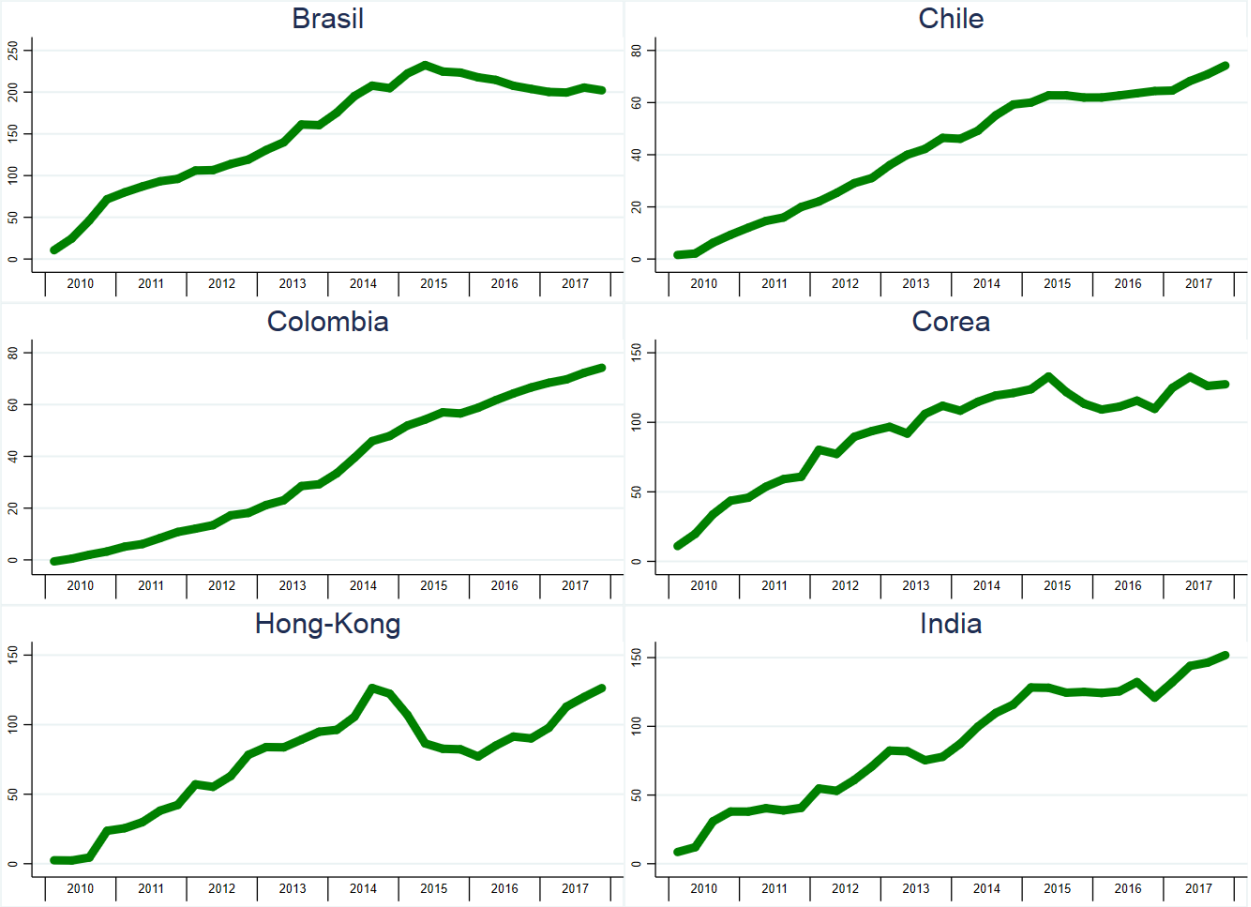
Fuente: IMF Estadísticas de Balanza de Pagos.

Figura 4: Flujos Brutos de IED Acumulados en Miles de Millones de Dólares



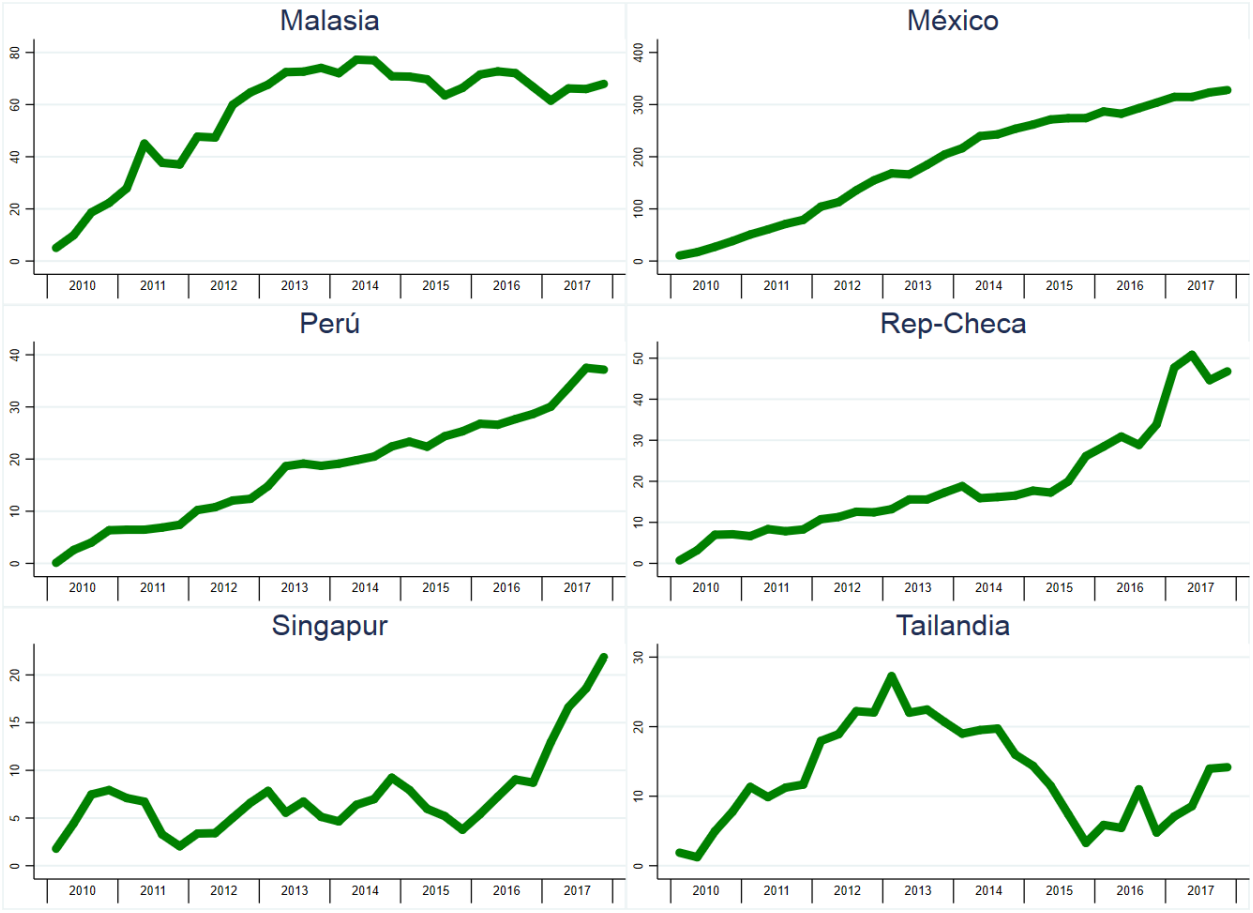
Fuente: IMF Estadísticas de Balanza de Pagos.

Figura 5: Flujos Brutos de Inversión de Cartera Acumulados en Miles de Millones de Dólares



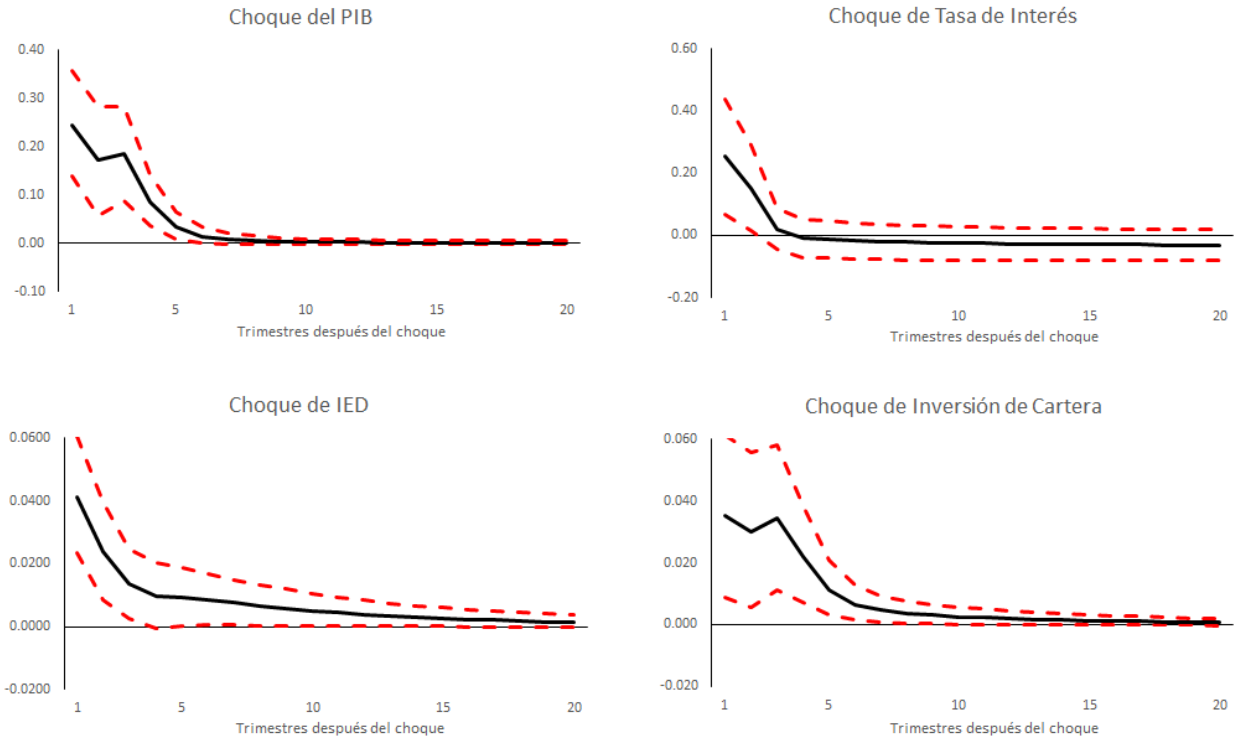
Fuente: IMF Estadísticas de Balanza de Pagos.

Figura 6: Flujos Brutos de Inversión de Cartera Acumulados en Miles de Millones de Dólares



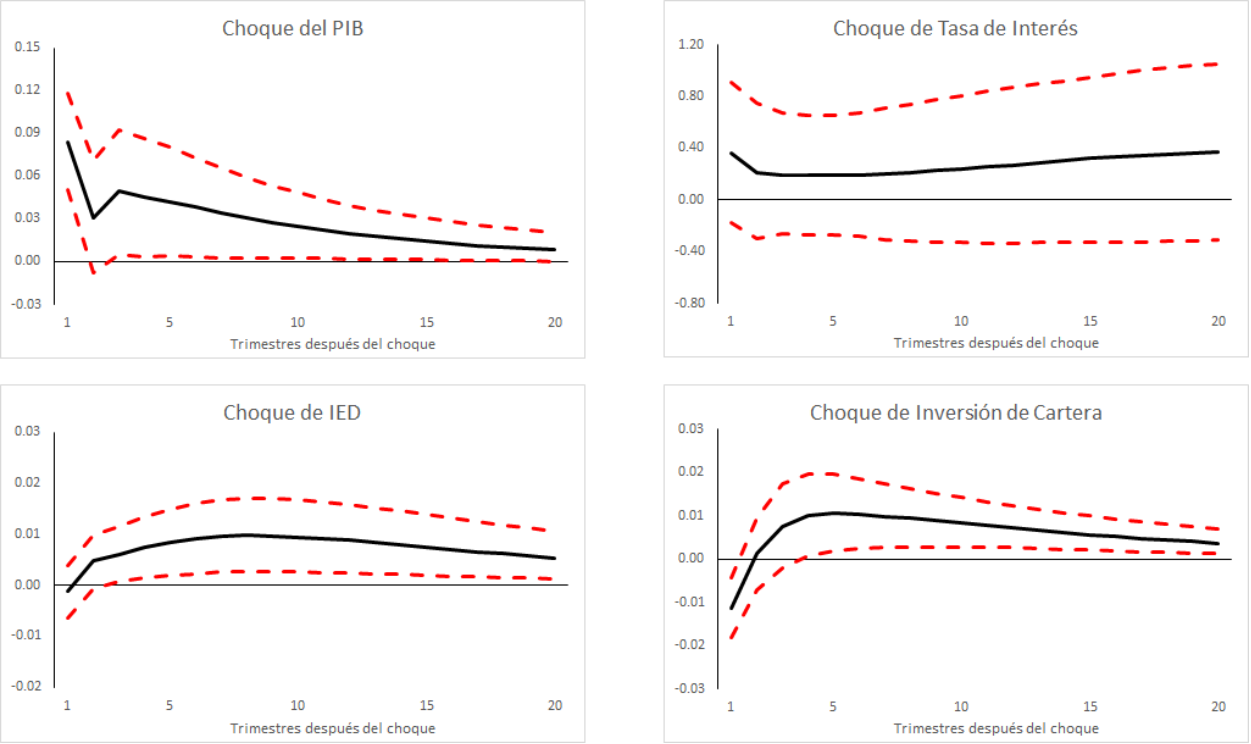
Fuente: IMF Estadísticas de Balanza de Pagos.

Figura 7: Respuesta de los Precios de Casas a un Choque Unitario



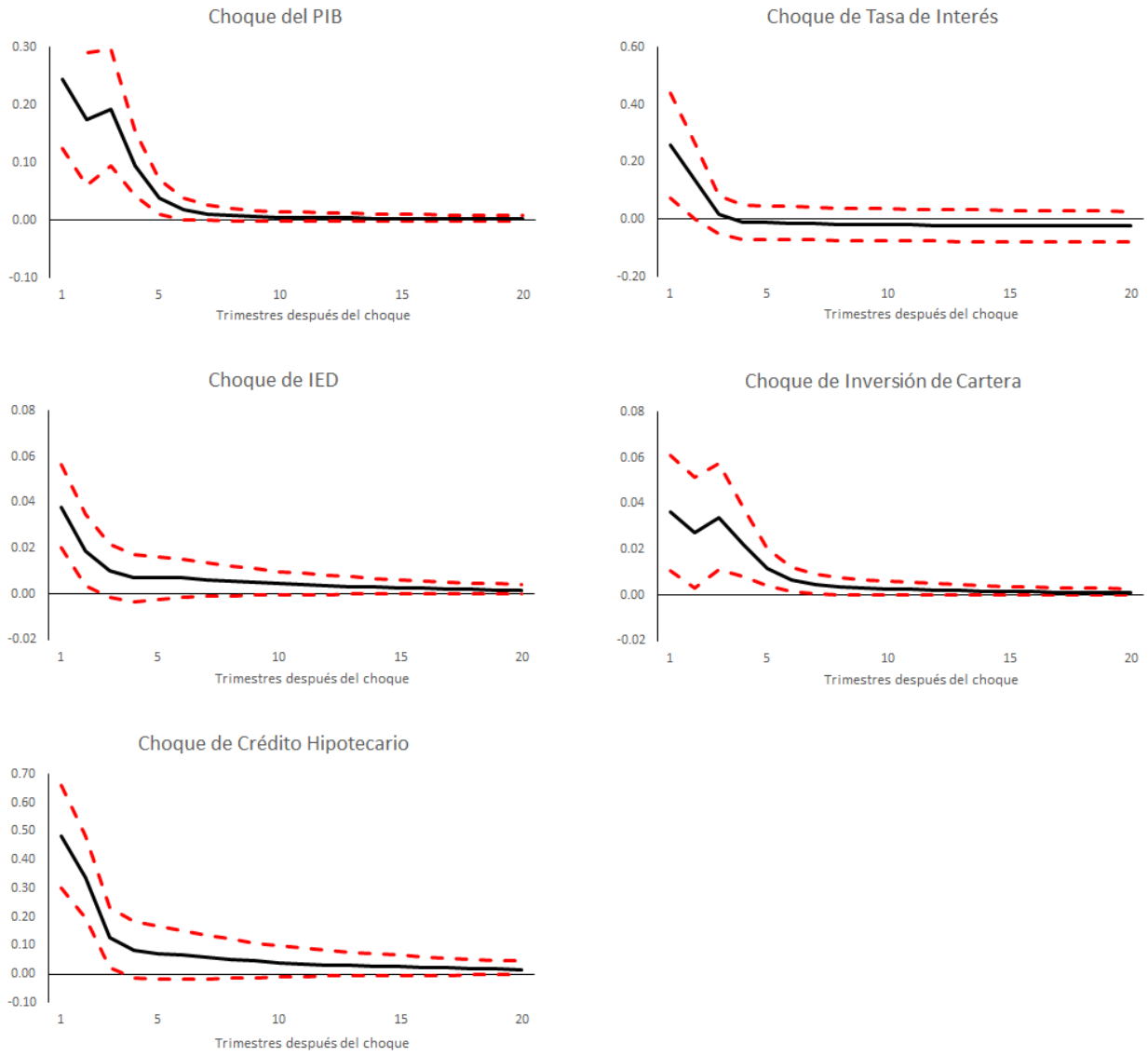
Las funciones de impulso respuesta se obtienen estimando un VARX de datos panel donde el orden de las variables es PIB, tasas de interés, IED, inversión de cartera y precios reales de casas. Las líneas punteadas rojas representan el conjunto creíble Bayesiano al 68%.

Figura 8: Respuesta del Crédito Hipotecario a un Choque Unitario



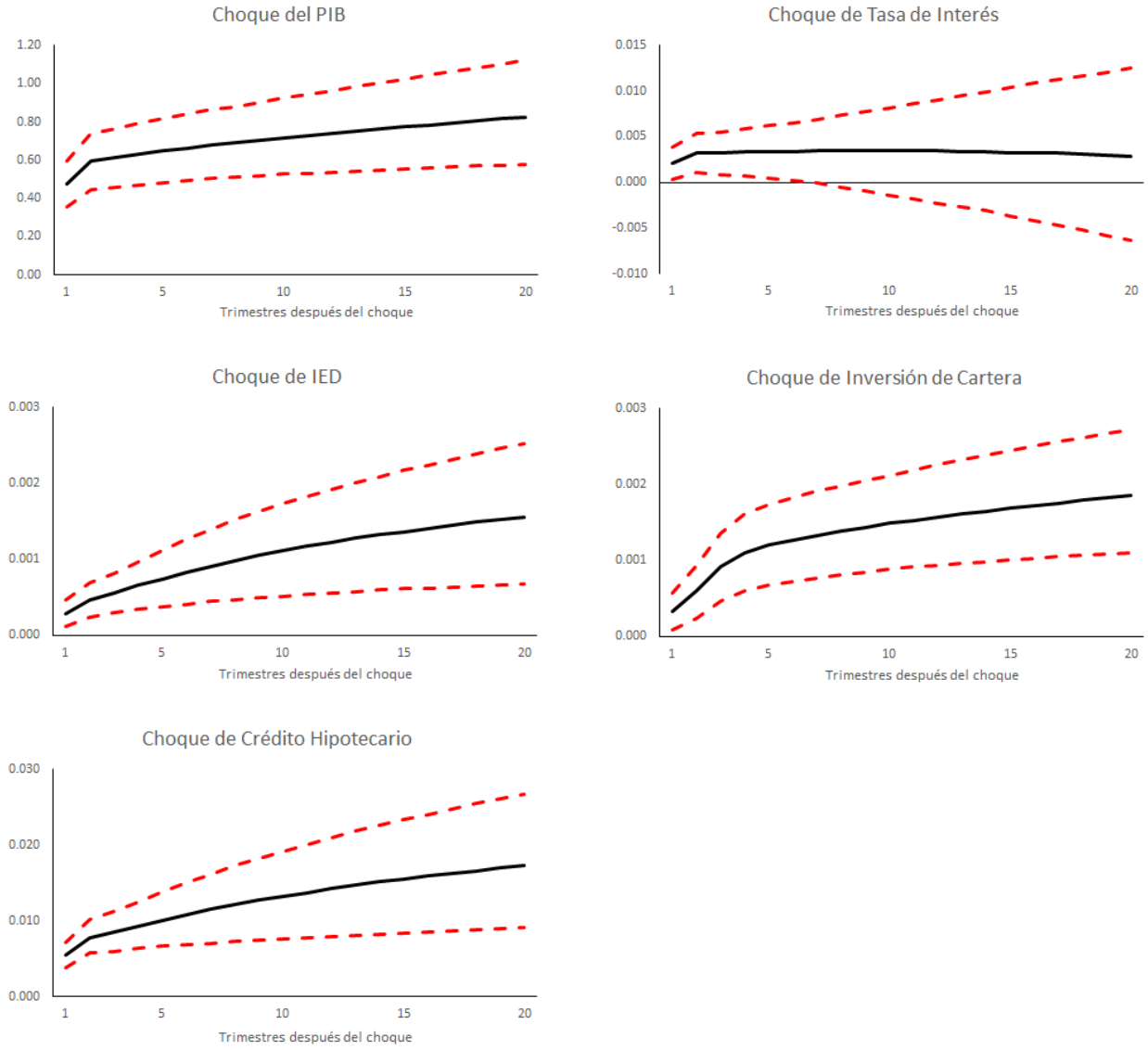
Las funciones de impulso respuesta se obtienen estimando un VARX de datos panel donde el orden de las variables es PIB, tasas de interés, IED, inversión de cartera, crédito hipotecario y precios reales de casas. Las líneas punteadas rojas representan el conjunto creíble Bayesiano al 68%.

Figura 9: Respuesta de los Precios de Casas a un Choque Unitario



Las funciones de impulso respuesta se obtienen estimando un VARX de datos panel donde el orden de las variables es PIB, tasas de interés, IED, inversión de cartera y precios reales de casas. Las líneas punteadas rojas representan el conjunto creíble Bayesiano al 68%.

Figura 10: Respuesta de los Precios de Casas a un Choque Unitario



Las funciones de impulso respuesta se obtienen estimando un VARX de datos panel donde el orden de las variables es PIB, tasas de interés, IED, inversión de cartera y precios reales de casas. Las líneas punteadas rojas representan el conjunto creíble Bayesiano al 68%.

A. Estimación del Modelo

La ecuación 4 puede estimarse para cada periodo una vez que las matrices Ξ_r son definidas. Por lo tanto, el modelo puede expresarse como:

$$Y = \sum_{r=1}^{5} \tilde{Z}_r \theta_r + \varepsilon$$

Las distribuciones prior de θ, Σ_u and σ son:

$$\pi(\theta|\theta_0, \Omega_0) \propto exp\left(-\frac{1}{2}(\theta-\theta_0)\Omega_0(\theta-\theta_0)'\right)$$
$$\pi(\Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-\frac{Nn+1}{2}}$$
$$\pi(\sigma) \propto \sigma^{-\frac{\alpha_0}{2}-1} exp\left(-\frac{\tilde{\delta}_0}{2\sigma}\right)$$

Después de una tediosa álgebra utilizando al regla de Bayes, la función de verosimilitud y las distribuciones prior arriba descritas tenemos que la distribución conjunta posterior puede obtenerse como:

$$f(\theta, \Sigma_u, \sigma|y) \propto \Pi_{t=1}^{T}\left[exp\left(-\frac{1}{2}\sigma^{-1}(y_t - \tilde{Z}_t\theta)\Sigma_u^{-1}(y_t - \tilde{Z}_t\theta)'\right)\right] \times$$
$$exp\left(-\frac{\tilde{\delta}_0}{2\sigma}\right) \times exp(\sigma^{-\frac{NnT+\tilde{\alpha}_0}{2}-1}) \times$$
$$|\Sigma_u|^{-\frac{T+Nn+1}{2}} \times exp\left(-\frac{1}{2}(\theta-\theta_0)\Omega_0(\theta-\theta_0)'\right)$$

Como es común en este tipo de modelos, integrar dicha función es posible sólo utilizando aproximaciones numéricas y trabajando con las distribuciones condicionales. La distribución condicional de θ es:

$$\pi(\theta|y, \sigma, \Sigma_u) \propto exp\left(-\frac{1}{2}(\theta-\bar{\theta})'\Theta^{-1}(\theta-\bar{\theta})\right)$$
$$\bar{\theta} = \left(\tilde{Z} I_{\Sigma_u} \tilde{Z}' + \Theta_0^{-1}\right)^{-1}$$
$$\bar{\Theta} = \tilde{\Theta}\left(\tilde{Z} I_{\Sigma_u} y + \Theta_0^{-1}\theta_0\right)$$

La distribución condicional de Σ_u es de la forma:

$$\pi(\Sigma_u|y,\theta,\sigma) \propto \tilde{\Sigma_u}|^{-\frac{T+Nn+1}{2}} exp\left(-\frac{1}{2}tr\left[\tilde{\Sigma_u}^{-1}\bar{S}\right]\right)$$
$$\bar{S} = \sigma^{-1}\left(Y - \ddot{Z}I_\theta\right)\left(Y - \ddot{Z}I_\theta\right)'$$
$$Y = (y_1 \;\; y_2 \ldots y_T)$$
$$\ddot{Z} = \left(\tilde{Z}_1 \;\; \tilde{Z}_2 \ldots \tilde{Z}_T\right) \;\; and \;\; I_\theta = (I_T \otimes \theta)$$

Finalmente, la distribución condicional de σ esta dada por:

$$\pi(\sigma|y,\theta,\Sigma_u) \propto (\sigma)^{-\frac{\bar{\alpha}}{2}-1} exp\left(-\frac{\bar{\delta}}{2\sigma}\right)$$
$$\bar{\alpha} = NnT + \alpha_0$$
$$\bar{\delta} = \left[tr\left((Y - \ddot{Z}I_\theta)(Y - \ddot{Z}I_\theta)'\Sigma_u^{-1}\right) + \delta_0\right]$$

Junto con estas distribuciones condicionales y los valores iniciales de los hiperparámetros $(\theta_0, \Omega_0, z_0, Q_0, \tilde{\alpha}_0, \tilde{\delta}_0)$ (ver Cuadro A.1) se puede recuperar la distribución posterior implementando el generador muestral de Gibbs siguiendo a Canova and Ciccarelli (2013).

Cuadro A.1: Valores de los Hiperparámetros

θ_0	Un vector de ceros
Ω_0	10^5
z_0	$N \times G + 5$
Q_0	$\hat{Q}_0^{OLS}$
$\tilde{\alpha}_0$	0.001
$\tilde{\delta}_0$	0.001

$\hat{Q}_0 = diag(Q_{11}, \ldots, Q_{1N})$ and Q_{1i} es la matriz de varianzas y covarianzas estimada por un VAR por país utilizando MCO.
Estos valores se tomaron de Kadiyala and Karlsson (1997) y Canova and Ciccarelli (2013).

B. Estadísticas Básicas

		Media	Desv. Estándar	Min.	Max.
Inflación de Precios Reales de Casas	Brasil	0.9	2.4	-3.6	5.2
	Chile	0.4	2.8	-5.8	6.1
	Colombia	0.9	2.6	-7.6	7.4
	Rep-Checa	0.2	1.6	-3.4	4.3
	Hong-Kong	1.5	4.7	-12.3	14.3
	India	1.9	2.4	-2.5	6.0
	Corea	0.3	1.4	-2.3	4.8
	Malasia	0.9	1.4	-2.1	4.1
	México	0.4	1.8	-3.4	4.4
	Perú	1.1	6.6	-15.6	16.2
	Singapur	0.1	3.5	-13.2	14.8
	Tailandia	0.7	1.9	-2.9	6.5
IED a PIB	Brasil	3.2	1.4	0.8	6.7
	Chile	7.0	4.1	-1.5	19.7
	Colombia	4.3	2.2	1.2	17.8
	Rep-Checa	5.1	4.4	-4.3	25.2
	Hong-Kong	29.5	18.8	-17.9	99.8
	India	1.7	0.9	0.5	4.4
	Corea	1.0	0.6	-0.3	2.9
	Malasia	3.2	2.1	-3.2	8.0
	México	2.8	1.3	-0.2	8.5
	Perú	3.9	2.5	-4.6	10.2
	Singapur	18.7	8.3	-11.0	38.0
	Tailandia	2.8	2.1	-8.0	6.4
Inversión de Cartera a PIB	Brasil	0.9	2.0	-5.1	4.6
	Chile	2.2	2.6	-2.5	9.0
	Colombia	1.9	2.0	-2.6	6.4
	Rep-Checa	2.1	4.7	-10.7	28.7
	Hong-Kong	6.9	16.9	-57.3	70.3
	India	1.0	1.4	-2.0	4.7
	Corea	1.6	2.8	-7.4	9.6
	Malasia	1.5	7.7	-24.6	22.7
	México	1.8	2.4	-3.6	8.5
	Perú	2.0	2.9	-4.5	9.8
	Singapur	1.8	4.5	-10.4	15.4
	Tailandia	0.8	2.9	-5.9	8.6

		Media	Desv. Estándar	Min.	Max.
Crecimiento del PIB Real	Brasil	0.6	1.2	-4.1	2.5
	Chile	0.9	1.0	-1.2	3.3
	Colombia	1.0	0.9	-2.6	3.4
	Rep-Checa	0.7	0.9	-3.5	2.3
	Hong-Kong	0.9	1.3	-3.9	6.1
	India	1.7	1.2	-1.4	5.3
	Corea	1.0	0.9	-3.3	2.9
	Malasia	1.2	1.0	-3.7	3.0
	México	0.5	1.0	-5.1	3.2
	Perú	1.2	1.1	-2.2	3.8
	Singapur	1.3	2.1	-3.6	8.1
	Tailandia	1.0	1.7	-6.3	9.4
Tasa Real de Interés	Brasil	47.6	12.0	24.4	84.3
	Chile	7.3	3.0	3.1	16.4
	Colombia	13.4	3.8	7.8	27.4
	Rep-Checa	5.3	1.1	3.0	7.9
	Hong-Kong	5.5	1.9	2.8	10.8
	India	9.6	1.3	6.2	12.2
	Corea	5.3	1.4	2.5	9.4
	Malasia	5.2	1.3	2.5	8.5
	México	6.8	4.4	1.8	20.5
	Perú	19.5	5.6	-0.5	30.5
	Singapur	5.0	0.7	3.0	6.4
	Tailandia	4.4	2.3	-1.2	9.0
Crédito Hipotecario a PIB	Brasil	0.6	0.6	0.0	1.8
	Chile	2.0	0.9	-0.4	3.9
	Colombia	0.5	0.4	-0.9	1.2
	Rep-Checa	1.7	1.2	0.0	8.0
	Hong-Kong	2.0	2.2	-2.2	7.3
	India	0.4	0.4	0.0	1.1
	Corea	1.1	1.3	-0.8	4.1
	Malasia	3.1	1.3	0.0	10.0
	México	0.2	0.2	0.0	1.0
	Perú	0.2	0.1	0.0	0.6
	Singapur	-0.1	0.3	-1.5	0.5
	Tailandia	1.3	0.9	0.0	3.4
Crecimiento del PIB Real de EE.UU.		0.5	0.6	-2.2	1.8
Crecimiento del VIX		4.3	33.4	-45.5	160.0
Tasa de Interés de EE.UU.		1.6	1.5	0.1	5.0

C. Correlación entre la Inflación en los Precios de Casas y la Tasa de Interés de Corto Plazo

Brasil	0.206 (0.2424)
Chile	-0.0366 (0.8371)
Colombia	-0.0666 (0.7084)
Rep-Checa	-0.8181*** (0.0000)
Hong-Kong	0.2727 (0.1187)
India	0.227 (0.1966)
Corea	0.1325 (0.4552)
Malasia	-0.0137 (0.9386)
México	-0.1915 (0.2779)
Perú	0.2858 (0.1013)
Singapur	0.3717*** (0.0304)
Tailandia	0.1691 (0.3391)

P-valores en paréntesis: $*$ significativo al 10 % $**$ significativo al 5 % $***$ significativo al 1 %.