

Riesgo sistémico, demanda agregada y precios de los productos básicos: aplicación a Colombia

*Javier Guillermo Gómez Pineda
Juan Manuel Julio Román*

Resumen

Incorporamos un modelo de economía pequeña y abierta para Colombia en el modelo de riesgo sistémico de Gómez, Guillaume y Tanyeri (2015). El modelo de economía pequeña y abierta se estima mediante métodos bayesianos y se utiliza para análisis y proyecciones. Los parámetros estimados se restringen para que arrojen un comportamiento razonable de las respuestas a impulsos, la evolución de variables latentes, el ajuste de las ecuaciones del modelo, las descomposiciones de errores y el desempeño de los pronósticos del modelo. El modelo nos permite aplicar un tratamiento consistente de choques al riesgo sistémico, al riesgo país y a los precios del petróleo y de otros productos básicos porque las variables del “resto del mundo” son endógenas entre sí, en vez de ser tratadas como variables del “resto del mundo” fijas para Colombia, de

J. G. Gómez Pineda <jgomezpi@banrep.gov.co>, investigador principal de la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica, Banco de la República (Colombia); y J. M. Julio Román <jjulioro@banrep.gov.co>, investigador principal de la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica, Banco de la República, y profesor asociado con dedicación cátedra en el Departamento de Estadística de la Universidad Nacional de Colombia. Cualquier error, así como las conclusiones y opiniones contenidas en este estudio, son responsabilidad únicamente de sus autores y no comprometen a Banco de la República, su Junta Directiva ni a la Universidad Nacional de Colombia.

manera que la economía responde a la reacción de tales variables a los choques de interés. Entre otros resultados, encontramos que los periodos identificados de contracción y auge del riesgo sistémico se transmitieron a la prima de riesgo país de Colombia y que los choques al riesgo sistémico son factores determinantes de las brechas del producto y del desempleo en Colombia. Por último, los choques asociados a la demanda agregada son factores irrelevantes para la inflación no básica en Colombia. Este resultado contrasta con los obtenidos para otros países.

Palabras clave: riesgo sistémico, vínculos financieros, precios de materias primas.

Clasificación JEL: F32, F37, F41, F31, F47, E58.

Abstract

We embed a small open economy model for Colombia into the systemic risk model of Gómez, Guillaume, and Tanyeri (2015). The small open economy model is estimated by Bayesian methods and used for analysis and projections. Parameters estimates are constrained to yield an appropriate behavior to impulse responses, the evolution of latent variables, equation fit, error decompositions, and model forecast performance. The model enables us to give a consistent treatment of shocks to systemic risk, country risk, oil and commodity prices because rest-of-the-world variables are endogenous among themselves instead of exogenous rest-of-the-world variables for Colombia so that its economy responds to the reaction of these variables to the shocks of interest. Among other results we found that the identified episodes of retrenchment and buoyancy in systemic risk were transmitted to Colombia's country risk premium and that systemic risk shocks are important drivers of Colombia's output and unemployment gaps. Finally, aggregate demand-related shocks are unimportant drivers of non-core inflation in Colombia. This result contrasts with findings for other countries.

Keywords: Global risk, financial linkages, commodity prices.

JEL classification: F32, F37, F41, F31, F47, E58.

1. INTRODUCCIÓN

En este artículo se estudia el efecto del riesgo sistémico en Colombia, una economía en desarrollo pequeña y abierta. El choque de riesgo sistémico se trata de manera consistente, es decir, la economía colombiana reacciona directamente al choque al riesgo sistémico e indirectamente mediante la reacción al producto mundial, las tasas de interés, la inflación y los tipos de cambio al choque en estudio. Esto contrasta marcadamente con el método usual que agrega un *resto del mundo* exógeno a un modelo de economía abierta y pequeña (EAP) cuyas variables correspondientes al *resto del mundo* son exógenas. Este estudio también aborda los choques a los precios del petróleo y a los productos básicos alimentarios de manera consistente.

Con el fin de cosechar esos beneficios, el modelo mundial de riesgo sistémico de Gómez, Guillaume y Tanyeri (2015), en lo sucesivo GGT, se adapta para explicar la transmisión del riesgo sistémico en una EAP determinada, Colombia, en lugar de una economía sintética, el promedio de la región. De hecho, GGT proponen un modelo mundial que explica los mecanismos de transmisión del riesgo sistémico entre todas las regiones del mundo, por lo que excluye los factores idiosincrásicos de los países pequeños individualmente dentro de su región, como es el caso de Colombia. Como resultado, en este estudio se trata a Colombia como una región que sigue las mismas ecuaciones que cualquier otra región, pero con valores de los parámetros diferentes. La validez de este método tiene que ver con el efecto de la crisis de hipotecas de alto riesgo de EUA en América Latina, que parece haber sido heterogéneo entre sus economías. Ver, por ejemplo, Dufrénot *et al.* (2011).

En términos generales, el modelo de GGT considera una economía mundial conformada por una serie de regiones: Estados Unidos (EUA), Unión Europea (UE), Japón (JA), Asia oriental (AO) y América Latina (LA), cuyo comportamiento local es similar salvo por los valores de los parámetros y por los valores realizados de sus variables. Para cada región, el modelo describe

el comportamiento de las variables macroeconómicas medidas como brechas alrededor de las tendencias estocásticas, de manera similar a los modelos utilizados en el esquema de inflación objetivo. El propósito del GGT es:

- 1) medir el riesgo sistémico como un factor mundial común no observado, incorporado en el modelo mundial;
- 2) introducir un canal explícito mediante el cual el riesgo sistémico se transmite a las primas de riesgo país;
- 3) proporcionar un mecanismo de transmisión desde el riesgo sistémico a la brecha del producto tanto mundial como regional;
- 4) incluir los precios de los productos básicos y su efecto en la inflación local, así como los efectos de los precios de los productos básicos, como el petróleo, sobre el producto mundial; y
- 5) “un tratamiento de la balanza comercial y una aproximación sencilla a la cuenta corriente”, Gómez *et al.* (2015, pp. 5).

Colombia es un caso importante no sólo por servir como ejemplo de la aplicación del modelo GGT para necesidades específicas, sino también por los efectos únicos que tuvo la crisis financiera mundial de 2007-2009 (y sus secuelas de mediano plazo) en este país. De hecho, Dufrénot *et al.* (2011) descubrieron que “la tensión financiera en los mercados de EUA se transmite a la volatilidad del mercado accionario de estos países [Brasil, Chile, Colombia, México y Perú], pero no en la misma escala. Nuestros resultados sustentan la idea de una heterogeneidad entre los mercados de América Latina y el Caribe, en el sentido de que la crisis de hipotecas de alto riesgo de 2007/2008 no afectó de igual manera a todos los países, incluso si en todas partes se observó alta volatilidad en el precio de las acciones”. Estos resultados apuntan a que los mercados financieros latinoamericanos se desvincularon heterogéneamente de los estadounidenses, como señalaron Dooley y Hutchison (2009).

En el mismo sentido, Julio *et al.* (2013) muestran un quiebre estructural en la relación entre el apetito por el riesgo de los inversionistas internacionales y el componente colombiano del índice de bonos de mercados emergentes (EMBI)-Colombia, en la segunda mitad de los años dos mil, durante los cuales se redujo el costo financiero de la deuda gubernamental. Esta ruptura con el riesgo soberano, de acuerdo con estos autores, “aparentemente está relacionada con [las secuelas de] la crisis financiera mundial”. Sin embargo, los autores no profundizan en los canales del riesgo soberano, en los que nosotros sí ahondamos mediante el uso del modelo de GGT.

Como resultado, se hace hincapié en la estimación de los parámetros para Colombia. De hecho, si consideramos que las regiones en GGT son idénticas salvo por sus correspondientes valores paramétricos y la realización de sus variables, la clave para modelar estas reacciones radica en la estimación de los parámetros.

Asimismo, a nuestro entender, esta no es la primera vez que un modelo de EAP se incorpora a un modelo mundial, pero no tenemos conocimiento de estudios sobre el tema publicados a la fecha.

Este estudio tiene las siguientes cuatro secciones, además de esta breve introducción. La segunda describe de modo conciso el modelo. La tercera describe los datos, sus fuentes, así como la calibración y la estimación del modelo. La cuarta contiene las funciones de las respuestas al impulso durante los choques principales, los resultados de la filtración y de la descomposición de errores, así como la capacidad de pronóstico del modelo. La quinta sección es la conclusión y trata principalmente acerca de cómo explican los choques al riesgo sistémico la brecha del producto en el país, el desempleo y los precios de la energía y los alimentos en el país.

2. EL MODELO

El modelo se compone de un modelo EAP calibrado para Colombia e incorporado al modelo de riesgo sistémico de Gómez *et*

al. (2015). Como en GGT, el modelo está construido para incorporar tres canales de transmisión. Primero, el canal de riesgo sistémico y su transmisión a la prima de riesgo país. Segundo, la transmisión desde las primas de riesgo país a variables relacionadas con la demanda, como la brecha del producto, la balanza comercial y el desempleo. Y tercero, la transmisión de los precios de los productos básicos a la inflación del país. Con estas características, el modelo puede emplearse para analizar los auges y desplomes financieros (prima de riesgo alta y baja) y el efecto de las alzas y las caídas en el producto, el desempleo y la balanza comercial, así como los choques al precio de los productos básicos y su efecto en la inflación.

El modelo utilizado en este estudio se basa extensivamente en GGT, en la medida que la economía colombiana está modelada como un bloque más del modelo. Por lo tanto, como en el GGT, el bloque colombiano es en esencia un modelo sencillo de brecha del producto como el que los bancos centrales utilizan en los procedimientos operativos propios de la estrategia de meta de inflación.

Es decir, el modelo se basa en dos canales de transmisión: un canal de demanda agregada y un canal de tipo de cambio. El primero describe el efecto de las tasas de interés en la demanda agregada, en la inflación y, de nuevo, en la regla de retroalimentación de las tasas de interés; el segundo establece el efecto de las tasas de interés en el tipo de cambio, la demanda agregada, la inflación y, de nuevo, en la regla de retroalimentación de las tasas de interés. Estos canales estándar de transmisión, cuyo origen es la tasa de interés, pueden extenderse a las primas de riesgo país como se explica a continuación. El *canal de demanda agregada interna* es el efecto de un choque a la prima de riesgo país sobre la brecha del producto del país, la inflación y, por último, la regla de retroalimentación de las tasas de interés. El *canal interno de tipo de cambio* comprende el efecto de la prima de riesgo país en la brecha de producto y la balanza comercial mediante el tipo de cambio; luego, la regla de retroalimentación de tasas de interés vuelve a poner a la economía en equilibrio.

El modelo para Colombia también utiliza los tres canales de transmisión incorporados al GGT, a saber: el *canal de riesgo sistémico*, el *canal externo de demanda agregada* y el *canal externo del tipo de cambio*. Se pueden encontrar más detalles al respecto en Gómez *et al.* (2015, pp. 7-12).

El modelo se compone de 22 ecuaciones principales. Son, por un lado, ecuaciones de comportamiento para las siguientes variables: prima de riesgo, brecha del producto, brecha de la balanza comercial, flujos de capital, inflación básica, precios de la energía, precios de los alimentos, tasas de interés, desempleo, precios de las exportaciones, precios de las importaciones y tipo de cambio real. Y, por el otro lado, las identidades de las variables de primas de riesgo externas, tasas de interés reales externas, tipo de cambio real multilateral, términos de intercambio, absorción, inflación de los precios al consumidor, tipo de cambio nominal, tipo de cambio real, tasa de interés real y un desglose del residuo de la paridad abierta de intereses.¹

El lector puede remitirse a Gómez *et al.* (2015) para más detalles sobre el modelo. En vez de transcribir todo el modelo en este artículo, describimos los parámetros de interés y remitimos al lector a las ecuaciones pertinentes en GGT.

Nuestro interés radica en el cálculo de 13 parámetros que determinan las reacciones a choques fundamentales mediante los canales de transmisión descritos en el modelo GGT. El resto de los parámetros fueron calculados o estimados en GGT y se tomaron aquí como dados. Una muestra de estos se encuentra en los cuadros 1 y 2 del anexo. A su vez, el cuadro A.4 contiene una lista de los parámetros que nos interesan. El primer parámetro, $\alpha_{2,CO}$ determina la transmisión contemporánea de los choques de riesgo sistémico a la prima de riesgo colombiana $\hat{\rho}_t$ en Gómez *et al.* (2015, ecuación 2, p. 7). El segundo y tercero,

¹ El número de ecuaciones en el modelo EAP aumenta a 117 debido al tipo de variables involucradas (como desviación y en forma latente), a la diversidad de definiciones de crecimiento e inflación utilizadas, a una serie de ecuaciones para residuos autocorrelacionados y a otra ecuación para intervenciones exógenas en la brecha del producto.

$\delta_{2,CO}$ y $\delta_{3,CO}$, determinan el efecto de la brecha de inflación esperada $\pi_{t+5|t} - \bar{\pi}_{t+5|t}$ y de la brecha del producto contemporánea \hat{y}_t sobre la tasa de interés nominal contemporánea i_t en la regla de tasa de interés de política monetaria (Gómez *et al.*, 2015, ecuación 56, p. 15), respectivamente. El efecto de la brecha del producto \hat{y}_t y de la brecha del tipo de cambio real (RER) q_t^{RER} sobre la inflación básica π_t^C en la curva de Phillips está determinado por v_2 y v_3 , respectivamente (Gómez *et al.*, 2015, ec. 39, p. 13). La transmisión de los precios internacionales de los alimentos \hat{q}_t^{Food} a los precios de los alimentos en Colombia \hat{q}_t^f en Gómez *et al.* (2015, ecuación 34, p. 12) depende de v_4 , mientras que el efecto del tipo de cambio real \hat{q}_t sobre los precios de los alimentos depende de v_5 . En este sentido, la transmisión de los precios del petróleo \hat{q}_t^{Oil} y el tipo de cambio real \hat{q}_t al precio local de la energía \hat{q}_t^e está determinada por v_8 y v_{12} , respectivamente, en Gómez *et al.* (2015, ecuación 33, p. 12). La reacción de la brecha del desempleo (\hat{u}_t) a la brecha del producto es $-\theta_2$ en $\hat{u}_t = \theta_1 \hat{u}_{t-1} - \theta_2 \hat{y}_t + \varepsilon_t^{\hat{u}}$. Los dos últimos parámetros, $\sigma_{p,CO}$ y $\sigma_{r,CO}$, corresponden a la versión ampliada de la ecuación para la brecha del producto que se encuentra en Gómez *et al.* (2015, ecuaciones 19-20, p. 51) y representan el inverso multiplicativo del efecto del riesgo país y de la brecha de tasa de interés real sobre la brecha del producto, respectivamente.

Como resultado, los parámetros más importantes en la transmisión de los choques que nos interesan se estiman con base en información muestral más que en información calibrada.

3. ESTIMACIÓN DEL MODELO

Los hiper-parámetros de las distribuciones *a priori* de los parámetros se obtuvieron de la calibración del modelo. Con el fin de verificar su validez, comparamos la reacción máxima de la brecha del producto a los choques de prima de riesgo país en el modelo y en un VAR mundial en la gráfica B.1.² El choque a la

² Para calibrar el efecto de la prima de riesgo país y de la tasa de interés real sobre la brecha del producto, el GGT calcula un mo-

prima de riesgo país es una unidad y está autocorrelacionado. La gráfica B.1 muestra que la reacción máxima de la brecha del producto al choque de prima de riesgo país es similar en el modelo y en el VAR. De igual modo, la respuesta máxima de la brecha del producto a los choques de tasa de interés también es similar en el modelo y en el VAR.

La calibración abarcó 121 parámetros, 41 de los cuales son desviaciones estándar; la estimación abarcó 13 parámetros. La calibración se obtuvo analizando las funciones de respuesta al impulso, la evolución de las variables latentes, el ajuste de las ecuaciones, la descomposición histórica de los errores y el desempeño de los pronósticos del modelo. Como resultado, la calibración proporciona la media, la varianzay los límites para la totalidad de las 13 distribuciones de los parámetros *a priori*.

Las muestras de parámetros estimados en el cuadro A.1 y los parámetros estimados en el cuadro A.2 provienen directamente de Gómez *et al.* (2015).³

Una vez que se fijan las distribuciones *a priori*, la estimación de parámetros puede realizarse con métodos bayesianos. Con una función de pérdida cero-uno, los estimadores bayesianos de los 13 parámetros corresponden a la moda de las distribuciones posteriores, mientras que con la pérdida de error cuadrático medio corresponden a las medias posteriores. Elegimos la estimación bayesiana porque ayuda a solucionar los principales problemas de estimación que ocurren al trabajar con modelos grandes y complicados, como el utilizado en este estudio; ver Del-Negro y Schorfheide (2011).

Sin embargo, las distribuciones posteriores no tienen una forma cerrada de la cual puedan derivarse las modas y las medias. Debido a esto, utilizamos muestras simuladas de las

delo VAR mundial que incluye, para cada región, la brecha de la prima de riesgo país, la brecha de la tasa de interés real interna, la brecha del producto nacional y la brecha del producto del resto del mundo. Ver Gómez *et al.* (2015, ecuación 63, pp. 17).

³ Las fuentes de los datos se especifican en Gómez *et al.* (2015). En el caso particular de Colombia, la prima de riesgo país se midió con el diferencial del EMBI de Colombia.

densidades posteriores. La simulación de las muestras de las distribuciones posteriores de los parámetros se realizó mediante la versión adaptativa del algoritmo de paseo aleatorio de Metropolis; ver Haario *et al.* (1999). Esta técnica de simulación garantiza un grado adecuado de mezcla muestral cuando se combina con una *buena* selección de los parámetros de la distribución propuesta, en particular su matriz de varianza-covarianza. Ver Gelman *et al.* (2013).

Con el fin de obtener una estimación apropiada de la matriz de covarianza para la distribución propuesta, la distribución posterior se maximizó de la siguiente manera. Primero, mediante el algoritmo de enjambre de partículas⁴ se encuentra una buena aproximación a la moda de la distribución posterior (es decir, el máximo de la probabilidad regularizada en Ljung, 1999). Segundo, se inicia un algoritmo de maximización Newton-Raphson en el resultado del enjambre de partículas con el fin de alcanzar el máximo del posterior, si es que no se ha obtenido todavía. Por lo tanto, el uso del costoso procedimiento de Newton-Raphson (en tiempos de computación) se reduce de manera significativa y se obtiene una estimación de la matriz de covarianza de la moda posterior.

La última generación de los parámetros en el algoritmo de enjambre de partículas alimentó al procedimiento de Newton-Raphson, que convergió en un solo paso. Este último procedimiento proporcionó estimaciones tanto de la moda posterior

⁴ El algoritmo de enjambres de partículas es una técnica de maximización que toma poco tiempo, ver Johnston (2013). En este algoritmo, una población (enjambre) de partículas escala el logaritmo del posterior en una serie de puntos arbitrarios. En cada iteración, cada partícula sabe su propia altitud, su altitud histórica máxima y la altitud máxima históricamente lograda en la población. Con una regla de comportamiento y cierto grado de persistencia, este algoritmo es una alternativa que no toma mucho tiempo para encontrar un máximo general. Asimismo, dado que este algoritmo computa la función sólo una vez por cada partícula en cada iteración, es capaz de resolver el problema de maximización con mucha rapidez usando el cómputo paralelo, que disminuye incluso más el tiempo requerido.

como de la matriz de covarianza en el máximo para el algoritmo de paseo aleatorio de Metropolis. Después de quemar los resultados de 30,000 simulaciones, se generaron 100,000 muestras con el fin de estimar las distribuciones posteriores.

Con el fin de verificar la convergencia a un máximo, la gráfica B.2 muestra los perfiles del logaritmo negativo de la probabilidad regularizada junto con el máximo obtenido con el algoritmo de Newton-Raphson. Estas gráficas confirman que se obtuvo un máximo y, por lo tanto, podemos usar con confianza la matriz hessiana en el máximo para proporcionar una estimación de la matriz de covarianza para la distribución propuesta. Asimismo, una comparación de la moda posterior con la media *a priori* en el cuadro A.4 muestra grandes similitudes entre los valores de todos los parámetros, excepto v_3 . Así, al menos desde una perspectiva de pérdida 0-1, los datos parecen proporcionar información acerca del valor de algunos parámetros.

Una vez que esta matriz de covarianza se introduce en el algoritmo de paseo aleatorio de Metropolis, pueden obtenerse muestras de las distribuciones posteriores de los 13 parámetros. Estas simulaciones se utilizan para estimar las 13 densidades posteriores y sus momentos correspondientes. El cuadro A.3 resume la configuración de la simulación para la distribución de los 13 parámetros posteriores. El panel superior contiene la configuración para la maximización del posterior, mientras que el panel inferior resume la configuración del simulador de paseo aleatorio de Metropolis. Las distribuciones *a priori* se supusieron normales independientes, de manera que la probabilidad regularizada corresponde a la moda posterior. El algoritmo de enjambre de partículas ejecutó un enjambre de 80 partículas en cuatro procesadores paralelos. Este enjambre se programó para escalar el logaritmo de la probabilidad regularizada por hasta 200 generaciones. La convergencia, dentro de una diferencia de una en un millón, se logró después de sólo 172 generaciones.

Para verificar la convergencia de las distribuciones de estado estacionario de las posteriores de los parámetros, se analiza el coeficiente de aceptación de las simulaciones propuestas, que

en nuestro caso fue de un 22.87%, un valor cercano a la tasa esperada de aceptación en Gelman *et al.* (2013). El segundo criterio verifica cambios en la varianza a intervalos diferentes de las simulaciones. En nuestro caso, el coeficiente de varianza de la primera y segunda mitad de las muestras marginales simuladas es 1.09, que por ser cercano a uno valida nuestras simulaciones. Asimismo, la gráfica B.3 muestra una pequeña parte de la senda muestral simulada de cuatro parámetros. Las sendas de los dos paneles superiores muestran que la simulación marginal de algunos parámetros converge con bastante rapidez a su distribución de estado estacionario, sin importar cuál es el punto de partida. En contraste, los paneles inferiores muestran que la simulación incondicional de algunos parámetros tarda más en explorar diferentes conjuntos de sus correspondientes espacios de valores para alcanzar el grado requerido de mezcla, sin importar tampoco cuál es el punto de partida. Con el fin de comprobar el grado adecuado de mezcla, se calculó un coeficiente de varianza de 1.09 (muy cercano a 1.0) entre las dos mitades de la simulación. Esto sugiere que las simulaciones son adecuadas para inferir las densidades del posterior y sus momentos.

En el cuadro A.4 se resumen los resultados de la estimación bayesiana. Las distribuciones *a priori* se supusieron independientes, truncadas y normales, cuyas medias y desviaciones estándar se muestran en la segunda y quinta columna, y los límites de truncamiento, en las columnas tres y cuatro. Los parámetros de las distribuciones *a priori* provienen de una calibración muy cuidadosa de las respuestas al impulso y de las descomposiciones históricas del modelo, mientras que la desviación estándar y los límites de truncamiento se fijan lo más ancho posible con el fin de reducir la cantidad de información ingresada al proceso de estimación. Los resultados finales del proceso de estimación, bajo pérdida cuadrática, se ubican en el panel derecho del cuadro. La columna siete contiene las medias posteriores, mientras que las columnas ocho y nueve muestran los límites de la confianza de los intervalos con la probabilidad más alta (un 95%).

Los posteriores y *a priori* marginales estimados se encuentran en la gráfica A.4. En ella podemos observar que la muestra contiene información sobre los parámetros de interés, dado que las *a priori* y los posteriores tienden a diferir en su ubicación (medias o modas) o en su varianza, o en ambas, salvo en casos particulares. Estos resultados, junto con el cuadro A.4, muestran cambios pequeños en la media posterior con respecto a la *a priori* para δ_2 , v_{12} , v_2 , v_1 y σ_r ; así como un cambio importante para v_3 . Asimismo, la introducción de información muestral redujo significativamente la incertidumbre para δ_3 , v_{12} , v_2 , v_3 , v_4 , v_8 , θ_2 y σ_r . Por lo tanto, los datos muestrales contienen información sobre v_3 (es decir, redujeron la incertidumbre y cambiaron su media) y sobre los coeficientes δ_3 , v_{12} , v_2 , v_3 , v_4 , v_8 , θ_2 y σ_r (es decir, redujeron marcadamente la incertidumbre).

Una vez que se estimaron los parámetros, los resultados se introdujeron en el modelo para estudiar con mayor profundidad los canales de transmisión que nos interesan.

4. RESULTADOS

Los resultados abordaron los tres temas principales del artículo:

- 1) la transmisión desde el riesgo sistémico a la prima de riesgo país;
- 2) la transmisión desde la prima de riesgo país a las variables relacionadas con la demanda agregada, como la brecha del producto, la brecha de la balanza comercial y el desempleo; y
- 3) la transmisión desde los precios de los productos básicos hasta los precios de la energía y los alimentos en el país.

Asimismo, el análisis de las funciones de las respuestas al impulso incluye un choque a la tasa de interés de política, dado que este choque explica los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

Choque al riesgo sistémico

El panel A de la gráfica B.5 muestra el comportamiento de las variables del país en respuesta a un choque en el riesgo sistémico. Se muestra que el riesgo sistémico afecta la prima de riesgo país de Colombia, su brecha del producto y su brecha de la balanza comercial. La prima de riesgo país y la brecha del producto responden de acuerdo con la fuerza de los canales de riesgo sistémico y de demanda agregada.

La brecha de la balanza comercial se deteriora debido principalmente a la fuerza del canal de riesgo sistémico. Como el factor de carga α_2 es pequeño, la prima de riesgo país aumenta más que en el extranjero, el diferencial de la prima de riesgo país cae y la balanza comercial se deteriora.

Choque a la prima de riesgo país

El panel B de la gráfica B.5 muestra la respuesta de la brecha del producto a los choques a las primas de riesgo país. En respuesta a un choque positivo a la prima de riesgo interna, la brecha del producto cae. Dos canales están actuando: el interno de la demanda agregada y el interno del tipo de cambio.

En respuesta a un choque positivo a la prima de riesgo externa, la brecha del producto también disminuye. Tanto el canal externo de la demanda agregada como el externo del tipo de cambio explican en parte tal reacción.

La brecha del producto responde a los choques a la prima de riesgo interna mucho más que a los choques a las primas de riesgo externas. En una economía relativamente abierta, la brecha del producto pudiera reaccionar intensamente a los choques a la prima de riesgo externa porque el canal interno de demanda agregada tiende a ser débil, mientras que el canal de demanda agregada externa tiende a ser fuerte. Pero este no es el caso de Colombia, el país objeto de estudio.

Respecto a la respuesta de la brecha de la balanza comercial a los choques de la prima de riesgo país, en el panel C de la gráfica B.5, la brecha de la balanza comercial mejora con los choques a la prima de riesgo interno y cae con los choques

a las primas de riesgo externas. La fuerza de la reacción de la brecha de la balanza comercial a los choques a las primas de riesgo externas depende, principalmente, de la participación de las exportaciones del país donde el choque ocurre.

Choque a los precios de productos básicos

La respuesta de las variables del país a un choque al precio del petróleo se muestra en el panel D de la gráfica B.5. La respuesta implica tasas de inflación y de interés más elevadas. Las reglas de política monetaria en el país y el extranjero dictan mayores incrementos a las tasas de interés en Colombia; por lo tanto, la moneda colombiana se aprecia y, con ello, ocasiona que la brecha del producto disminuya más.

En conjunto, un choque al precio del petróleo tiene efectos en la inflación y la brecha del producto que podrían ser importantes, pero cuantitativamente no tanto como el efecto del choque de una desviación estándar al riesgo sistémico.

Un choque al precio de los alimentos se muestra en el panel E de la gráfica B.5. La respuesta de la brecha del producto y de la inflación es similar cuantitativa y cualitativamente a la de un choque al precio del petróleo. Sin embargo, hay algunas diferencias relacionadas con la intensidad de la respuesta de la tasa de interés nominal y la persistencia de la inflación de los precios al consumidor. Estas diferencias se deben a la mayor persistencia de los precios de alimentos y de la energía en el país bajo choques al precio internacional de los alimentos y al precio del petróleo, respectivamente.

Choque a las tasas de interés

El objetivo aquí es el efecto de los choques a la tasa de interés sobre la brecha del producto y la brecha de la balanza comercial del país. Como se esperaba, los choques relevantes son los que afectan a las tasas de interés propias, mientras que los choques a las tasas de interés externas son, en gran medida, irrelevantes.

Considérese primero la respuesta de la brecha del producto a un choque a la tasa de interés interna en el panel F de la gráfica B.5. La reacción es estándar e involucra a los canales internos de demanda agregada y de tipo de cambio.

Después, considérese el efecto de los choques a la tasa de interés externa sobre la brecha del producto, mostrado también en el panel F de la gráfica B.5. La respuesta de la brecha del producto al choque de tasa de interés externa es el resultado de canales de transmisión que actúan en direcciones contrarias. En reacción a un incremento en la tasa de interés externa, el canal externo de demanda agregada causa una caída en la brecha del producto, mientras que el canal externo del tipo de cambio la aumenta. Ambos efectos se compensan entre sí en la medida en que la respuesta de la brecha del producto al choque de tasa de interés externa es trivial.

Después, considérese el efecto de un choque de tasa de interés sobre la brecha de la balanza comercial, como se muestra en el panel G de la gráfica B.5. La respuesta a un choque positivo en la tasa de interés interna es una caída en la brecha de la balanza comercial. Mediante el canal de la demanda agregada, un aumento en la tasa de interés interna disminuye la demanda agregada y, por lo tanto, las importaciones. En consecuencia, la balanza comercial mejora. Mediante el canal del tipo de cambio, un aumento en la tasa de interés interna aprecia el tipo de cambio; por lo tanto, la balanza comercial se deteriora. Este último efecto es el que predomina.

Por último, considérese el efecto de un choque a la tasa de interés externa sobre la brecha de la balanza comercial, también en el panel G de la gráfica B.5. Como se explica en GGT, el signo de la respuesta de la brecha de la balanza comercial a un choque de tasa de interés externa es contrario al de un choque a la tasa de interés interna. Por lo tanto, la brecha de la balanza comercial aumenta en respuesta a un choque positivo a la tasa de interés externa.

Resultados del suavizamiento

Los resultados informados del suavizamiento también se relacionan con los tres temas abordados en este estudio.

El primero de los temas se presenta en el panel A de la gráfica B.6. El riesgo sistémico latente no observado marca periodos de volatilidad más elevada durante la crisis de finales de siglo, el desplome del mercado de valores de 2002, la crisis financiera mundial y la crisis de la zona del euro.

El panel B de la gráfica B.6 también muestra la prima de riesgo país. En forma de desviación con respecto a los valores latentes, no observados, la prima de riesgo país se mueve conforme a los sucesos internacionales e idiosincrásicos. En forma latente, la prima de riesgo país desciende durante la transición a una inflación más baja que inició en los primeros años de este siglo.

El segundo de los temas aparece en los paneles C y D de la gráfica B.6. Dos de los tres picos en el riesgo sistémico y en la prima de riesgo país (la crisis de finales de siglo y la crisis financiera internacional) empatan con las caídas de la producción y los incrementos del desempleo. Durante estos periodos, la balanza comercial mejoró. Debido a que la balanza comercial mejoró cuando la brecha del producto disminuyó, la absorción cayó más que el producto; siendo así, se entiende que la balanza comercial es procíclica.

El tercero de los temas se muestra en los conjuntos de datos I y J de la gráfica B.6. Los precios de la energía en el país tienen baja correlación con el precio del petróleo, probablemente debido a que en Colombia se utiliza una fórmula para fijar los precios de la gasolina. Los precios de los alimentos en el país muestran cierta correlación con los precios internacionales de los alimentos.

Resultados de la descomposición histórica

La descomposición histórica de errores del riesgo sistémico, estimada con el modelo en Gómez *et al.* (2015), aparece en el panel A de la gráfica B.7. El riesgo sistémico apunta a cuatro

periodos de contracción: la crisis de finales de siglo, la caída del mercado de valores en 2002, la crisis financiera internacional y la crisis en la zona del euro.

La descomposición histórica de la brecha de la prima de riesgo país de Colombia aparece en el panel B de la gráfica B.7. Los choques al riesgo sistémico han influido mucho en la prima de riesgo país. Los picos en la prima de riesgo país se deben a choques al riesgo sistémico en todos los periodos de contracción mundial. Obsérvese que la prima de riesgo país no sigue al riesgo sistémico durante el estallido de la burbuja de empresas puntocom, un suceso estadounidense.

Respecto a la descomposición histórica de la brecha del producto de Colombia como se muestra en el panel C de la gráfica B.7, los choques al riesgo sistémico son importantes mientras que los choques de la prima de riesgo de Colombia y de otros países son triviales. Otros choques relacionados con la demanda, como los choques a la brecha del producto y de la tasa de interés real, también son menos importantes. Asimismo, los choques a las variables externas también son triviales para explicar la brecha del producto.

La descomposición de la brecha de desempleo también deja en claro que los choques del riesgo sistémico son relevantes y que los choques a la prima de riesgo país son triviales (panel D, gráfica B.7). Los choques al riesgo sistémico ayudan a explicar el aumento en el desempleo durante la crisis financiera internacional, mientras que los choques a la tasa de interés ayudan a explicar el incremento durante la crisis de finales de siglo. De nuevo, los choques externos son triviales.

La descomposición histórica de la brecha de la balanza comercial aparece en el panel E de la gráfica B.7. Recuérdese que los choques de riesgo sistémico afectan las primas de riesgo país en distinto grado y que la brecha de la balanza comercial depende del diferencial de la prima de riesgo país. En Colombia, un choque positivo al riesgo sistémico tiende a causar una caída en la brecha de la balanza comercial.

Las brechas de los precios de la energía y los alimentos del país se desglosan en la contribución de cada choque en los

paneles FyG. Los choques relacionados con la demanda agregada sí influyen en los precios de la energía en el país y, en menor grado, en los de alimentos del país. El papel que desempeñan las variables relacionadas con la demanda en la evolución del precio relativo de la inflación general se destacó en el GGT. El mismo argumento tiene aplicación aquí para el precio relativo de la energía.

Sin embargo, el caso del agregado de los precios de la energía y los alimentos es diferente. El panel H de la gráfica B.7 presenta la descomposición del agregado de precios de la energía y los alimentos en Colombia. Como se señala en GGT, este agregado es una medida de la desviación de la inflación de precios al consumidor con respecto a la inflación básica. El efecto de los choques relacionados con la demanda es trivial en el agregado. La razón es que, no obstante el fuerte efecto de los choques relacionados con la demanda sobre el precio de los energéticos del país, la participación del precio de la energía en el IPC es pequeña. En el agregado, los choques relacionados con la demanda no son importantes. Asimismo, los choques al precio internacional de los alimentos predominan.

Propiedades de pronóstico

En el cuadro A.5 se comparan los pronósticos del modelo con los pronósticos de los analistas.⁵ Los pronósticos de crecimiento del modelo son mejores en los horizontes de uno y cuatro trimestres⁶ (cuadro A.5). Respecto a los pronósticos de inflación, los del modelo son mejores en el horizonte de un trimestre, pero peores en los horizontes de cuatro y ocho trimestres.

El buen desempeño relativo del modelo pudiera deberse en parte a que los analistas no conocían el modelo, los choques y los coeficientes que conocemos después de configurar, calibrar y estimar el modelo para toda la muestra. Esto es particularmente relevante durante la crisis financiera mundial. Los

⁵ La encuesta por pronósticos de analistas se tomó de Consensus Economics.

⁶ Salvo para el pronóstico de crecimiento adelantado cuatro trimestres para Estados Unidos.

parámetros sí incorporan el efecto de un riesgo sistémico más elevado sobre el crecimiento y la inflación durante la crisis financiera internacional, mientras que es sabido que los pronósticos de los analistas fueron bastante desacertados.

La gráfica B.8 muestra la varianza del pronóstico de algunas variables. La gráfica muestra que los choques de riesgo sistémico son importantes para explicar la varianza del error de pronóstico de la prima de riesgo país, del crecimiento del producto, la balanza comercial, el desempleo y la inflación de los precios de la energía y los alimentos.

5. CONCLUSIONES

El estudio abordó tres temas principales: primero, la transmisión del riesgo sistémico a la prima de riesgo país de Colombia; segundo, el efecto de la prima de riesgo país de Colombia sobre las variables relacionadas con la demanda agregada, como la brecha del producto, la brecha de la balanza comercial y el desempleo; y tercero, la transmisión de los precios de los productos básicos a los precios de la energía y los alimentos en el país.

Respecto al primer tema, los choques al riesgo sistémico se transmitieron a la prima de riesgo país de Colombia en todos los sucesos de contracción mundial. Aunque los choques a la prima de riesgo país también marcan algunos periodos de riesgo idiosincrásico, el grueso de la prima de riesgo país se debe a los choques al riesgo sistémico.

En cuanto al segundo tema, el riesgo sistémico fue relevante para explicar la brecha del producto de Colombia, sobre todo durante la crisis financiera internacional. La descomposición histórica de las brechas del producto y del desempleo del país mostró la relevancia de los choques al riesgo sistémico y el papel más trivial de los choques a la prima de riesgo país.

Fue en la brecha de la balanza comercial donde los choques de prima de riesgo país desempeñaron un papel más relevante. Ello se debe a que la brecha de la balanza comercial se explica por el diferencial de la prima de riesgo país. Durante la

contracción, el riesgo sistémico afectó con distinta intensidad a las primas de riesgo país. En Colombia, donde el canal de riesgo sistémico es más débil, el diferencial de riesgo cayó y la balanza comercial se deterioró.

En lo referente al tercer tema, el estudio mostró que, en Colombia, los choques de oferta fueron más relevantes que los relacionados con la demanda, debido a la mayor ponderación de los alimentos en el IPC.

El modelo logró pronósticos relativamente buenos, en comparación con los pronósticos de los analistas. Los choques al riesgo sistémico explican la varianza de error de pronóstico para un conjunto de variables macroeconómicas colombianas.

ANEXOS

Anexo A

Cuadro A.1

PARÁMETROS CALIBRADOS							
<i>Parámetro</i>	<i>Valor</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Valor</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Valor</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Valor</i>
$1/\sigma_{\rho,CO}$	0.333	$1/\sigma_{r,CO}$	0.143	$\sigma_{1,CO}$	0.040	$\sigma_{2,CO}$	0.780
$\alpha_{1,CO}$	0.630	$\delta_{1,CO}$	0.200	$\nu_{1,CO}$	0.850	$\vartheta_{1,CO}$	0.780
$\nu_{7,CO}$	0.550	$\sigma_{6,CO}$	0.600	$\sigma_{11,CO}$	0.600	β_1	0.500
λ_{CO}	0.005	\bar{x}_{CO}	0.171	\bar{m}_{CO}	0.194	β_4	0.700

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A.2

ALGUNOS PARÁMETROS ESTIMADOS					
<i>Parámetro</i>	<i>Moda a priori</i>	<i>Moda posterior</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Moda a priori</i>	<i>Moda posterior</i>
$\alpha_{2,US}$	0.495	0.267	$\delta_{2,US}$	0.082	0.084
$\delta_{3,US}$	0.275	0.304	$\vartheta_{2,US}$	0.266	0.215
$\nu_{2,US}$	0.082	0.084	$\nu_{3,US}$	0.020	0.028
$\nu_{5,US}$	0.624	0.119	$\nu_{8,US}$	0.486	0.643
$\nu_{4,EU}$	0.040	0.038	$\nu_{12,EU}$	0.040	0.042
ν_{US}	0.200	0.000	β_2	6.959	7.373

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A.3

SIMULACIONES DE LOS PARÁMETROS POSTERIORES		
<i>Proceso</i>	<i>Característica</i>	<i>Valor</i>
Maximizando el posterior	Parámetros	13
	Tamaño de la población	80
	Generaciones	200
	Generaciones para convergencia	172
	Trabajadores paralelos	4
	Iteraciones de Newton-Raphson	1
Metropolis adaptivo	Iteraciones	100,000
	Quemado en muestra	30%
	Coefficiente de aceptación	22.87%
	Coefficiente de varianza promedio	1.0941

Nota: Iris Toolbox 20120121, Benes y Johnston (2014); algoritmo de enjambres de partículas, Johnston (2013).

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A.4

CARACTERÍSTICAS DE LAS DISTRIBUCIONES DE LOS PARÁMETROS A PRIORI Y POSTERIOR

Parámetro	A priori					Posterior				
	Media	Mín.	Máx.	Estándar	Moda	Media	HPDL_05	HPDL_95		
$\sigma_{2,CO}$	0.8000	0.0000	1.6000	0.0800	0.8000	0.7939	0.6635	0.9302		
$\delta_{2,CO}$	1.0000	0.0000	2.0000	0.1000	1.0836	1.0835	0.9199	1.2286		
$\delta_{3,CO}$	0.5000	0.0000	1.0000	0.0500	0.5137	0.5170	0.5157	0.5192		
$V_{12,CO}$	0.0400	0.0000	0.0800	0.0040	0.0400	0.0409	0.0385	0.0429		
$V_{2,CO}$	0.1000	0.0000	0.2000	0.0100	0.1013	0.0922	0.0860	0.0995		
$V_{3,CO}$	0.0400	0.0000	0.0800	0.0040	0.0503	0.0502	0.0476	0.0520		
$V_{4,CO}$	0.0400	0.0000	0.0800	0.0040	0.0400	0.0394	0.0384	0.0409		
$V_{5,CO}$	0.0800	0.0000	0.1600	0.0080	0.0800	0.0798	0.0668	0.0930		

<i>Parámetro</i>	<i>Prior</i>				<i>Posterior</i>				
	<i>Media</i>	<i>Mín.</i>	<i>Máx.</i>	<i>Estándar</i>	<i>Moda</i>	<i>Media</i>	<i>HPDL_05</i>	<i>HPDL_95</i>	
$V_{8,CO}$	0.0500	0.0000	0.1000	0.0050	0.0500	0.0548	0.0530	0.0569	
V_{CO}	0.2000	0.0000	0.4000	0.0200	0.2039	0.2038	0.1718	0.2371	
$\sigma_{\rho,CO}$	4.8000	0.0000	9.6000	0.4800	4.8246	4.8089	4.0555	5.5593	
$\sigma_{r,CO}$	15.0000	0.0000	30.0000	1.5000	14.6967	14.7293	14.6764	14.7802	
$\theta_{2,CO}$	0.2000	0.0000	0.4000	0.0200	0.1999	0.1964	0.1895	0.2023	

Nota: versión adaptativa del algoritmo de paseo aleatorio de Metropolis.
Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A.5

BONDAD DEL AJUSTE

Raíz del error cuadrático medio en puntos porcentuales

	<i>Adelantado un trimestre</i>		<i>Anticipado cuatro trimestres</i>		<i>Anticipado ocho trimestres</i>	
	<i>Consensus Forecast</i>	<i>Modelo de riesgo mundial</i>	<i>Consensus Forecast</i>	<i>Modelo de riesgo mundial</i>	<i>Consensus Forecast</i>	<i>Modelo de riesgo mundial</i>
	Crecimiento en Colombia	1.019	0.28	2.273	1.887	1.902
Inflación en Colombia	0.943	0.875	2.292	3.615	1.596	3.987

Nota: para que fueran comparables, en términos generales, los pronósticos de Consensus Forecast (CF) y los pronósticos del modelo de riesgo sistémico (RS), aproximamos el CF y los RS de la siguiente manera. El pronóstico a un trimestre es el pronóstico de octubre para el cierre del año; el pronóstico anticipado cuatro trimestres es el pronóstico de octubre para el cierre del siguiente año; y el pronóstico anticipado ocho trimestres es el pronóstico de octubre para dentro de dos años. La muestra es de 1996 a 2013.

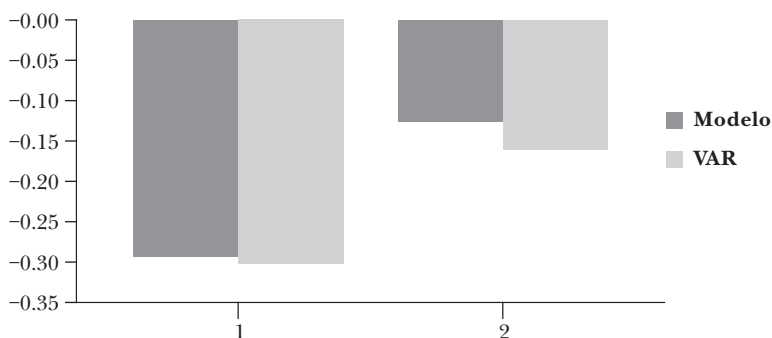
Fuente: cálculos de los autores.

Anexo B

Gráfica B.1

CALIBRACIÓN DEL MODELO

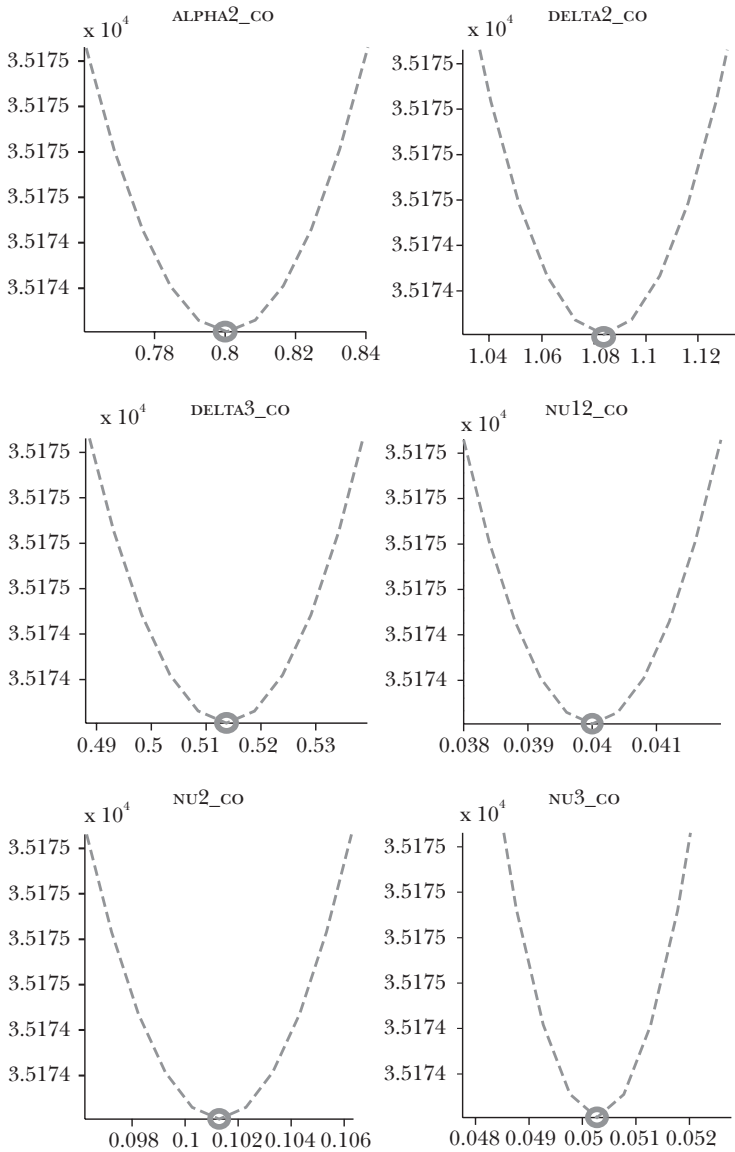
Respuesta máxima a una choque de una unidad a la prima riesgo (1) y a la tasa de interés (2)



Fuente: cálculos de los autores

Gráfica B.2

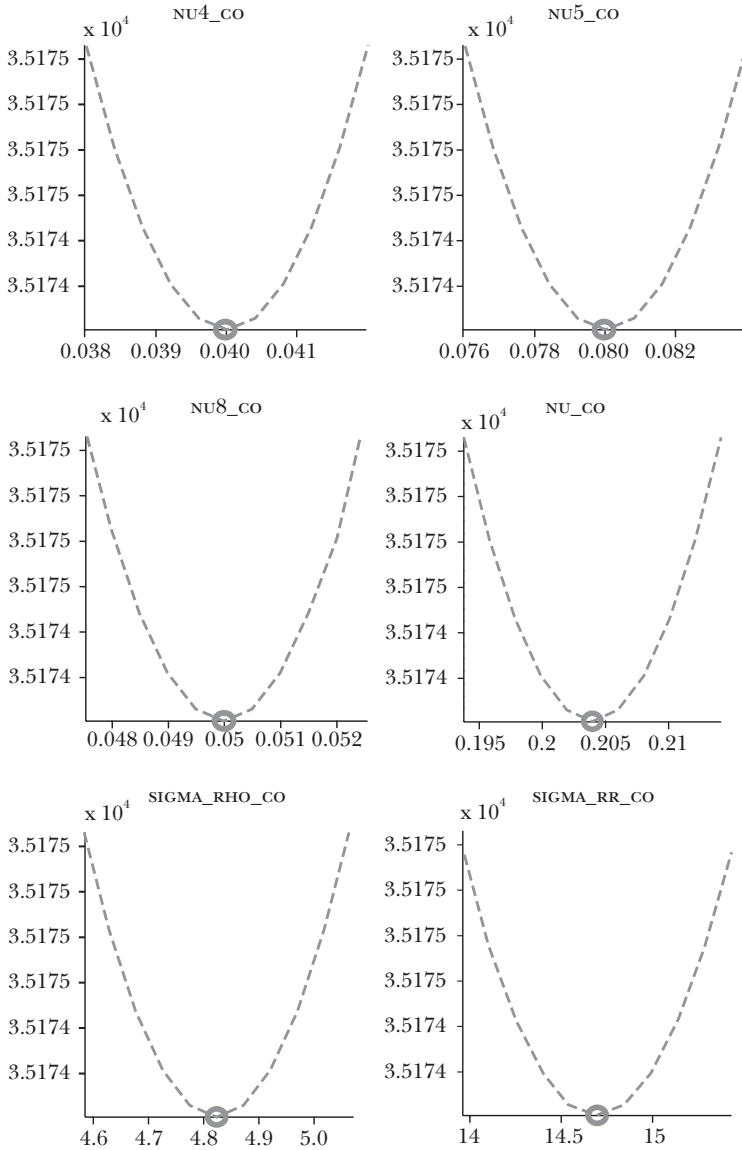
REVISIÓN DE LA CONVERGENCIA AL MÁXIMO DE LA FUNCIÓN DE VEROSIMILITUD REGULARIZADA



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.2 (cont.)

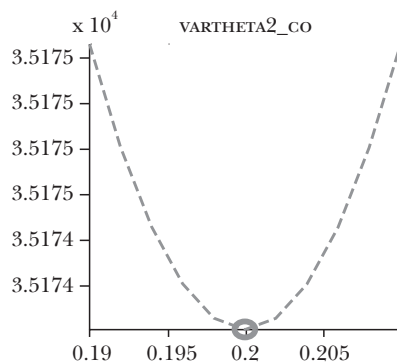
REVISIÓN DE LA CONVERGENCIA AL MÁXIMO
DE LA FUNCIÓN DE VEROSIMILITUD REGULARIZADA



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.2 (cont.)

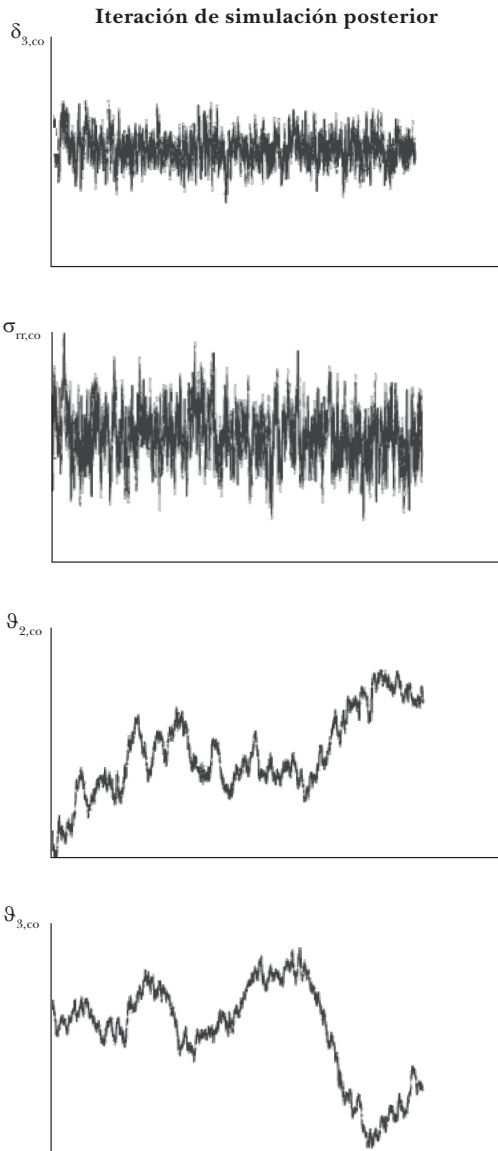
**REVISIÓN DE LA CONVERGENCIA AL MÁXIMO
DE LA FUNCIÓN DE VEROSIMILITUD REGULARIZADA**



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.3

SENDAS SIMULADAS PARA CUATRO PARÁMETROS SELECCIONADOS

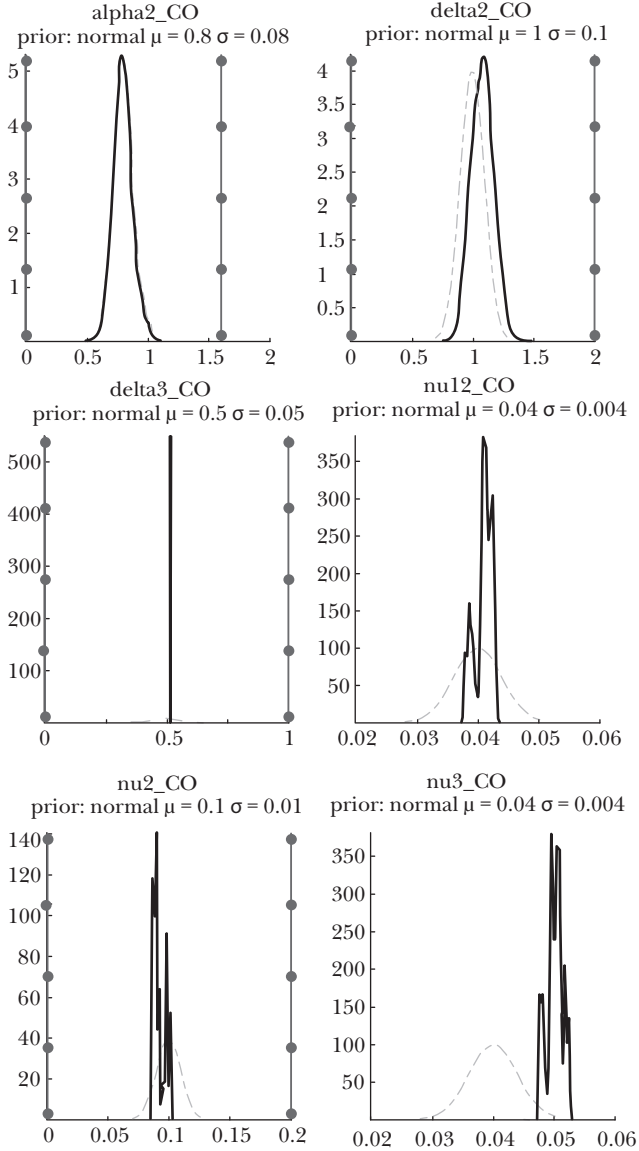


Fuente: cálculos de los autores

Gráfica B.4

DENSIDADES A PRIORI Y A POSTERIORI DE LOS PARÁMETROS MARGINALES

Distribuciones previas y distribuciones posteriores

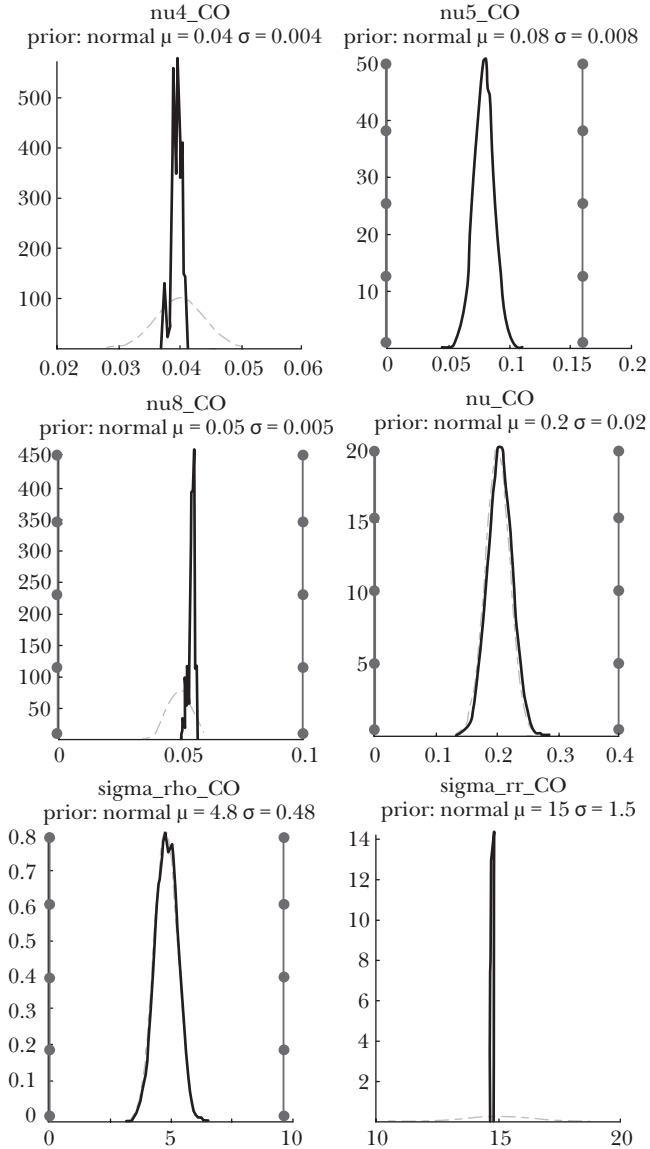


Fuente: cálculos de los autores

Gráfica B.4

DENSIDADES A PRIORI Y A POSTERIORI DE LOS PARÁMETROS MARGINALES

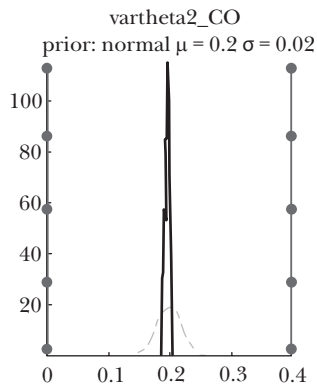
Distribuciones previas y distribuciones posteriores



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.4

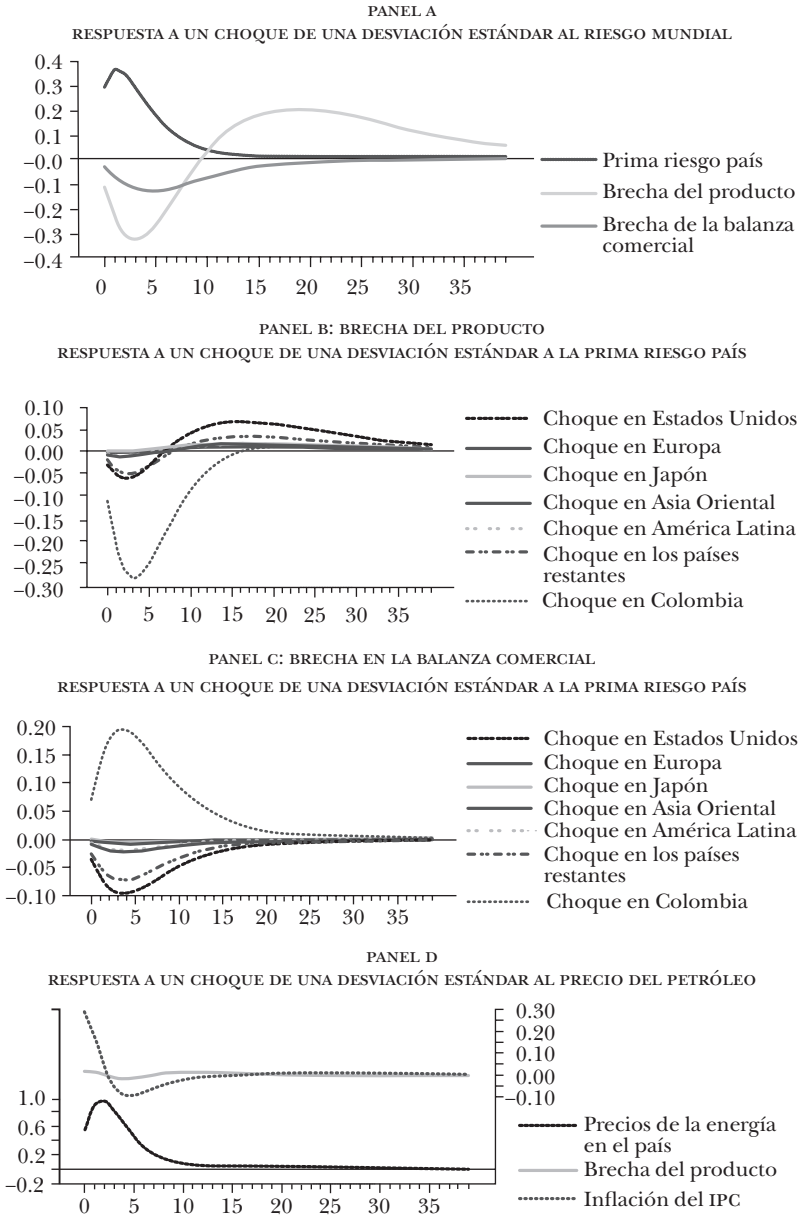
**DENSIDADES A PRIORI Y A POSTERIORI
DE LOS PARÁMETROS MARGINALES**
Distribuciones previas y distribuciones posteriores



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.5

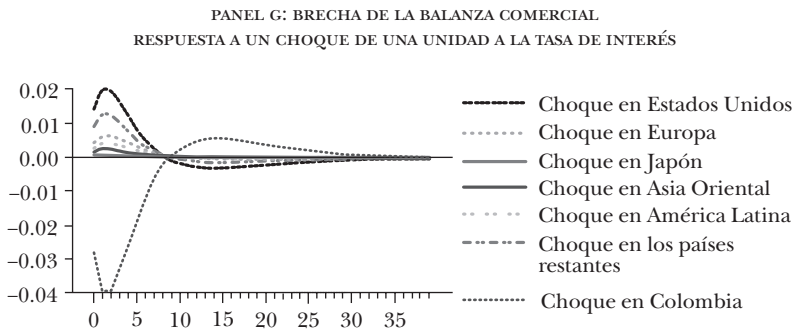
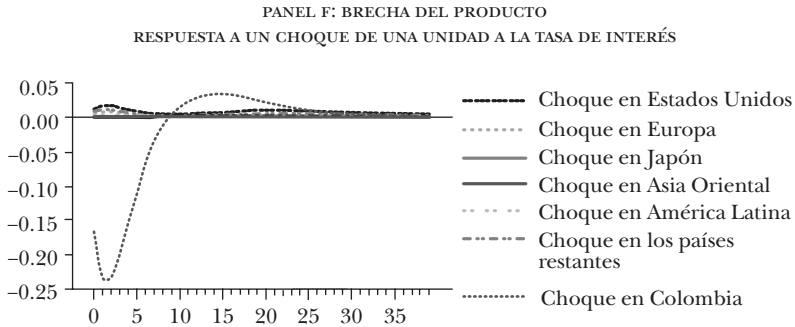
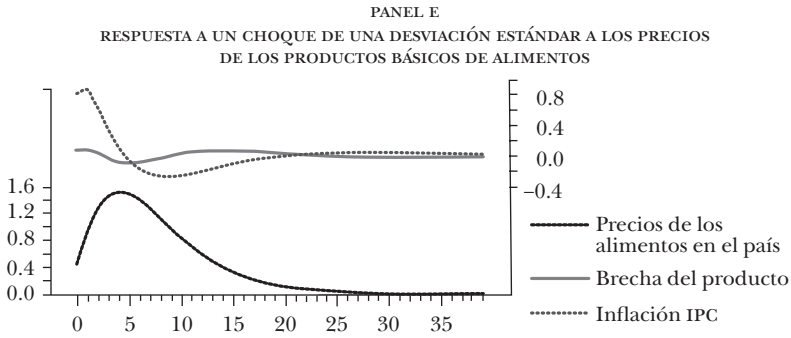
RESPUESTAS AL IMPULSO



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.5

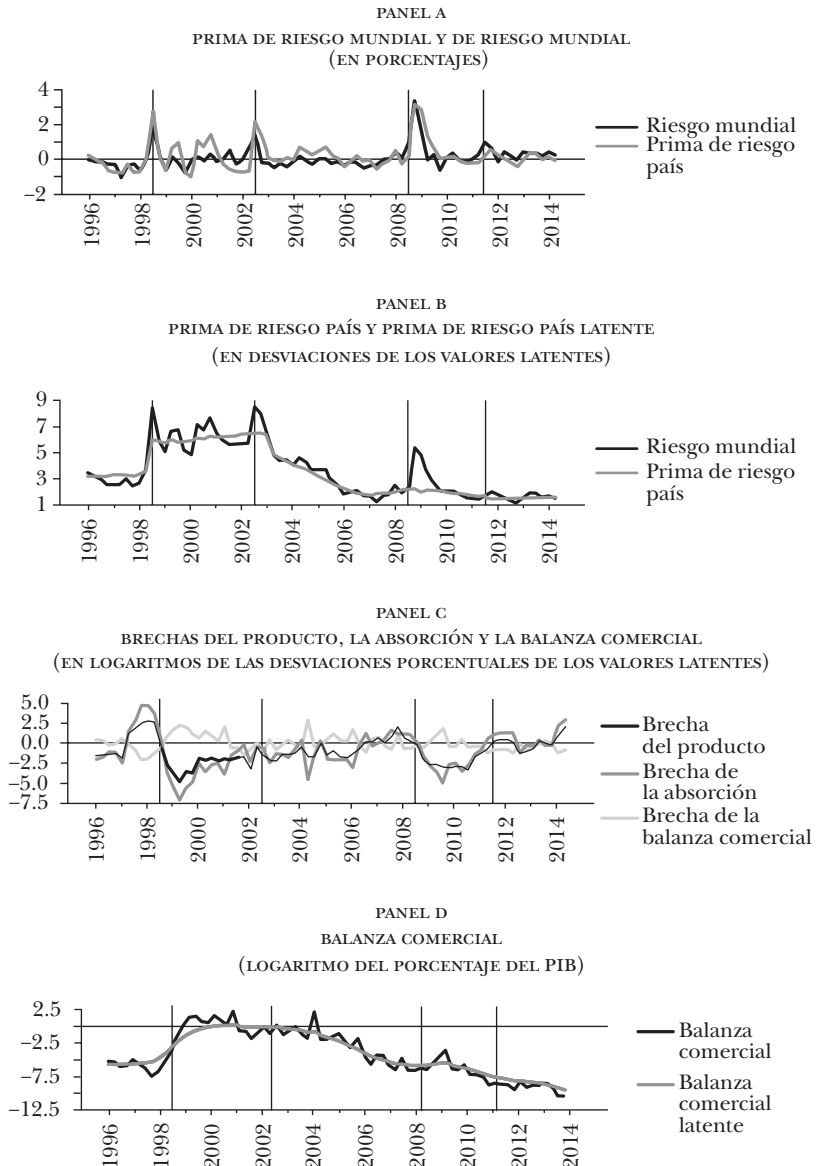
RESPUESTAS AL IMPULSO



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.6

RESULTADOS SUAVIZADOS

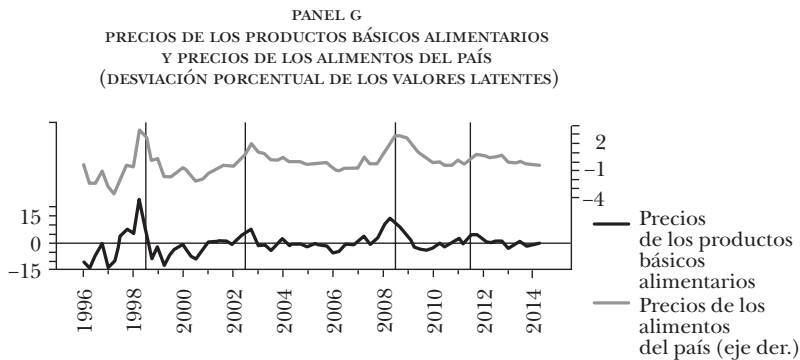
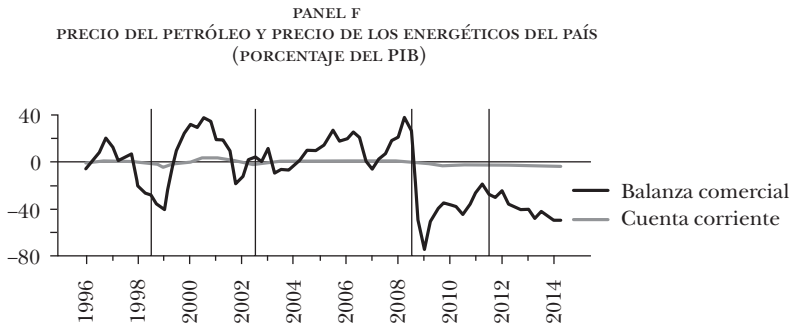
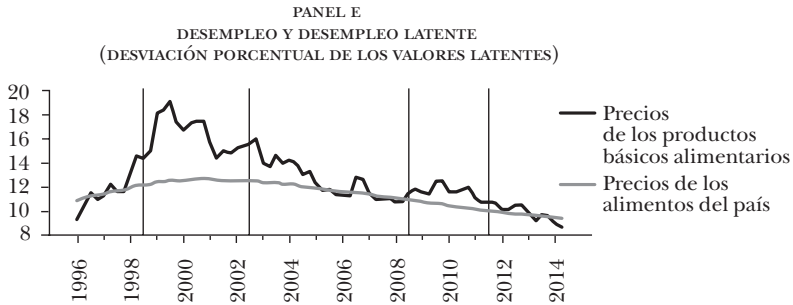


Nota: las líneas verticales señalan el final de la crisis del siglo, la caída del mercado de valores de 2002, la crisis financiera global, y la crisis de la zona del euro.

Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.6 (cont.)

RESULTADOS SUAVIZADOS



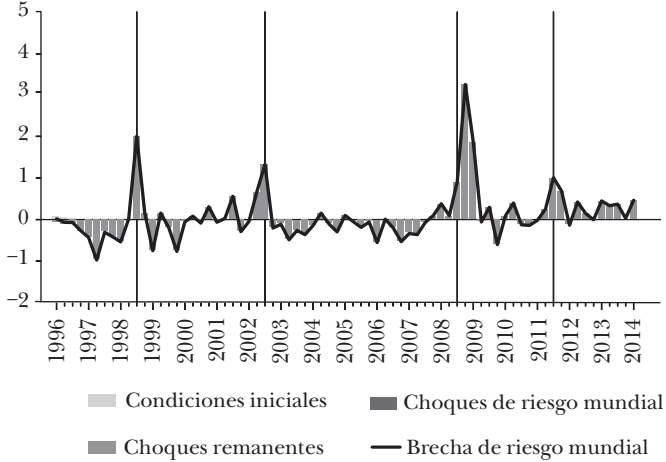
Nota: las líneas verticales señalan el final de la crisis del siglo, la caída del mercado de valores de 2002, la crisis financiera global, y la crisis de la zona del euro.

Fuente: cálculos de los autores.

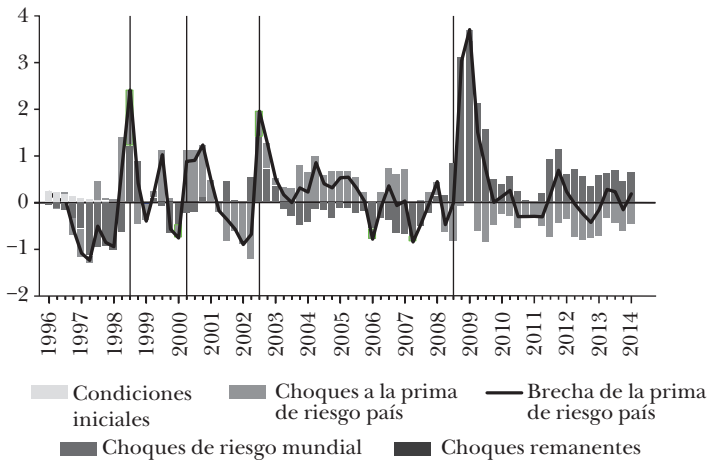
Gráfica B.7

DESCOMPOSICIONES HISTÓRICAS

PANEL A. MUNDO: BRECHA DEL RIESGO MUNDIAL
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



PANEL B. COLOMBIA: BRECHA DE LA PRIMA DE RIESGO PAÍS
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



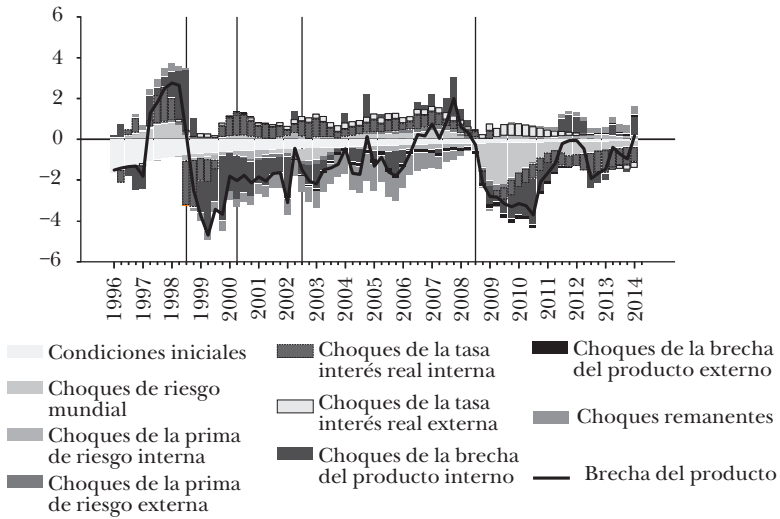
Nota: las líneas verticales señalan el final de la crisis del siglo, la caída del mercado de valores de 2002, la crisis financiera global, y la crisis de la zona del euro.
Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.7 (cont.)

DESCOMPOSICIONES HISTÓRICAS

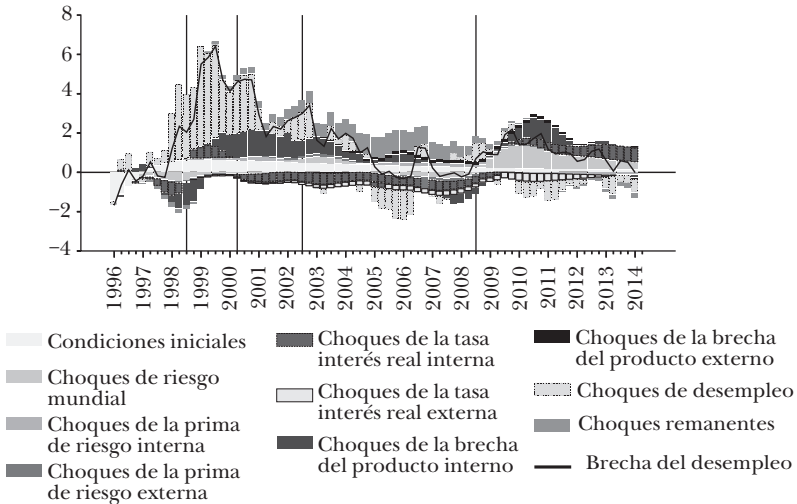
PANEL C. BRECHA DEL PRODUCTO

DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



PANEL D. BRECHA DEL DESEMPLEO

DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



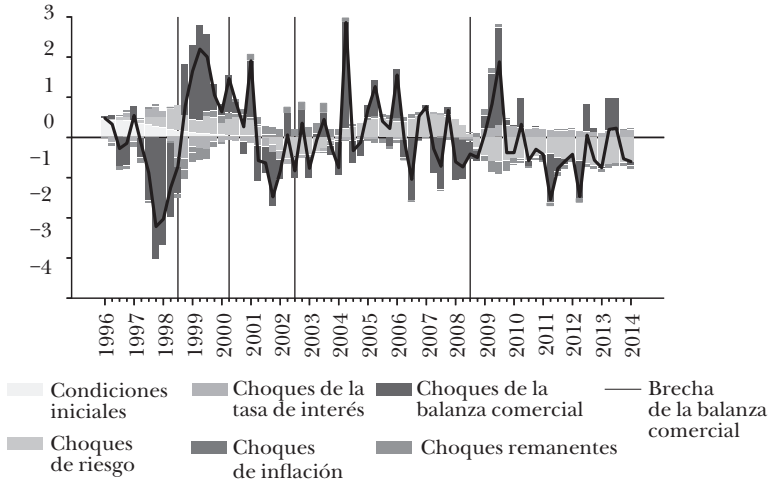
Nota: las líneas verticales señalan el final de la crisis del siglo, la caída del mercado de valores de 2002, la crisis financiera global, y la crisis de la zona del euro.

Fuente: cálculos de los autores.

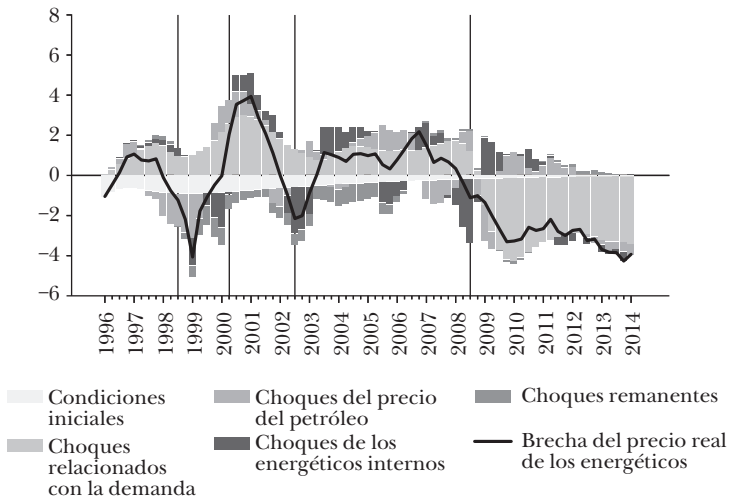
Gráfica B.7 (cont.)

DESCOMPOSICIONES HISTÓRICAS

PANEL E. BRECHA DE LA BALANZA COMERCIAL
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



PANEL F. BRECHA DE LOS PRECIOS DE LOS ENERGÉTICOS DEL PAÍS
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



Nota: las líneas verticales señalan el final de la crisis del siglo, la caída del mercado de valores de 2002, la crisis financiera global, y la crisis de la zona del euro.

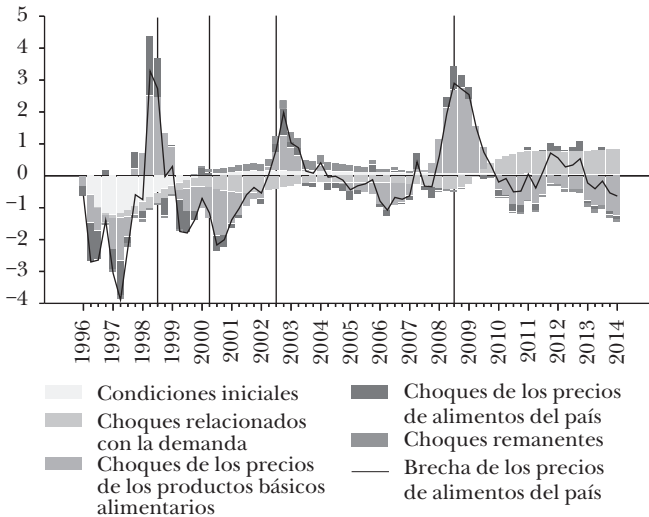
Fuente: cálculos de los autores.

Gráfica B.7 (Cont.)

DESCOMPOSICIONES HISTÓRICAS

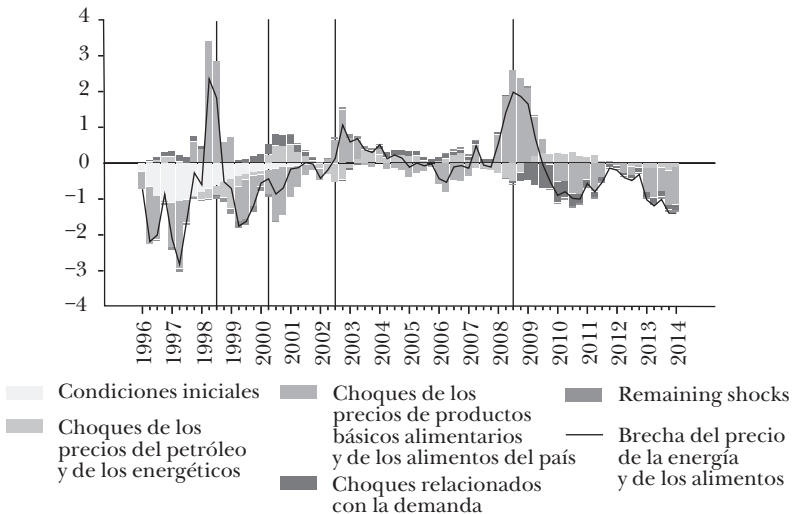
PANEL G. BRECHA DE LOS PRECIOS DE ALIMENTOS DEL PAÍS

DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



PANEL H. BRECHA DEL PRECIO DE LA ENERGÍA Y DE LOS ALIMENTOS

DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA EN CONTRIBUCIONES PORCENTUALES DE LOS CHOQUES



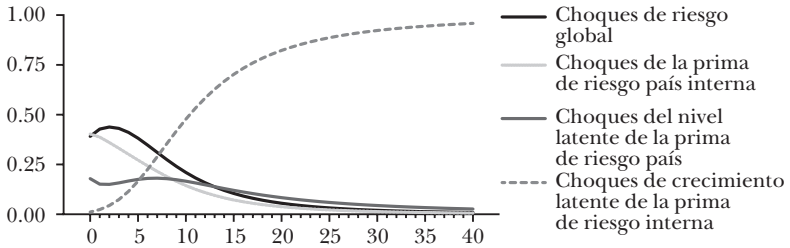
Nota: las líneas verticales señalan el final de la crisis del siglo, la caída del mercado de valores de 2002, la crisis financiera global, y la crisis de la zona del euro.

Fuente: cálculos de los autores.

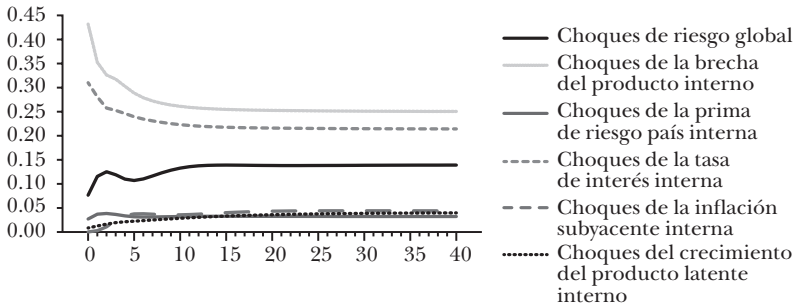
Gráfica B.8

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO

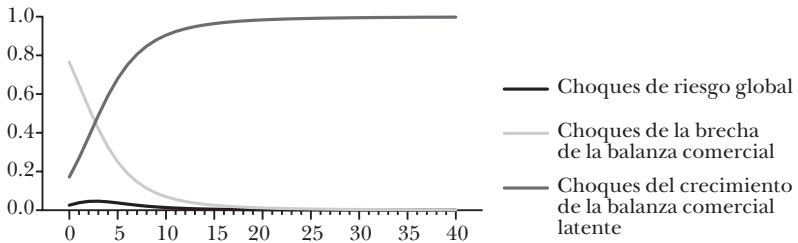
PANEL A. PRIMA DEL RIESGO PAÍS



PANEL B. CRECIMIENTO DEL PRODUCTO



PANEL C. BALANZA COMERCIAL

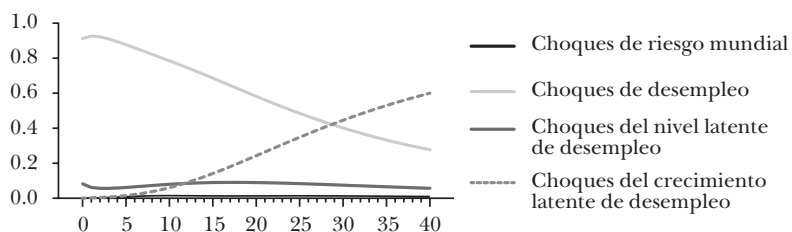


Fuente: cálculos de los autores.

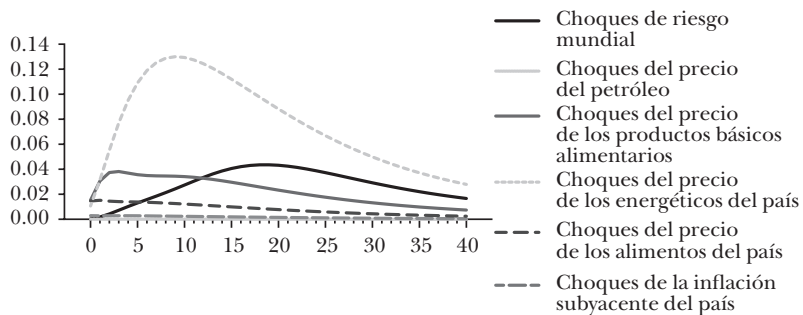
Gráfica B.8 (cont.)

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO

PANEL D. DESEMPLEO



PANEL E. INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE LA ENERGÍA Y DE LOS ALIMENTOS



Fuente: cálculos de los autores.

Bibliografía

- Benes, Jaromir, y Michael Johnston (2014), *Iris Toolbox Reference Manual*, <<https://iristoolbox.codeplex.com/downloads/get/1017591>>, descargado el 20 de septiembre de 2014.
- Del Negro, Marco, y Frank Schorfheide (2011), “Bayesian Macroeconometrics”, en John Geweke Gary Koop y Herman van Dijk (eds.), *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics*, cap. 7, Oxford University Press, <doi: 10.1093/oxfordhb/9780199559084.013.0008>.
- Dooley, M., y M. Hutchison (2009), “Transmission of the US Subprime Crisis to Emerging Markets: Evidence on the Decoupling-recoupling Hypothesis”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 28, núm. 8, pp. 1331-1349, consultado de <<https://ideas.repec.org/a/eee/jimfin/v28y2009i8p1331-1349.html>>.
- Dufrénot, G., V. Mignon, y A. Péguin-Feissolle (2011), “The Effects of the Subprime Crisis on the Latin American Financial Markets: An Empirical Assessment”, *Economic Modelling*, vol. 28, núm. 5, pp. 2342-2357, <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999311001118>>; doi: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2011.04.012>>
- Gelman, Andrew, John B. Carlin, Hal S. Stern, David B. Dunson, Aki Vehtari, y Donald B. Rubin (2013), *Bayesian Data Analysis*, 3a. edición, Chapman-Hall, Londres, Reino Unido.
- Gómez, Javier G., Dominique Guillaume, y Kadir Tanyeri (2015), *Risk, Aggregate Demand, and Commodity Prices*, Borradores de Economía, núm. 897, Banco de la República, <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/be_897.pdf>.
- Haario, Heikki, Eero Saksman, y Johanna Tamminen (1999), “Adaptive Proposal Distribution for Random Walk Metropolis Algorithm”, *Computational Statistics*, vol. 14, núm. 3, pp. 375-395.
- Johnston, Michael (2013), *Parallel Non-linear Estimation with Particle Swarms*, <<https://iristoolbox.codeplex.com/>>, descargado el 20 de septiembre de 2014.
- Julio, Juan Manuel, Ignacio Lozano, y Ligia Alba Melo (2013), “Global Risk Appetite and EMBI Colombia: Evidence on a Structural Break and the Fiscal Policy Role”, *Ensayos Sobre Política Económica*, vol. 31, núm. 72, diciembre, pp. 67-73.
- Ljung, Lennart (1999), *System Identification: Theory for the User*, segunda edición, Duxbury Press, CA, Estados Unidos.

