

IMPORTÂNCIA DAS RIGIDEZES NOMINAIS E REAIS NA COLÔMBIA: UMA VISÃO DE EQUILÍBRIO GERAL DINÂMICO E ESTOCÁSTICO*

PIETRO BONALDI
ANDRÉS GONZÁLEZ
DIEGO RODRÍGUEZ

*As opiniões expressas neste artigo são de responsabilidade dos autores e não comprometem o Banco da República nem a sua Diretoria.

Os autores são, respectivamente: estudante de Doutorado em Economia na Universidade de Chicago; diretor do Departamento de Modelos Macroeconômicos, Banco de la República; e chefe de Modelos Macroeconômicos, Departamento de Modelos Macroeconômicos, Banco de la República.

Autor de correspondência, endereço eletrônico: agonzago@banrep.gov.co

Documento recebido: no dia 5 de janeiro de 2011; versão final aceita: no dia 16 de agosto de 2011.

Este trabalho pretende determinar que conjunto de rigidezes nominais e reais devem ser incluídas em um modelo DSGE para reproduzir a dinâmica das variáveis agregadas da economia colombiana. Com esta finalidade, são estimados vários modelos DSGE com diferentes combinações de rigidezes nominais e reais utilizando métodos bayesianos. Os resultados indicam que o ajuste empírico do modelo está determinado, em ordem de importância, pela rigidez de salários, a rigidez dos preços internos, os custos de ajuste ao investimento, o tipo de indexação que houver e a rigidez dos preços importados. Com relação à dinâmica de curto prazo do modelo, a sensibilidade diante de um choque de política monetária depende em maior grau das rigidezes de salários, do tipo de indexação de preços e salários e dos custos de ajuste do investimento.

Classificação JEL: D58, E22, E31, E32.

Palavras chave: rigidezes nominais, rigidezes reais, modelo DSGE, estimação bayesiana.

THE IMPORTANCE OF NOMINAL AND REAL RIGIDITIES IN COLOMBIA: A DYNAMIC STOCHASTIC GENERAL EQUILIBRIUM APPROACH*

PIETRO BONALDI
ANDRÉS GONZÁLEZ
DIEGO RODRÍGUEZ

The aim of this research paper is to establish what the combination of nominal and real rigidities for inclusion in a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model should be so that it may replicate the dynamic of added variables in the Colombian economy. Towards this end, several DSGE models have been calculated using diverse combinations of nominal and real rigidities with Bayesian methods. The results indicate that the empirical adjustment of the model is determined by, in order of importance, rigidity in salaries, rigidity in domestic prices, adjustment costs in investment, type of indexing used, and rigidity of import prices. In so far as the short term model dynamic is concerned, sensitivity to monetary policy shock depends upon, to a greater degree, salary rigidity, type of price indexing, and adjustment costs in investment.

JEL classification: D58, E22, E31, E32.

Keywords: Nominal rigidities, real rigidities, DSGE model, Bayesian estimate.

*The opinions expressed herein are exclusively those of the authors, and are neither those of the Banco de la República nor its Board of Directors.

The authors are respectively: Ph. D. student in Economics at the University of Chicago; director, Department of Macroeconomic Models, Banco de la República; and head of Macroeconomic Models Unit, Department of Macroeconomic Models, Banco de la República.

Corresponding author:
E-mail: agonzago@banrep.gov.co

Document received:
5 January 2011;
final version accepted:
16 August 2011.

IMPORTANCIA DE LAS RIGIDECES NOMINALES Y REALES EN COLOMBIA: UN ENFOQUE DE EQUILIBRIO GENERAL DINÁMICO Y ESTOCÁSTICO

PIETRO BONALDI
ANDRÉS GONZÁLEZ
DIEGO RODRÍGUEZ*

*Las opiniones expresadas en este artículo son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Los autores son en su orden: estudiante del Doctorado en Economía de la Universidad de Chicago; director, Departamento de Modelos Macroeconómicos del Banco de la República; y jefe de Modelos Macroeconómicos, Departamento de Modelos Macroeconómicos del Banco de la República.

Autor de correspondencia, correo electrónico: agonzago@banrep.gov.co

Documento recibido:
5 de enero de 2011;
versión final aceptada:
16 de agosto de 2011.

Este artículo pretende determinar qué conjunto de rigideces nominales y reales se debe incluir en un modelo DSGE para replicar la dinámica de las variables agregadas de la economía colombiana. Con este fin, se estiman varios modelos DSGE con distintas combinaciones de rigideces nominales y reales usando métodos bayesianos. Los resultados indican que el ajuste empírico del modelo está determinado, en orden de importancia, por la rigidez de salarios, la rigidez de los precios domésticos, los costos de ajuste a la inversión, el tipo de indexación que se tenga y la rigidez de los precios importados. Con respecto a la dinámica de corto plazo del modelo, la sensibilidad ante un choque de política monetaria depende en mayor medida de las rigideces de salarios, del tipo de indexación de precios y salarios y de los costos de ajuste de la inversión.

Clasificación JEL: D58, E22, E31, E32.

Palabras clave: rigideces nominales, rigideces reales, modelo DSGE, estimación bayesiana.

I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo tiene como objetivo determinar empíricamente cuál combinación de rigideces nominales y reales es necesaria para replicar, con un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE), el ajuste lento de las variables agregadas de la economía colombiana ante choques macroeconómicos. Para esto, estimamos varios modelos DSGE con distintas combinaciones de rigideces nominales y reales. La estimación se hace usando técnicas bayesianas, pues estas nos permiten comparar fácilmente los distintos modelos mediante sus densidades marginales.

Los resultados generales del trabajo indican que los modelos que no incluyen rigideces salariales tienen un menor ajuste que los modelos sin rigidez de precios. Sin embargo, el modelo que tiene ambas rigideces es superior a cualquiera de los modelos con solo una rigidez. Además, las estimaciones de la frecuencia con la cual se ajustan precios y salarios de manera óptima indican que los salarios son más rígidos que los precios, y este resultado se cumple para todos los modelos en los que se estima la rigidez de salarios, pero que tienen indexación a la inflación pasada. Con respecto a las rigideces reales, el ajuste del modelo a los datos está determinado en mayor medida por la existencia de costos de ajuste de la inversión, y la sensibilidad de las respuestas de la inflación y el producto ante un choque de política monetaria depende principalmente de estos costos y de la regla de indexación de precios y salarios.

Cabe anotar que los resultados presentados en este trabajo no son fácilmente comparables con los resultados de trabajos sobre la formación de precios realizados con microdatos¹. Como lo anotan Mackowiak y Smets (2008), no existe una relación directa entre la frecuencia del cambio de precios y la respuesta de los precios y cantidades ante choques macroeconómicos. De hecho, la respuesta de la inflación ante movimientos del producto, o la pendiente de la curva de Phillips neokeynesiana, no solo depende de la frecuencia de los cambios en precios, sino también de la persistencia de los costos marginales, la cual, en un modelo de equilibrio general, depende también de las rigideces reales (véase Fuhrer, 2010, para una discusión detallada). Además, teniendo en cuenta que los DSGE tienen como objetivo empírico capturar la respuesta de las variables agregadas a choques macroeconómicos, se puede argumentar que el mecanismo de fijación de precios presente en el modelo debe explicar cómo responden los precios agregados ante choques y no cómo se fijan los precios a nivel micro. Así, modelos que han mostrado éxito empírico —como los presentados por Galí y Gertler (1999), Smets y Wouters (2003, 2007) y Christiano, Eichenbaum y Evans (2005)— incluyen mecanismos de indexación o componentes *backward-looking* las reglas de fijación de precios, que implican que todos los precios cambian en cada período, aunque solo una fracción de estos lo hace de manera óptima.

El artículo está organizado de la siguiente forma. En la próxima sección se hace una descripción del modelo y se discuten los mecanismos de formación de precios y salarios, así como las reglas de indexación. La tercera sección está dedicada a la estimación y se indican las distribuciones *prior* utilizadas. En la cuarta sección se discute la relevancia de las distintas fricciones nominales y reales, mediante una comparación de las densidades marginales de los distintos modelos y de sus respectivas funciones de impulso-respuesta. La quinta sección concluye.

¹ Julio y Zárate (2008) y Julio, Zárate y Hernández (2009) presentan resultados sobre la frecuencia, magnitud y duración de los cambios de precios, usando los datos base para el cálculo del IPC y el IPP en Colombia. Sus resultados muestran que los precios cambian cada 1,8 trimestres, en promedio, para el IPP, y cada 2,8 trimestres para el IPC. Sin embargo, también encuentran gran heterogeneidad en la duración y la frecuencia del cambio de precios a través de los distintos sectores.

II. EL MODELO

En esta sección se presenta un resumen del modelo propuesto por González, Mahadeva, Prada y Rodríguez (2011) que utilizamos en la estimación. Este es un modelo DSGE nekeynesiano, que incluye un menú de rigideces nominales y reales y que sigue de cerca los trabajos de Smets y Wouters (2003, 2007), Christiano *et al.* (2005) y Adolfson, Laseen, Linde y Villani (2007). Las fricciones nominales y reales hacen que las funciones de impulso-respuesta de los componentes de la demanda agregada ante movimientos de la tasa de interés nominal sean graduales y tengan la forma esperada.

La estructura del modelo se resume en la Figura del Apéndice A y puede ser descrita, a grandes rasgos, en los siguientes términos. Los hogares rentan capital y trabajo a las firmas, obtienen los beneficios que estas generan, reciben remesas del exterior y se endeudan en el exterior a una tasa de interés que depende del nivel de endeudamiento. En lo concerniente al gasto, adquieren bienes importados y domésticos, unos para el consumo y otros destinados a la inversión, y pagan la deuda previamente adquirida junto con los intereses que esta haya generado. El sector de la producción está conformado por firmas en competencia monopolística que contratan capital, trabajo y materias primas importadas para elaborar un bien homogéneo. Este bien doméstico es destinado a distintos usos por medio de una tecnología que lo transforma en bienes aptos para el consumo, la inversión, las exportaciones y los servicios de distribución². Los usos del producto doméstico son utilizados como insumos, en tres sectores distintos, por firmas en competencia monopolística que combinan, respectivamente, consumo, inversión y exportaciones con servicios de distribución. Igualmente, los bienes importados son combinados con servicios de distribución por firmas con cierto poder de mercado. En general, la distribución permite que los bienes de consumo e inversión, domésticos e importados, sean adquiridos por los hogares y que las exportaciones sean vendidas en el exterior.

Una diferencia entre el modelo estimado en el presente trabajo y los modelos DSGE estimados por Smets y Wouters (2003, 2007), Christiano *et al.* (2005) y Adolfson *et al.* (2007), es que aquí se incluye explícitamente la distribución de los distintos bienes en la economía. De esta forma, el precio final de los bienes importados está

² En el modelo, los servicios de distribución corresponden al margen de comercialización y transporte.

determinado tanto por el precio externo, que sigue un proceso exógeno, como por el costo de su distribución en el mercado doméstico. Asimismo, el precio final de los bienes exportados incluye los costos de distribución. Este mecanismo permite que la transmisión de movimientos de la tasa de cambio a los precios finales sea lenta e incompleta en el horizonte de un ciclo económico. González, Rincón y Rodríguez (2010) y Parra (2010) muestran evidencia a favor de esta hipótesis.

La economía que el modelo describe está habitada por un continuo de hogares de medida unitaria. Estos tienen preferencias por consumo y ocio representadas por medio de una función de utilidad instantánea, aditivamente separable, que contiene hábito externo en el consumo. El parámetro asociado a la formación de hábito y el coeficiente de aversión al riesgo, que influye en el incentivo de los hogares a suavizar su consumo a lo largo del tiempo, permiten controlar la persistencia de la serie de consumo agregado que el modelo genera. Además, los hogares adquieren bienes de inversión que utilizan para acumular capital que rentan a las firmas, y en este proceso enfrentan rigideces reales de dos tipos. Por un lado, el modelo incluye costos de ajuste que dependen del cambio en el nivel de la inversión, siguiendo a Smets y Wouters (2007), lo cual permite capturar la forma de joroba (*hump shape*) esperada de la respuesta de la inversión a varios choques. Por el otro, la depreciación del capital es endógena y depende positivamente de su nivel de utilización, que es una variable de control determinada por los hogares de manera óptima. El endeudamiento externo es otra fuente de ingreso de los hogares, el cual está sujeto a una tasa de interés que depende positivamente de la desviación de la razón deuda-producto de su nivel de estado estacionario, como proponen Schmitt-Grohe y Uribe (2003). En lo referente al mercado de trabajo, los hogares ofrecen sus variedades diferenciadas en un mercado en competencia monopolística, por lo cual tienen cierto poder de mercado. Además, siguiendo a Erceg, Henderson y Levin (2000), los hogares enfrentan rigideces a la Calvo (1983), de modo que los salarios nominales que no se determinan de manera óptima en un período se fijan mediante una regla de indexación que depende de la inflación pasada. En consecuencia, aunque los salarios son rígidos en el sentido de Calvo, todos los hogares cobran un salario distinto cada período, por lo cual el parámetro que determina las rigideces no puede ser estimado directamente a partir de la frecuencia observada del cambio en salarios.

Este tipo de rigideces nominales también aparece en el modelo en los distintos sectores productivos de la economía. Las firmas que elaboran el producto doméstico a partir de trabajo, capital y materias primas, las que combinan consumo, inversión, exportaciones o bienes importados con distribución, las importadoras de materias

primas y las proveedoras de servicios de distribución se encuentran todas en competencia monopolística en sus respectivos mercados y enfrentan rigideces de precios a la Calvo, excepto las que distribuyen las exportaciones. Existe una fracción constante de firmas en cada sector que escoge en cada periodo el nivel de precios que maximiza sus beneficios. Como ocurre en el mercado de trabajo, las firmas que no fijan sus precios óptimamente los indexan a la inflación pasada. Ahora bien, dada la cadena productiva de la economía, se presenta un encadenamiento de las rigideces nominales. En efecto, las firmas que producen el bien doméstico contratan trabajo y materias primas a salarios y precios rígidos. De manera semejante, las firmas que se encargan de la distribución de otros bienes de la economía, sean estos domésticos o importados, contratan servicios de distribución que también presentan precios rígidos. Dicho encadenamiento tiene implicaciones en la estimación de los parámetros que determinan dichas rigideces, que serán analizadas en la sección IV.

Como consecuencia del mecanismo de formación de precios del modelo (a la Calvo), la inflación en cada mercado resulta ser una función de los costos marginales presentes, de las expectativas de inflación y de la inflación pasada. Explícitamente, la ecuación

$$\hat{\pi}_t^j = \frac{(1 - \varepsilon^j) \left(1 - \varepsilon^j \beta (1 + \bar{n})(1 + g_t)^{1-\sigma} \right)}{\varepsilon^j \left(1 + \beta (1 + \bar{n})(1 + g_t)^{1-\sigma} \right)} \hat{\lambda}_t^j + \frac{\beta (1 + \bar{n})(1 + g_t)^{1-\sigma}}{1 + \beta (1 + \bar{n})(1 + g_t)^{1-\sigma}} E_t \hat{\pi}_{t+1}^j \quad (1)$$

$$+ \frac{1}{1 + \beta (1 + \bar{n})(1 + g_t)^{1-\sigma}} \hat{\pi}_{t-1}^j$$

muestra la versión loglineal de la curva de Phillips neokeynesiana híbrida correspondiente a cualquiera de los mercados previamente mencionados, denotados por medio del índice j , para el caso en que la indexación depende de la inflación pasada³. En esta ecuación, las variables endógenas del modelo son $\hat{\pi}^j$, que representa la desviación de la inflación sectorial con respecto a su nivel de estado estacionario y $\hat{\lambda}^j$, la desviación porcentual de los costos marginales con respecto al estado estacionario. En cuanto a los parámetros, $1 - \varepsilon^j$ es la proporción de firmas que determinan el precio en forma óptima, β es el factor de descuento intertemporal de los hogares y σ es su coeficiente

³ Si la regla de indexación depende de la meta de inflación en vez de la inflación pasada, como en uno de los modelos alternativos referidos en la sección IV, desaparece el rezago de la inflación de la ecuación (1) y, en consecuencia, se obtiene la curva de Phillips neokeynesiana tradicional.

de aversión relativa al riesgo, \bar{n} es la tasa de crecimiento de la población y g_t es la tasa de crecimiento de la productividad de largo plazo.

El modelo tiene dos fuentes de crecimiento exógenas que determinan la senda de crecimiento balanceado en estado estacionario. Estas son la tasa de crecimiento de la población, que se supone constante, y la tasa de crecimiento de la productividad de las horas trabajadas, que sigue un proceso AR(1), con una media correspondiente al valor de la tasa en estado estacionario⁴.

En total, el modelo incorpora quince variables exógenas expuestas a choques estocásticos que explican el comportamiento del ciclo económico en Colombia. Todas estas variables siguen procesos AR(1) sujetos a innovaciones que son independientes y siguen una distribución normal con media cero y varianza constante. Estos choques se pueden clasificar entre internos y externos. Entre los choques externos están la demanda externa por las exportaciones colombianas (c_t^*), choques a la tasa de interés nominal externa (z_t^{i*}), la inflación de las materias primas importadas (π_t^{rm*}), la inflación de los bienes importados para consumo e inversión (π_t^{m*}), la inflación externa (π_t^{c*}) y el flujo de remesas (tr_t^*). A nivel interno, el modelo incluye un choque de política monetaria (z_t^i), choques a la utilidad marginal del consumo (z_t^u) y del ocio (z_t^h). Choques a la productividad en las funciones de producción del bien doméstico (z_t^q), de las materias primas (z_t^m), de las exportaciones (z_t^e) y de los bienes importados (z_t^m); a la eficiencia de la inversión en la acumulación de capital (z_t^x) y a la tasa de crecimiento de la productividad de las horas trabajadas (g_t).

En cuanto a la autoridad monetaria, esta fija la tasa de interés nominal siguiendo una regla de política que tiene un componente de suavizamiento, y responde a las diferencias de la inflación anual con respecto a la meta, cuatro períodos adelante, así como a la desviación del PIB anual con respecto a su nivel de largo plazo. López (2004) encuentra que las reglas que responden a la inflación futura son más eficientes, pues tienen en cuenta el retraso en la transmisión de la política monetaria.

⁴ En el modelo se supone que $\ln(A_{t+1}/A_t) = \ln g_t$ y $\ln g_{t+1} = \rho_g \ln g_t + (1 - \rho_g) \ln \bar{g} + \varepsilon_{t+1}^g$, donde A_t representa la productividad de las horas trabajadas, g_t su tasa de crecimiento y \bar{g} el valor de esta última en estado estacionario.

III. DATOS Y ESTRATEGIAS DE ESTIMACIÓN

El modelo presentado en la sección II se estimó mediante métodos bayesianos, usando quince variables de la economía colombiana. Se emplearon las siguientes variables en la estimación: las diferencias logarítmicas del producto interno bruto (PIB) real, del consumo total (público y privado), de la inversión, de las exportaciones, de las importaciones de los bienes de consumo e inversión, de las importaciones de materias primas, del salario real, de la demanda externa, de las transferencias y la tasa de interés externa. Asimismo, incluimos entre las variables observables las desviaciones de la inflación del IPC con respecto a la inflación meta, la TIB nominal ajustada por las metas de inflación y las series de inflación externa, de materias primas importadas y de bienes de consumo e inversión. Los datos son trimestrales y la muestra empleada va desde 1996:2 hasta 2009:3.

La ecuación de medida de la representación estado-espacio de la solución del modelo relaciona las variables observadas con su equivalente en el modelo, suponiendo que no hay errores de medida. Asimismo, dados los supuestos de crecimiento del modelo, se imponen en el vector de constantes de esta ecuación las condiciones del crecimiento balanceado. Es decir, las constantes en las ecuaciones de la primera diferencia de las variables reales del modelo se suponen iguales entre ellas⁵. Por último, las ecuaciones para las inflaciones, los cambios de los logaritmos del salario real y la TIB nominal tienen constantes distintas.

Para la estimación del modelo dividimos el vector de parámetros en dos grupos y, de manera consistente, la estimación se hace en dos etapas. El primer grupo incluye todos los parámetros que afectan el estado estacionario y el segundo está compuesto por aquellos que solo afectan la dinámica de corto plazo del modelo. El primer grupo de parámetros es calibrado siguiendo el método presentado en Bonaldi, González, Prada, Rodríguez y Rojas (2009). De esta forma, escogemos un vector de parámetros que minimice la suma de cuadrados de las diferencias entre veintiuna relaciones de estado estacionario del modelo y la media simple de las mismas relaciones calcu-

⁵ En algunas variables es necesario realizar ajustes adicionales, pues crecen en promedio a tasas superiores a las demás variables de la economía. En estos casos, escalamos las primeras diferencias para que se satisfagan los supuestos de crecimiento balanceado. En desarrollos posteriores del modelo sería conveniente permitir tendencias estocásticas distintas, pero con una tendencia estocástica común que volvería estacionario el modelo teórico. Trabajos en esta línea han sido presentados por Andrle (2008), Andrle, Hledik, Kamenik y Vlcek (2009) y Canova (2009).

ladas con los datos trimestrales. El Cuadro 1 presenta las distintas relaciones de largo plazo empleadas para la calibración junto con el valor observado en los datos, su equivalente en el modelo y la respectiva desviación porcentual. Como se puede ver, la máxima desviación porcentual es 5,27%, en valor absoluto. Los valores de los parámetros encontrados en este ejercicio se presentan en el Apéndice B.

Para estimar los parámetros en el segundo grupo dejamos constante el estado estacionario, es decir, fijamos los parámetros que afectan el estado estacionario en los valores encontrados durante el proceso de calibración. Idealmente, la estimación de los parámetros debería ser conjunta, pues algunos de ellos afectan el largo plazo del modelo y también las dinámicas de este. Un eventual problema de la estimación conjunta, es la función de verosimilitud que no necesariamente nos llevaría a las relaciones de estado estacionario presentadas en el Cuadro 1, ya que para el cálculo de esta función incluimos solo un subconjunto de las variables potencialmente observables, mientras que en la calibración del estado estacionario se consideran las razones de largo plazo de un conjunto de variables mayor.

Se estimaron los siguientes parámetros: la proporción de firmas que no ajustan los precios de manera óptima en cuatro sectores distintos, a saber, en la producción del bien doméstico, en la producción de bienes de consumo e inversión combinados con servicios de distribución y en la producción de estos servicios, ε^q . La proporción correspondiente en la distribución de bienes importados para consumo e inversión y de materias primas importadas, ε^m . La proporción de hogares que no ajustan sus salarios de manera óptima, ε^w . La intensidad de los costos de ajuste de la inversión, ψ^x . La sensibilidad de la tasa de interés externa ante desviaciones de la relación deuda-PIB de su nivel de largo plazo, Ω_d , y las persistencias de los procesos que siguen las variables exógenas del modelo⁶ $\{\rho_{c^*}, \rho_{z^{is}}, \rho_{\pi^{ms}}, \rho_{\pi^{cs}}, \rho_{\pi^{tr}}, \rho_{z^u}, \rho_{z^h}, \rho_{z^q}, \rho_{z^{rm}}, \rho_{z^e}, \rho_{z^m}, \rho_{z^x}, \rho_g\}$. Además, se estimaron las varianzas de los quince choques del modelo $\{\sigma_{c^*}, \sigma_{z^{is}}, \sigma_{\pi^{ms}}, \sigma_{\pi^{cs}}, \sigma_{\pi^{tr}}, \sigma_{z^u}, \sigma_{z^h}, \sigma_{z^q}, \sigma_{z^{rm}}, \sigma_{z^e}, \sigma_{z^m}, \sigma_{z^x}, \sigma_g\}$. El Cuadro 2 muestra las distribuciones *prior* empleadas, junto con los valores de los hiperparámetros, la media y la desviación estándar.

Dado que el objetivo principal del presente trabajo es determinar la importancia de las distintas rigideces nominales y reales para explicar el comportamiento de las variables económicas, mantenemos constantes los valores de los parámetros de la regla de

6 Se excluye la persistencia en los errores de política del Banco Central.

política. Al fijar estos parámetros nos enfocamos en el impacto que tendría eliminar una rigidez nominal o real sobre el ajuste y la dinámica de corto plazo del modelo. Estas restricciones pueden alterar el valor de los parámetros de interés, dado que los parámetros que se mantienen fijos afectan también la persistencia del modelo. En otras palabras, pueden existir problemas de identificación débil en el modelo, como los reportados por Canova (2009).

Cuadro 1
Resultados de la calibración

Razones	Datos	Modelo	Desviación
Consumo / PIB	0,80	0,80	-0,70%
Inversión / PIB	0,23	0,23	-1,27%
Exportaciones / PIB	0,18	0,18	0,37%
Importaciones (sin materias primas) / PIB	0,15	0,15	0,79%
Transferencias / PIB	0,03	0,03	-0,74%
Consumo doméstico / Consumo total	0,89	0,89	-0,26%
Consumo importado / Consumo total	0,11	0,11	2,10%
Inversión doméstica / Inversión total	0,74	0,74	-0,42%
Inversión importada / Inversión total	0,26	0,26	1,21%
Inversión doméstica / PIB	0,17	0,17	-1,68%
Consumo doméstico / PIB	0,72	0,71	-0,96%
Distribución de las importaciones / Importaciones	0,21	0,20	-4,24%
Importaciones en puerto / Importaciones con distribución	0,79	0,78	-1,41%
Inversión importada / Importaciones	0,40	0,40	-0,55%
Consumo importado / Importaciones	0,60	0,60	0,37%
Oferta de trabajo	0,30	0,30	0,59%
Materias primas / PIB	0,10	0,09	-5,29%
Importaciones totales en puerto / PIB	0,21	0,21	-3,71%
Consumo doméstico sin distribución / Consumo doméstico	0,92	0,91	-1,44%
Inversión doméstica sin distribución / Inversión doméstica	0,94	0,94	0,02%
Exportaciones sin distribución / Exportaciones	0,86	0,86	-0,11%

Fuente: cálculos de los autores.

IV. ¿QUÉ RIGIDECES NOMINALES Y REALES SON MÁS IMPORTANTES PARA EL AJUSTE DEL MODELO?

El objetivo de esta sección es establecer la importancia de las distintas rigideces nominales y reales para el ajuste empírico del modelo. Para tal fin, comparamos las densidades marginales y las funciones impulso-respuesta de seis modelos con las del modelo base, presentado en la sección II. Cada uno de los modelos alternativos presenta una variación frente al modelo base. En el primer modelo suponemos precios domésticos flexibles ($\varepsilon^q = 0$); en el segundo, salarios nominales flexibles ($\varepsilon^w = 0$); en el tercero, flexibilidad de precios en los bienes importados ($\varepsilon^m = 0$); en el cuarto cambiamos la regla de indexación por una en la cual los precios y salarios se ajustan siguiendo la meta de inflación y no la inflación pasada y, por último, en los dos modelos restantes cambiamos las rigideces reales y mantenemos las rigideces nominales. De esta forma, el quinto modelo no tiene costos de ajuste de la inversión ($\psi^x = 0$), y el sexto no incluye una utilización variable del capital, por lo cual la tasa de depreciación del capital es constante.

Cuadro 2
Distribución *prior* de los parámetros estimados

Parámetros	Distribución <i>prior</i>	Límite inferior	Límite superior	Media <i>prior</i>	Desviación estándar <i>prior</i>
ε^q	uniforme	0,0	1,0	0,50	0,2887
ε^m	uniforme	0,0	1,0	0,50	0,2887
ε^w	uniforme	0,0	1,0	0,50	0,2887
ψ^x	uniforme	0,0	1,0	0,50	0,2887
Ω_u	gamma	0,0	inf	0,010	0,0050
ρ	beta	0,0	1,0	0,50	0,1500
σ	invgamma	0,0	inf	0,013	inf

ρ = representa la persistencia de los procesos de las variables exógenas del modelo.

σ = representa la desviación estándar de cualquiera de los choques del modelo.

Fuente: cálculos de los autores.

El Cuadro 3 muestra la media, la desviación estándar, la moda y las regiones HPD (*highest posterior density*) al 90% de la distribución posterior de los parámetros estimados del modelo base, e incluye también, para fines comparativos, la desviación estándar de las distribuciones *prior*. Dada la contracción de la desviación estándar de la distribución posterior con respecto a la de la distribución *prior*, los resultados

obtenidos indican que la muestra es informativa sobre los parámetros estimados. Además, en el Apéndice C se presentan las distribuciones *priors* y posteriores.

Cuadro 3
Distribución posterior de los parámetros estimados en el modelo base

Parámetros	Desviación estándar <i>prior</i>	Moda posterior	Media posterior	HPD 90%	Desviación estándar posterior
ε^q	0,2887	0,3085	0,3088	0,2642 - 0,3557	0,0263
ε^w	0,2887	0,4226	0,4406	0,3609 - 0,5280	0,0517
ε^m	0,2887	0,1493	0,1532	0,1080 - 0,2032	0,0284
ψ^x	0,2887	0,2610	0,2712	0,1864 - 0,3604	0,0531
ρ_{c^*}	0,1500	0,9137	0,9047	0,8531 - 0,9598	0,0318
ρ_g	0,1500	0,9476	0,9477	0,9372 - 0,9591	0,0069
ρ_{π^*}	0,1500	0,1769	0,1883	0,0849 - 0,2851	0,0652
$\rho_{\pi^{m^*}}$	0,1500	0,9318	0,9221	0,8790 - 0,9635	0,0249
$\rho_{\pi^{m^*}}$	0,1500	0,8709	0,8606	0,7977 - 0,9230	0,0371
ρ_{π^*}	0,1500	0,7700	0,7591	0,6565 - 0,8630	0,0646
ρ_{z^e}	0,1500	0,7974	0,7895	0,6901 - 0,8917	0,0616
ρ_{z^h}	0,1500	0,1497	0,1653	0,0675 - 0,2629	0,0624
ρ_{z^r}	0,1500	0,8185	0,8016	0,7317 - 0,8701	0,0379
ρ_{z^m}	0,1500	0,9332	0,9251	0,8842 - 0,9654	0,0238
ρ_{z^q}	0,1500	0,7470	0,7387	0,6671 - 0,8102	0,0422
ρ_{z^m}	0,1500	0,3701	0,3758	0,2252 - 0,5327	0,0921
ρ_{z^u}	0,1500	0,7789	0,7685	0,7035 - 0,8341	0,0374
ρ_{z^s}	0,1500	0,8777	0,8731	0,8143 - 0,9305	0,0360
Ω_u	0,0050	0,0040	0,0058	0,0012 - 0,0103	0,0025
σ^{c^*}	inf	0,0087	0,0091	0,0075 - 0,0105	0,0009
σ^g	inf	0,0020	0,0021	0,0017 - 0,0025	0,0002
σ^{π^*}	inf	0,0127	0,0131	0,0109 - 0,0152	0,0012
$\sigma^{\pi^{m^*}}$	inf	0,0604	0,0623	0,0525 - 0,0723	0,0059
$\sigma^{\pi^{m^*}}$	inf	0,0824	0,0861	0,0677 - 0,1038	0,0103

Cuadro 3 (continuación)
 Distribución posterior de los parámetros estimados en el modelo base

Parámetros	Desviación estándar <i>prior</i>	Moda posterior	Media posterior	HPD 90%	Desviación estándar posterior
σ^{z^e}	inf	0,0265	0,0275	0,0230 - 0,0318	0,0025
σ^{z^h}	inf	0,4312	0,5024	0,2875 - 0,7268	0,1179
σ^{z^j}	inf	0,0216	0,0223	0,0185 - 0,0261	0,0022
σ^{z^p}	inf	0,0034	0,0035	0,0029 - 0,0042	0,0004
σ^{z^m}	inf	0,0402	0,0421	0,0350 - 0,0490	0,0040
σ^{z^q}	inf	0,0185	0,0195	0,0157 - 0,0233	0,0022
$\sigma^{z^{mm}}$	inf	0,4113	0,4190	0,3556 - 0,4818	0,0389
σ^{z^u}	inf	0,0915	0,0951	0,0786 - 0,1107	0,0098
σ^{z^x}	inf	0,0364	0,0380	0,0314 - 0,0444	0,0038

Nota: Los momentos de la distribución posterior y la densidad marginal del modelo se calculan usando una muestra aleatoria de la distribución posterior de tamaño 100.000. Para obtener esta muestra usamos el algoritmo Random Walk Metropolis-Hastings con distribución de propuesta normal multivariada, que es un caso particular del Markov Chain Monte Carlo (MCMC). El MCMC se calibró de tal forma que la tasa de aceptación estuviera alrededor del 30%. Para tal fin, se inicializó el MCMC en la moda de la distribución *posterior* y la varianza de la distribución de propuesta se hizo proporcional al inverso de la matriz hessiana de la distribución *posterior* evaluada en la moda.
 Fuente: cálculos de los autores.

Según los resultados de la estimación del modelo base, la probabilidad de no ajustar óptimamente los precios de los bienes producidos domésticamente está entre 0,26 y 0,35; lo que implica que estos precios se ajustan de manera óptima cada 1,4 trimestres, en promedio. La estimación del parámetro de Calvo para los bienes importados está entre 0,10 y 0,20; por tanto, los precios se ajustan de manera óptima, en promedio cada 1,2 trimestres. Por último, el parámetro de Calvo para los salarios está entre 0,36 y 0,52; lo que implica que el ajuste óptimo de salarios se da cada 1,8 trimestres⁷.

Los valores estimados de los parámetros de Calvo son inferiores a los reportados por (Smets y Wouters, 2007) para los Estados Unidos, así como a los encontrados en Adolfson *et al.* (2007) para Suecia. Existen varias razones que pueden explicar este resultado. La primera explicación está en la estructura misma del modelo, pues en este las rigideces nominales se amplifican a través de la cadena productiva, toda vez que los precios de los insumos y de los bienes producidos, distribuidos y consumidos

⁷ Los cálculos de la frecuencia del ajuste óptimo se realizan utilizando la media de las distribuciones posterior de los parámetros.

están sujetos a rigideces nominales. Este encadenamiento de las rigideces nominales no forma parte de los modelos estimados en los artículos arriba mencionados, los cuales siguen más de cerca el modelo neokeynesiano tradicional. Una segunda explicación la dan Taylor (2000) y Devereux y Yetman (2002), quienes sugieren que la frecuencia con la que las firmas determinan sus precios en forma óptima debe aumentar en función del nivel de la inflación. Así pues, es de esperarse que esta frecuencia sea más alta en Colombia que la reportada para los Estados Unidos y Suecia, países con menores niveles de inflación.

El Cuadro 4 contiene las medias de las distribuciones posteriores de los parámetros estimados para los siete modelos, junto con la densidad marginal para cada uno de ellos⁸. Al comparar el valor de la densidad marginal entre modelos, es posible ver cuál es el efecto que tiene eliminar alguna de las rigideces nominales o reales sobre el ajuste del modelo. De acuerdo con esta comparación, la rigidez más relevante es la de los salarios, pues al eliminarla se obtiene el menor valor de la distribución marginal, la cual pasa de 1.714,11 en el modelo base a 1.642,12. La segunda rigidez nominal más importante resulta ser la de los precios domésticos, con una reducción de 53 puntos en la distribución marginal frente al modelo base.

Al cambiar la regla de indexación para que el ajuste de precios y salarios no óptimo dependa de la meta de inflación y no de la inflación pasada, encontramos que el valor de la densidad marginal es menor en 17 puntos frente al modelo base: 1.697,10 frente a 1.714,11. De este resultado se podría concluir que el tipo de indexación es poco relevante para el ajuste del modelo; sin embargo, los valores de los parámetros de las rigideces nominales son más altos en el modelo con indexación a la meta que en el modelo base y, además, el parámetro de rigideces de precios es superior al de salarios. Lo anterior sugiere que podría haber problemas de identificación como los expuestos por Canova (2009), que cuestionan las conclusiones que puedan derivarse de la comparación entre las dos reglas de indexación.

Respecto a la importancia de las rigideces reales, encontramos que la más importante es el modelo con costos de ajuste a la inversión, con una reducción de 38 en la densidad marginal con respecto a la del modelo base. En cambio, la depreciación exógena no afecta significativamente el ajuste del modelo; en este caso se reduce en solo 1 punto la densidad marginal.

⁸ La densidad marginal del modelo es proporcional a la probabilidad de que el modelo haya generado los datos.

Cuadro 4
 Medidas de distribuciones posteriores y densidades marginales de los modelos estimados

Parámetros	Modelo base	$\varepsilon^q = 0$	$\varepsilon^w = 0$	$\varepsilon^m = 0$	$\psi^s = 0$	Indexación a la meta	Depreciación exógena
ε^q	0,3088	-	0,3849	0,3120	0,2286	0,5380	0,3342
ε^w	0,4406	0,5770	-	0,4459	0,5428	0,4722	0,4762
ε^m	0,1532	0,1549	0,1603	-	0,1578	0,3661	0,1561
ψ^s	0,2712	0,2108	0,4261	0,2721	-	0,2242	0,2530
ρ_{c^*}	0,9047	0,9023	0,9057	0,9090	0,8952	0,9052	0,9014
ρ_g	0,9477	0,9463	0,9511	0,9476	0,9490	0,9512	0,9459
ρ_{π^c}	0,1883	0,1877	0,1888	0,1950	0,1950	0,1943	0,1960
ρ_{π^m}	0,9221	0,9405	0,9130	0,9296	0,9291	0,9483	0,9161
$\rho_{\pi^{m^*}}$	0,8606	0,8749	0,8585	0,9116	0,8702	0,8669	0,8578
ρ_{π^r}	0,7591	0,7650	0,7586	0,7542	0,7638	0,7542	0,7609
ρ_{z^c}	0,7895	0,7894	0,7916	0,7979	0,7912	0,7844	0,7890
ρ_{z^b}	0,1653	0,2050	0,2695	0,1647	0,1324	0,1553	0,1568
ρ_{z^r}	0,8016	0,7670	0,8486	0,7964	0,7947	0,7793	0,8210
ρ_{z^m}	0,9251	0,9398	0,9272	0,9439	0,9290	0,9282	0,9359
ρ_{z^q}	0,7387	0,7960	0,7424	0,7376	0,7812	0,7302	0,8328
$\rho_{z^{m^*}}$	0,3758	0,6667	0,3856	0,3766	0,3334	0,2839	0,4963
ρ_{z^s}	0,7685	0,7685	0,7787	0,7682	0,7332	0,7595	0,7558
ρ_{z^t}	0,8731	0,8754	0,8620	0,8696	0,9018	0,8509	0,8721
Ω_u	0,0058	0,0091	0,0050	0,0074	0,0059	0,0082	0,0088
σ^{c^*}	0,0091	0,0091	0,0090	0,0091	0,0089	0,0089	0,0091
σ^g	0,0021	0,0022	0,0021	0,0021	0,0022	0,0020	0,0021
$\sigma^{\pi^{c^*}}$	0,0131	0,0131	0,0130	0,0130	0,0131	0,0132	0,0130

Cuadro 4 (continuación)

Medidas de distribuciones posteriores y densidades marginales de los modelos estimados

Parámetros	Modelo base	$\varepsilon^q = 0$	$\varepsilon^w = 0$	$\varepsilon^m = 0$	$\psi^s = 0$	Indexación a la meta	Depreciación exógena
σ^{π^m}	0,0623	0,0625	0,0640	0,0586	0,0621	0,0650	0,0636
$\sigma^{\pi^{m*}}$	0,0861	0,0852	0,0880	0,0590	0,0890	0,0945	0,0869
σ^{lr^a}	0,1546	0,1543	0,1539	0,1545	0,1548	0,1501	0,1552
σ^{z^c}	0,0275	0,0272	0,0276	0,0269	0,0269	0,0273	0,0271
σ^{z^h}	0,5024	1,0217	0,1196	0,5151	0,9311	0,5883	0,5855
σ^{z^j}	0,0223	0,0193	0,0235	0,0222	0,0217	0,0186	0,0208
$\sigma^{z^{ja}}$	0,0035	0,0035	0,0035	0,0035	0,0035	0,0035	0,0035
σ^{z^m}	0,0421	0,0416	0,0422	0,0416	0,0427	0,0462	0,0415
σ^{z^q}	0,0195	0,0158	0,0207	0,0199	0,0163	0,0231	0,0203
σ^{z^m}	0,4190	0,4402	0,4383	0,4263	0,4133	0,3599	0,4693
σ^{z^s}	0,0951	0,1016	0,0992	0,0973	0,1019	0,0970	0,0818
σ^{z^s}	0,0380	0,0411	0,0405	0,0383	0,0305	0,0367	0,0368
Densidad marginal	1.714,11	1.661,16	1.642,12	1.703,86	1.675,45	1.697,10	1.713,14

Fuente: cálculos de los autores.

Vale la pena resaltar que al eliminar las rigideces reales o al suponer que la indexación se da a la meta de inflación, en general, se obtienen valores más altos para los parámetros de las rigideces nominales. Este resultado concuerda con lo presentado en Mackowiak y Smets (2008) y Fuhrer (2010), según los cuales se puede dar una compensación entre los mecanismos que determinan la persistencia inflacionaria.

Por último, encontramos que en todos los casos en los que se estimó la rigidez de salarios y se indexa a la meta de inflación, el valor del parámetro correspondiente es mayor que el de los parámetros que determinan las rigideces de precios. Además,

los resultados muestran que las rigideces de precios domésticos son mayores que las rigideces de precios de los bienes importados en todos los modelos.

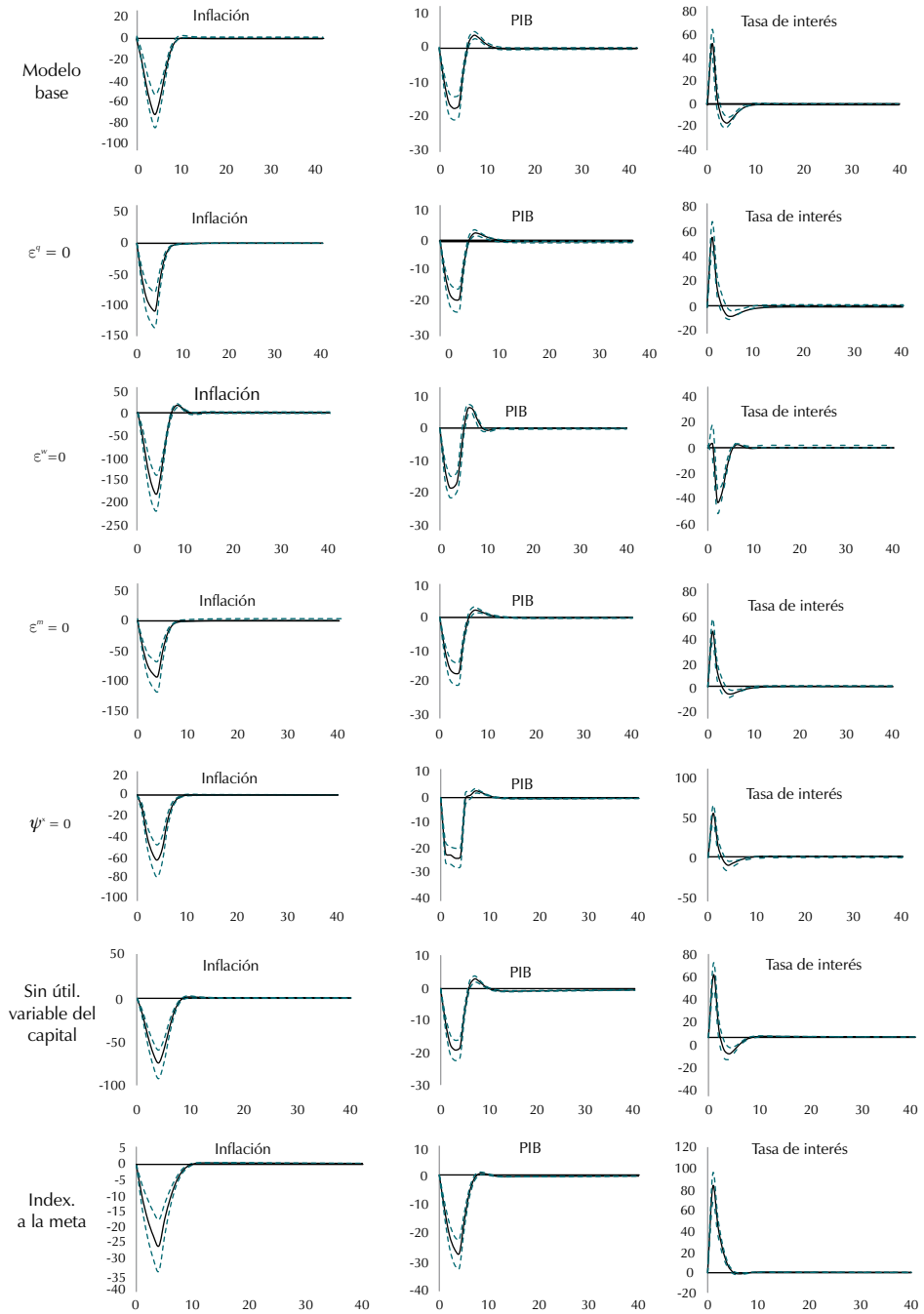
Los resultados hasta ahora presentados, analizan la importancia de las rigideces nominales y reales para el ajuste empírico del modelo. Sin embargo, con estos resultados no podemos juzgar su efecto sobre las dinámicas de corto plazo. Para este fin, comparamos las funciones impulso-respuesta de los distintos modelos. El Gráfico 1 muestra las respuestas de la inflación del bien final de consumo, del PIB real y de la tasa de política ante un choque de política monetaria de una desviación estándar. En términos generales, se puede ver que las respuestas de la inflación y el producto dependen en gran medida de las rigideces activas.

Como se ve en el Gráfico 1, tanto en los modelos con precios flexibles como en el modelo sin depreciación endógena se observan respuestas similares a las del modelo base. En este último, la máxima repuesta de la inflación y del PIB ante el choque monetario es una reducción de 70 pb y de 18 pb, respectivamente, ante un aumento de 55 pb en la tasa de interés nominal. La única diferencia que valdría la pena resaltar, es la inflación que cae 35 pb más en el modelo con precios domésticos flexibles que en el modelo base, como es de esperarse.

Por otro lado, las respuestas de la inflación y del PIB a este mismo choque en los modelos con salarios flexibles difieren significativamente de las del modelo base. En el modelo con salarios flexibles, ante un aumento de 3 pb en la tasa de interés, la respuesta en la inflación y en el PIB es una caída de 181 pb y 18 pb, respectivamente. La sensibilidad de la inflación y el PIB a movimientos en la tasa de interés concuerda con el resultado que se muestra en el Cuadro 3, según el cual este modelo tiene la menor probabilidad de haber generado los datos.

Una posible explicación de las diferencias en las dinámicas de los modelos con precios y salarios flexibles, es el precio del bien final de consumo que es igual a su costo marginal, el cual es un ponderado de los precios de los factores a lo largo de la cadena productiva. En esta ponderación, el salario recibe el peso más alto y los precios de los insumos importados, el menor; por tanto, aunque los precios de la producción doméstica o de los importados sean flexibles, si los salarios no lo son, el costo marginal del bien de consumo final hereda una alta persistencia que se transmite, a su vez, a la inflación.

Gráfico 1
Respuestas a un choque de política monetaria en los siete modelos estimados



Fuente: cálculos de los autores.

Cuando la indexación se realiza a la meta y no a la inflación pasada, las dinámicas de la inflación y del PIB son significativamente distintas de las del modelo base. En este caso, la inflación se reduce en 44 pb menos que en el modelo base, mientras que el producto cae 9 pb adicionales. Esto se debe a que en la estimación del modelo con indexación a la meta se obtuvieron los valores más altos para los parámetros de las rigideces nominales, lo que implica una mayor respuesta del producto ante el choque monetario.

Finalmente, el efecto de eliminar los costos de ajuste de la inversión es una mayor y más rápida contracción del PIB que la que se da en el modelo base. Sin embargo, la reacción de la inflación es similar en los dos modelos. Hay dos explicaciones posibles para este resultado. Primera, el valor de ε^w aumenta, frente al modelo base, lo que implica una mayor rigidez en los costos marginales. Segunda, al hacer $\psi^x = 0$, el ajuste por cantidades es menos costoso.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se estimó un conjunto de modelos DSGE con distintas combinaciones de rigideces nominales y reales, con el objetivo de estudiar la importancia relativa en el ajuste empírico y la dinámica de corto plazo de las distintas rigideces. Los principales resultados obtenidos se resumen a continuación. En general, las rigideces nominales y reales resultan relevantes, bien sea para determinar el ajuste empírico del modelo o las dinámicas de corto plazo. En detalle, el ajuste del modelo está determinado, en orden de importancia, por la rigidez de salarios, la rigidez de los precios domésticos, los costos de ajuste a la inversión, el tipo de indexación que se tenga y la rigidez de los precios importados. Respecto a las dinámicas, la sensibilidad ante el choque de política depende en mayor medida de las rigideces de salarios, del tipo de indexación de precios y salarios y de los costos de ajuste de la inversión.

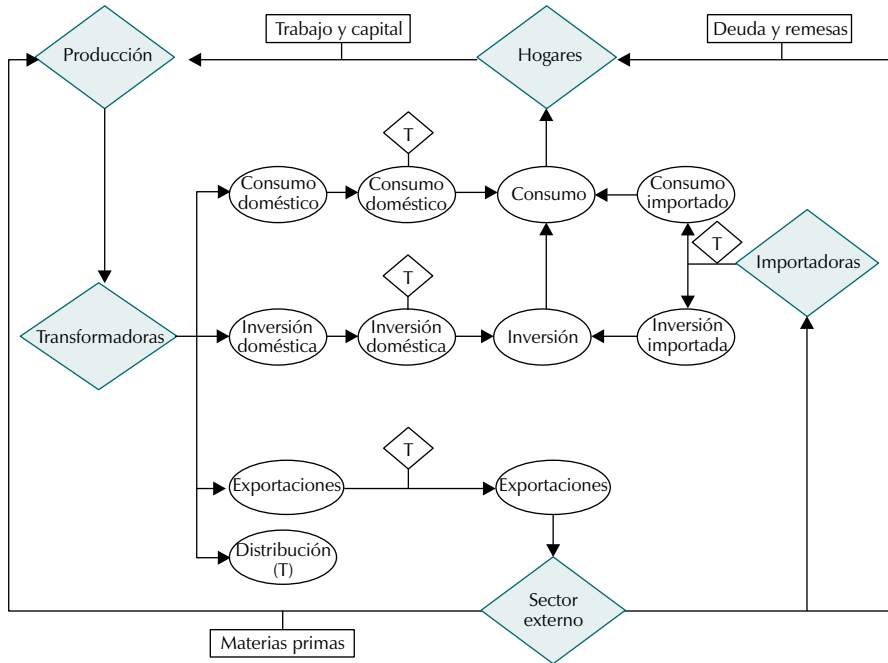
REFERENCIAS

1. Adolfson, M.; Laseen, S.; Linde, J.; Villani, M. "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model With Incomplete Pass-Through", *Journal of International Economics*, vol. 72, num. 2, pp. 481-511, 2007.
2. Andrle, M. "The Role of Trends and Detrending in DSGE Models", *MPRA Paper* 13289, University Library of Munich, Germany, 2008.
3. Andrle, M.; Hledik, T.; Kamenik, O.; Vlcek, J. "Implementing the New Structural Model of the Czech National Bank", *Working Papers* 2009/2, Czech National Bank, Research Department, 2009.
4. Bonaldi, P.; González, A.; Prada, J. D.; Rodríguez, D.; Rojas, L. E. "Método numérico para la calibración de un modelo DSGE", *Borradores de Economía*, núm. 548, Banco de la República de Colombia, 2009.
5. Calvo, G. A. "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, num 3, pp. 383-398, 1983.
6. Canova, F. "Bridging Cyclical DSGE Models and the Raw Data" (mimeo), 2009.
7. Canova, F.; Sala, L. "Back to Square One: Identification Issues in DSGE Models", *Working Paper Series* 583, European Central Bank, 2006.
8. Christiano, L. J.; Eichenbaum, M.; Evans, C. L. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113, num. 1, pp. 1-45, 2005.
9. Devereux, M. B.; Yetman, J. "Menu Costs and the Longrun Outputinflation Trade-Off", *Economics Letters*, vol. 76, num. 1, pp. 95-100, 2002.
10. Erceg, C. J.; Henderson, D. W.; Levin, A. T. "Optimal monetary Policy With Staggered Wage and Price Contracts", *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, num. 2, pp. 281-313, 2000.
11. Fuhrer, J. C. "Inflation Persistence", in Friedman, B. M.; Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3, chapter 9, pp. 423-486, Elsevier, 2010.
12. Galí, J.; Gertler, M. "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, num. 2, pp. 195-222, 1999.
13. González, A.; Mahadeva, L.; Prada, J. D.; Rodríguez, D. "Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs: Patacon Model Description", *Borradores de Economía*, núm. 656, Banco de la República de Colombia, 2011.
14. González, A.; Rincón, H.; Rodríguez, N. "La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación", en Jalil, M.; Mahadeva, L. (Eds.), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, cap. 10, pp. 507-554. Bogotá, Banco de la República y Universidad Externado de Colombia, 2010.
15. Julio, J. M.; Zárate, H. M. "The price Setting Behavior in Colombia: Evidence from PPI Micro Data", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 26, núm. 56, pp. 12-44, 2008.
16. Julio, J. M.; Zárate, H. M.; Hernández, M. D. "The Stickiness of Colombian Consumer Prices", *Borradores de Economía*, núm. 578, Banco de la República de Colombia, 2009.
17. López, M. R. "Efficient Policy Rule for Inflation Targeting in Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, núm. 45, pp. 81-116, 2004.
18. Mackowiak, B.; Smets, F. "On Implications of Micro Price Data for Macro Models", *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series*, 2008.
19. Parra, J. C. "Sensibilidad del IPC a la tasa de cambio en Colombia: una medición de largo plazo", en Jalil, M.; Mahadeva, L. (Eds.), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, cap. 9, pp. 463-506, Bogotá, Banco de la República y Universidad Externado de Colombia, 2010.

20. Schmitt-Grohe, S.; Uribe, M. "Closing Small Open Economy Models", *Journal of International Economics*, vol. 61, num. 1, pp. 163-185, 2003.
21. Smets, F.; Wouters, R. "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area", *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, num. 5, pp. 1123-1175, 2003.
22. Smets, F.; Wouters, R. "Shocks and Frictions in us Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", *American Economic Review*, vol. 97, num. 3, pp. 586-606, 2007.
23. Taylor, J. B. "Low Inflation, Passthrough, and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, vol. 44, num. 7, pp. 1389-1408, 2000.

APÉNDICE

A. ESTRUCTURA DEL MODELO



Fuente: elaboración de los autores.

B. PARÁMETROS CALIBRADOS Y COEFICIENTES DE LA REGLA DE POLÍTICA

Símbolo	Parámetros	Valor
Proceso de crecimiento		
\bar{g}	Tasa de crecimiento de la productividad de largo plazo	0,0060
\bar{n}	Tasa de crecimiento de la población	0,0030
Variables extranjeras		
\bar{i}^*	Extranjera tasa de interés externa	0,0123
\bar{b}^*	Nivel de endeudamiento de largo plazo	0,3000
μ	Elasticidad de la demanda por exportaciones	1,5131
Política monetaria		
ρ_s	Coefficiente de suavizamiento en la regla de política	0,7000
φ_π	Respuesta de la inflación en la regla de política	2,5000
φ_y	Respuesta del PIB en la regla de política	0,8000
$\bar{\pi}$	Objetivo de inflación (tasa bruta)	0,0074
Función de utilidad		
η	Elasticidad de la oferta de trabajo (inverso de la elasticidad de Frisch)	3,4322
σ	Coefficiente de aversión relativa al riesgo	3,9971
hab	Hábito en el consumo	0,2572
TBP	Tasa bruta de participación	0,5370
TD	Tasa de desempleo	0,1344
β	Factor subjetivo de descuento	0,9939
Función de producción		
α	Coefficiente del valor agregado en la función de producción	0,9421

B. PARÁMETROS CALIBRADOS Y COEFICIENTES
DE LA REGLA DE POLÍTICA (continuación)

Símbolo	Parámetros	Valor
α_v	Coefficiente del capital en la producción del valor agregado	0,5963
ρ	Elasticidad de sustitución entre el valor agregado y las materias primas	0,1249
ρ_v	Elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo	0,8523
Función de transformación		
ω_q	Grado de sustitución entre los usos domésticos del producto y las exportaciones	3,6961
ω_{nt}	Grado de sustitución entre los usos domésticos del producto	1,4865
ν_c	Coefficiente de participación del consumo sin distribución en los usos domésticos del producto	3,2550
ν_e	Coefficiente de participación de las exportaciones sin distribución en el producto	3,8520
ν_{nt}	Coefficiente de participación de los usos domésticos en el producto	0,2614
ν_{dis}	Coefficiente de participación de la distribución en los usos domésticos del producto	3,9827
ν_x	Coefficiente de participación de la inversión en los usos domésticos del producto	36,4170
Elasticidad de sustitución		
ω^c	Elasticidad de sustitución entre consumo doméstico e importado	2,8720
ω^{cd}	Elasticidad de sustitución entre consumo doméstico y distribución	1,2194
ω^x	Elasticidad de sustitución entre inversión doméstica e importada	0,4663
ω^{xd}	Elasticidad de sustitución entre inversión doméstica y distribución	0,6425
ω^e	Elasticidad de sustitución entre exportaciones y distribución	0,6768
ω^m	Elasticidad de sustitución entre importaciones y distribución	0,2900
Coefficiente de participación		
γ^c	Coefficiente de participación del consumo doméstico en el consumo	0,9263
γ^{cd}	Coefficiente de participación del consumo doméstico sin distribución en el consumo doméstico	0,9289
γ^x	Coefficiente de participación de la inversión doméstica en la inversión	0,6772
γ^{xd}	Coefficiente de participación de la inversión doméstica sin distribución en la inversión doméstica	0,9547

B. PARÁMETROS CALIBRADOS Y COEFICIENTES
 DE LA REGLA DE POLÍTICA (continuación)

Símbolo	Parámetros	Valor
γ^e	Coefficiente de participación de las exportaciones sin distribución en las exportaciones	0,8640
γ^m	Coefficiente de participación de las importaciones en puerto en las importaciones	0,8320
Elasticidad de sustitución		
θ^q	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de producto	2,3969
θ^{cd}	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de consumo doméstico	48,3811
θ^{id}	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de inversión doméstica	43,5115
θ^e	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de bienes para exportar	46,2919
θ^m	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de bienes importados	49,9498
θ^{pm}	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de materias primas	41,9212
θ^{dis}	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de distribución	3,0365
θ^w	Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de trabajo	3,0887
Variable de depreciación y función de costos		
$\bar{\delta}$	Parámetro asociado a la depreciación endógena 1	0,0051
Υ	Parámetro asociado a la depreciación endógena 2	0,6989
b	Parámetro asociado a la depreciación endógena 3	0,0273
Media de los procesos exógenos		
\bar{c}^*	Media del parámetro de demanda externa	0,4200
$\bar{\pi}^{c*}$	Inflación externa mundial de largo plazo	0,0060

B. PARÁMETROS CALIBRADOS Y COEFICIENTES
DE LA REGLA DE POLÍTICA (continuación)

Símbolo	Parámetros	Valor
$\bar{\pi}^{m*}$	Media del proceso exógeno asociado con el precio externo de los importados	0,0060
$\bar{\pi}^{ms}$	Media del proceso exógeno asociado con el precio externo de las materias primas	0,0060
$\bar{t}r^*$	Media del proceso exógeno de las transferencias externas	0,0585
\bar{z}^u	Media del proceso exógeno asociado con la utilidad marginal del consumo	0,1331
\bar{z}^h	Media del proceso exógeno asociado con la desutilidad marginal del trabajo	104,3463
\bar{z}^q	Media del proceso exógeno asociado con la productividad	0,5615
\bar{z}^x	Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para la inversión	1,0227
\bar{z}^e	Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para exportar	1,3657
\bar{z}^i	Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta	1,0000
\bar{z}^{i*}	Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta externa	1,0000
\bar{z}^m	Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes importados	1,0166
\bar{z}^{ms}	Media del proceso exógeno asociado con las materias primas	2,3405
\bar{z}^{cd}	Parámetro de escala en la producción de consumo doméstico	1,3046
\bar{z}^d	Parámetro de escala en la producción de distribución	1,9752
\bar{z}^{nt}	Parámetro de escala en la producción de usos domésticos del producto	1,1268
\bar{z}^{xd}	Parámetro de escala en la producción de inversión doméstica	1,3376

Fuente: cálculos de los autores.

C. PRIORS Y POSTERIORES DEL MODELO BASE

Gráfico A.1
 Distribuciones *prior* y *posterior* de los parámetros de Calvo para el modelo base

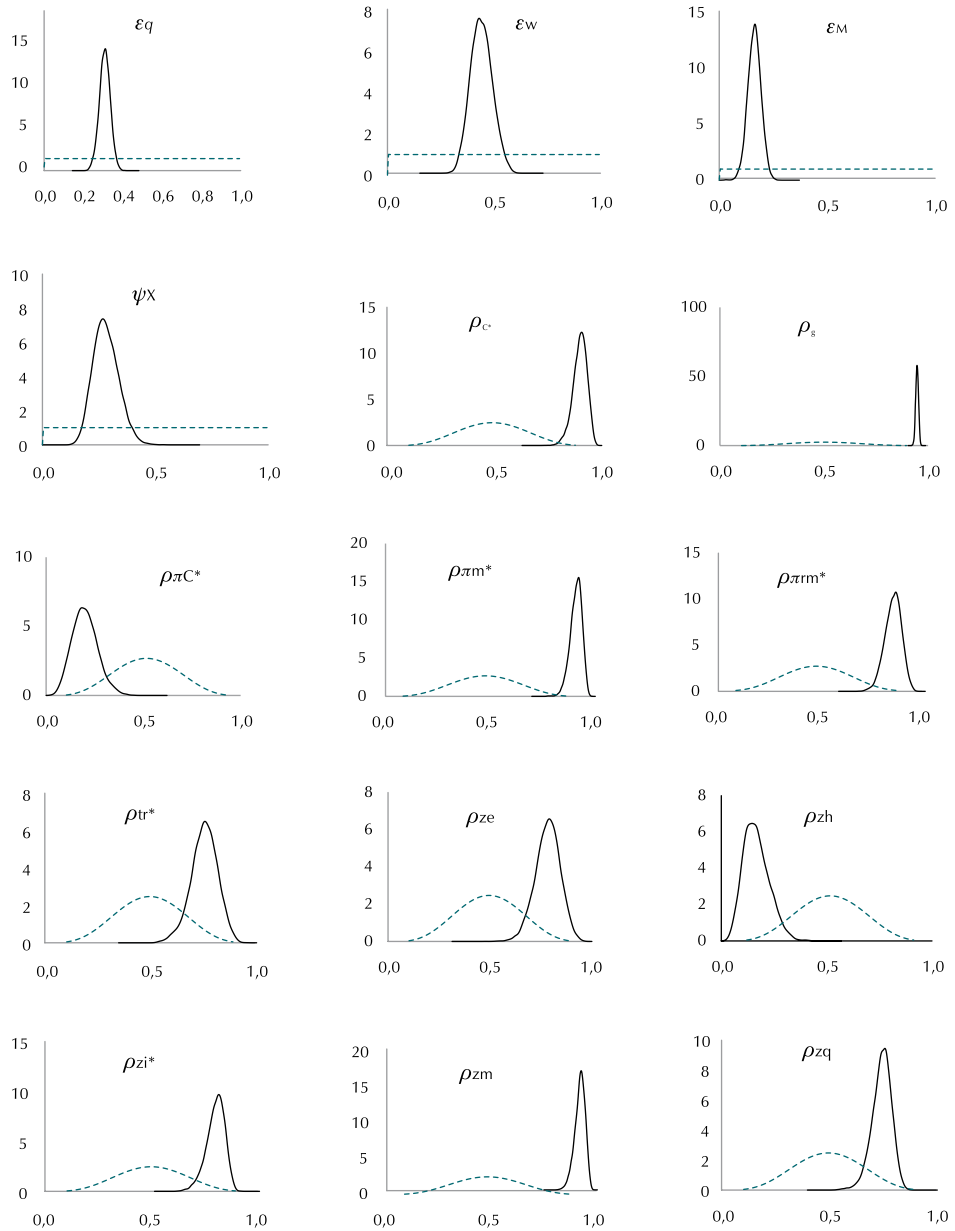


Gráfico A.1 (continuación)
Distribuciones *prior* y *posterior* de los parámetros de Calvo para el modelo base

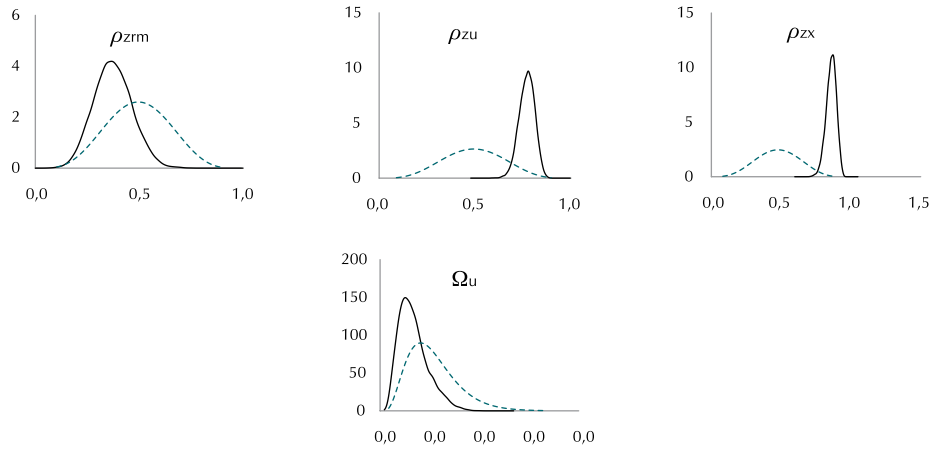
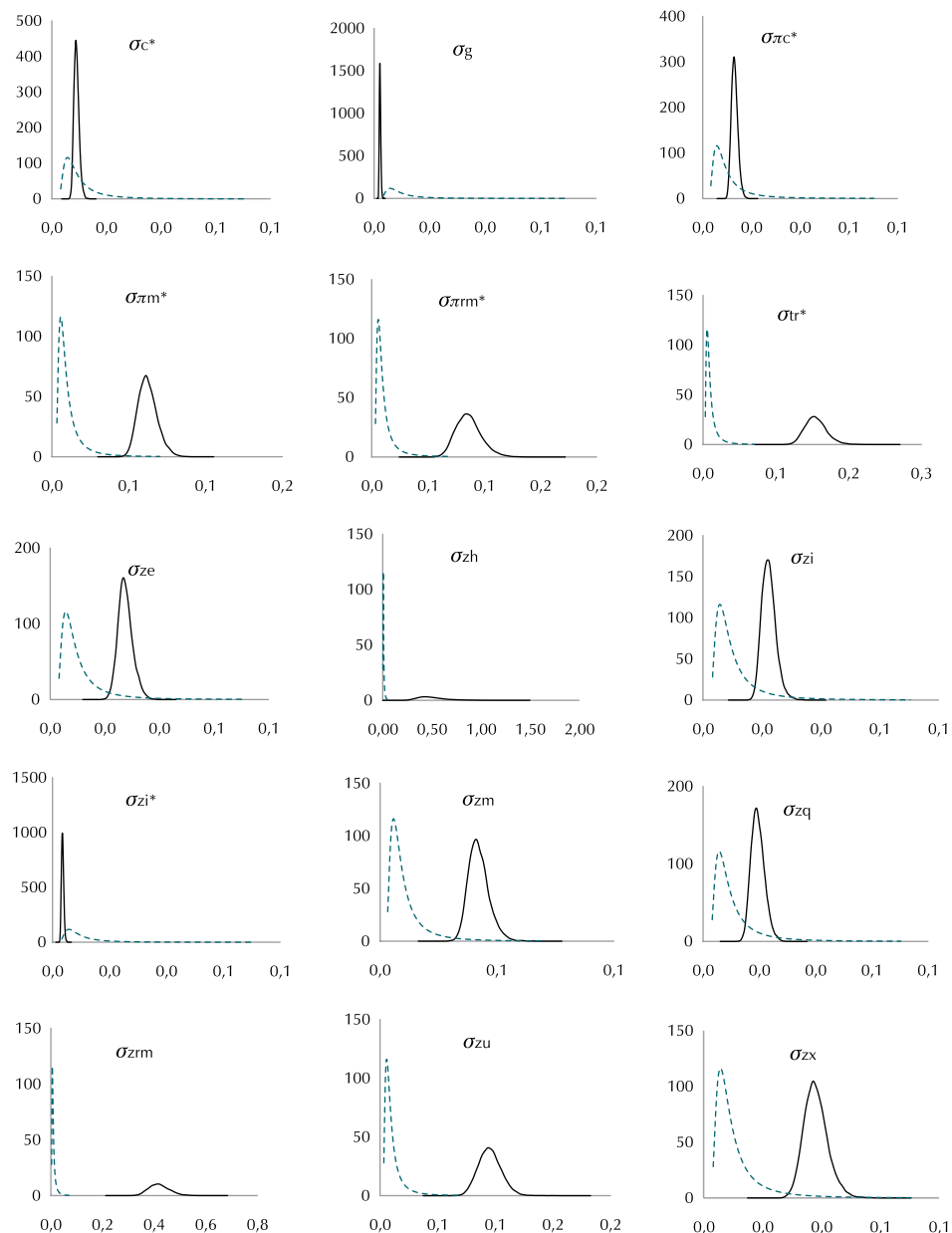


Gráfico A.2
 Distribuciones *prior* y *posterior* de las desviaciones estándar de los choques para el modelo base



Fuente: cálculos de los autores.

Revista Desarrollo y Sociedad

69

I semestre 2012
ISSN 0120-3584

Edición especial sobre
Evaluación de impacto

Editorial

Ximena Peña, editora invitada

Artículos

Seguridad Democrática, presencia de la Policía y conflicto en Colombia
Darwin Cortés, Juan F. Vargas, Laura Hincapié y María del Rosario Franco

Conductas violentas y hacinamiento carcelario

Oscar Barriga Cabanillas

Mechanisms Behind Substance Abuse and Rugby. Lessons from a Field
Experiment with Incarcerated Offenders

Alexander Castleton y Alejandro Cid

Efectos de las becas educativas del programa Oportunidades sobre
la asistencia escolar. El caso de la zona urbana del noreste de México

Oscar Alfonso Martínez Martínez

Análisis del embarazo y la maternidad durante la adolescencia:
diferencias socioeconómicas

Camila Galindo Pardo

Evaluar para mejorar: el caso del programa Hogares Comunitarios
de Bienestar del ICBF

José Luis González Ramírez e Iván Mauricio Durán

CEDE
CENTRO DE ESTUDIOS SOBRE DESARROLLO ECONÓMICO

 Universidad de
los Andes
Facultad de Economía

Los resúmenes de los artículos pueden consultarse por medio de la página: <http://economia.uniandes.edu.co>. Para compras comunicarse con la Librería Uniandes al teléfono: 339 49 49 extensión 2181. Para información sobre las guías para enviar artículos, comunicarse con el Comité Editorial al correo revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Para suscripciones ingresar al link:

http://economia.uniandes.edu.co/suscripciones_dys