

Importancia de las rigideces nominales y reales en Colombia: un enfoque de equilibrio general dinámico y estocástico

Pietro Bonaldi
Andrés González
Diego Rodríguez*

* Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco de la República.

I. INTRODUCCIÓN

Este capítulo 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. 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 capítulo 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, 2009, para una

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.

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 Gali y Gertler (1999), Smets y Wouters (2003, 2007) y Christiano, Eichenbaum y Evans (2005)— incluyen mecanismos de indexación o componentes *backward-looking* en 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 Sección II se hace una descripción del modelo y se discuten los mecanismos de formación de precios y salarios, así como las reglas de indexación. La Sección III está dedicada a la estimación y se indican las distribuciones *prior* utilizadas. En la Sección IV 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 Sección V concluye.

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, Laséen, Lindé 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 A1 del Anexo 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 capítulo 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 determinado tanto por el precio externo, que sigue un proceso exógeno, como por el costo de su distribución en el mercado doméstico. Así mismo, 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 (2008) y Parra (2008) 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*)

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

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-Grohé 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 período 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 margi-

nales presentes, de las expectativas de inflación y de la inflación pasada. Explícitamente, la ecuación

$$\hat{\pi}_t^j = \frac{(1 - \epsilon^j)(1 - \epsilon^j \beta (1 + n)(1 + g)^{1-\sigma})}{\epsilon^j(1 + \beta(1 + n)(1 + g)^{1-\sigma})} \hat{\lambda}_t^j + \frac{\beta(1 + n)(1 + g)^{1-\sigma}}{1 + \beta(1 + n)(1 + g)^{1-\sigma}} E_t \hat{\pi}_{t+1}^j + \frac{1}{1 + \beta(1 + n)(1 + g)^{1-\sigma}} \hat{\pi}_{t-1}^j \quad (1)$$

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, $1 - \epsilon^j$ 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 de aversión relativa al riesgo, $1 + n$ es la tasa de crecimiento de la población y $1 + g$ 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.

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.

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

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^*), la tasa de interés nominal externa (z^{ie}), el precio en dólares de las materias primas importadas (q^{mr}), el precio en dólares de los bienes importados para consumo e inversión (q^m), la inflación externa (π^*) y el flujo de remesas (tr). A nivel interno, el modelo incluye un choque de política monetaria (z^i) y choques a la utilidad marginal del consumo (z'') y del ocio (z^h); a la productividad en las funciones de producción del bien doméstico (z^q), de las materias primas (z^{rm}), de las exportaciones (z^e) y de los bienes importados (z^m); a la eficiencia de la inversión en la acumulación de capital (z^x) y a la tasa de crecimiento de la productividad de las horas trabajadas (G).

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.

III. DATOS Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

El modelo presentado en la Sección II se estimó mediante métodos bayesianos, usando catorce variables de la economía colombiana. Las variables empleadas en la estimación fueron: las diferencias logarítmicas del 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 y de las transferencias. Así mismo, 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. Así mismo, 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 calculadas 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 Cuadro A1 del Anexo.

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 que la función de verosimilitud no necesariamente nos llevaría a las relaciones de estado estacionario presentadas en el Cuadro 1, ya que para el cálculo

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).

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.

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%
Import. en puerto / Import. 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 doméstico sin distribución / Inversión doméstica	0,94	0,94	0,02%
Exportaciones sin distribución / Exportaciones	0,86	0,86	-0,11%

Los parámetros estimados fueron $\epsilon^q, \epsilon^m, \epsilon^W, \psi^x$ y las varianzas de los quince choques del modelo. ϵ^q denota 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, en la producción de bienes

de inversión y en la producción de servicios de distribución. ϵ es la proporción correspondiente en la distribución de bienes importados para consumo e inversión y de materias primas importadas. ϵ es la proporción de hogares que no ajustan sus salarios de manera óptima. Por último, ψ^x mide la intensidad de los costos de ajuste de la inversión. El Cuadro 2 muestra las distribuciones *prior* empleadas, junto con los valores de los hiperparámetros, la media y la desviación estándar.

CUADRO 2. DISTRIBUCIONES *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	0,5	0,2887
ϵ	Uniforme	0,0	1,0	0,5	0,2887
ϵ	Uniforme	0,0	1,0	0,5	0,2887
ψ^x	Uniforme	0,0	1,0	0,5	0,2887
σ^*	Uniforme	0,0	5,0	2,5	1,4434

σ representa la desviación estándar de cualquiera de los choques del modelo, que tienen la misma distribución *prior*.

Dado que el objetivo principal del presente capítulo es determinar la importancia de las distintas rigideces nominales y reales para explicar el comportamiento de las variables económicas, fijamos en 0,5 las persistencias de los procesos estocásticos de las variables exógenas, lo que implica que los choques macroeconómicos se diluyen en más o menos ocho trimestres. De igual forma, mantenemos constantes los valores de los parámetros de la regla de política y de la semielasticidad de la tasa de interés externa con respecto a la razón deuda-PIB. 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 y Sala (2009).

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 ($\epsilon^q = 0$); en el segundo, salarios nominales flexibles ($\epsilon = 0$); en el tercero, flexibilidad de precios en los bienes importados ($\epsilon = 0$); 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.

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.

Según los resultados de la estimación del modelo base, la probabilidad de no ajustar óptimamente los precios de los bienes producidos domésticamente está entre 0,32 y 0,4, lo que implica que estos precios se ajustan de manera óptima cada 1,6 trimestres, en promedio. La estimación del parámetro de Calvo para los bienes importados está entre 0,25 y 0,34, por lo tanto, los precios se ajustan de manera óptima, en promedio cada 1,4 trimestres. Por último, el parámetro de Calvo para los salarios está entre 0,37 y 0,53, lo que implica que el ajuste óptimo de salarios se da cada 1,8 trimestres⁶.

⁶ Los cálculos de la frecuencia del ajuste óptimo se realizan utilizando la media de las distribuciones posteriores de los parámetros.

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	0,3636	0,3615	0,3208 - 0,4018	0,0182
ϵ	0,2887	0,4390	0,4547	0,3767 - 0,5333	0,0265
ϵ	0,2887	0,2987	0,3021	0,2554 - 0,3450	0,0172
ψ^x	0,2887	0,3229	0,3326	0,2352 - 0,4304	0,0574
σ^{c^*}	1,4434	0,0052	0,0054	0,0036 - 0,0073	0,0010
σ^g	1,4434	0,0055	0,0057	0,0040 - 0,0075	0,0010
σ^{π^*}	1,4434	0,0145	0,0149	0,0125 - 0,0173	0,0014
σ^{qm}	1,4434	0,0929	0,0963	0,0795 - 0,1123	0,0092
σ^{qmr}	1,4434	0,1545	0,1591	0,1313 - 0,1881	0,0159
σ^{tr}	1,4434	0,1805	0,1851	0,1558 - 0,2143	0,0174
σ^{z^e}	1,4434	0,0392	0,0402	0,0334 - 0,0466	0,0038
σ^{z^h}	1,4434	0,4280	0,4819	0,3058 - 0,6584	0,0651
σ^{z^i}	1,4434	0,0285	0,0293	0,0246 - 0,0343	0,0029
$\sigma^{z^{ie}}$	1,4434	0,0337	0,0346	0,0289 - 0,0406	0,0034
σ^{z^m}	1,4434	0,0925	0,0951	0,0790 - 0,1108	0,0092
σ^{z^q}	1,4434	0,0285	0,0294	0,0227 - 0,0353	0,0033
$\sigma^{z^{mm}}$	1,4434	0,4812	0,4938	0,4120 - 0,5743	0,0470
σ^{z^u}	1,4434	0,0902	0,0929	0,0764 - 0,1105	0,0097
σ^{z^v}	1,4434	0,0561	0,0580	0,0467 - 0,0687	0,0065

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.

Los valores estimados de los parámetros de Calvo son inferiores a los reportados por Smets y Wouters (2007) para 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 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 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 ellos⁷. 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 1.404,9, en el modelo base, a 1.317,6. La segunda rigidez nominal más importante resulta ser la de los precios domésticos, con una reducción de sesenta 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 se mantiene casi inalterado frente al modelo base: 1.404 frente a 1.404,9. De este resultado se podría concluir que el tipo de indexación es irrelevante 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. Lo anterior sugiere que podría haber problemas de identificación como los expuestos por Canova y Sala (2009), que cuestionan las conclusiones que puedan derivarse de la comparación entre las dos reglas de indexación.

⁷ La densidad marginal del modelo es proporcional a la probabilidad de que el modelo haya generado los datos.

**CUADRO 4. MEDIAS DE LAS DISTRIBUCIONES POSTERIORES Y DENSIDADES MARGINALES
DE LOS MODELOS ESTIMADOS**

Parámetros	Modelo base	$\epsilon^q = 0$	$\epsilon = 0$	$\epsilon = 0$	$\psi^x = 0$	Indexación a la meta	Depreciación exógena
ϵ^q	0,3615	-	0,3770	0,3780	0,2947	0,5163	0,4126
ϵ	0,4547	0,6188	-	0,4411	0,5862	0,5957	0,4903
ϵ	0,3021	0,3435	0,2896	-	0,3173	0,4564	0,3086
ψ^x	0,3326	0,2558	0,4225	0,3104	-	0,3742	0,3734
σ^{c^*}	0,0054	0,0054	0,0053	0,0057	0,0054	0,0055	0,0051
σ^g	0,0057	0,0057	0,0056	0,0055	0,0058	0,0058	0,0060
σ^{π^*}	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149	0,0149
σ^{qm}	0,0963	0,1028	0,0987	0,0905	0,0864	0,0937	0,0955
σ^{qmr}	0,1591	0,1777	0,1544	0,1081	0,1757	0,1868	0,1612
σ^{tr}	0,1851	0,1847	0,1855	0,1847	0,1841	0,1849	0,1844
σ^{z^e}	0,0402	0,0385	0,0400	0,0370	0,0400	0,0425	0,0408
σ^{z^h}	0,4819	1,1247	0,1581	0,4588	1,0198	0,9585	0,5737
σ^{z^i}	0,0293	0,0331	0,0333	0,0288	0,0289	0,0238	0,0301
$\sigma^{z^{ic}}$	0,0346	0,0311	0,0339	0,0319	0,0386	0,0371	0,0362
σ^{z^m}	0,0951	0,1002	0,0944	0,0850	0,0995	0,1113	0,0964
σ^{z^q}	0,0294	0,0182	0,0334	0,0296	0,0238	0,0485	0,0315
$\sigma^{z^{rm}}$	0,4938	0,4594	0,5003	0,4899	0,4810	0,5603	0,5179
σ^{z^r}	0,0929	0,1062	0,0924	0,0902	0,0921	0,0938	0,0854
σ^{z^x}	0,0580	0,0663	0,0613	0,0553	0,0363	0,0596	0,0579
Densidad marginal	1.404,9	1.345	1.317,6	1.369	1.404	1.357,6	1.400,7

Con respecto a la importancia de las rigideces reales, encontramos que la más importante es la de costos de ajuste a la inversión, con una reducción de 47 en la densidad marginal con respecto a la del modelo base. En cambio, la ausencia de depreciación endógena no afecta significativamente el ajuste del modelo y se reduce en solo 4 la densidad marginal, en concordancia con lo obtenido por Smets y Wouters (2007). Vale la pena resaltar que al eliminar las rigideces reales 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 (2009), 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, 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, excepto en el que no se incluyen costos de ajuste a la inversión, en el cual ambos parámetros valen 0,3 aproximadamente.

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 50 pb y de 15 pb, respectivamente, ante un aumento de 60 pb en la tasa de interés nominal. La única diferencia que valdría la pena resaltar es que la inflación cae 30 pb más en el modelo con precios domésticos flexibles que en el modelo base, como es de esperarse.

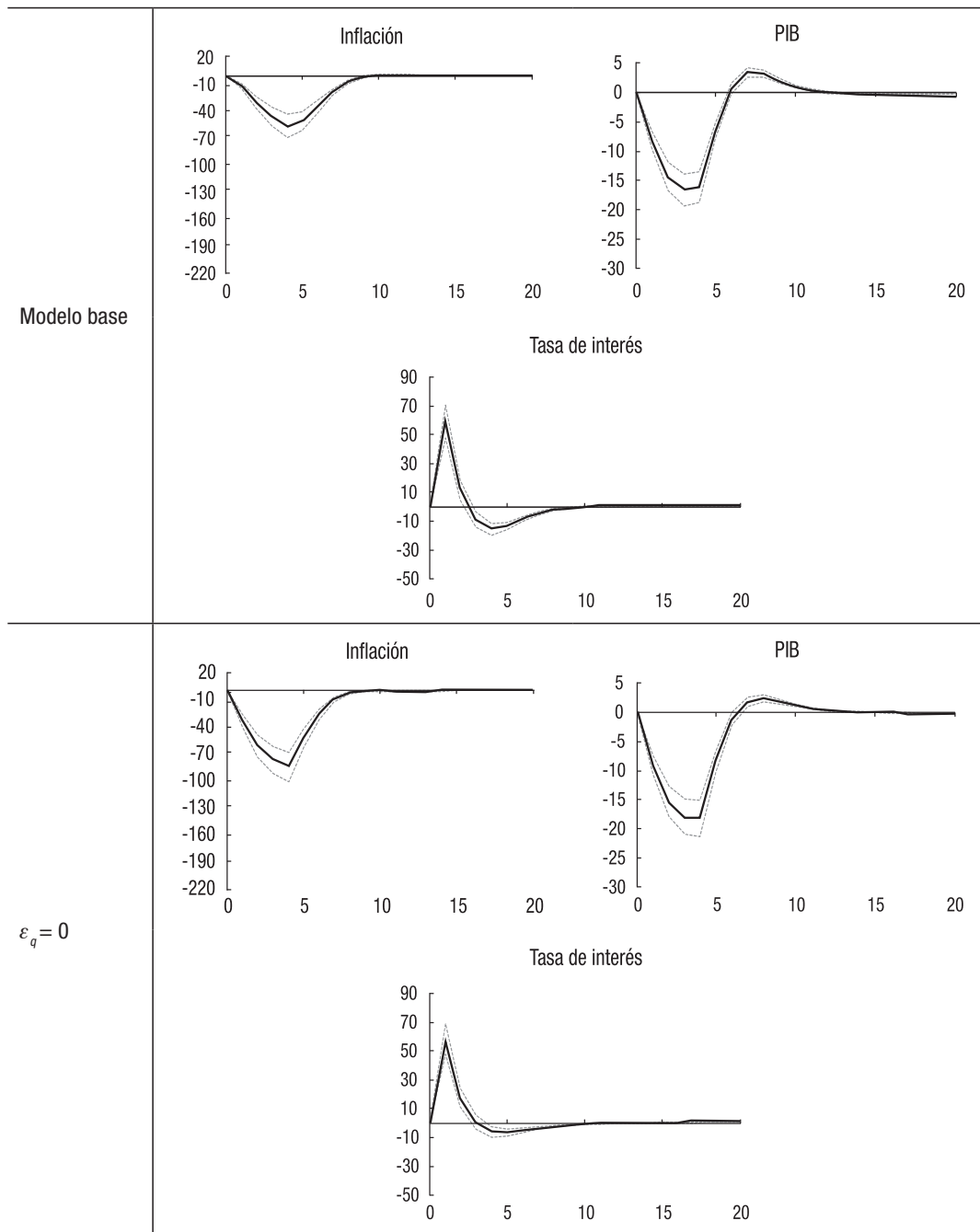
Por otro lado, las respuestas de la inflación y del PIB a este mismo choque en los modelos con salarios flexibles difieren significativamente de las del modelo base. En el modelo con salarios flexibles, ante un aumento de 4 pb en la tasa de interés, la respuesta en la inflación y en el PIB es una caída de 170 pb y 20 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 4, 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 que el precio del bien final de consumo 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 lo 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.

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 20 pb menos que en el modelo base, mientras que el producto cae 10 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.

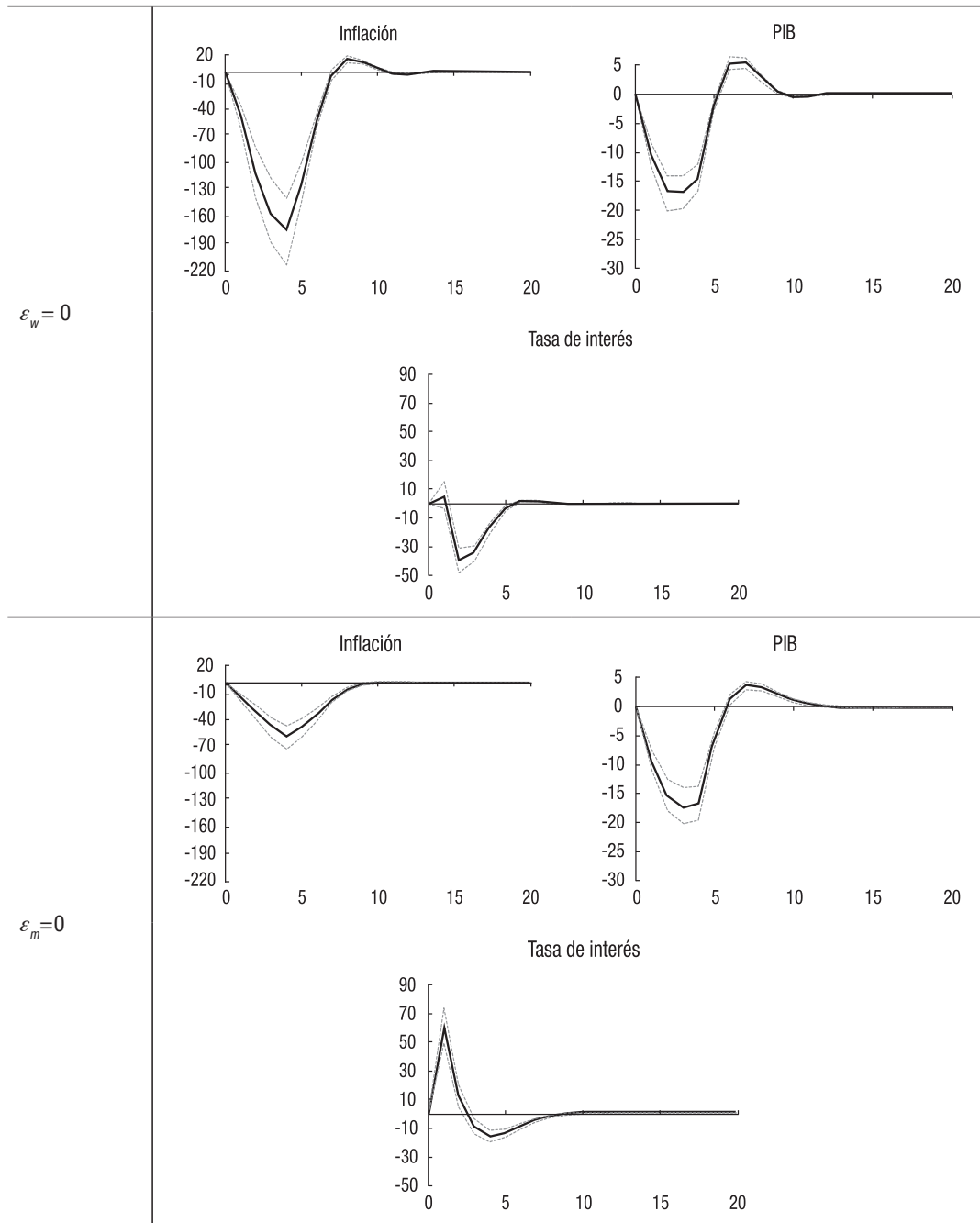
Finalmente, el efecto de eliminar los costos de ajuste de la inversión es una mayor y más rápida contracción del PIB que la que se da en el modelo base. Sin embargo, la reacción de la inflación es similar en los dos modelos. Hay dos explicaciones posibles para este resultado. Primero, el valor de ϵ aumenta,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

GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE MODELOS ESTIMADOS



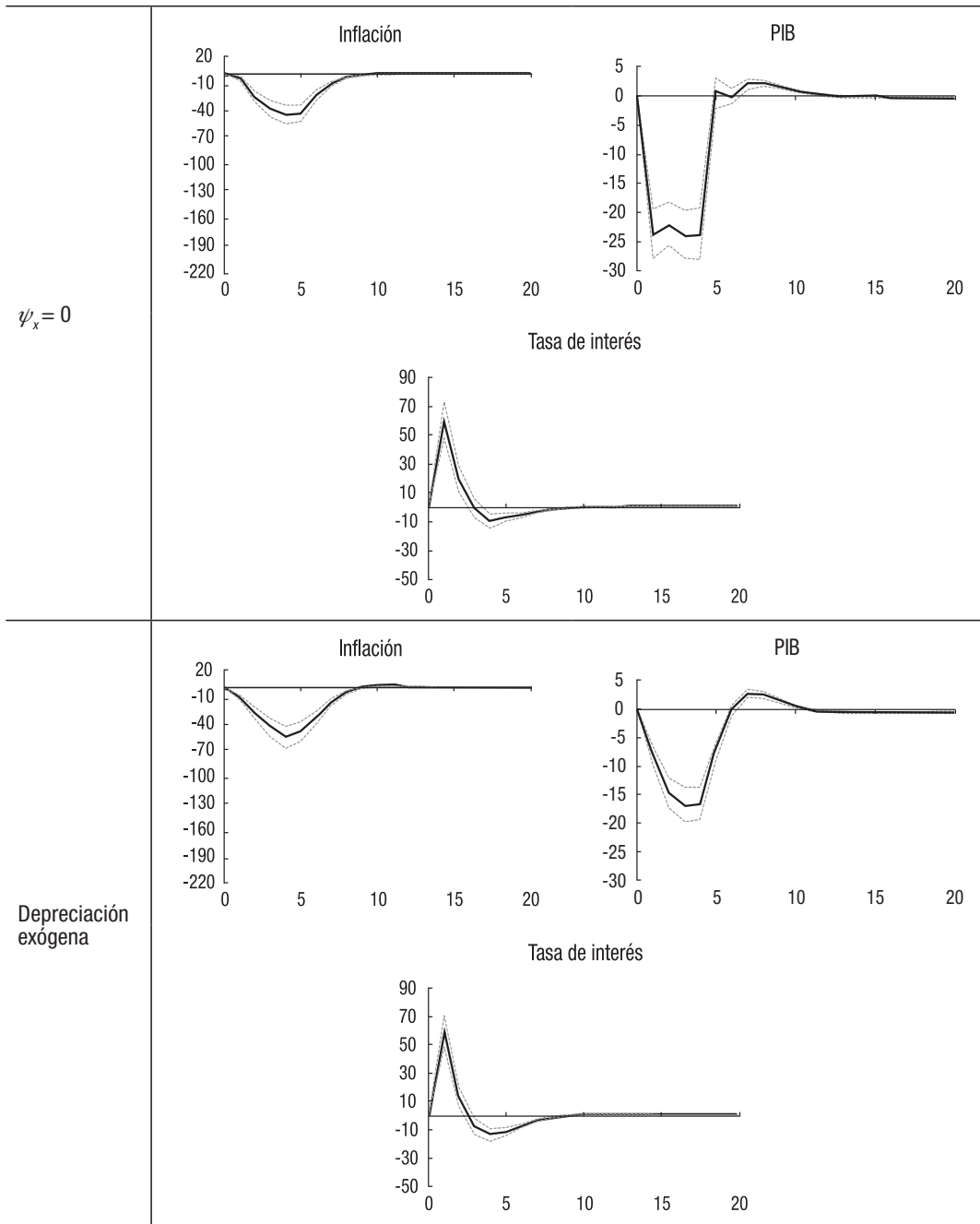
(Continúa)

GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE MODELOS ESTIMADOS (continuación)



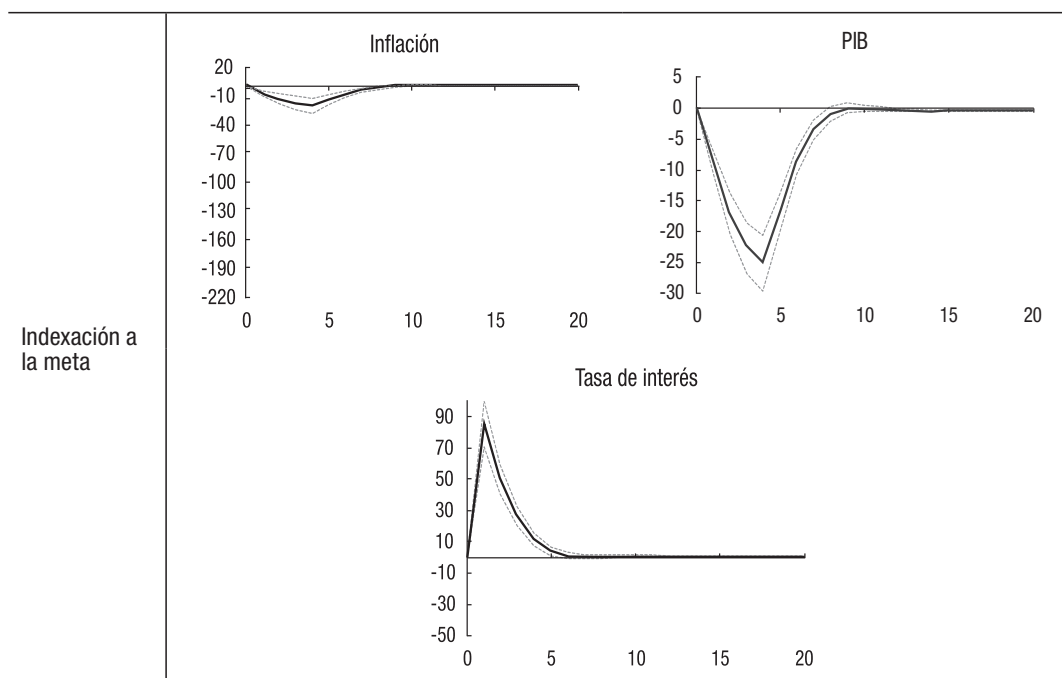
(Continúa)

GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE MODELOS ESTIMADOS (continuación)



(Continúa)

**GRÁFICO 1. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA EN LOS SIETE
MODELOS ESTIMADOS (continuación)**



V. CONCLUSIONES

En este capítulo 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, excepto la depreciación endógena. 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 y la rigidez de precios de importados. Con 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

- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.
- Andrle, M. (2008). *The role of trends and detrending in DSGE models* (MPRA Paper N° 13289). University Library of Munich, Germany.
- Andrle, M., Hledik, T., Kamenik, O., & Vlcek, J. (2009). *Implementing the new structural model of the Czech National Bank* (Working Papers N° 2). Research Department, Czech National Bank.
- Bonaldi, P., González, A., Prada, J. D., Rodríguez, D. A., & Rojas, L. E. (2009). *Método numérico para la calibración de un modelo DSGE* (Borradores de Economía N° 548). Banco de la República de Colombia.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Canova, F. (2009). *Bridging cyclical DSGE models and the raw data*. Mimeo.
- Canova, F., & Sala, L. (2009). Back to square one: Identification issues in DSGE models. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 431-449.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.
- Devereux, M. B., & Yetman, J. (2002). Menu costs and the long-run output-inflation trade-off. *Economics Letters*, 76(1), 95-100.
- Erceg, C. J., Henderson, D. W., & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281-313.
- Fuhrer, J. (2009). *Inflation persistence*. Mimeo, Federal Reserve Bank of Boston.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- González, A., Mahadeva, L., Prada, J. D., & Rodríguez, D. A. (2011). *Policy analysis tool applied to Colombian needs: PATACON. Model description*. (Borradores de Economía N° 656). Banco de la República de Colombia.
- González, A., Rincón, H., & Rodríguez, N. (2008). *La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación* (Borradores de Economía N° 532). Banco de la República de Colombia.
- Julio, J. M., & Zárate, H. M. (2008). *The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI micro data* (Borradores de Economía N° 483). Banco de la República de Colombia.

- Julio, J. M., Zárate, H. M., & Hernández, M. D. (2009). *The stickiness of Colombian consumer prices* (Borradores de Economía N° 578). Banco de la República de Colombia.
- López, P. (2004). *Efficient policy rule for inflation targeting in Colombia*. Ensayos Sobre Política Económica (ESPE).
- Mackowiak, B. A., & Smets, F. (2008). *On implications of micro price data for macro models* (Discussion Papers N° 6961). CEPR.
- Parra, A. (2008). *Sensibilidad del IPC a la tasa de cambio en Colombia: una medición de largo plazo* (Borradores de Economía N° 542). Banco de la República de Colombia.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.
- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175.
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.

ANEXO

FIGURA A1. ESTRUCTURA DEL MODELO

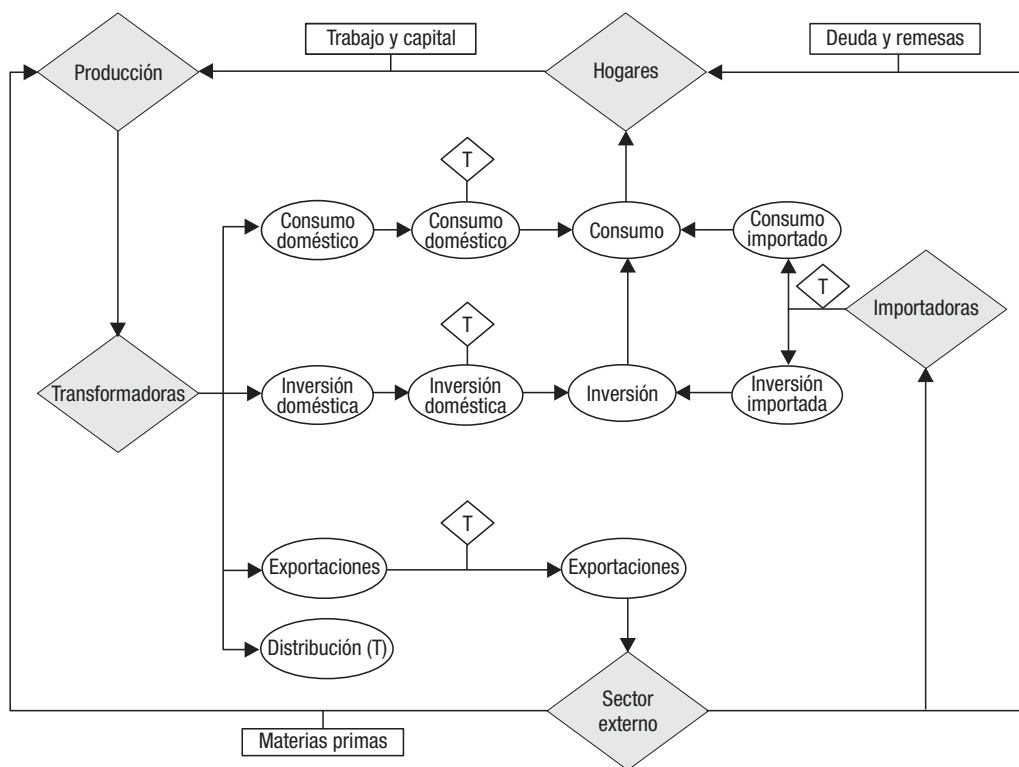
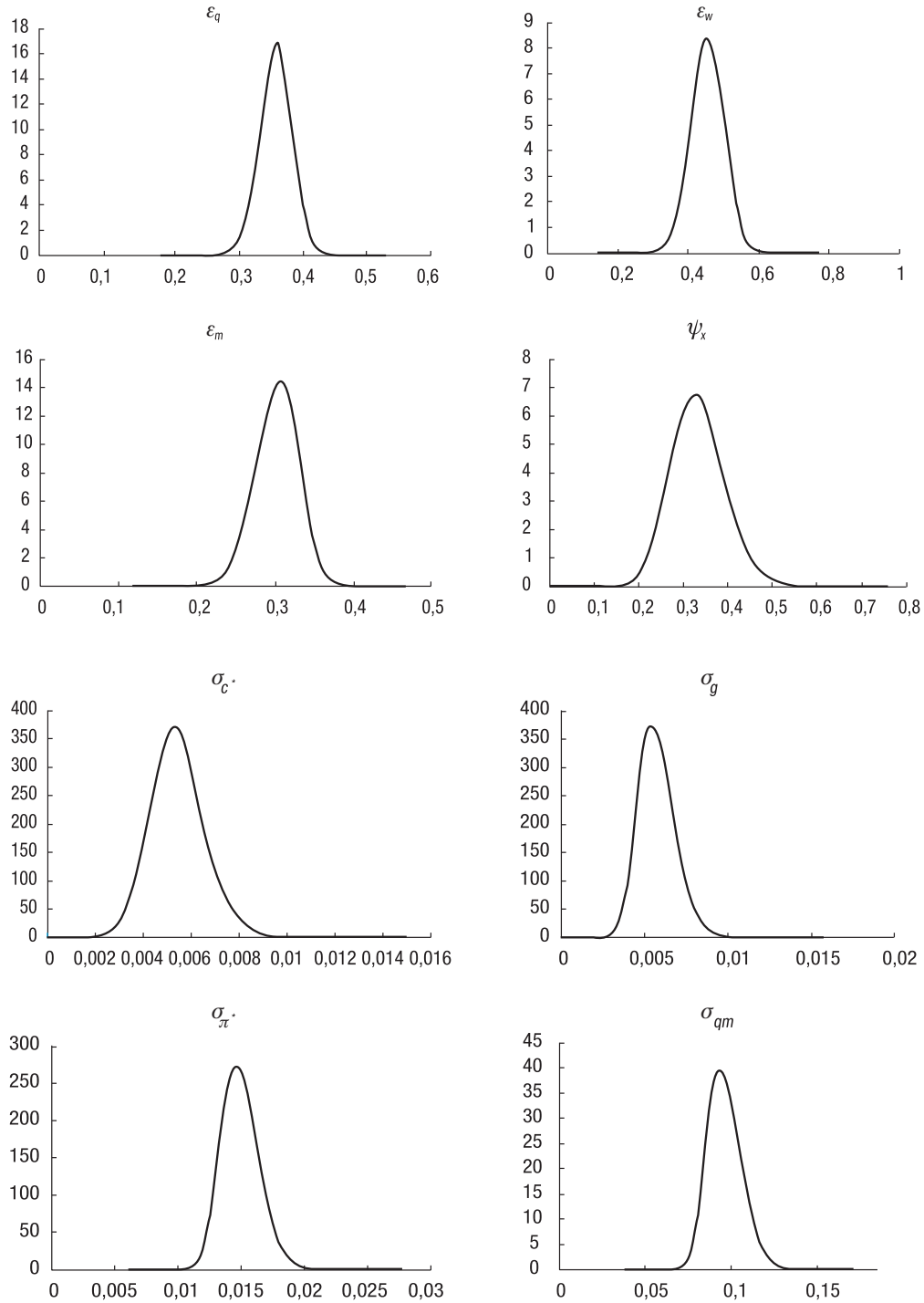
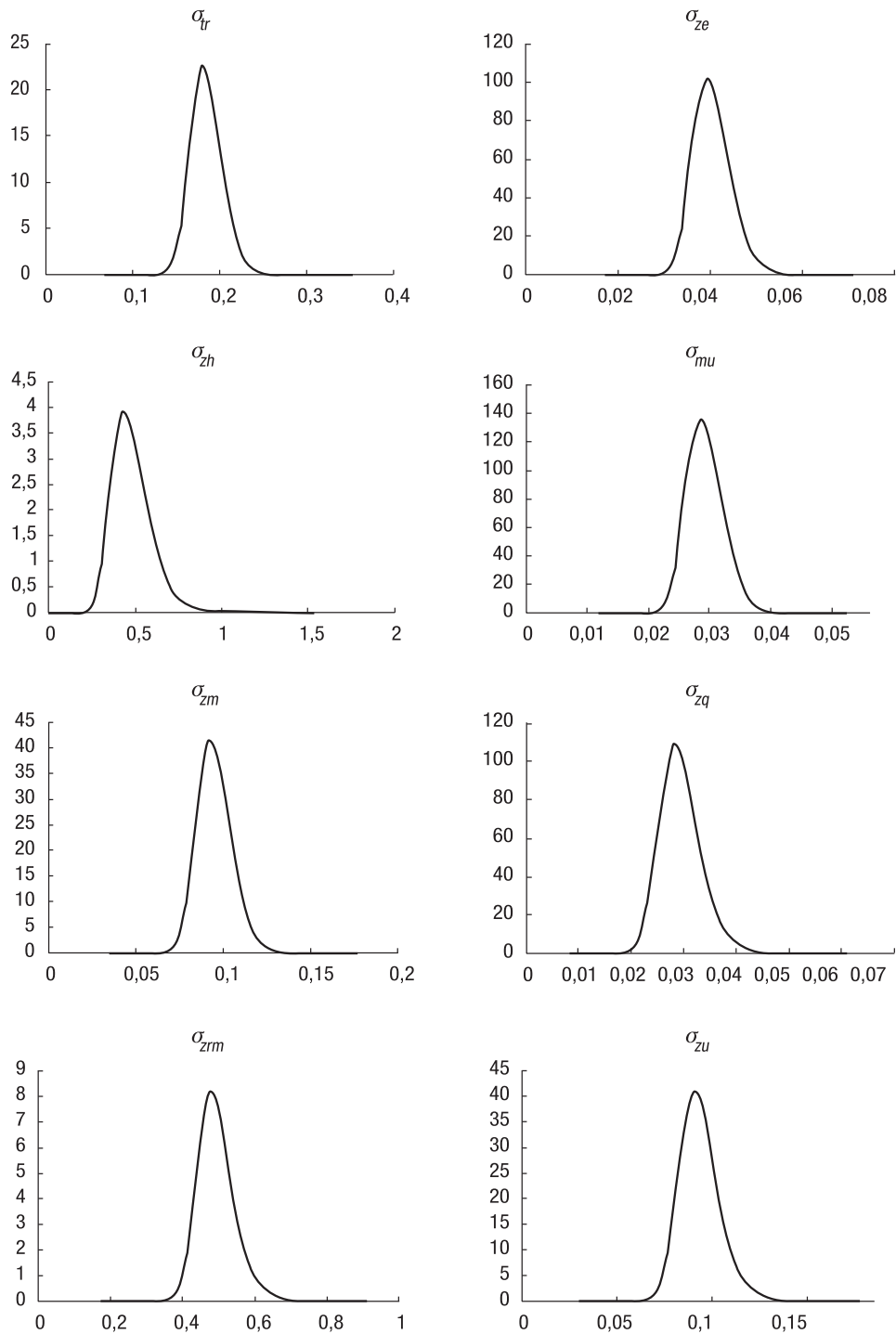


GRÁFICO A1. DISTRIBUCIONES POSTERIOR DE LOS PARÁMETROS DE CALVO Y LAS DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LOS CHOQUES PARA EL MODELO BASE



(Continúa)

GRÁFICO A1. DISTRIBUCIONES POSTERIOR DE LOS PARÁMETROS DE CALVO Y LAS DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LOS CHOQUES PARA EL MODELO BASE (continuación)



CUADRO A1. PARÁMETROS CALIBRADOS, PERSISTENCIAS DE LOS CHOQUES Y COEFICIENTES DE LA REGLA DE POLÍTICA

Parámetro	Símbolo	Valor
Coefficiente del valor agregado en la función de producción	α	0,9421
Coefficiente del capital en la producción del valor agregado	α_v	0,5963
Factor subjetivo de descuento	β	1,0178
Factor subjetivo de descuento del habitante efectivo	β^*	0,9939
Participación de las exportaciones en el consumo mundial	\bar{c}^*	0,4200
Inverso de la elasticidad de Frisch	η	3,4322
Nivel de endeudamiento de largo plazo	\bar{f}	0,3000
Coefficiente de participación del consumo doméstico en el consumo	γ	0,9263
Coef. de participación del consumo doméstico sin distribución en el cons. dom.	γ^{cd}	0,9289
Coef. de participación de las exportaciones sin distribución en las export.	γ^e	0,8640
Coef. de participación de las importaciones en puerto en las importaciones	γ^m	0,8320
Coef. de participación de la inversión doméstica en la inversión	γ^x	0,6772
Coef. de participación de la inversión doméstica sin distribución en la inv. dom.	γ^{xd}	0,9547
Tasa de crecimiento de la productividad	$1 + \bar{g}$	1,0060
Hábito en el consumo	hab	0,2572
Tasa de interés bruta externa	i^*	1,0123
Elasticidad de la demanda por exportaciones	μ	1,5131
Tasa de crecimiento de la población	\bar{n}	0,0030
Coefficiente de la desviación de la razón deuda-PIB en la tasa de interés externa	Ω_u	0,0296
Elasticidad de sustitución entre consumo doméstico e importado	ω	2,8720
Elasticidad de sustitución entre consumo doméstico y distribución	ω^{cd}	1,2194
Elasticidad de sustitución entre exportaciones y distribución	ω^e	0,6768
Elasticidad de sustitución entre importaciones y distribución	ω^m	0,2900
Elasticidad de sustitución entre inversión doméstica e importada	ω^x	0,4663
Elasticidad de sustitución entre inversión doméstica y distribución	ω^{xd}	0,6425
Objetivo de inflación (tasa bruta)	$\bar{\pi}$	1,0074
Inflación externa (tasa bruta)	$\bar{\pi}^*$	1,0060
Parámetro asociado a la depreciación endógena 1	ψ_1	0,0051
Parámetro asociado a la depreciación endógena 1	ψ_2	0,0273
Media del proceso exógeno asociado con el precio externo de los importados	$\bar{q}m$	0,6987

(Continúa)

CUADRO A1. PARÁMETROS CALIBRADOS, PERSISTENCIAS DE LOS CHOQUES Y COEFICIENTES DE LA REGLA DE POLÍTICA (continuación)

Parámetro	Símbolo	Valor
Media del proceso exógeno asociado con el precio externo de las materias primas	\overline{qmr}	1,0735
Persistencia del proceso exógeno de c^*	ρ_c	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de g	ρ_g	0,5000
Coefficiente de suavizamiento en la regla de política	ρ_i	0,7000
Coefficiente de la inflación en la regla de política	ρ_π	2,5000
Persistencia del proceso exógeno de π^*	ρ_{π^*}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de qm	ρ_{qm}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de qmr	ρ_{qmr}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno de tr	ρ_{tr}	0,5000
Coefficiente del PIB en la regla de política	ρ_y	0,8000
Persistencia del proceso exógeno z_t^e	ρ_{z_e}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^h	ρ_{z_h}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^i	ρ_{z_i}	0,0000
Persistencia del proceso exógeno $z_t^{i^e}$	$\rho_{z_i^e}$	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^m	ρ_{z_m}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^q	ρ_{z_q}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^{rm}	$\rho_{z_{rm}}$	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^u	ρ_{z_u}	0,5000
Persistencia del proceso exógeno z_t^x	ρ_{z_x}	0,5000
Elasticidad de sustitución entre el valor agregado y las materias primas	ρ_q	0,1249
Elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo	ρ_{qv}	0,8523
Coefficiente de aversión relativa al riesgo	σ	3,9971
Tasa bruta de participación	TBP	0,5370
Tasa de desempleo	TD	0,1344
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de producto	θ	2,3969
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de consumo doméstico	θ^{cd}	48,3811
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de bienes para exportar	θ^e	46,2919
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de bienes importados	θ^m	49,9498
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de materias primas	θ^{rm}	41,9212

(Continúa)

CUADRO A1. PARÁMETROS CALIBRADOS, PERSISTENCIAS DE LOS CHOQUES Y COEFICIENTES DE LA REGLA DE POLÍTICA (continuación)

Parámetro	Símbolo	Valor
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de distribución	θ^t	3,0365
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de trabajo	θ^w	3,0887
Elasticidad de la demanda por variedades diferenciadas de inversión doméstica	θ^{xd}	43,5115
Media del proceso exógeno de las transferencias externas	\bar{r}	0,0585
Parámetro asociado a la depreciación endógena	ν	0,6989
Grado de sustitución entre los usos domésticos del producto y las exportaciones	ν	3,6961
Coefficiente de participación del consumo sin distribución en los usos domésticos del producto	ν_c	3,2550
Coefficiente de participación de las exportaciones sin distribución en el producto	ν_e	3,8520
Grado de sustitución entre los usos domésticos del producto	ν_n	1,4865
Coefficiente de participación de los usos domésticos en el producto	ν_{nt}	0,2614
Coefficiente de participación de la distribución en los usos domésticos del producto	ν_r	3,9827
Coefficiente de participación de la inversión en los usos domésticos del producto	ν_x	36,4170
Parámetro de escala en la producción de consumo doméstico	\bar{z}^{cd}	1,3046
Parámetro de escala en la producción de distribución	\bar{z}^d	1,9752
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para exportar	\bar{z}^e	1,3657
Media del proceso exógeno asociado con la utilidad marginal del ocio	\bar{z}^h	104,3463
Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta	\bar{z}^i	1,0000
Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta externa	\bar{z}^{ie}	1,0000
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes importados	\bar{z}^m	1,0166
Parámetro de escala en la producción de usos domésticos del producto	\bar{z}^{nt}	1,1268
Media del proceso exógeno asociado con la productividad	\bar{z}^q	0,5615
Media del proceso exógeno asociado con las materias primas	\bar{z}^{rm}	2,3405
Media del proceso exógeno asociado con la utilidad marginal del consumo	\bar{z}^u	0,1331
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para la inversión	\bar{z}^x	1,0227
Parámetro de escala en la producción de inversión doméstica	\bar{z}^{xd}	1,3376

Nota: Todos los parámetros anteriores, excepto las persistencias de los choques y los coeficientes de la regla de política, fueron calibrados usando razones de largo plazo de la economía colombiana.