

Incidencias de los sectores financiero, fiscal y externo en la actividad económica colombiana: una aproximación VAR Bayesiana

The Influence of Financial, Fiscal and External Sectors in the Colombian Economy: A Bayesian VAR Approach

Oscar Andrés Espinosa Acuña¹
Paola Andrea Vaca González²

DOI: 10.13043/DYS.75.1

Resumen

Este artículo analiza los posibles efectos de los diferentes choques de los sectores financiero, fiscal y externo sobre la evolución de la actividad macroeconómica de Colombia. A partir de un enfoque analítico de demanda agregada, se emplean modelos VAR Bayesianos utilizando la densidad *a priori* de Minnesota, con datos trimestrales para el periodo 1995-2013. A través de los análisis de impulso-respuesta y causalidades de Granger, los resultados muestran los posibles escenarios de riesgo en el crecimiento económico agregado, así como hechos estilizados respecto a relaciones entre variables de interés.

1 Director del Grupo de Investigación en Modelos Económicos y Métodos Cuantitativos (IMEMC), Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: oaespinosaa@unal.edu.co.

2 Codirectora del Grupo de Investigación en Modelos Económicos y Métodos Cuantitativos (IMEMC), Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: pavacag@unal.edu.co.

Este artículo fue recibido el 10 de febrero de 2014, revisado el 25 de marzo de 2014 y finalmente aceptado el 2 de marzo de 2015.

Palabras clave: impactos sectoriales de política, actividad macroeconómica, BVAR, *prior* de Minnesota.

Clasificación JEL: C11, C32, E21, E27.

Abstract

This paper analyzes the possible effects of different shocks from the financial, fiscal and external sectors, on the evolution of macroeconomic activity in Colombia. From an analytical approach of aggregate demand, it is employed Bayesian VAR models using the Minnesota prior density, with quarterly data for the period 1995–2013. Through the impulse-response analysis and Granger causality, the results show the potential risk scenarios in the aggregate economic growth, as well as stylized facts about relationships between variables of interest.

Key words: Sectorial impacts policy, macroeconomic activity, BVAR, Minnesota prior.

JEL classification: C11, C32, E21, E27.

Introducción

El crecimiento económico como acción fundamental para el desarrollo de las naciones se encuentra determinado por un complejo conjunto de variables, que interrelacionadas conforman los diferentes ritmos de acumulación y los avances en los procesos de producción en cada región.

La estabilidad macroeconómica de un país enfrenta constantemente riesgos potenciales que emergen de un entorno estructural de incertidumbre en los mercados, así como del direccionamiento de política que lleve a cabo el Estado, quien incide endógenamente en la evolución de las diferentes dimensiones relacionadas con la construcción de la riqueza agregada nacional, entendida como el crecimiento del producto económico (Eichenbaum y Evans, 1995).

Así, al Gobierno, en su función de garante y veedor de las buenas condiciones macroeconómicas, en su contexto de racionalidad limitada y sabiendo de antemano que los procesos de toma de decisiones se enmarcan en inevitables contextos de incertidumbre (Acemoglu, 2009), le es primordial conocer los diferentes escenarios que pudieran suceder en el agregado económico, ante diferentes choques de los sectores financiero, fiscal y de comercio exterior, entre otros.

El actual posicionamiento de Colombia a nivel mundial³, las diferentes crisis de tipo financiero y comercial que se han presentado en las últimas dos décadas y la recomposición sectorial de la economía, entre otros factores, resaltan la importancia de hacer un análisis contemporáneo, con el fin de buscar una minimización del riesgo en las políticas que adopte el Gobierno en lo que respecta a comportamientos tendenciales de algunas variables agregadas.

Por ello, el objetivo de este documento se enmarca en los límites y riesgos de la evolución de la actividad macroeconómica, siendo una motivación primordial analizar las incidencias de la dinámica de diferentes sectores de política fundamentales sobre la evolución futura de la economía colombiana.

El documento se compone de seis secciones. La primera sección resume los hechos estilizados de la economía colombiana y presenta las tendencias en el crecimiento económico, el nivel de precios y el mercado laboral. En la segunda sección se revisa la literatura sobre investigaciones que hayan estudiado los impactos en la actividad macroeconómica.

La tercera sección desarrolla la metodología econométrica que se utilizará (modelos de vectores autorregresivos, su enfoque Bayesiano y la teoría que fundamenta la aproximación de la *prior* de Minnesota). La cuarta sección presenta el planteamiento de los modelos a estimar, junto con la selección de variables y el análisis de los datos. En el quinto apartado se reportan los resultados

3 En términos coyunturales, según recientes informes del Fondo Monetario Internacional (FMI), el crecimiento económico de la región de América Latina revela un futuro de corto plazo favorable, mas no libre de riesgo y moderada volatilidad, debido a las medidas de estímulo económico adoptadas por la Unión Europea y Estados Unidos. Esto permite prever un escenario de aumento en la demanda externa hacia países de la región y una favorabilidad en las condiciones de financiamiento externo. Por ello, aconsejan tener precaución en el manejo de las finanzas públicas y procurar la estabilidad de sus sistemas financieros (FMI, 2013).

arrojados por la modelación y, por último, en una sexta sección, se concluye y presentan algunas reflexiones finales de vital importancia en referencia a los riesgos del crecimiento económico en Colombia.

I. Algunos hechos estilizados en la economía colombiana

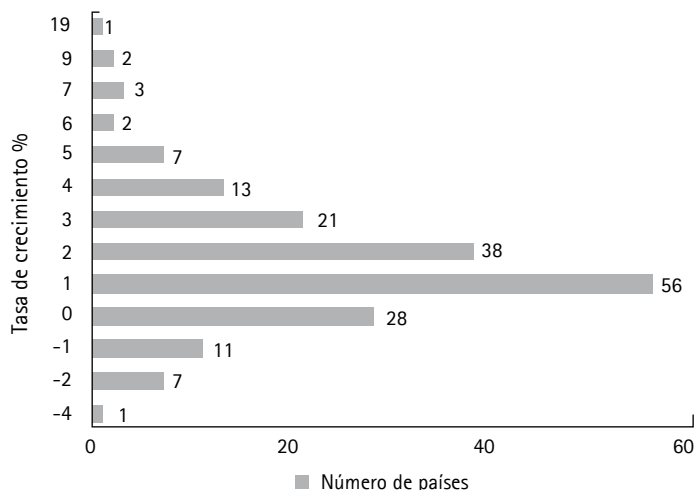
La evolución del crecimiento económico tiene como uno de sus indicadores fundamentales la tasa media anual de aumento del producto real per cápita (Gómez y Posada, 2002). Durante la década de los noventa y la primera del siglo XXI, la tasa promedio del producto interno bruto (PIB) real por habitante fue de 1,68%. Al compararla con cifras⁴ de 190 países, se observa que el comportamiento del país ha estado por debajo de la tendencia central a nivel mundial (véase gráfico 1).

La mediana entre 1990 y 2010 del conjunto de observaciones concernientes a las tasas de crecimiento per cápita fue de 1,78%, siendo la de Colombia ligeramente más alta, con un 2,10%. De igual forma, la variación de la tasa de crecimiento en los veinte años de estudio fue más alta (3,04%) que el promedio general de países. Por su parte, el incremento del producto real por habitante fue similar al de los países desarrollados, con un ritmo insuficiente para poder reducir la brecha frente a las economías más desarrolladas (Gómez y Posada, 2002).

Aproximadamente la mitad de los países (49,47%) ubicaron sus tasas promedio entre el 1% y el 3%, por lo que bajo tales patrones internacionales Colombia muestra un leve desempeño estándar. Los valores mencionados siguen de cerca y reafirman en la actualidad un hecho estilizado descrito por Pulido (1999), quien indica que aunque no se cuente con una tasa de crecimiento universal que pueda considerarse un ritmo de referencia al que se tienda a converger, "en épocas recientes, resultan habituales tasas de crecimiento del PIB real del 2-3%" (p. 9).

4 Información extraída de Heston, Summers y Aten (2012).

Gráfico 1. Distribución de países según tasas de crecimiento económico en el periodo 1990-2010⁵



Tasa de crecimiento anual 1990-2010 ^a		
Estadísticas	190 países	Colombia
Media	2,18%	1,68%
Mediana	1,78%	2,10%
Máxima	18,26%	5,48%
Mínima	-3,94%	-6,70% ^b
Desviación típica	2,32%	3,04%

^a Medida en dólares (de poder adquisitivo comparable), año base 2005.

^b Ocurrida en 1999, momento coyuntural de la crisis de finales del siglo XX.

Fuente: elaboración propia con base en Heston *et al.* (2012).

Por otra parte, con relación a otro aspecto de vital importancia, como lo es el sistema de precios, tal como lo señala Vergara (2008), la convergencia del crecimiento del nivel de precios hacia los objetivos planteados por el Gobierno colombiano ha sido un proceso de largo plazo, con niveles de inflación altos a principios de la década de los noventa, pero que se establecieron en un dígito en lo corrido del siglo XXI, y con una disminución

5 El país más rico de África, Guinea Ecuatorial, muestra un dato atípico de 19% en su tasa de crecimiento promedio durante los veinte años de estudio. Ello en razón de los descubrimientos e incremento en las actividades de explotación de petróleo en su territorio durante los últimos lustros.

considerable de su volatilidad⁶. Sin embargo, el establecimiento de una política de inflación objetivo y de una independencia institucional de la banca central del Gobierno Nacional ha permitido disminuir considerablemente la inflación, y sus expectativas de largo plazo por parte de los agentes económicos, a niveles inferiores al 5%.

Un último aspecto es el del mercado laboral, en el cual se observa que desde finales del siglo pasado ha presentado un bajo crecimiento de la productividad laboral, en ocasiones nulo, así como un sesgo desfavorable al empleo poco calificado, factores de impacto que generan inevitablemente problemas estructurales en la absorción de empleo.

No obstante, en los últimos años, el empleo asalariado ha estado en incremento, contrario al comportamiento del empleo informal que se ha visto diezmado, debido al aumento que se ha dado de la fuerza laboral de personal con estudios de educación superior (López, 2012). La mayoría de los estudios sobre el mercado laboral colombiano han llegado a estos mismos argumentos y han encontrado, como generalidad, que las causas del desempleo pueden estar asociadas a la relevancia de los aumentos de los salarios mínimos y el comportamiento de los términos de intercambio.

II. Revisión de literatura

La importancia de los efectos y sus respectivas relaciones causales entre la actividad macroeconómica y los sectores financiero, fiscal y externo han generado un gran interés en el campo académico, siendo un tema de estudio relevante en el ámbito económico que ha motivado el uso de diversas metodologías econométricas, con distintas investigaciones para diversos países y regiones del mundo.

Entre los estudios que han definido como objetivo el analizar el comportamiento de algunas variables macroeconómicas y su impacto en el crecimiento económico están artículos importantes como el del Hsing (2004), quien utiliza la teoría

6 Países de la región latinoamericana como Perú y Chile tuvieron, en general, una evolución más favorable en el aspecto del control de precios; además, Chile mostró un crecimiento importante gracias a su esquema de sana posición fiscal y estabilidad macrofinanciera (Vergara, 2008).

del modelo IS-LM y estima un sistema VAR (de vectores autorregresivos) para Venezuela, durante el periodo 1957-2001. Mediante análisis de impulso-respuesta encuentra que el producto responde positivamente a un choque de M2 real, del déficit del Gobierno, y de la tasa de cambio real, mientras que responde negativamente a la inflación.

Más adelante, el mismo autor (Hsing, 2006) realiza un estudio de las respuestas del producto de Polonia frente a choques de su tipo de cambio y precio de las acciones, entre otros, durante el periodo 1996-2004 por trimestres, para lo cual construye un modelo VAR y basa su teoría en un modelo de equilibrio general. Encuentra que el producto responde positivamente frente a impactos de la cantidad real de dinero y negativamente frente a impactos de una depreciación del tipo de cambio durante el primer trimestre después del choque, mientras que no responde frente a impactos del valor de las acciones, del gasto deficitario del gobierno como proporción del PIB y de la tasa de inflación esperada.

Por otra parte, en referencia a investigaciones que analizan los impactos del desarrollo del sector financiero sobre la actividad agregada en el largo plazo, Gregorio y Guidotti (1995), quienes utilizan regresiones de corte transversal y datos panel para estudiar la relación entre este sector y la actividad macroeconómica, con una muestra de 98 países durante 1960-1985 y de 12 latinoamericanos entre 1950-1985 encuentran una relación positiva para la mayoría de los países en general. Sin embargo, hallan una relación negativa para el conjunto de América Latina. Luintel y Khan (1999) estudian esta misma relación de largo plazo en una muestra de 10 países⁷ entre distintos periodos comprendidos en el rango 1951-1995, mediante un VAR. Identifican una fuerte relación positiva de largo plazo y una causalidad bidireccional entre estas dos variables en todos los países estudiados.

Bangake y Eggoh (2011)⁸ amplían esta muestra de países y estudian a través de un VEC panel la causalidad de corto y largo plazo entre 1960-1994 para 71 países desarrollados y en vías de desarrollo⁹. Encuentran un tipo de causalidad

7 Colombia, Costa Rica, Grecia, India, Corea del Sur, Malasia, Filipinas, Sri Lanka, Sudáfrica y Tailandia.

8 Estos autores, al igual que Hassan, Sánchez y Yu (2011), hacen una amplia revisión de literatura sobre la relación causal entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico.

9 Para conocer los países analizados consultar Bangake y Eggoh (2011).

bidireccional de largo plazo entre las dos variables de interés para todos los países analizados por grupos de ingreso (bajo, medio y alto). En el corto plazo, no encuentran evidencia de una relación de causalidad para los países de ingresos bajos y medios, mientras que en los de ingresos altos sí hallan significativos los efectos del crecimiento económico sobre el desarrollo financiero.

Hassan *et al.* (2011) realizan un estudio similar al de Bangake y Eggoh (2011). Analizan la relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico entre 1980-2007 para 168 países agrupados en regiones geográficas y tipos de ingreso¹⁰. Para ello, estiman regresiones panel¹¹ y modelos VAR para cada grupo y encuentran mediante el análisis de causalidad de Granger que los países en desarrollo presentan una relación positiva de largo plazo. En el corto plazo, encuentran una relación causal bidireccional en todas las regiones, excepto en el este de Asia, la región Asia Pacífico y África subsahariana. Esta última región junto con el sur de Asia presentan una causalidad unidireccional del aumento del producto con el desarrollo financiero.

Con relación a los trabajos realizados entre el sector externo y el crecimiento económico, Lanteri (2009) utiliza un modelo VAR estructural (SVAR) con restricciones de largo plazo para analizar el comportamiento macroeconómico frente a choques externos (precios reales) y domésticos (oferta agregada, demanda agregada y precios nominales) de la economía argentina entre el primer trimestre de 1980 y el segundo de 2008. Mediante la descomposición de varianza y el análisis de impulso-respuesta, el autor encuentra que los choques de los precios reales externos y la oferta agregada (la cual explica en más del 50% la variabilidad del PIB) tienen un efecto positivo y casi permanente en el PIB real del sector manufacturero, mientras que las tasas de interés inducen un efecto negativo sobre este PIB.

Iqbal, Shaikh y Shar (2010) estudian la relación entre la inversión extranjera directa, el comercio y el crecimiento económico en Pakistán durante 1988 y 2005, para lo cual utilizan un modelo VAR. Los resultados obtenidos les permiten concluir que la inversión extranjera directa causa e impacta positivamente el

10 Para conocer los países de estudio y su distribución en las distintas agrupaciones, véanse Hassan *et al.* (2011).

11 Para estimar cada regresión, Hassan *et al.* (2011) se basan en el modelo clásico de crecimiento de Mankiw (1995).

crecimiento económico en el país. Por su parte, Vázquez y Taboada (2011) estudian la relación entre el crecimiento económico y el sector externo¹² para Uruguay durante el periodo 1995–2009, bajo un modelo de enfoque poskeynesiano¹³. Los autores encuentran una relación significativa entre el nivel del PIB y el sector externo, donde la variación de las exportaciones fue la que más impactó el crecimiento económico del país, seguida de las variaciones en los términos de intercambio.

En cuanto al estudio del sector fiscal y su impacto en el crecimiento económico, se destaca el reciente estudio de Maji, Bagaji, Shaibu, Etila y Sule (2012)¹⁴, quienes investigan la relación entre el déficit fiscal, el crecimiento económico y la oferta de dinero en Nigeria durante el periodo 1970–2009. A través del test de causalidad de Granger, encuentran que el déficit fiscal causa el crecimiento y la oferta de dinero en este país y concluyen sobre la importancia del financiamiento del déficit como instrumento para la promoción del crecimiento económico de Nigeria. Caso contrario sucede en Turquía entre 1994 y 2004, donde Çavdar (2011), mediante un modelo VAR, no encuentra relación entre estas dos variables.

Hadiwibowo (2010) estudia el impacto de la política fiscal sobre la inversión y el crecimiento económico en Indonesia durante el periodo 1969–2008. Estima un modelo VAR y encuentra una relación significativa, por lo que concluye que los gastos gubernamentales de fomento promueven el crecimiento y la inversión, mientras que los incrementos de los ingresos públicos y gastos corrientes generan efectos negativos. Castro y Hernández (2008) también analizan los impactos de la política fiscal en España entre 1980 y 2004. Al utilizar un modelo VAR, obtienen como resultado que incrementos del gasto del Gobierno generan efectos positivos en el producto en el corto plazo, pero disminuyen el producto en el largo plazo.

Para la economía colombiana, estudios de este tipo son escasos. Sin embargo, sobresale el de Abrego y Österholm (2010), quienes investigan el impacto del

12 Representado por las exportaciones, los términos de intercambio y el financiamiento externo.

13 Estiman un modelo de crecimiento económico con restricción de balanza de pagos, mediante métodos recursivos y el filtro de Kalman (Vázquez y Taboada, 2011).

14 Maji *et al.* (2012) hacen una amplia revisión de literatura respecto a la relación entre el déficit fiscal y el crecimiento en distintos países del mundo.

sector externo sobre el crecimiento agregado en Colombia, durante el segundo trimestre de 1995 y el segundo de 2007. Para ello, utilizan un modelo VAR Bayesiano con *priors* informativas de estado estacionario y encuentran que el crecimiento del país es sensible a cambios en el crecimiento global, aunque el sector doméstico, principalmente la política fiscal y el clima inversor, explican en cerca del 60% la variabilidad del crecimiento. A su vez, obtienen que los choques de política monetaria y fiscal y el clima inversor tienen un impacto moderado en el crecimiento.

Esta breve revisión bibliográfica muestra que analizar los impactos de los diferentes sectores (financiero, fiscal y externo) en la actividad macroeconómica de Colombia, mediante un modelo BVAR y utilizando la *prior* de Minnesota que se tiene como propuesta en el presente documento, es una idea novedosa y, por ende, potencial para el análisis de la evolución del agregado nacional. Por ello, se procede en la siguiente sección a explicar la metodología económica por utilizar.

III. Metodología de modelación

Los modelos VAR, que tienen por característica especificar sistemas mínimamente restringidos en los que las variables económicas asumen un tratamiento endógeno (Sims, 1980) y, a partir de su construcción, estimar una causalidad tipo Granger, funciones impulso-respuesta y descomposición de varianza, constituyen una metodología pertinente e importante para los fines planteados en la introducción de este documento.

La representación de un modelo VAR sin restricciones de orden p con k variables, se muestra en la ecuación (1):

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde Y_t es un proceso estacionario; μ es un vector de constantes de dimensión $k \times 1$; A_1, \dots, A_p son las matrices ($k \times k$) que contienen los parámetros que acompañan los rezagos de la propia variable y de las demás variables; y ε_t es un vector ($k \times 1$) de innovaciones, que cumple un comportamiento de

ruido blanco ($\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$). Dicho esto, cada ecuación se podría expresar como sigue:

$$Y_{i,t} = \mu_i + \sum_{z=1}^p \sum_{j=1}^k A_{i,j}^z Y_{j,t-z} + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)$$

Es así como $A_{i,j}^z$ denota para la i -ésima ecuación el parámetro que hace referencia a la j -ésima variable del rezago z . El sistema descrito en (1), al poseer $k + pk^2$ coeficientes, es común que resulte en una estimación¹⁵ con bastantes parámetros no significativos estadísticamente y de poca precisión. Por ello, estos sistemas multivariados que tuvieron sus inicios en Sims (1980) pueden tener problemas de sobreparametrización y correlación entre sus regresores (Quilis, 2002), siendo una de sus principales causas las frecuentes bases de información de corto tiempo¹⁶.

Con el fin de solventar estos inconvenientes, autores como Todd (1984), Doan, Litterman y Sims (1984) y Litterman (1986) lograron incluir información conocida de manera previa en la estimación de los parámetros del sistema, haciendo referencia a los posibles valores que podrían tomar los coeficientes, independientemente de la información derivada de los datos muestrales (Barráez, Bolívar y Cartaya, 2008). Nace así la aproximación Bayesiana en los modelos de vectores autorregresivos.

A. Enfoque Bayesiano

Según el teorema de Bayes, siendo θ un parámetro (variable aleatoria) y Y la muestra de datos, se plantea:

$$p(\theta | Y) = [p(Y | \theta)p(\theta)(p(Y))^{-1}], \quad (3)$$

donde $p(\theta | Y)$ hace referencia a la función de densidad *a posteriori*, es decir, la densidad de los parámetros dada la muestra; $p(Y | \theta)$ es la función de densidad de las variables dados los parámetros, expresándose así, la función de

15 Los modelos de vectores autorregresivos se pueden estimar mediante MCG o máxima verosimilitud condicional.

16 Por ello, "surge la necesidad de restringir el gran número de variables que caracterizan los diferentes sectores de [... la] economía, a unas pocas de mayor relevancia" (Barráez et al., 2008, p. 4).

verosimilitud; a $p(\theta)$ se le llama la función de densidad *a priori*, al contener toda la información previa de θ , independiente de los datos; y, por último, $p(Y)$ es considerada la función de probabilidad no condicional de los datos (Barráez *et al.*, 2008). En la teoría estadística Bayesiana, θ se considera una variable aleatoria, razón por la cual tiene una densidad $p(\theta)$, siendo precisamente esta característica de densidad *a priori* lo que genera la incertidumbre en el modelo (Koop, 2003).

Así, la información de los datos puede explicarse en la función de verosimilitud muestral, que puede ser entendida como la función de verosimilitud de θ , condicional al valor tomado por el parámetro (Schorfheide y Del Negro, 2010). Por ende, la función de verosimilitud *a posteriori* resulta ser la combinación de la información *a priori* y muestral y describe, por tanto, la probabilidad del modelo condicionado a los datos empíricos observados. Según esta dinámica se construyen los modelos VAR Bayesianos (Koop y Korobilis, 2010; Lanteri, 2010).

B. Prior de Minnesota y estimación *a posteriori*

La aproximación de inferencia Bayesiana que se desarrollará en el presente documento se fundamenta en la *prior* de Minnesota, propuesta teórica desarrollada por Robert Litterman, en sus escritos como investigador de la Reserva Federal de Minneapolis. Este acercamiento plantea inicialmente, como supuesto para formular la distribución *a priori*: a) que las series macroeconómicas contienen una raíz muy cercana a uno en su representación autorregresiva, b) que los rezagos más recientes contienen mayor información sobre la evolución futura de la serie¹⁷ y c) que los rezagos de una serie contienen más información sobre su comportamiento que los rezagos de las otras variables explicativas (Koop, 2003; Litterman, 1986).

A partir de esto, Litterman propone que una aproximación factible a una serie de tiempo macroeconómica podría ser un camino aleatorio alrededor de un componente determinístico (Lanteri, 2010) y sugiere en este sentido la representación siguiente:

$$Y_{i,t} = \mu_i + Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2). \quad (4)$$

17 Por lo que los coeficientes rezagados de una variable tienden a ser cada vez más no significativos estadísticamente cuanto mayor sea el número de retrasos.

Ahora, cada ecuación del sistema matricial se comportará como un modelo autorregresivo de orden 1, que al compararse con (1) y (2) se obtiene:

$$A_{i,j}^z = \begin{cases} 1, & \text{si } i = j \text{ y } z = 1; \\ 0, & \text{en otro caso (e.o.c.)} \end{cases} \quad (5)$$

Dadas estas restricciones, se tienen tres características por resaltar: a) el parámetro del primer rezago de la variable dependiente tiene media 1 y todos los demás presentan media 0, b) se da como supuesto la no existencia de correlación entre los parámetros y c) a medida que aumenta el número de rezagos, decrece la desviación estándar de los coeficientes. De esta forma, se llega a concebir de la siguiente manera las densidades para los parámetros de las variables endógenas del modelo¹⁸:

$$A_{i,j}^z \sim N\left(\delta_{i,j}^z, (\gamma_{i,j}^z)^2\right), \quad (6)$$

con media:

$$\delta_{i,j}^z = \begin{cases} 1, & \text{si } i = j \text{ y } z = 1 \\ 0, & \text{e.o.c.} \end{cases} \quad (7)$$

y desviación típica:

$$\gamma_{i,j}^z = \begin{cases} \theta_1 / Z^{\theta_3}, & \text{si } i = j; \\ \left(\theta_1 \theta_{ij} / Z^{\theta_3} \right) \left(\hat{\sigma}_i / \hat{\sigma}_j \right), & \text{e.o.c.} \end{cases}, \text{ con } \theta_{ij} = \begin{cases} 1, & i = j; \\ \theta_2 > 0, & \text{e.o.c.} \end{cases} \quad (8)$$

Siguiendo a Barráez *et al.* (2008, p. 9), " $\hat{\sigma}_i$ es el estimador de mínimos cuadrados (se obtiene a partir de la muestra) de la desviación estándar de los residuos de la i -ésima variable en un autorregresivo". La razón entre $\hat{\sigma}_i$ y $\hat{\sigma}_j$ expresa un corrector por las distintas unidades de medida de la variable i y la variable j ,

18 Cabe aclarar que en los modelos BVAR no es informativa la media *prior* para las variables determinísticas en cada ecuación del sistema (Lanteri, 2010), por lo que no se debe establecer una distribución para los parámetros que acompañan a los componentes determinísticos.

llamado comúnmente factor de estandarización. Por otra parte, θ_1 , θ_2 y θ_3 son los coeficientes constantes de la distribución *a priori*, llamados hiperparámetros¹⁹. En el cuadro 1 se da una explicación más detallada de estos.

Cuadro 1. Interpretación de los hiperparámetros de la *prior* de Minnesota

Hiperparámetro	Interpretación	Rango
θ_1	Incertidumbre global. Manifiesta la desviación estándar en el primer rezago de la variable dependiente.	(0, 1]
θ_2	Peso de cada variable en las otras.	(0, 1)
θ_3	Tasa de decaimiento con el número de rezagos.	>0

Fuente: elaboración propia a partir de Litterman (1986) y Barráez *et al.* (2008).

Ahora, dada la muestra de datos y la distribución *a priori* de los parámetros, se puede obtener la distribución *a posteriori* de estos, actualizando la información *a priori* a través de los datos. Para ello, conviene expresar cada ecuación del VAR como un modelo de regresión lineal restringido: $Y_{Tx1} = X_{Txz} \beta_{zx1} + \varepsilon_{Tx1}$ donde $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$. Conociendo que el estimador clásico de $\hat{\beta}$ es igual a $(X'X)^{-1}(X'Y)$, este modelo de regresión se encuentra sujeto a la restricción:

$$w = W\beta + v. \quad (9)$$

Mediante (9), se recoge toda la información *a priori* referente a los hiperparámetros, sabiendo que W es una matriz diagonal con entradas correspondientes a $\frac{\theta_1}{\gamma_{i,j}^2}$ y w un vector de ceros y un uno, en el que este último hace referencia al primer rezago de la variable dependiente. Luego, el estimador referente a la distribución *a posteriori* se representa como:

$$\hat{\beta}^j = \left(X'X + \frac{\sigma^2}{\theta_1^2} (W^i)' W^i \right)^{-1} \left(X'Y^i + \frac{\sigma^2}{\theta_1^2} (W^i)' w^i \right), \quad (10)$$

19 La estructura de la distribución *a priori* no está condicionada por teoría económica alguna y, por el contrario, sus restricciones son más de carácter instrumental y metodológico.

por lo que, finalmente, es así como la información *a priori* y la muestral se combinan en este estimador, con el resultado de que $\hat{\beta}^i$ es la representación de la media de la distribución *a posteriori*.

IV. Planteamiento del modelo y selección de variables

El desarrollo del problema planteado parte de un análisis de modelo básico de demanda agregada, que tiene su representación en los sectores real, financiero, fiscal y de comercio exterior. Por consiguiente, se toman variables que a juicio de los autores representan apropiadamente los diferentes sectores implicados, como lo son la tasa de interés de depósitos a término fijo (DTF)²⁰, el índice de precios al consumidor (IPC), una *proxy* de desarrollo financiero (tomando como aproximación la proporción de la actividad económica de establecimientos financieros sobre el PIB)²¹, la productividad laboral, el déficit fiscal convencional del gobierno nacional central (GNC)²², el índice de la tasa de cambio real (ITCR) y el índice de términos de intercambio. Además de estas series, al sistema se le incorpora una variable de actividad macroeconómica, representante común del funcionamiento del producto agregado.

Por tanto, siguiendo la propuesta de Carrera (2011), se realiza un modelo por cada una de las siguientes variables macroeconómicas: a) crecimiento del PIB²³, b) índice mensual de la actividad económica colombiana (IMACO)²⁴, como *proxy* de las expectativas económicas de crecimiento por parte de los agentes, c) consumo total de los hogares y el Gobierno, como *proxy* de la

20 Se define como la tasa de captación a 90 días de los certificados de depósito a término (CDT) de todos los establecimientos financieros, ponderados por el monto captado. Esta tasa de referencia ha aportado históricamente una idea adecuada del comportamiento del costo de los recursos en la economía del país.

21 Aghion y Armendáriz (2006) brindan una excelente explicación de por qué el desarrollo del sector financiero es un factor vital para la evolución de la productividad en el largo plazo y, por ello, del crecimiento económico, principalmente en los países en vías de desarrollo.

22 Se toma el déficit operativo del GNC, porque registra la ejecución principal de la política fiscal realizada por el Estado. También tiene la propiedad de captar el impacto monetario de las operaciones financieras efectivas realizadas por este.

23 Se toma el crecimiento anual acumulado cuatro trimestres.

24 "Es un indicador mensual construido por el equipo técnico del Banco de la República a partir de variables sectoriales, que anticipa en cinco meses los movimientos del crecimiento anual del PIB acumulado cuatro trimestres" (tomado de <http://www.banrep.gov.co/es/imaco>).

demanda efectiva²⁵, d) índice de salarios reales y e) formación bruta de capital fijo, como *proxy* de la inversión.

Los datos se toman de entidades gubernamentales, como el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), el Banco de la República y la Superintendencia Financiera de Colombia. La periodicidad de la base de datos es trimestral, desde el primer trimestre de 1995 hasta el segundo del 2013 (en adelante, los cuatro trimestres de cada año se notarán como T1, T2, T3 y T4), un intervalo de tiempo considerable para los fines del artículo. En el cuadro 2 se muestran las estadísticas descriptivas de los datos utilizados, todos estos con año base 2005.

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas de las variables en periodicidad trimestral

Estadísticas	Media	Mediana	Desviación estándar (DE)	Mínimo	Máximo
Crecimiento del PIB	0,04	0,04	0,03	-0,05	0,07
IMACO	0,03	0,04	0,02	-0,05	0,08
Crecimiento del consumo	0,09	0,05	0,08	-0,01	0,28
Índice de salarios reales	100,59	101,71	8,33	82,80	115,65
Crecimiento de la formación bruta de capital fijo	0,10	0,10	0,17	-0,42	0,65
IPC	90,19	93,14	30,13	32,70	134,91
Índice de productividad laboral	93,69	93,14	18,33	61,41	125,17
Déficit fiscal (en miles de millones de pesos colombianos)	-30,69	-26,59	42,41	-210,70	99,32
DTF	0,13	0,08	0,10	0,04	0,36
Proporción de la actividad económica de establecimientos financieros sobre PIB ^a	0,19	0,19	0,01	0,17	0,21
ITCR	96,36	93,90	15,98	72,04	130,59
Índice de términos de intercambio	109,33	99,67	24,06	83,00	166,19

^a *Proxy* del desarrollo del sistema financiero.

Fuente: elaboración propia.

25 Según la concepción de Keynes (1996, p. 99): "El consumo –para repetir lo evidente– es el único objeto y fin de la actividad económica".

Con relación al comportamiento de las variables de estudio, en el gráfico A1.1 del anexo se observa que el crecimiento del PIB ha variado durante el periodo de análisis, con su mayor caída en 1999:T3, de 5,2%, con una recuperación posterior hasta alcanzar su mayor pico (7,3%) en 2007:T2, para caer a una tasa del 1% en 2009:T2 y posteriormente retomar una tendencia creciente. La variable IMACO mantiene un comportamiento similar al crecimiento del PIB y concuerda con sus dos mayores caídas y picos altos. El crecimiento trimestral del consumo agregado (como *proxy* de la demanda efectiva) tiene una tendencia a la baja entre 1995:T1 y 2001:T1, para luego alcanzar una tendencia más estable alrededor del 3,9%.

El índice de salarios reales mantiene un crecimiento positivo, pero leve, durante todo el periodo de estudio y obtiene un aumento final de 39,7% entre 1995:T1 y 2013:T2. El crecimiento de la formación bruta de capital fijo tiene un comportamiento inestable con una mayor variación entre 1995:T1 y 2000:T2, y reduce posteriormente el tamaño de sus fluctuaciones. El IPC mantiene un comportamiento similar al índice de salarios reales, es decir, una tendencia creciente. Lo mismo ocurre con la productividad laboral, aunque esta refleja un componente estacional.

Por su parte, el déficit fiscal ha pasado de una menor variabilidad durante 1995:T1-2009:T1 a fuertes fluctuaciones a partir de 2009, que se hacen más marcadas a finales del periodo de estudio. La DTF ha mantenido una tendencia a la baja, con un considerable incremento durante 1998. Por otro lado, el desarrollo financiero en el país, definido como la proporción de la actividad económica de los establecimientos financieros sobre el PIB, ha mantenido una evolución débil hasta 2000:T1, siendo casi imperceptible a partir de ese periodo. El ITCR mantuvo una tendencia creciente hasta 2003:T1 y luego a la baja, con una pequeña alza en 2009:T1. Por último, el índice de los términos de intercambio presentó un comportamiento relativamente estable durante 1995:T1-2006:T4, para luego mantenerse al alza.

A. Estacionariedad y cointegración

Para la adecuada estimación del modelo BVAR, se analiza la estacionariedad de las variables de estudio a través de las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller y de Phillips y Perron. El cuadro 3 permite encontrar que a un nivel de significancia del 5%, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria

para las series en los niveles del índice de salarios reales, la formación bruta de capital fijo, el déficit fiscal y el desarrollo del sistema financiero, por lo que se consideran integradas de orden $i(0)$. Las series restantes, evaluadas en diferencias, presentan evidencia estadística para rechazar esta hipótesis nula al 5% de significancia, por lo que son integradas de orden $i(1)$.

Cuadro 3. Pruebas de raíz unitaria²⁶

Variables	P-value				Orden de integración
	Dickey y Fuller		Phillips y Perron		
	Niveles	Diferen.	Niveles	Diferen.	
Crecimiento del PIB	0,67	0,22	0,16	0,00	$i(1)$
IMACO	0,34	0,07	0,09	0,00	$i(1)$
Consumo total	0,26	0,00	0,58	0,00	$i(1)$
Índice de salarios reales ^a	0,40	0,00	0,00	-	$i(0)$
Formación bruta de capital fijo	0,00	-	0,00	-	$i(0)$
IPC ^a	0,68	0,04	0,95	0,00	$i(1)$
Índice de productividad laboral ^a	0,00	-	0,00	-	$i(0)$
Déficit fiscal	0,01	-	0,00	-	$i(0)$
DTF	0,19	0,00	0,32	0,00	$i(1)$
Proxy desarrollo del sistema financiero	0,05	-	0,05	-	$i(0)$
ITCR	0,79	0,00	0,79	0,00	$i(1)$
Índice de términos de intercambio ^a	0,76	0,00	0,74	0,00	$i(1)$

^a A estas variables se les realizaron las pruebas de raíz unitaria con intercepto y tendencia, mientras que a las otras variables solo las pruebas con intercepto.

Fuente: elaboración propia.

Por ello, se procede a realizar la prueba de cointegración de Johansen (1991), utilizando el método del máximo valor propio que permite evaluar la existencia

26 Con respecto a las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller y de Phillips y Perron, se dará como prelación en este artículo a los resultados arrojados por la segunda prueba.

de relaciones de cointegración. Los resultados obtenidos (véase cuadro A1.1 del anexo) indican la existencia de cuatro vectores de cointegración para las variables incluidas en los modelos que toman como actividad macroeconómica el crecimiento del PIB y el índice de salarios reales, al no rechazar a un nivel de significancia del 5% la hipótesis nula de "a lo sumo cuatro relaciones de cointegración". Con el mismo análisis, se comprueba la existencia de tres vectores de cointegración para los modelos que contemplan el IMACO y la formación bruta de capital fijo, y de cinco vectores de cointegración para el consumo total.

V. Estimación de los modelos e interpretación de resultados

Al utilizar la descomposición de Cholesky, en la que cobra relevancia la organización de las variables según su endogeneidad, las estimaciones se efectúan con la siguiente estructura de variables, de la más endógena a la más exógena: IPC, actividad macroeconómica, productividad laboral, déficit fiscal, DTF, *proxy* de desarrollo del sistema financiero, índice de tasa de cambio real e índice de términos de intercambio; este orden evita el conocido *price puzzle*²⁷ (Eichenbaum y Evans, 1995).

Para la estimación referente, se consideran los valores de hiperparámetros hallados por Rodríguez (2011) para la economía colombiana, mediante la metodología estadística Raíz del Error Cuadrático Medio de Pronóstico (RECMF): $(\theta_1 = 0,9, \theta_2 = 0,5, \theta_3 = 0,9)$ ²⁸. De igual manera, es importante conocer que dadas las pruebas de raíz unitaria, la oportunidad de estimar un modelo cointegrado en niveles es factible, pues surge después de confirmar que colectivamente las series de interés poseen esta propiedad (con sustento en la sección anterior) (Lütkepohl y Krätzig, 2004; Lütkepohl, 2005).

27 "Es decir, puede evitar el resultado de otros modelos VAR, donde los precios se incrementarían significativamente luego de un alza en la tasa de interés" (Rodríguez, 2011, p. 48).

28 Aunque las *priors* se basan en los resultados de Rodríguez (2011), se realizaron previamente diversas calibraciones de los hiperparámetros y se obtuvieron las mejores y más coherentes estimaciones, con las *priors* consignadas en el documento.

De esta manera, luego de analizar el comportamiento de las variables de estudio, y de realizadas las pruebas de raíz unitaria y de cointegración, se estima el modelo BVAR cointegrado en niveles²⁹ y se procede a realizar el test de causalidad de Granger³⁰ sobre las variables de actividad macroeconómica y las variables exógenas, junto con el análisis de impulso-respuesta y de descomposición de varianza³¹.

Con relación al test de causalidad de Granger, en el cuadro 4 se aprecia que a un nivel de significancia del 5%, el IPC y la DTF causan en sentido de Granger a todas las variables de actividad macroeconómica (crecimiento del PIB, expectativas, demanda efectiva, índice de salarios reales e inversión). Con este mismo nivel de significancia, el índice de tasa de cambio real causa a todas las variables de actividad macroeconómica, a excepción de las expectativas, mientras que el índice de términos de intercambio causa en sentido de Granger solamente al crecimiento del PIB y a las expectativas. El desarrollo del sistema financiero causa únicamente al consumo total.

De estos resultados, destacan la importancia de las variables DTF e IPC, lo que indica que contienen información relevante sobre el comportamiento futuro de las diferentes variables de actividad macroeconómica. Su fundamentación teórica está soportada en que incrementos en la tasa de interés y en el sistema de precios colombiano pueden incidir en una disminución por parte de los agentes en su dinámica de consumo, un desincentivo a la inversión, un detrimento del poder adquisitivo y, por ende, influir en las expectativas del comportamiento futuro de la economía, viéndose esto reflejado en la evolución del producto agregado.

El cuadro 5 presenta los tipos de resultado de las respuestas acumuladas de las funciones impulso-respuesta (halladas a través de la metodología de Cholesky), con el fin de determinar los efectos de los impactos de las diferentes variables sobre la actividad macroeconómica del país.

29 Se incluyen variables *dummies* centradas que contemplan la estacionalidad de las series.

30 Formalmente, esta prueba significa que si la variable x no causa a la variable y , es porque:

$$E(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}; x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}) = E(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}).$$

31 Los resultados de causalidad y de descomposición de varianza se estiman a partir de cinco modelos (uno por cada variable de actividad macroeconómica) bajo un enfoque VAR frecuentista (con $p = 1$, para no sobrepasar los grados de libertad y evitar así problemas en su inferencia).

Cuadro 4. *P*-valores de la hipótesis nula de no causalidad del test de Granger

Variable exógena	Variables de actividad macroeconómica				
	Crecimiento del PIB	Proxy de las expectativas	Consumo total	Índice de salarios reales	Proxy inversión
IPC	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00
Índice de productividad laboral	0,16	0,20	0,90	0,14	0,38
Déficit fiscal	0,10	0,30	0,73	0,08	0,30
DTF	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Proxy desarrollo del sistema financiero	0,82	0,49	0,00	0,67	0,54
ITCR	0,04	0,42	0,03	0,02	0,02
Índice de términos de intercambio	0,03	0,03	0,73	0,20	0,83

Fuente: elaboración propia.

Los resultados de este ejercicio permiten observar que se representa de manera adecuada el comportamiento esperado de los precios en el modelo de demanda agregada, ya que ante un choque del IPC, es decir, ante un aumento del nivel de precios, todas las variables de la actividad económica (excepto el índice de salarios reales) responden negativamente, siguiendo el planteamiento de la teoría económica y confirmando que al elevarse los precios, el conjunto de bienes y servicios que pueden obtenerse con un nivel fijo de activos monetarios se ve disminuido.

Este mismo comportamiento en las cinco variables económicas se presenta ante un choque del índice de productividad laboral en Colombia, siendo significativa la respuesta positiva del índice de salarios reales, dado que un incremento de la productividad laboral mejora las condicionales salariales de los trabajadores. Este resultado está en línea con la teoría clásica de la ocupación, donde el salario se considera igual al producto marginal del trabajo (Keynes, 1996), teniendo una relación directa estas dos variables.

De igual manera, la incidencia de la DTF en la actividad macroeconómica del país genera respuestas negativas significativas de las cinco variables

analizadas y su comportamiento, entonces, es un elemento latente de riesgo en el crecimiento económico del país. Dicha implicación está representada por los posibles efectos adversos sobre la inversión. Asimismo, ante un incremento en las tasas de interés se ocasiona un aumento en los costos de capital, así como un ambiente de extrema prudencia económica por parte de los agentes, debido al encarecimiento del dinero (Castro y Hernández, 2008).

Por su parte, los choques del índice de términos de intercambio generan una caída en el crecimiento del PIB colombiano y en las expectativas de crecimiento, lo que se puede explicar a partir de un posible aumento de las importaciones gracias a su abaratamiento relativo, lo cual ocasiona una caída del producto debido a los desequilibrios negativos que se pueden generar en la balanza comercial. El consumo³² y el índice de salarios reales también decaen ante este choque, mientras que la inversión aumenta.

Al analizar un choque del ITCR, se encuentra una respuesta positiva por parte de cuatro de las variables macroeconómicas. La inversión aumenta y se muestra que en Colombia un aumento de la ITCR al representar una depreciación de la moneda nacional con respecto al dólar como divisa representativa, genera un incremento de la competitividad del país en el mercado internacional, lo cual es un factor de impulso para los proyectos de inversión en actividades exportadoras³³.

A su vez, el desarrollo del sistema financiero en Colombia genera buenas expectativas en los agentes, lo que reafirma su importancia en el largo plazo de acuerdo con Aghion y Armendáriz (2006), al irse consolidando una estructura financiera que ofrece mayores posibilidades y seguridad para invertir en un periodo más prolongado de tiempo en el país. Sin embargo, genera un comportamiento negativo en el crecimiento del PIB, el consumo y la inversión, lo que se puede explicar por la lenta evolución que ha tenido el sistema financiero colombiano, el cual no ha ampliado su cobertura de manera considerable,

32 Su respuesta parte intrínsecamente de la relación existente entre el nivel presente de ingresos y el nivel esperado de ingresos futuros, lo que altera, desde una visión agregada, la propensión marginal a consumir (Keynes, 1996).

33 Sin embargo, este choque genera una respuesta negativa del consumo agregado, que se puede ver reflejado en el signo negativo en la elasticidad-precio de las importaciones, ya que en el nuevo estado de la economía (posterior al choque), por una misma cantidad de moneda local ahora darán menos unidades de divisa que antes.

cuenta históricamente con una capacidad de ahorro insuficiente en el país y posee fuertes barreras a la entrada, que desembocan en la poca competencia actual y, por tanto, en pocos incentivos para generar interesantes innovaciones dentro del sistema financiero.

Por otra parte, un choque del déficit fiscal genera incrementos en el crecimiento del PIB, el consumo y el índice de salarios reales, lo cual expresa la importancia indirecta del efecto multiplicador por parte del gasto estatal. No obstante, un aumento desmesurado y descontrolado en su déficit operativo desincentiva la inversión al poderse establecer potencialmente un efecto *crowding out*, así como una caída de las expectativas sobre el desenvolvimiento económico futuro a causa de la deuda gubernamental adquirida.

Finalmente, se observa el comportamiento positivo de las variables macroeconómicas frente a un choque positivo de ellas mismas, excepto la respuesta de las expectativas, comportamiento que según la Comisión Económica para América Latina y el Caribe y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (CEPAL y OCDE, 2012), puede fundamentarse en la poca confianza que tienen los agentes sobre el futuro crecimiento de la economía mundial y su impacto en Colombia, a pesar de las medidas prudenciales y regulatorias adoptadas por los gobiernos, tanto de este país como de la región latinoamericana en general.

Con respecto a la descomposición de varianza (véase anexo, gráfico A1.3), se presenta que la varianza del error de pronóstico de las variables de actividad macroeconómica se explica por ellas mismas en una gran proporción durante los primeros cuatro periodos adelante. Solamente el índice de salarios reales, el crecimiento de la formación bruta de capital fijo y el consumo agregado explican ellas mismas predominantemente su varianza de error de pronóstico en los periodos posteriores, seguidas en una menor proporción de la DTF para las primeras dos y del desarrollo financiero para la última.

Luego de los cuatro periodos adelante, la DTF es quien influye principalmente en el comportamiento del crecimiento del PIB (44,8% aproximadamente), seguida del desarrollo financiero (con un 22,2% en promedio). De igual manera, la DTF explica gran porcentaje de la varianza del error de pronóstico para el IMACO (con valores de hasta el 44,3%), tomado como *proxy* de las expectativas, siendo consistente con los demás resultados presentados en este documento.

Cuadro 5. Resultados cualitativos de las respuestas acumuladas de las funciones impulso-respuesta

Variable que genera el choque (1 DE)	Variables de actividad macroeconómica que reciben el choque				
	Crecimiento del PIB	Proxy de las expectativas	Consumo total	Índice de salarios reales	Proxy inversión
	Tipo de respuesta acumulada de la función impulso-respuesta				
Crecimiento del PIB	Positivo*	-	-	-	-
Proxy de las expectativas	-	Negativo*	-	-	-
Consumo total	-	-	Positivo*	-	-
Índice de salarios reales	-	-	-	Positivo*	-
Proxy inversión	-	-	-	-	Positivo*
IPC	Negativo	Negativo*	Negativo	Positivo*	Negativo
Índice de productividad laboral	Negativo	Negativo	Negativo	Positivo*	Negativo
Déficit fiscal	Positivo	Negativo	Positivo	Positivo	Negativo
DTF	Negativo*	Negativo*	Negativo*	Negativo*	Negativo*
Proxy desarrollo del sistema financiero	Negativo*	Positivo	Negativo*	Positivo	Negativo
ITCR	Positivo	Positivo	Negativo*	Positivo	Positivo*
Índice de términos de intercambio	Negativo*	Negativo*	Negativo	Negativo	Positivo

* Las respuestas con asterisco implican que durante los primeros doce trimestres al menos cuatro trimestres son estadísticamente significativos al 5%. La decisión para clasificarlos cualitativamente como positivos o negativos está dada por el signo del valor acumulado que toman en el periodo 20. Las gráficas de impulso-respuesta aparecen en el gráfico A1.2 del anexo.

Fuente: elaboración propia.

VI. Conclusiones

En este trabajo de investigación se encuentra evidencia de una fuerte correlación entre los movimientos de la tasa de interés y el sistema de precios sobre la actividad económica colombiana, dado que se presentan como

fundamentales de riesgos latentes en el comportamiento del crecimiento del PIB, el índice mensual de la actividad económica colombiana (IMACO), el consumo total de los hogares y el Gobierno, el índice de salarios reales y la formación bruta de capital fijo.

Al aplicar un sistema de vectores autorregresivos cointegrado en niveles con un enfoque Bayesiano *a priori* de Minnesota, se resalta la evidencia de causalidad en sentido de Granger de la DTF y el IPC sobre las variables de demanda efectiva, inversión, expectativas, salarios reales y crecimiento del producto del país. Además, partiendo del ejercicio de impulso-respuesta, se muestra una evolución acorde con los planteamientos teóricos de la ciencia económica y resalta la importancia de las variables del sector externo sobre el crecimiento económico de Colombia. Es también importante conocer que el desarrollo del sistema financiero no presentó grandes incidencias en la actividad macroeconómica, debido a su poco grado de profundización en el país, resultado contrario al que se halló al analizar el sector fiscal, el cual brinda resultados positivos a partir del gasto público. Los resultados de descomposición de varianza muestran una prelación sobre la DTF y el sistema financiero y manifiestan su influencia predictiva en la evolución futura del país.

En esta medida, se reconoce y aclara, por un lado, el posible comportamiento contemporáneo de la economía colombiana y se observan grandes determinantes en los sectores de política externa y fiscal y, por otro, la importancia que se debe tener en el control y adecuado manejo de políticas económicas sobre los precios y las tasas de interés para el crecimiento y consolidación de la actividad macroeconómica del país. Al encontrar, además, una incidencia en menor medida del sector financiero, se plantea como recomendación una mayor atención a su desarrollo, con el fin de consolidar un mecanismo promotor del ahorro, una microestructura financiera sólida y una innovación financiera con capacidad de fomentar el desarrollo de proyectos de inversión de largo plazo, tanto para las empresas micro como para las medianas y grandes en Colombia.

Reconocimientos

Los autores agradecen a Beatriz Armendáriz, Munir Jalil, Gustavo Junca y a los revisores anónimos de la Revista por sus valiosos consejos y sugerencias en el transcurso de la investigación. Una versión preliminar de este artículo fue

premiada en el Concurso Internacional de Jóvenes Investigadores 2013 realizado por el Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA) de la Universidad Autónoma de Madrid.

La investigación desarrollada para escribir este artículo no tuvo ninguna financiación institucional.

Referencias

1. ABREGO, L. y ÖSTERHOLM, P. (2010). "External linkages and economic growth in Colombia: Insights from a Bayesian VAR model", *The World Economy*, 33(12):1788-1810.
2. ACEMOGLU, D. (2009). *Introduction to modern economic growth*. Princeton: Princeton University Press.
3. AGHION, P. y ARMENDÁRIZ, B. (2006). "A new growth approach to poverty alleviation", en A. Banerjee, R. Benabou y D. Mookerjee (eds.), *Understanding poverty* (pp. 73-84). Oxford: Oxford University Press.
4. BANGAKE, C. y EGGOH, J. (2011). "Further evidence on finance-growth causality: A panel data analysis", *Economic Systems*, 35(2):176-188.
5. BARRÁEZ, D., BOLÍVAR, W. y CARTAYA, V. (2008). Un modelo macroeconómico BVAR de predicción para la economía venezolana (pp. 1-28), documento presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano.
6. CARRERA, C. (2011). "El canal de crédito bancario en el Perú. Evidencia y mecanismo de transmisión", *Revista Estudios Económicos*, 22:63-82.
7. CASTRO, F. y HERNÁNDEZ, P. (2008). "The economic effects of fiscal policy: The case of Spain", *Journal of Macroeconomics*, 30(3):1005-1028.
8. ÇAVDAR, Ş. (2011). "The effects of budget deficits on the growth and stability in Turkey (1994:q1-2004:q4)", *Electronic Journal of Social Sciences*, 10(37):26-41.

9. COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE (CEPAL) y ORGANIZACIÓN PARA LA COOPERACIÓN Y EL DESARROLLO ECONÓMICOS (OCDE). (2012). *Perspectivas económicas de América Latina 2013*. París: OCDE.
10. DOAN, T., LITTERMAN, R., y SIMS, C. (1984). "Forecasting and conditional projections using realistic prior distributions", *Econometric Reviews*, 3(1):1-100.
11. EICHENBAUM, M. y EVANS, C. (1995). "Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates", *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4):975-1009.
12. FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (FMI). (2013). *Perspectivas económicas. Las Américas*. Washington D.C.: FMI.
13. GÓMEZ, W. y POSADA, C. (2002). *Crecimiento económico y gasto público: un modelo para el caso colombiano* (Borradores de Economía, 218). Banco de la República.
14. GREGORIO, J. y GUIDOTTI, P. (1995). "Financial development and economic growth", *World Development*, 23(3):433-448.
15. HADIWIBOWO, Y. (2010). "Fiscal policy, investment and long-run economic growth: Evidence from Indonesia", *Asian Social Science*, 6(9):3-11.
16. HASSAN, M., SÁNCHEZ, B. y YU, J. (2011). "Financial development and economic growth: New evidence from panel data", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(1):88-104.
17. HESTON, A., SUMMERS, R. y ATEN, B. (2012). *Penn World Table version 7.1*. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. Disponible en https://pwt.sas.upenn.edu/php_site/pwt_index.php.

18. HSING, Y. (2004). "Response of Venezuelan output to monetary policy, deficit spending, and currency depreciation: A VAR model", *Revista de Economía del Rosario*, 7(2):89-99.
19. HSING, Y. (2006). "Responses of output in Poland to shocks to the exchange rate, the stock price, and other macro-economic variables: A VAR model", *Applied Economics Letters*, 13(15):1017-1022.
20. IQBAL, M., SHAIKH, F. y SHAR, A. (2010). "Causality relationship between foreign direct investment, trade and economic growth in Pakistan", *Asian Social Science*, 6(9):82-89.
21. JOHANSEN, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59(6):1551-1580.
22. KEYNES, J. (1996). *Teoría general de la ocupación, interés y dinero* (2ª ed.). Bogotá, D. C.: Fondo de Cultura Económica.
23. KOOP, G. (2003). *Bayesian econometrics*. Nueva York: J. Wiley.
24. KOOP, G. y KOROBILIS, D. (2010). "Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics", *Foundations and Trends in Econometrics*, 3(4):267-358.
25. LANTERI, L. (2009). "Choques externos y fluctuaciones macroeconómicas, alguna evidencia para la economía argentina", *Análisis Económico*, 24(57):255-275.
26. LANTERI, L. (2010). "Modelos de VAR alternativos para pronósticos (VAR Bayesianos y FAVAR): el caso de las exportaciones argentinas", *Revista Economía*, 33(66):42-64.
27. LITTERMAN, R. (1986). "Forecasting and policy analysis with Bayesian vector autoregression models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1):25-38.

28. LÓPEZ, H. (2012). "El mercado laboral colombiano: tendencias de largo plazo". En L. Arango y F. Hamann (eds.), *El mercado de trabajo en Colombia. Hechos, tendencias e instituciones* (pp. 81-124). Bogotá, D. C.: Banco de la República.
29. LUINTEL, K. y KHAN, M. (1999). "A quantitative reassessment of the finance-growth nexus evidence from a multivariate VAR", *Journal of Development Economics*, 60(2):381-405.
30. LÜTKEPOHL, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Cambridge: Springer.
31. LÜTKEPOHL, H. y KRÄTZIG, M. (2004). *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
32. MAJI, A., BAGAJI, A., SHAIBU, M., ETILA, M. y SULE, J. (2012). "An investigation of causal relationship between fiscal deficits, economic growth and money supply in Nigeria (1970-2009)", *Canadian Social Science*, 8(2):219-226.
33. MANKIW, N. (1995). "The growth of nations", *Brooking Papers on Economics Activities*, 1:275-326.
34. PULIDO, A. (1999). *En busca de hechos estilizados en el crecimiento económico* (Documento de Trabajo). Instituto L. R. Klein.
35. QUILIS, E. (2002). *Modelos BVAR. Especificación, estimación e inferencia* (Documento de Trabajo). Instituto Nacional de Estadística.
36. RODRÍGUEZ, N. (2011). "Inflación colombiana pronosticada con un VAR Bayesiano", *Revista Elementos*, 1:35-54.
37. SCHORFHEIDE, F. y DEL NEGRO, M. (2010). *Bayesian macroeconometrics* (Working Paper). University of Pennsylvania.
38. SIMS, C. (1980). "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48(1):1-48.

39. TODD, R. (1984). "Improving economic forecasting with Bayesian vector autoregression", *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 8(4):18-29.
40. VÁZQUEZ, M. y TABOADA, M. (2011). "Sector externo y crecimiento económico en Uruguay 1955-2009", *Revista de Ciencias Empresariales y Economía*, 10:131-159.
41. VERGARA, R. (2008). *Persistencia inflacionaria y credibilidad de la política monetaria en América Latina* (Documento de Trabajo 16). Instituto L. R. Klein.

Anexo

Cuadro A1.1. Resultados de pruebas sobre el rango de cointegración por cada modelo de actividad macroeconómica, utilizando el método del máximo valor propio

Variable macroeconómica	Crecimiento del PIB				IMACO			
	Valores propios	Est. máx. val. pro.	Valor crítico al 5%	Prob.	Valores propios	Est. máx. val. pro.	Valor crítico al 5%	Prob.
Ninguna	0,82	121,80	52,36	0,00	0,81	119,88	52,36	0,00
No más de 1	0,57	59,89	46,23	0,00	0,63	72,23	46,23	0,00
No más de 2	0,50	49,23	40,08	0,00	0,51	51,07	40,08	0,00
No más de 3	0,39	35,49	33,88	0,03	0,37	33,22	33,88	0,06
No más de 4	0,28	23,21	27,58	0,17	0,30	25,86	27,58	0,08
No más de 5	0,24	19,88	21,13	0,07	0,26	21,15	21,13	0,05
No más de 6	0,11	8,60	14,27	0,32	0,12	9,40	14,27	0,25
No más de 7	0,06	4,38	3,84	0,04	0,06	4,36	3,84	0,04

(Continúa)

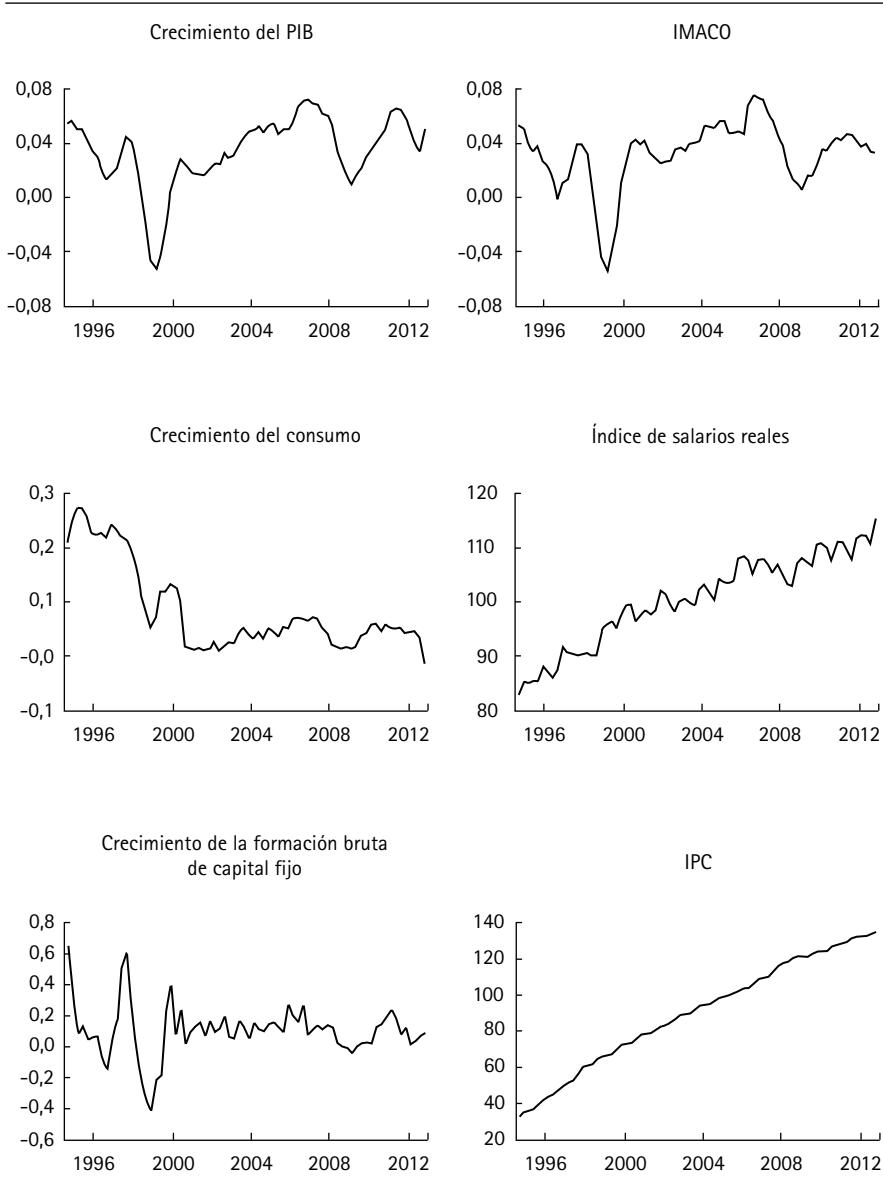
Cuadro A1.1. Resultados de pruebas sobre el rango de cointegración por cada modelo de actividad macroeconómica, utilizando el método del máximo valor propio (*continuación*)

Variable macroeconómica	Consumo total				Índice de salarios reales			
	N° hipotético de relaciones de cointegración	Valores propios	Est. máx. val. pro.	Valor crítico al 5%	Prob.	Valores propios	Est. máx. val. pro.	Valor crítico al 5%
Ninguna	0,82	121,69	52,36	0,00	0,84	130,08	52,36	0,00
No más de 1	0,50	49,35	46,23	0,02	0,54	55,62	46,23	0,00
No más de 2	0,48	46,94	40,08	0,01	0,45	42,83	40,08	0,02
No más de 3	0,39	35,97	33,88	0,03	0,41	37,80	33,88	0,02
No más de 4	0,37	33,77	27,58	0,01	0,17	13,13	27,58	0,88
No más de 5	0,17	13,34	21,13	0,42	0,14	10,91	21,13	0,66
No más de 6	0,10	7,54	14,27	0,43	0,11	8,11	14,27	0,37
No más de 7	0,07	5,12	3,84	0,02	0,05	3,73	3,84	0,05

Variable macroeconómica	Formación bruta de capital fijo				
	N° hipotético de relaciones de cointegración	Valores propios	Est. máx. val. pro.	Valor crítico al 5%	Prob.
Ninguna		0,82	125,18	52,36	0,00
No más de 1		0,52	53,44	46,23	0,01
No más de 2		0,48	47,31	40,08	0,01
No más de 3		0,36	32,42	33,88	0,07
No más de 4		0,32	27,30	27,58	0,05
No más de 5		0,18	14,41	21,13	0,33
No más de 6		0,15	11,47	14,27	0,13
No más de 7		0,06	4,34	3,84	0,04

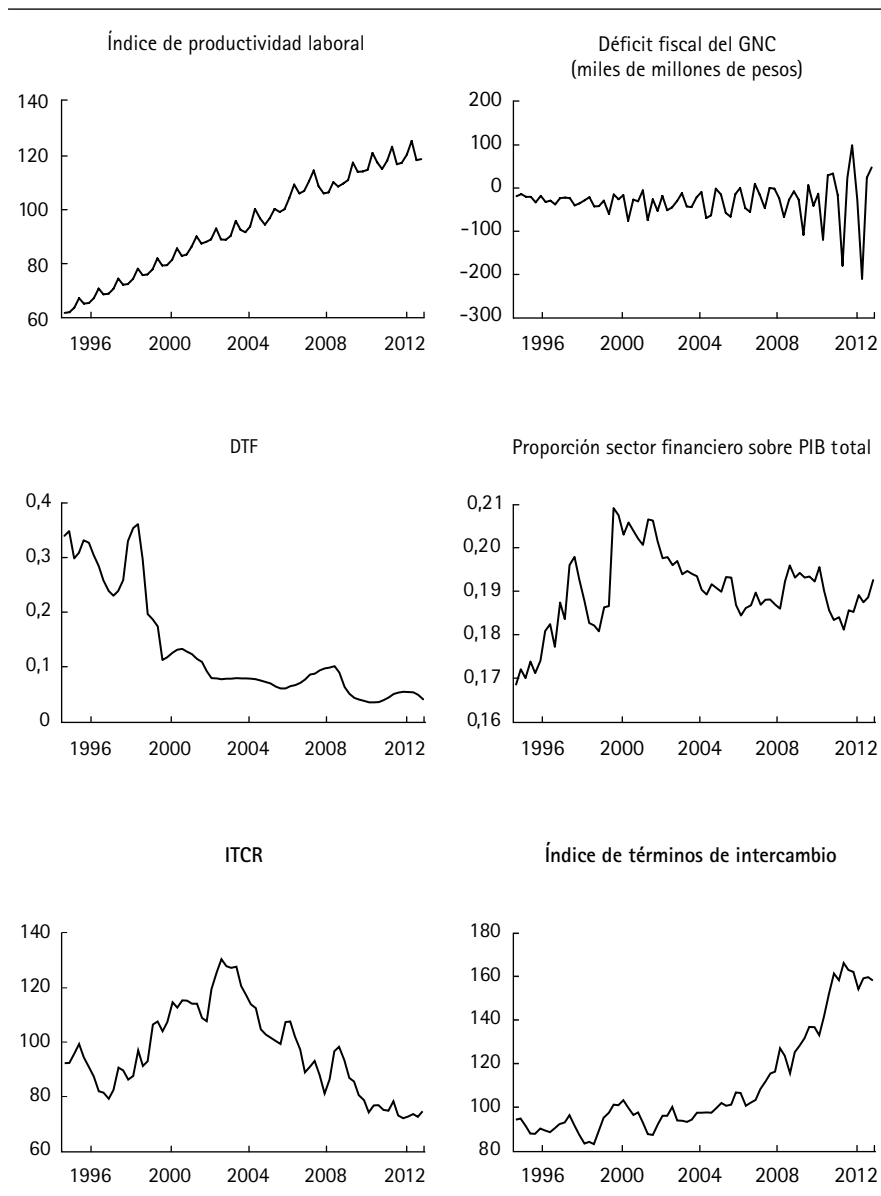
Fuente: elaboración propia.

Gráfico A1.1. Variables utilizadas en la modelación



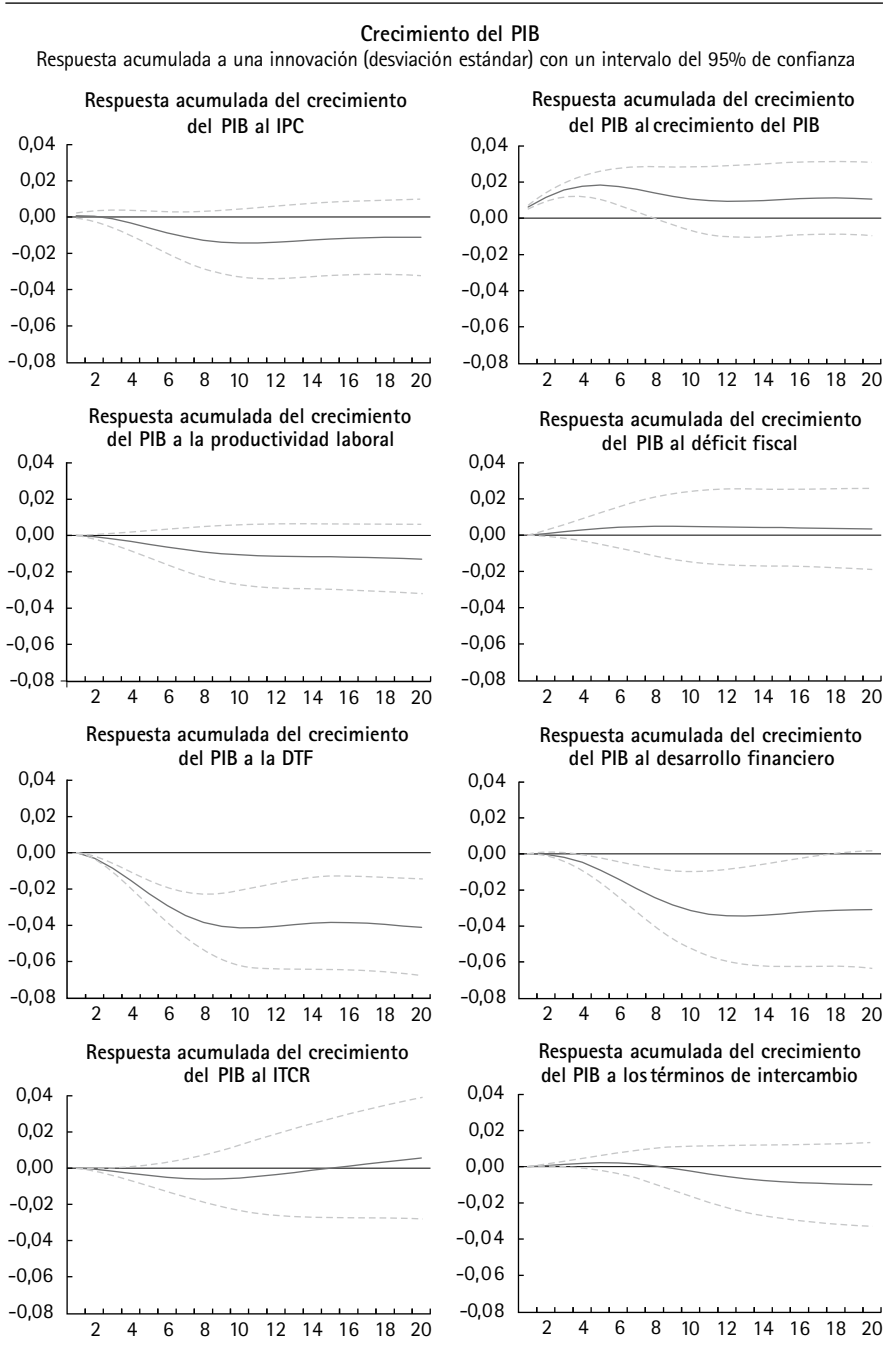
(Continúa)

Gráfico A1.1. Variables utilizadas en la modelación (continuación)



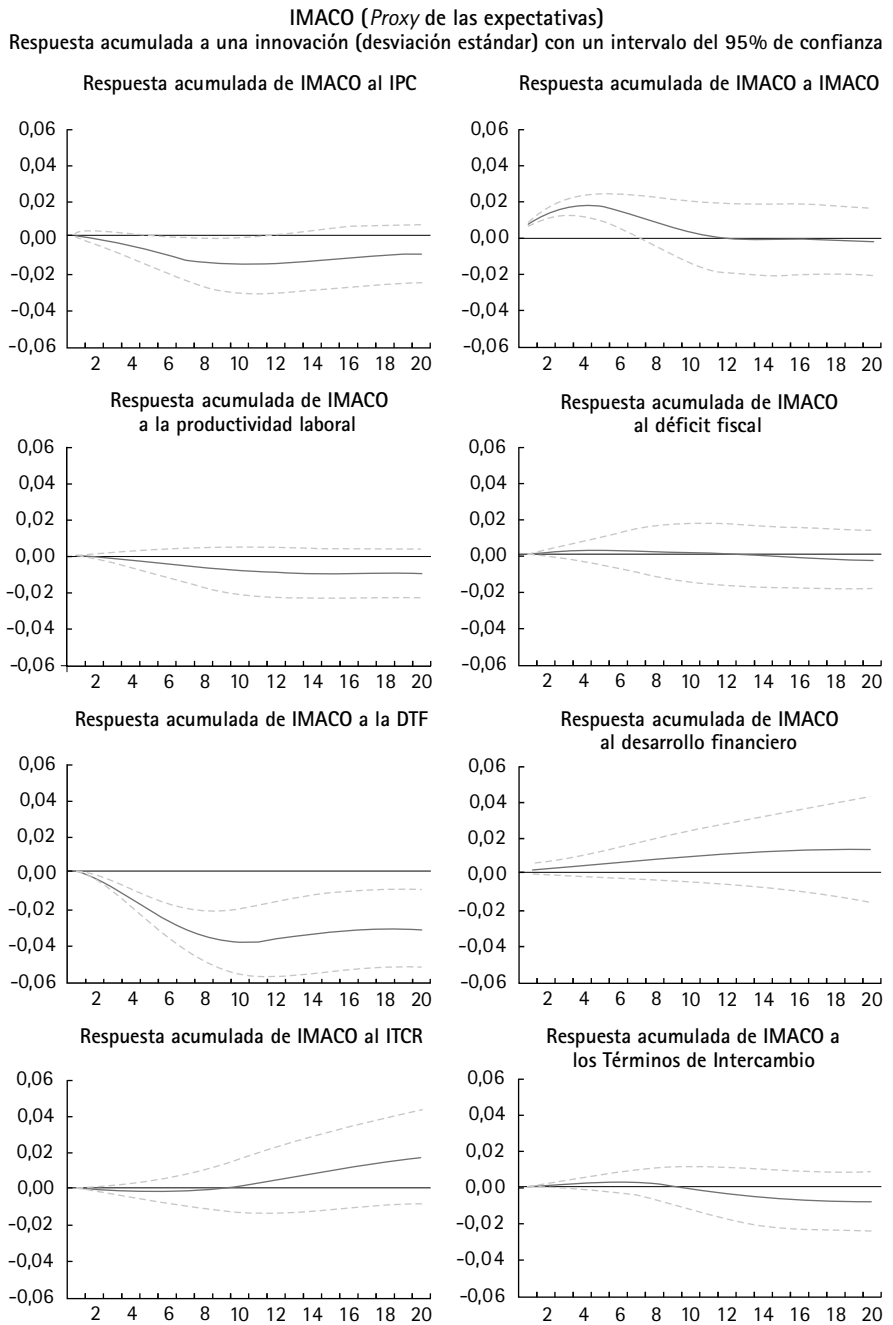
Fuente: elaboración propia.

Gráfico A1.2. Valores de impulso-respuesta según variable de actividad macroeconómica



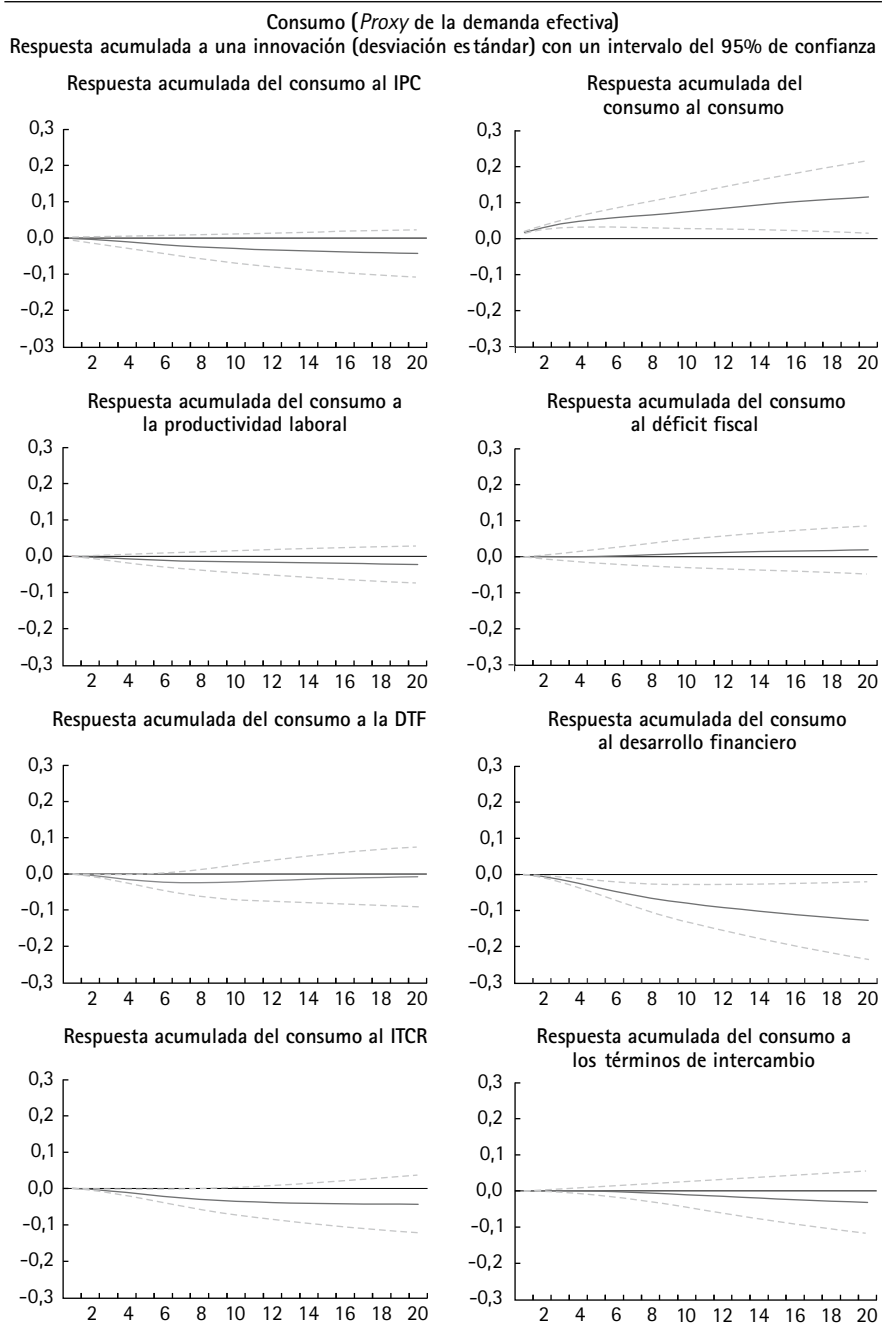
(Continúa)

Gráfico A1.2. Valores de impulso-respuesta según variable de actividad macroeconómica (continuación)



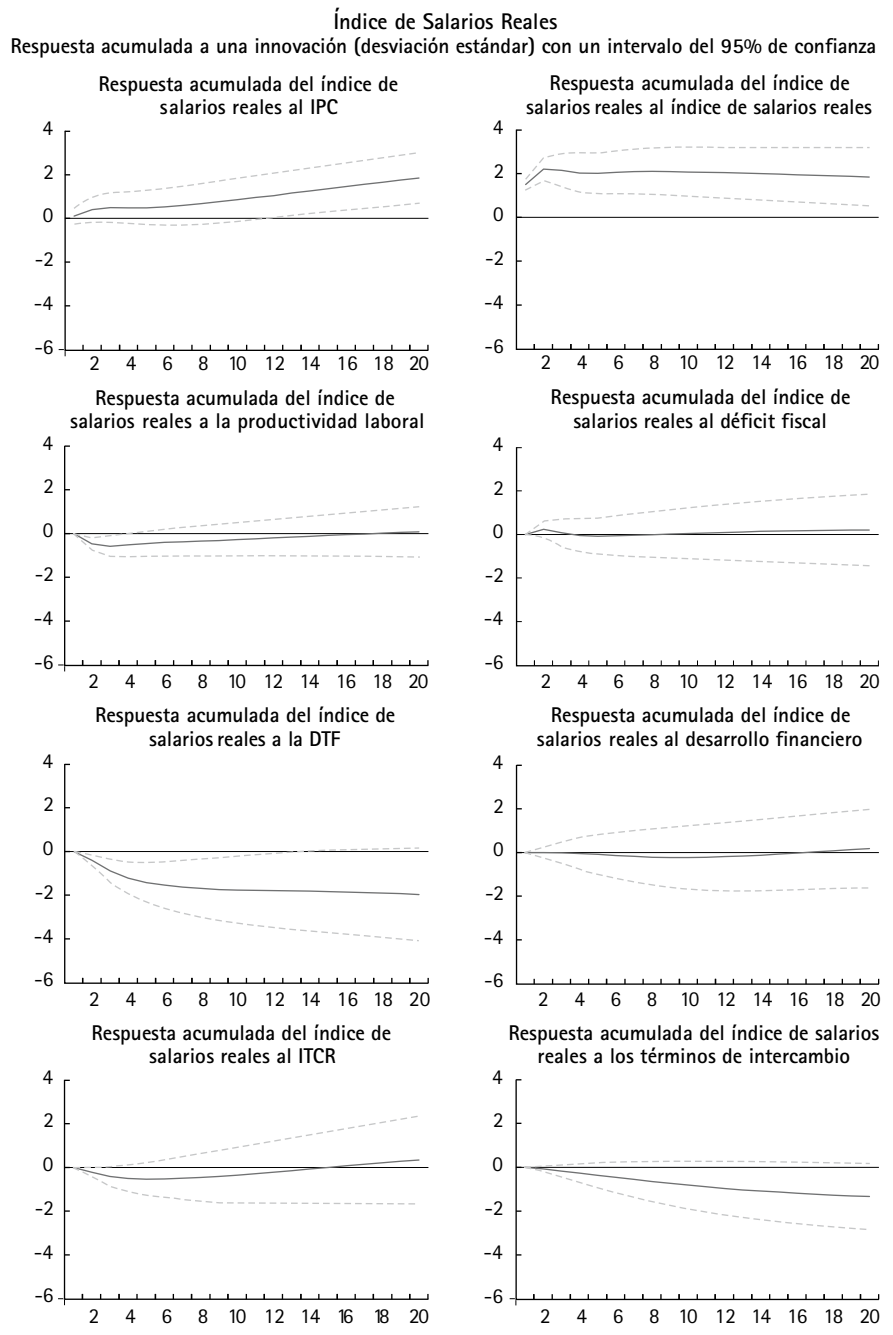
(Continúa)

Gráfico A1.2. Valores de impulso-respuesta según variable de actividad macroeconómica (continuación)



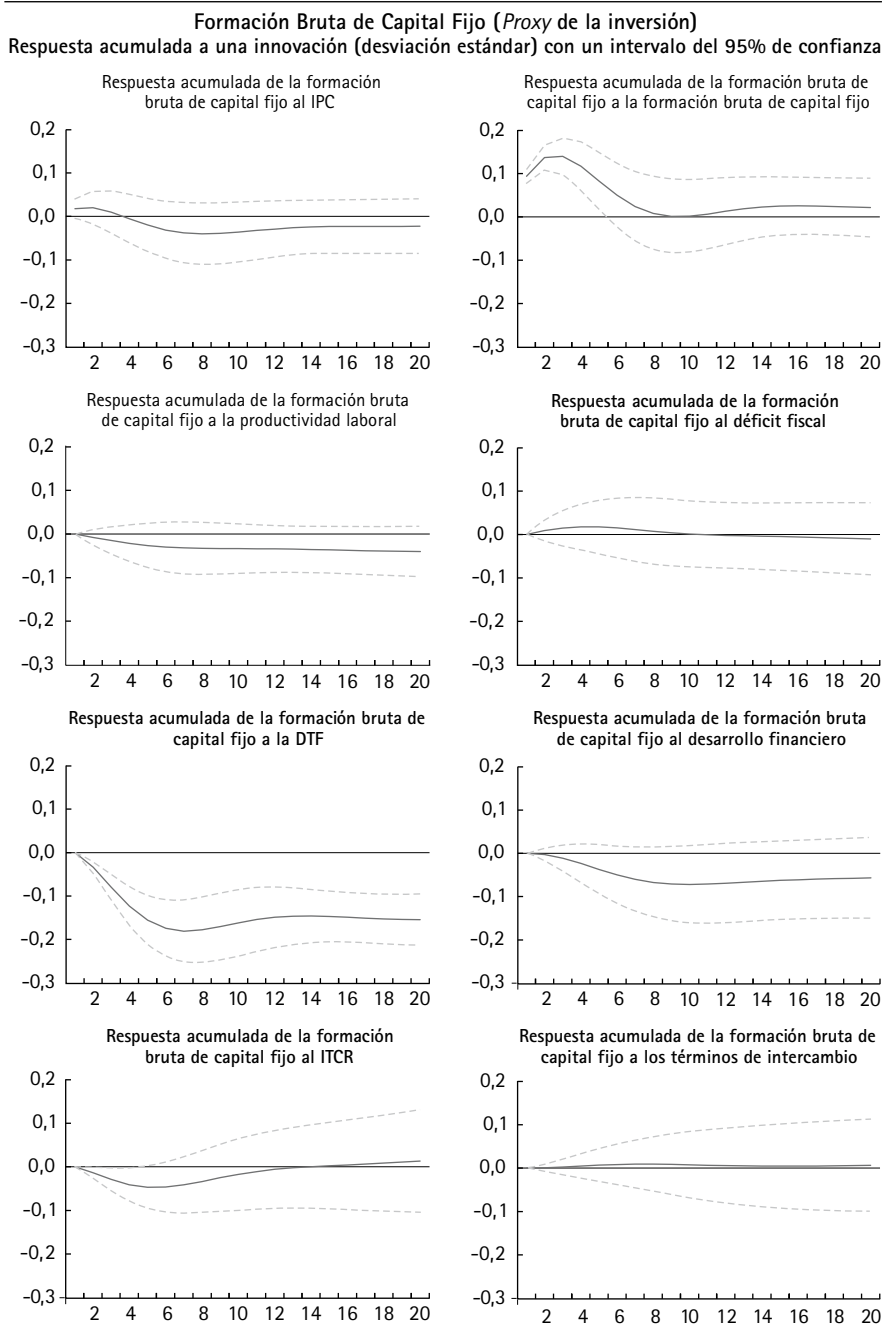
(Continúa)

Gráfico A1.2. Valores de impulso-respuesta según variable de actividad macroeconómica (continuación)



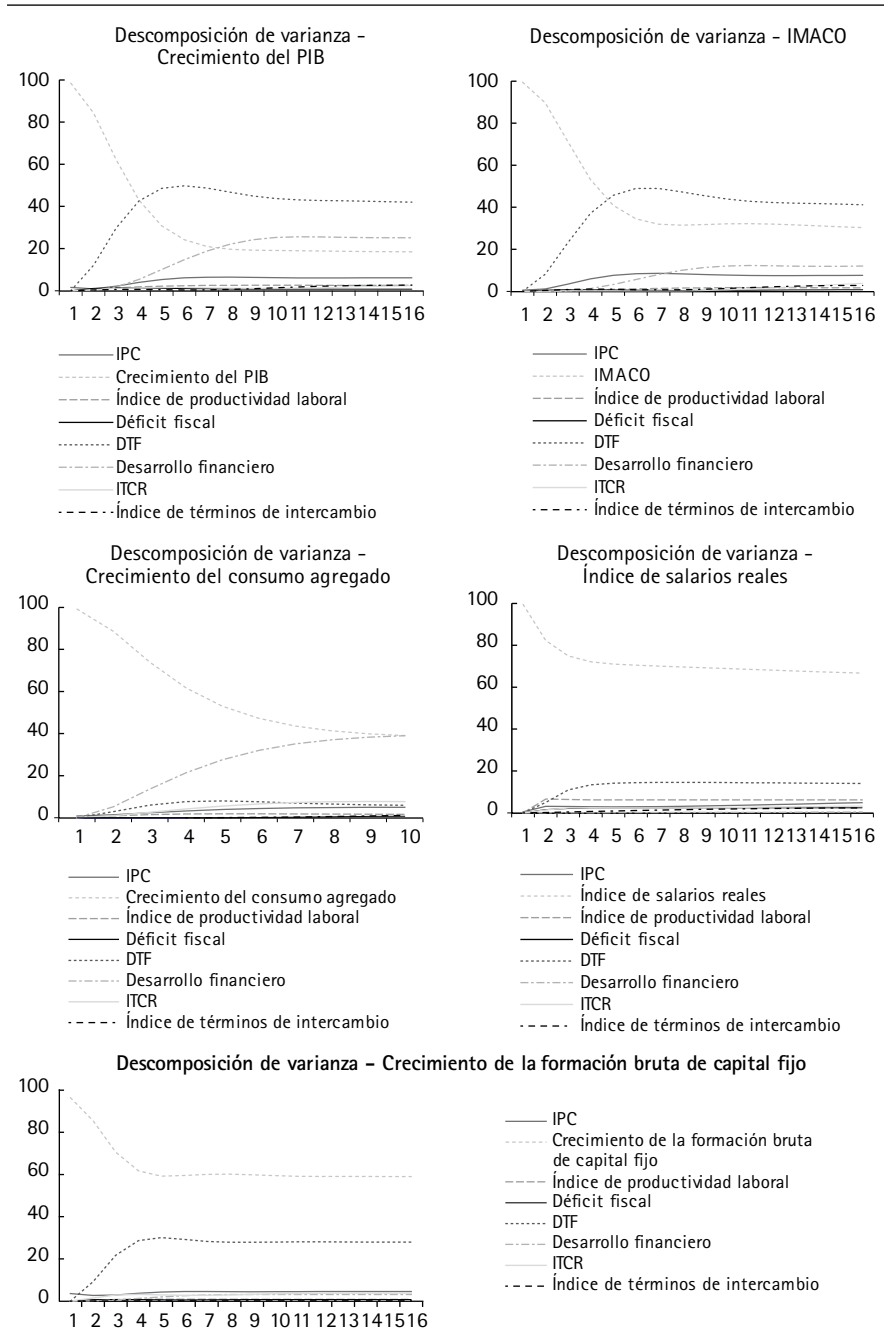
(Continúa)

Gráfico A1.2. Valores de impulso-respuesta según variable de actividad macroeconómica (continuación)



Fuente: elaboración propia.

Gráfico A1.3. Descomposición de varianza de las variables de actividad económica



Fuente: elaboración propia.

