

DINÂMICA DA POLÍTICA MONETÁRIA E INFLAÇÃO OBJETIVA NA COLÔMBIA: UMA APROXIMAÇÃO FAVAR*

ANDRÉS FELIPE LONDOÑO
JORGE ANDRÉS TAMAYO
CARLOS ALBERTO VELÁSQUEZ

*Os comentários aqui expressados não comprometem a nenhuma das instituições mencionadas e são responsabilidade exclusiva dos autores. Uma primeira versão deste artigo foi apresentada como tese de graduação em Economia de Andrés Felipe Londoño. Um agradecimento aos comentários e contribuições de Carlos Esteban Posada, Christian Posso, Francisco Lasso, Mauricio Arango e Ermilson Velásquez, dois avaliadores anônimos, assim como dos assistentes ao Seminário de Economia do Banco de la República, Medellín.

Os autores são, por ordem, economista da Universidad Eafit; economista do Banco de la República (Medellín); engenheiro matemático da Universidad Eafit.

Endereço eletrônico:
alondo34@eafit.edu.co;
jtamayca@banrep.gov.co;
cvelas11@eafit.edu.co.

Documento recebido no dia 19 de janeiro de 2011; versão final aceita no dia 13 de setembro de 2011.

Neste trabalho é analisada a dinâmica da política monetária sobre a atividade econômica real e os preços na Colômbia durante o período 2001:1-2009:12. Utilizando uma nova metodologia que combina os modelos VAR com os recentes desenvolvimentos no campo da análise fatorial dinâmico (FAVAR, por suas siglas em inglês) proposta por Bernanke, Boivin e Elias (2005), são realizadas diferentes especificações onde se mostra as reações de diferentes variáveis macroeconômicas ante uma inovação no instrumento de política monetária. Os resultados sugerem que o modelo FAVAR estimado para a economia colombiana consegue capturar de forma adequada e compreensível os canais de transmissão da política monetária. Em particular, se observa um atraso da política monetária que oscila entre 12 e 18 meses para as variáveis reais, e em torno de dois anos para as variáveis de preços.

Classificação JEL: E31, E42, E43, E52, E58.

Palavras-chave: política monetária, inflação objetiva, mecanismos de transmissão, modelo FAVAR.

MONETARY POLICY AND INFLATION TARGETING DYNAMICS IN COLOMBIA: A FAVAR APPROACH*

ANDRÉS FELIPE LONDOÑO
JORGE ANDRÉS TAMAYO
CARLOS ALBERTO VELÁSQUEZ

This paper analyzes the dynamic of monetary policy on real economic activity and prices in Colombia during the period 2001:1-2009:12. Using a new methodology that combines VAR models with recent developments in the field of dynamic factor analysis (FAVAR) proposed by Bernanke, Boivin and Elias (2005), we develop different models, to show the reaction of many macro-economic variables to an innovation in the monetary policy instrument. The empirical results show that transmission mechanism of monetary policy are well detected by the FAVAR model. Particularly, we found that official interest rate decisions have their fullest effect on real variables with a lag of one year and a half, and their fullest effect on nominal variables (price index) with a lag of around two years.

JEL classification: E31, E42, E43, E52, E58.

Keywords: Monetary policy, inflation targeting, transmission mechanism, FAVAR model.

*The opinions expressed in this paper are those of the authors and do not represent the views of the institutions mentioned.

A first version of this article was presented as undergraduate project by Andrés Felipe Londoño. We thank the comments from Carlos Esteban Posada, Christian Posso, Francisco Lasso, Mauricio Arango, Ermilson Velásquez, two anonymous referees and the Economics Seminar participants at Banco de la República, Medellín.

The authors are, respectively, Economist of Eafit University, Economist of Banco de la República (Medellín) and Mathematical Engineer of Eafit University.

E-mail:
alondo34@eafit.edu.co;
jtamayca@banrep.gov.co;
cvelas11@eafit.edu.co.

Document received:
19 January 2011;
final version accepted:
13 September 2011.

DINÁMICA DE LA POLÍTICA MONETARIA E INFLACIÓN OBJETIVO EN COLOMBIA: UNA APROXIMACIÓN FAVAR*

ANDRÉS FELIPE LONDOÑO
JORGE ANDRÉS TAMAYO
CARLOS ALBERTO VELÁSQUEZ

*Los comentarios aquí expresados no comprometen a ninguna de las instituciones mencionadas y son responsabilidad exclusiva de los autores. Una primera versión de este artículo fue presentada como tesis de grado en Economía de Andrés Felipe Londoño. Se agradecen los comentarios y aportes de Carlos Esteban Posada, Christian Posso, Francisco Lasso, Mauricio Arango y Ermilson Velásquez, dos evaluadores anónimos, así como de los asistentes al Seminario de Economía del Banco de la República, Medellín.

Los autores son, en su orden, economista de la Universidad Eafit; economista del Banco de la República (Medellín); ingeniero matemático de la Universidad Eafit.

Correos electrónicos:
alondo34@eafit.edu.co,
jtamayca@banrep.gov.co,
cvelas11@eafit.edu.co.

Documento recibido:
19 de enero de 2011;
versión final aceptada:
13 de septiembre de 2011.

En este trabajo se analiza la dinámica de la política monetaria sobre la actividad económica real y los precios en Colombia durante el período 2001:1-2009:12. Utilizando una nueva metodología que combina los modelos VAR con los recientes desarrollos en el campo del análisis factorial dinámico (FAVAR, por sus siglas en inglés) propuesta por Bernanke, Boivin y Elias (2005), se llevan a cabo diferentes especificaciones en donde se muestra las reacciones de distintas variables macroeconómicas ante una innovación en el instrumento de política monetaria. Los resultados sugieren que el modelo FAVAR estimado para la economía colombiana logra capturar de forma adecuada y comprensible los canales de transmisión de la política monetaria. En particular, se observa un rezago de la política monetaria que oscila entre 12 y 18 meses para las variables reales, y alrededor de dos años para las variables de precios.

Clasificación JEL: E31, E42, E43, E52, E58.

Palabras clave: política monetaria, inflación objetivo, mecanismos de transmisión, modelo FAVAR.

I. INTRODUCCIÓN

Desde hace varias décadas, los efectos y mecanismos de transmisión de las acciones de política monetaria sobre la actividad económica agregada y los precios han generado un continuo debate en la política económica. Lo anterior se atribuye a la diversidad de la evidencia encontrada al identificar las reacciones de las diferentes variables económicas ante cambios en las políticas adoptadas por la autoridad monetaria (véanse Bejarano y Hamann, 2005).

En consecuencia, un adecuado entendimiento de los mecanismos de transmisión de la política monetaria por parte del Banco Central, es indispensable para que las acciones que se adopten repercutan en la cuantía y tiempo deseado en toda la economía, buscando así evitar que dichas políticas conduzcan a resultados inciertos que puedan generar un deterioro en la estabilidad de precios y un desequilibrio en la demanda agregada.

Gómez, Uribe y Vargas (2002) afirman que desde principios de la década de los noventa, con la entrada en vigencia de la Constitución de 1991 en Colombia, el Banco de la República ha diseñado e implementado diferentes estrategias que apuntan a la estabilización del nivel de precios y al crecimiento del producto y el empleo. Una de las estrategias de finales de la década, fue la adopción del régimen de inflación objetivo con el que se buscaba fijar una meta anual de inflación y ejercer las políticas necesarias para cumplir dicho objetivo. De acuerdo con Gómez *et al.* (2002), la

entrada en vigencia de este nuevo esquema de inflación, ha contribuido a que esta disminuya sustancialmente en Colombia, al punto de situarse en niveles de un solo dígito, al igual que su volatilidad¹. Además, como lo menciona Correa (2004), la credibilidad de la política monetaria en Colombia ha mejorado en consideración.

Aunque en la literatura se encuentran numerosos trabajos empíricos que estudian los diferentes canales de transmisión y sus efectos en la economía para el caso colombiano², la mayoría de estos se basan en modelos de series de tiempo tradicionales (modelos de vectores autorregresivos [VAR] y modelos de corrección del error), los cuales poseen distintas restricciones al ser implementados en la medición de la política monetaria³.

Recientemente ha surgido una corriente de modelos empleados en la estimación de los efectos de la política monetaria, que combina los resultados actuales del análisis factorial dinámico con los modelos de vectores autorregresivos (FAVAR, por sus siglas en inglés), propuesta por Bernanke, Boivin y Elias (2005). Esta metodología permite representar una gran cantidad de variables económicas en pocos factores, conservando los grados de libertad e incluyendo más información de la empleada por los modelos VAR tradicionales.

Esta nueva corriente ha demostrado ser útil en explicar la transmisión de la política monetaria sobre la actividad económica y la inflación⁴; por tanto, resulta de gran

1 Para el período 1990-1998, la desviación estándar promedio de la inflación fue de 4,3%, mientras que para el período 1999-2009 esta se ubicó en 2,2%. Se debe tener en cuenta que esta no es una medida óptima de volatilidad. Siguiendo la metodología propuesta por Stock y Watson (2007), que descompone la serie de inflación trimestral anualizada entre un componente permanente —tendencia estocástica— y un componente transitorio, Echavarría, López y Misas (2010) encuentran que si se mide la persistencia de la inflación por medio de la suma de los coeficientes autorregresivos, esta no presenta cambios significativos durante los últimos treinta años. Sin embargo, en un reciente artículo, Echavarría, Rodríguez y Rojas (2010), siguiendo la metodología planteada por Kang, Kim y Morley (2009), la cual es similar a la de Stock y Watson (2007) pero en lugar de volatilidad estocástica asume cambios de régimen, hallan que la varianza de los choques permanentes fue muy alta durante el período 1979-1999, y se redujo a un nivel cercano a cero para el período 1999-2010. Por otro lado, “la varianza de los choques transitorios se ha reducido paulatinamente, desde niveles muy altos en 1979-89 (19,50), a valores intermedios en 1990-1999 (5,71) y aún menores en 2000-2010 (2,57)” (Echavarría *et al.*, 2010).

2 A manera de ejemplo se puede citar a Echeverry (1993), Carrasquilla (1998) y Bejarano y Hamann (2005).

3 En la sección 3 de este estudio se hace referencia a estos problemas.

4 En la sección 4 se provee de una revisión completa del tema.

interés analizar la política monetaria en Colombia durante los últimos diez años haciendo uso de toda la información económica disponible, con el fin de obtener un análisis congruente de las medidas económicas. Más aún, el caso colombiano resulta ser bastante atractivo debido al cambio explícito que tuvo la conducción de la política monetaria a finales de la década de los noventa.

El presente trabajo tiene como objetivo analizar la dinámica de la política monetaria en Colombia sobre la actividad económica real y el proceso de determinación de precios durante el período 2001:1-2009:12. Para esto, se plantean distintas especificaciones basadas en los modelos FAVAR, a través de los cuales se muestra la evolución de la política monetaria durante este período.

Este artículo está organizado de la siguiente forma: luego de la presente introducción, se realiza una descripción del funcionamiento de la política monetaria en Colombia durante los últimos 20 años, así como una reseña de los mecanismos de transmisión y algunos resultados encontrados para el caso del país. En la tercera sección, se mencionan las principales restricciones que poseen los modelos VAR en la estimación de la dinámica de la política monetaria. En la cuarta, se presenta una revisión de la literatura sobre el tema a tratar, para luego, en la sección quinta, exponer el marco teórico en el que se fundamenta esta metodología. Finalmente, en la sexta sección, se exponen los resultados obtenidos y en la séptima se concluye y se mencionan algunas implicaciones de política derivadas de este estudio.

II. POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA DURANTE LOS ÚLTIMOS 20 AÑOS

A. POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA: 1990-2009

Con la Constitución de 1991, el Banco de la República pasó a ser el encargado de ejercer la política monetaria en Colombia, teniendo como objetivo primordial el control de la capacidad adquisitiva del dinero, en coordinación con una política macroeconómica que propenda por el crecimiento del producto y el empleo.

Gómez *et al.* (2002) destacan que entre 1992 y 1999 la política monetaria en Colombia se ejerció a partir de un objetivo monetario intermedio y un sistema de bandas cambiarias para la tasa de cambio. Además, la Banca Central utilizaba como instrumento de política el crecimiento de la base monetaria, con lo cual se pretendía

obtener cierta estabilidad en la demanda de dinero. Asimismo, se esperaba que el sistema de bandas cambiarias permitiera que la tasa de cambio absorbiera la mayoría de los choques externos y disminuyera el conflicto entre las metas monetarias y cambiarias (Gómez *et al.*, 2002). Sin embargo, la ejecución de estos objetivos no fue consistente, ya que en diferentes ocasiones estos fueron modificados, lo que condujo a replantear el esquema de llevar a la práctica esta política⁵.

A partir de 1999 se implementó en Colombia el régimen de inflación objetivo, con el cual se realizaron cambios importantes en la política económica abandonando la banda cambiaria y dejando fluctuar la tasa de cambio⁶. Además, en el 2001 la tasa de interés de corto plazo se convirtió en la meta operativa de la política monetaria, beneficiando en gran medida a las instituciones financieras, ya que según Huertas, Jalil, Olarte y Romero (2005), al tener tasas de interés más estables, los bancos pueden con mayor certeza definir sus pasivos y las tasas de colocación⁷.

De acuerdo con Gómez *et al.* (2002), con la entrada en vigencia de este régimen, se da inicio a un nuevo modelo de política monetaria, basado en la fijación de una meta puntual de inflación para el año siguiente (con un rango de $\pm 1\%$) por parte de la junta directiva del Banco de la República. Para el cumplimiento de esta meta, la Banca Central hace uso de los diferentes instrumentos de política monetaria, cambiaria y crediticia que tiene a su cargo, buscando así crear un ambiente de estabilidad y credibilidad que promueva el crecimiento y desarrollo económico.

Como se ha corroborado a lo largo de estos años, la disminución en el nivel de precios evidencia la efectividad que ha tenido el régimen de inflación objetivo en Colombia. Gómez *et al.* (2002) destacan que antes de 1999 la tasa de inflación fue de dos dígitos, lo que era uno de los mayores problemas para la economía colombiana. Sin embargo, durante la primera década del presente siglo, la inflación se mantuvo en niveles menores al 10%, ubicándose, con gran frecuencia, en el rango meta propuesto por el banco. En el 2009 se vivió una de las menores tasas de inflación en la historia colombiana al situarse en niveles del 2%. Lo anterior evidencia la

5 Entre otras razones por las presiones externas y por la volatilidad de la economía colombiana.

6 Igualmente, con la entrada en vigencia de este régimen, el Banco de la República elabora un informe trimestral en donde se explica el porqué de las políticas adoptadas.

7 Para una completa descripción del modelo de inflación objetivo véanse Bernanke *et al.* (1999).

convergencia de la tasa de inflación a la meta de largo plazo establecida por el Banco de la República en 3%.

Sin lugar a dudas, el tener una inflación baja y estable trae un sinnúmero de beneficios para las economías. Entre los principales están la promoción de la eficiencia económica y el crecimiento de largo plazo. De hecho, Fischer (1993) encuentra que la estabilidad macroeconómica, junto con el control de la inflación, es un requisito importante para el crecimiento económico⁸. Igualmente relevante son los costos sociales que traen consigo altas tasas de inflación debido al impacto distributivo, fiscal (recaudación de impuestos) y de productividad⁹.

B. MECANISMOS DE TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA

Además de disminuir sustancialmente la inflación, la adopción del régimen de inflación objetivo en Colombia ha contribuido a dinamizar y mejorar los canales de transmisión de la política monetaria, los cuales cumplen un papel preponderante en la ejecución de la política económica. En esta subsección se pretende explicar someramente los cuatro principales canales de transmisión de la política monetaria, así como mostrar los diferentes estudios empíricos realizados para el caso colombiano en donde se contrastan estos mecanismos¹⁰. El Gráfico 1, tomado de Jalil (2008), presenta una síntesis del impacto de una innovación en la tasa de interés de intervención en diferentes variables económicas, las cuales afectan en última instancia la inflación.

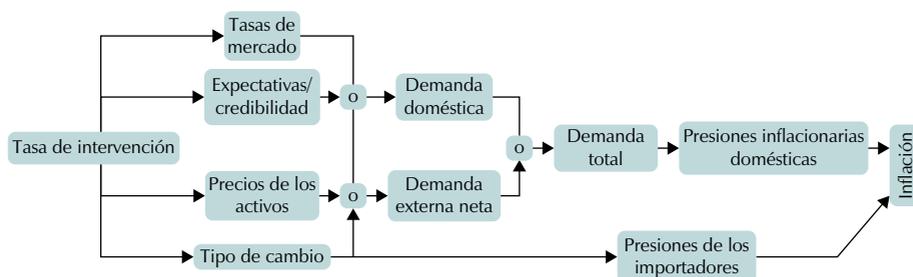
Es de destacar que el entendimiento de estos mecanismos permite determinar la forma, magnitud y el momento apropiado para modificar el rumbo de la política monetaria, en búsqueda de los objetivos deseados.

8 Véanse también Bruno y Easterly (1998).

9 Para una explicación más amplia de cada uno de estos temas véanse Fischer (1994), Andersen y Gruen (1995), Shiller (1996) y Feldstein (1997).

10 Para un mayor entendimiento y detalle sobre los mecanismos de transmisión véase Mishkin (2007).

Gráfico 1
Mecanismos de transmisión de la política monetaria



Fuente: Jalil (2008).

1. Enfoque de la tasa de interés

En este canal, la intervención de la autoridad monetaria se da a través de la tasa de interés de intervención; cambios en esta variable afectan las tasas activas y pasivas del mercado, así como las tasas de interés de largo plazo, repercutiendo en el gasto de las familias y empresas¹¹.

Otro canal asociado a la tasa de interés es el del crédito y el sistema bancario. En este caso, un aumento (disminución) en las tasas de interés repercute tanto en la demanda como en la oferta de crédito¹²; en cuanto a la demanda, este aumento (disminución) en las tasas de interés genera una disminución (aumento) en la demanda de crédito vía su encarecimiento (abaratamiento). Igualmente, la oferta de crédito tenderá a disminuir (aumentar) debido a un mayor (menor) riesgo de recuperación de cartera, como consecuencia del problema de información asimétrica existente entre bancos y deudores¹³.

¹¹ Esto se debe a que la tasa de interés es una medida del costo financiero, lo que provoca que ante un cambio en esta variable tanto las empresas como las familias cambien sus niveles de gasto y consumo.

¹² Para este análisis se supone que no existe otra fuente de financiación diferente al crédito bancario, lo que implica que los deudores no podrán recurrir a otras fuentes de financiamiento.

¹³ Concretamente, existe el problema de la selección adversa y riesgo moral, lo cual se puede representar mediante el ejemplo del principal-agente, en donde el principal (banco) no conoce verdaderamente la capacidad de pago del agente (deudor). Ahora bien, se debe tener presente que este análisis está condicionado al desarrollo del sistema financiero y a la elasticidad de la tasa de interés por parte de los agentes económicos. Véanse a Jaffe y Russell (1976) y Mishkin (1991).

En la literatura referida al caso colombiano, se tienen diferentes estudios empíricos que han estimado el efecto de la transmisión de la política monetaria vía tasas de interés¹⁴. Betancourt, Misas y Bonilla (2008) analizan el *pass-through* de la tasa de interés de intervención a las tasas de interés del mercado, utilizando un modelo micro bancario en donde se incluyen algunas variables económicas y la existencia de posibles cambios estructurales en la relación de estas variables. Empleando un modelo Markov-Switching VAR (MS-VAR), desarrollan dos especificaciones del modelo: en la primera, plantean un mecanismo de transmisión simple que solo incluye las tasas de interés y, en la segunda, se involucra el efecto de algunas variables económicas sobre la transmisión de las tasas. Los resultados sugieren que el mecanismo de transmisión en las tasas de interés del mercado para las dos especificaciones es robusto, y está sujeto a la naturaleza del estado en que se encuentre; alta o baja volatilidad para ambas especificaciones¹⁵.

En la misma línea Amaya (2005) analiza el efecto que tienen las acciones de política monetaria sobre las tasas de interés bancarias para el período 1996-2004. Los resultados obtenidos en este estudio corroboran lo establecido por Betancourt *et al.* (2008); las intervenciones del Banco Central son efectivas para alterar las tasas de interés bancarias. Además, Amaya (2005) sostiene que el control de la política monetaria por medio de la tasa de interés de intervención, ayuda a incurrir en menores costos de intermediación financiera.

Huertas *et al.* (2005) analizan los efectos que generan cambios en la tasa de intervención sobre las diferentes tasas de interés activas y pasivas del sistema financiero. Los autores estiman distintos modelos VAR y encuentran que una innovación en esta tasa, afecta, en la mayoría de los casos, a las tasas activas y pasivas del mercado en el corto plazo, destacando el efecto bidireccional entre las tasas del mercado y el instrumento de política.

Melo y Becerra (2008) encuentran que la transmisión de la política monetaria a través de las tasas de interés en Colombia opera correctamente, tanto en signo como en

14 En el ámbito internacional se destacan los estudios realizados por Bernanke y Gertler (1995), Bernanke y Mihov (1995), Taylor (1995), Leeper, Sims y Zha (1996), entre otros.

15 Según los autores, la existencia de estos estados está asociada a una mayor o menor estabilidad en la política monetaria y a una percepción, alta o baja, del riesgo y de las condiciones de la economía. En adición, se debe señalar que este *pass-through* es asimétrico por estado. En el estado de alta volatilidad se encuentra un mayor *pass-through* en el largo plazo.

magnitud¹⁶. El estudio sugiere que un incremento de cien puntos básicos sobre la tasa de interés de política monetaria, se ve reflejado en un aumento de la misma magnitud sobre la tasa interbancaria dos semanas después. Igualmente, Melo y Becerra (2008) concluyen que un incremento de cien puntos base en la tasa de interés de política monetaria tiene un efecto relativamente pequeño sobre las tasas pasivas del mercado.

Gómez y Morales (2009) estudian el canal del crédito bancario en Colombia haciendo uso de un panel balanceado con información de 4.000 empresas no financieras para el período 1995-2007. Los resultados indican que un aumento en la tasa de interés de intervención provoca una reducción en los préstamos bancarios; para el caso de las firmas pequeñas se tiene una mayor probabilidad de no contraer préstamos en comparación con las firmas más grandes¹⁷.

Asimismo, Melo y Riascos (2004) utilizan un modelo de equilibrio general para analizar la dinámica de la política monetaria y sus respectivos canales de transmisión. El modelo es estimado con la metodología VECX y entre las principales características de este, se destacan la presencia de choques en la tasa de interés de intervención y la inclusión de los canales de transmisión y el canal de crédito¹⁸. El estudio concluye que ante un incremento de 15 puntos básicos en la tasa de interés nominal, se presenta un decaimiento en la tasa de crecimiento del producto, la tasa de ocupación y la inflación (después de cuatro o cinco trimestres). Por último, Melo y Riascos (2004) coligen que las acciones de política monetaria estimulan la economía por uno o dos trimestres en promedio.

Finalmente, Vargas, Hamann y González (2010) miden el impacto de la política monetaria sobre el costo del crédito hipotecario en Colombia, tanto para el corto como para el largo plazo. Los autores desarrollan un modelo econométrico que incorpora la relación de largo plazo entre las tasas de interés de los créditos hipotecarios (TICH) y las tasas de interés de los títulos de tesorería emitidos por la nación

¹⁶ Es decir, van en direcciones iguales con magnitudes similares.

¹⁷ Echeverry (1993) encuentra evidencia sobre la existencia de este canal en la economía colombiana, y de igual forma concluye que para el período de análisis (1975-1991) la implementación del M1 como instrumento de política monetaria se constituye como la mejor opción.

¹⁸ En particular, el canal de las tasas de interés y un mecanismo de transmisión y amplificación que resulta de la presencia de externalidades en el mercado laboral.

(TES, por sus siglas en inglés), así como el ajuste de corto plazo del *spread* entre estas dos tasas. Los resultados de este estudio sugieren la existencia de una relación de largo plazo entre la TICH y los rendimientos de los bonos de deuda pública a diez años, concluyendo que la política monetaria está en capacidad de reducir el costo del crédito hipotecario no solo en el corto plazo, sino también en períodos posteriores. Vargas *et al.* (2010) encuentran que una innovación de cien puntos básicos en la tasa de interés de política del Banco Central tiene un efecto máximo de 50-60 puntos básicos en el *spread* TICH-TES¹⁹.

2. Canal de transmisión del precio de los activos

Mishkin (1996) resalta dos mecanismos de transmisión de la política monetaria en el precio de los activos: a) la teoría desarrollada por Tobin (1969), que busca explicar el comportamiento de los gastos de inversión de las empresas por medio de la llamada “q de Tobin”, que se define como el cociente entre el valor de la compañía en el mercado bursátil y el costo de reposición del capital de esta²⁰. Luego, ante una política monetaria restrictiva, el precio de las acciones de las empresas listadas en la bolsa de valores disminuye, llevando a una disminución de la “q de Tobin”, generalizándose su efecto en la demanda agregada²¹ y b) la hipótesis del ciclo de vida de Ando y Modigliani (1963), que sustenta la teoría de que el gasto y ahorro de los agentes económicos, en un período determinado, depende de las expectativas sobre los ingresos que se espera obtener a lo largo de la vida.

Para el caso colombiano, López y Prada (2009) desarrollan un modelo de equilibrio general, dinámico y estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés), suponiendo un escenario en donde la actividad económica real es vulnerable a las fluctuaciones en el precio de los activos. Los autores encuentran que una política monetaria que reaccione a desviaciones del producto sobre su valor potencial, es la que menos costos

19 Vargas (2007) argumenta que la transmisión de la política monetaria en la demanda agregada ha variado sustancialmente debido a la crisis financiera de finales de siglo, la cual afectó en gran medida al canal del crédito, dándole una mayor importancia a sus efectos en la actividad económica real.

20 Esto supone que cuando la “q de Tobin” es mayor a la unidad, resultaría conveniente incurrir en una nueva inversión, ya que el *stock* de capital actual sería inferior al nivel deseado. En el caso de que la “q de Tobin” fuera menor que uno, no resultaría conveniente realizar una inversión, porque el nivel de capital actual sería superior a su nivel deseado.

21 Este mecanismo es equivalente al acelerador financiero propuesto por Bernanke y Gertler (1995).

traería para la autoridad monetaria, ya que si se afecta la actividad económica real por perturbaciones en el precio de los activos y no por un verdadero cambio en la productividad, se necesitaría un rápido ajuste en la economía²². Además, el estudio concluye que la inclusión del precio de los activos en la regla de política monetaria no mejora significativamente la dinámica de la economía, aunque esto podría corregirse identificando los desajustes en el precio de estas variables, por parte de la autoridad monetaria²³.

Tenjo, Charry, López y Ramírez (2007) analizan la importancia del precio de los activos en una economía emergente como la colombiana, hallando que estos son relevantes para el estudio de la dinámica económica y que pueden aportar información importante para determinar el comportamiento del crédito y la inversión. Asimismo, encuentran evidencia a favor del acelerador financiero al observar una estrecha relación entre el precio de los activos y el crecimiento económico.

3. Canal del tipo de cambio

La literatura identifica, sobre todo, dos canales por medio de los cuales la tasa de cambio tiene efecto sobre los precios: en referencia a la demanda agregada, una depreciación en la tasa de cambio provoca un aumento en la competitividad del país, encareciendo las importaciones y aumentando la demanda por bienes nacionales, generando un aumento en la demanda agregada y, posteriormente, en la inflación²⁴. Por otro lado, desde el punto de vista de la oferta, una depreciación del tipo de cambio se traduce en un aumento en el costo de los insumos importados por las empresas, lo que afecta negativamente a la inflación por el efecto *pass-through* de la tasa de cambio.

22 En este estudio, el producto potencial es definido como el nivel de producto hipotético si la economía tuviera precios flexibles.

23 En el ámbito internacional se destaca el estudio realizado por Borio y Filardo (2003) en donde se hace énfasis en el impacto que tienen los precios de los activos en la dinámica económica de los países desarrollados y emergentes. Los autores encuentran que la actividad económica real podría sufrir una recesión por culpa de una alteración en el precio de algunos activos, lo cual concuerda con lo señalado por diferentes estudios que destacan que la recesión vivida por Estados Unidos en 1990 se debió en gran parte a la disminución en el precio de los bienes raíces. Véanse a Bernanke et al. (1999).

24 Cuanto mayores sean las elasticidades del precio de las exportaciones e importaciones y mayor sea el grado de apertura externa, el incremento en la demanda agregada y en los precios será mayor.

Diferentes estudios han analizado este canal para la economía colombiana²⁵. Echavarría, López y Misas (2009) desarrollan un modelo VAR estructural para evaluar el impacto conjunto de las intervenciones cambiarias y de la política monetaria sobre la tasa de interés, la tasa de cambio y otras variables. En este artículo se encuentra que las compras netas de divisas por parte de la Banca Central y el aumento en la inflación devalúan significativamente la tasa de cambio nominal en los primeros meses. Por otra parte, variables como la producción y los términos de intercambio afectan la tasa de cambio desde el onceavo mes. Igualmente, se concluye que el impacto de los choques nominales y reales sobre la tasa de cambio nominal son similares²⁶.

4. Canal de expectativas

Finalmente, el canal de las expectativas se caracteriza por tener un efecto psicológico en los agentes, ya que las acciones de política monetaria que tome el Banco Central tendrán efectos sobre las expectativas futuras de dichos agentes, en torno al desempeño de la economía y particularmente sobre el nivel de precios esperado²⁷. A diferencia de los anteriores canales de transmisión, los efectos de este canal son rápidos y directos, ya que en el momento en que la autoridad monetaria comunique a la opinión pública sus acciones, los agentes reaccionarán inmediatamente modificando sus expectativas futuras²⁸.

Para la economía colombiana, Misas, Posada y Vásquez (2001) contrastan la hipótesis de que el principal determinante del nivel de precios es el “juicio de los agentes económicos sobre la magnitud y la evolución de los componentes permanentes del dinero nominal y del producto real, entendidos estos como los valores actuales espe-

25 En el contexto internacional, véanse por ejemplo, a Christiano, Eichenbaum y Evans (1998) y Kim y Roubini (2000).

26 De manera similar, Arias y Misas (1998) aplican la metodología SVAR a través de la descomposición de Blanchard y Quah para determinar la magnitud y duración de los choques nominales y reales sobre la tasa de cambio nominal y real. Los resultados obtenidos sugieren que choques nominales afectan a la tasa de cambio real en un tiempo no mayor a seis meses, mientras que choques reales tienen un efecto permanente tanto en la tasa de cambio nominal como en la real.

27 Se parte del supuesto de que los agentes se forman expectativas de forma racional, y que estos conocen el funcionamiento de la economía, por lo que no cometen errores sistemáticos al formular sus expectativas.

28 Un factor determinante a la hora de analizar este mecanismo de transmisión es la credibilidad y la reputación de la autoridad monetaria. Para un análisis más detallado de la importancia de la reputación de la autoridad monetaria, véanse Blinder (1999) y Tuysuz (2007).

rados de sus trayectorias futuras” (Misas *et al.*, 2001, p. 3). Los autores concluyen que no existe evidencia empírica para rechazar la hipótesis planteada, por lo que resulta conveniente que el Banco Central tome en especial consideración el comportamiento de los agregados monetarios y de las variables reales de la economía, diferenciando entre los componentes permanentes y los transitorios²⁹.

De igual forma, Melo y Granados (2010) calculan el diferencial entre los rendimientos de los bonos nominales y los reales³⁰, que muestra la compensación requerida para que las utilidades de estos dos tipos de bonos sean equivalentes para un determinado período de vencimiento. Esto sugiere que el *Break Even Inflation* se constituye como una medida para reflejar la inflación esperada durante el período en que estos títulos se maduran. El estudio emplea como variable de referencia los rendimientos de los TES en pesos y los TES indexados a la UVR para el período 2003:1-2009:11. Se concluye que durante el período de análisis se presenta una tendencia decreciente en las expectativas de inflación, lo cual se atribuye al aumento de la confianza en la política monetaria por parte de los agentes económicos. Melo y Granados (2010) encuentran que para períodos cortos (1 año) el *Break Even Inflation* es una medida aproximada de las expectativas de inflación, mientras que para el largo plazo (5 años) esto no se cumple. Lo anterior concuerda con lo encontrado por Arango y Arosemena (2003), quienes argumentan que en los períodos cortos la curva cero cupón de los TES está influenciada por las expectativas de inflación a mediano plazo.

III. RESTRICCIONES DE LOS MODELOS VAR

Desde principios de la década de los noventa y, en particular, posterior al trabajo seminal de Sims (1980), se han desarrollado diversos trabajos empíricos sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria, los cuales se han centrado en la utilización de modelos de vectores autorregresivos (VAR) y modelos de corrección del error (VEC) para determinar el efecto y la cuantía de los choques de política monetaria sobre las diferentes variables económicas³¹.

29 Véanse Misas *et al.* (2001) para mayor detalle de la metodología empleada.

30 Este diferencial es conocido en la literatura económica como el *Break Even Inflation*.

31 Entre los primeros exponentes de esta corriente se encuentran Bernanke y Blinder (1992) y Sims (1992), quienes aplicaron la metodología VAR para la medición de la política monetaria. Estos autores encuentran evidencia de la operabilidad de diferentes canales de transmisión para la economía americana (p. ej., canal del crédito bancario y de tasas de interés); del mismo modo argumentan que

La contribución fundamental del trabajo de Sims (1980), radicó en que todas las restricciones de identificación que se necesitaban en los modelos macroeconómicos estructurales de los años sesenta y setenta no eran necesarias para predecir o para realizar otro tipo de análisis de política económica. De esta manera, Sims (1980) propuso analizar los efectos de las intervenciones de política —bien sea monetaria, fiscal, entre otros—, estudiando la representación de medias móviles de la relación entre las variables endógenas de interés (sobre las variables que tiene efecto la política) y los choques económicos estructurales. Lo anterior implica identificar los choques estructurales, esto es, el sentido económico de cada perturbación y un esquema de identificación que permita deducir estos choques a partir de las innovaciones del VAR en forma reducida (Stock y Watson, 2005).

Esta última restricción requiere primero, que los choques estructurales puedan ser en teoría obtenidos de las innovaciones del VAR en forma reducida y segundo, que exista una racionalidad económica que justifique cómo encontrar dichos choques estructurales de las innovaciones (Stock y Watson, 2005). El primero de estos aspectos requiere que no haya sesgo por variables omitidas, ya que en caso de que existiese una variable que contiene información sobre el choque estructural distinta de las ya incluidas en el VAR, este sesgo de omisión implicaría que las innovaciones no generan el espacio de los choques estructurales y, en consecuencia, no pueden ser deducidas de las innovaciones del VAR (Stock y Watson, 2005, 2010). En principio, este problema podría solucionarse aumentando el número de variables empleadas en la estimación del VAR, no obstante, existe el inconveniente de que el número de coeficientes en el VAR sin restringir se incrementa con el número de variables al cuadrado³².

Aunque estos modelos han significado un gran avance en la medición de la política económica y para la adecuada toma de decisiones por parte de los bancos centrales³³,

la mayoría de las variaciones en los instrumentos de la política monetaria son respuesta del estado de la economía y no desviaciones sin sentido que toman los hacedores de política. Bejarano y Hamann (2005) realizan una revisión de la literatura de los modelos VAR estimados para el caso colombiano (véase sección 4).

32 Otra forma de solucionar este problema es mediante la estimación bayesiana, siguiendo a Leeper *et al.* (1996), imponiendo restricciones, calibrando y estimando los hiperparámetros. Sin embargo, tal como afirman Stock y Watson (2005), la FED y demás bancos centrales emplean una cantidad de información que puede llegar a contener miles de variables y, por tanto, no es posible generar el espacio de los choques estructurales.

33 De hecho, la utilización de estos modelos en la estimación de la política monetaria sirvió para corroborar diferentes teorías; por ejemplo, la existencia de la neutralidad del dinero en el largo plazo y la capacidad del Banco Central para afectar las variables reales en el corto plazo.

de los comentarios mencionados en el párrafo anterior, diferentes autores han resal-
tado distintas falencias que poseen dichos modelos.

En particular, Bernanke *et al.* (2005) argumentan que muy posiblemente el número de variables totales resultante del modelo VAR en forma reducida, no genere el conjunto de información que emplean los bancos centrales en la toma de sus deci-
siones, debido a la poca información que estos modelos utilizan. Esta limitación puede tener tres posibles consecuencias, sugeridas por Bernanke *et al.* (2005):

1. Dado que se va a tener información —de los bancos centrales y los agentes privados— que no va a estar incluida en el VAR, la medida de innovación probablemente estará sesgada.
2. Se requiere una variable observable exacta para la construcción teórica de la estructura. Es decir, cuando se habla de la actividad económica en un modelo VAR estructural, el producto interno bruto (PIB) puede no recoger de forma precisa los movimientos de la actividad económica en general. Luego, la variable observada empleada en el modelo SVAR para representar la actividad económica tiene un error de medida.
3. En el modelo VAR solo es posible realizar las funciones de impulso-respuesta para las variables empleadas en el modelo, que son pocas. Por ejemplo, sería conveniente no solo analizar el impacto de una medida de política en la producción, en los precios o en el empleo, sino también en otros sectores como el mercado bursátil, la tasa de cambio, entre otros.

Estas dificultades han sido reconocidas y señaladas por la literatura como la fuente de problemas prácticos y teóricos. Por ejemplo, Sims (1992) evidencia la presencia de la paradoja de precios (en inglés, *price puzzle*) en la proyección de la política monetaria sobre las variables de interés. El término *price puzzle* o “paradoja de precios”, hace referencia a la situación en la que un aumento en las tasas de interés por parte del Banco Central conlleva, en un principio, a un leve incremento en los precios contrario a lo establecido por la teoría económica. Sims (1992) justifica este hecho de la siguiente forma: los datos contenidos en un modelo VAR no capturan por completo el alza en las tasas de interés como respuesta de la Reserva Federal ante variaciones positivas en las expectativas futuras de inflación, razón por la cual sería necesario involucrar más información en el modelo VAR para mitigar esta situación. Igualmente en el caso

teórico, Lippi y Reichlin (1994) han señalado el problema espectral de no invertibilidad como consecuencia de las limitaciones ya mencionadas (Stock y Watson, 2005).

Los nuevos desarrollos en los métodos de estimación de los modelos de factores dinámicos, combinados con la evidencia empírica que tan solo dos factores son necesarios para explicar el movimiento simultáneo de un conjunto de variables macroeconómicas, ha motivado estudios recientes tendientes a integrar los métodos de factores dinámicos en el contexto del VAR y SVAR, denominados por Bernanke *et al.* (2005) FAVAR (*Factor Augmented Vector Autorregressive*)³⁴. La metodología FAVAR empleada en este artículo permite resolver parte de las limitaciones mencionadas en el párrafo anterior, debido a que es compatible con el modelo VAR convencional, y por tanto, puede determinarse si la información adicional dada por los factores es relevante o no. Segundo, permite emplear un conjunto grande de información, similar al utilizado por los bancos centrales. Por último, esta metodología posibilita obtener las funciones impulso-respuesta de un sinnúmero de variables macroeconómicas³⁵.

Por ejemplo, Senbet (2008) encuentra que al realizar un modelo FAVAR se elimina la paradoja de precios y se puede observar las funciones de impulso-respuesta de todas las variables utilizadas en el modelo, aspecto fundamental para la toma de decisiones por parte de la autoridad monetaria. Asimismo, Bernanke *et al.* (2005) destacan que los modelos FAVAR proveen una imagen comprensible y coherente de la dinámica de la política monetaria en la economía, lo que en ocasiones no era posible argumentarlo en los modelos VAR convencionales. Por último, cabe resaltar que esta nueva metodología permite avanzar en el entendimiento de la política monetaria y su efecto sobre la actividad económica.

IV. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En esta sección se pretende hacer una revisión de la literatura existente sobre la dinámica de la política monetaria y su transmisión tanto en Colombia como en el mundo. En principio, se analizarán los estudios basados en modelos VAR, prestando especial atención a los trabajos realizados para Colombia. Luego, se analizarán aque-

34 Los principales exponentes del análisis factorial dinámico han sido Stock y Watson (1998, 2002).

35 Véase la sección Metodología.

llos trabajos que incorporan modelos de análisis factorial dinámico dentro de un modelo de vectores autorregresivos (FAVAR).

A. LITERATURA VAR

Sims (1992) fue uno de los precursores del análisis de la política monetaria a partir de los modelos VAR. Incluyendo el índice de producción, índice de precios, agregado monetario y tasa de interés de corto plazo para una muestra de cinco países, descubre que un choque positivo en la tasa de interés genera una disminución en el índice de producción y en el agregado monetario para los países analizados. De manera similar, Bernanke y Blinder (1992) hacen uso de un modelo VAR para investigar el impacto de la política monetaria estadounidense sobre la actividad económica real. En este artículo se encuentra un efecto negativo y significativo entre la tasa de interés de los fondos federales y la actividad económica real³⁶.

La adecuada capacidad de predicción y la consistencia con la teoría económica, constituye a este tipo de modelos en un instrumento útil para el análisis de la política monetaria. Christiano, Eichenbaum y Evans (2001) concluyen que, en general, un choque negativo de la política monetaria (por ejemplo, un descenso en la tasa de interés de corto plazo) se traduce en un aumento, seguido de una corrección suave, del nivel de equilibrio de la producción, consumo, inversión y nivel de precios. Los resultados obtenidos son en general robustos, confirmándose la pertinencia de los modelos VAR para el estudio de los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

La mayoría de trabajos para el caso colombiano que han hecho uso de los modelos VAR para pronosticar la respuesta de las variables económicas ante choques monetarios, analizan períodos previos a la adopción del régimen de inflación objetivo en Colombia. Echeverry (1993) es uno de los primeros estudiosos en estimar este tipo de modelos para cuantificar el impacto de la política monetaria en Colombia para el período 1975-1991. En su análisis, encuentra que el agregado monetario *MI* constituye un buen instrumento de política y que la tasa de interés cumple un buen papel como

³⁶ Galí (1992) investiga qué tanto se ajusta el modelo IS-LM a la economía estadounidense después de la Segunda Guerra Mundial. Para esto, estima un modelo VAR estructural identificando cuatro choques estructurales: oferta, demanda monetaria, oferta monetaria y choques en el mercado de bienes y servicios. Galí (1992) encuentra que la respuesta de la economía a los cuatro choques estructurales se asemeja a las predicciones cualitativas del modelo IS-LM y que las recesiones pueden ser atribuidas a la coincidencia de diferentes choques adversos. Véase también a Pagan (1995).

objetivo intermedio de la política monetaria³⁷. Asimismo, colige que una contracción monetaria lleva a una caída en el crédito bancario, un efecto liquidez y de costo de capital, que produce un desplome en la demanda de fondos por parte de las firmas.

En este mismo sentido, Vargas (1995) demuestra la existencia del canal de crédito en Colombia, así como una relación directa entre el crédito y la inflación. De manera similar, Restrepo (1996) encuentra que un aumento de cien puntos básicos en la tasa de crecimiento de la base monetaria provoca una caída de la tasa de interés, así como un aumento en el índice de precios al consumidor (IPC). Sin embargo, en este último trabajo se destaca la presencia de la paradoja de precios, ya que encuentra que un aumento de cien puntos básicos de la tasa de interés nominal aumenta el IPC durante los primeros 16 meses³⁸.

Más recientemente, se subrayan los trabajos realizados por Correa (2004) y Bejarano y Hamann (2005). Por un lado, Correa (2004) muestra evidencia de la existencia del canal de tasas de interés, y determina que un aumento en la tasa de intervención del Banco de la República disminuye la inflación, el consumo, la inversión y la demanda agregada. Bejarano y Hamann (2005) identifican algunos resultados comunes de diferentes estudios empíricos encaminados a analizar la reacción de algunas variables de la actividad económica ante choques de política monetaria. Los autores hallan que existe un consenso sobre el impacto cualitativo de la política monetaria, y además concluyen que una política monetaria expansiva provoca un efecto liquidez que afecta la inflación y la actividad económica en el corto plazo.

En general, los trabajos empíricos mencionados, perciben que una contracción monetaria lleva a una caída en el crédito bancario y un efecto liquidez, generando una disminución en la inflación, el consumo, la inversión y la demanda agregada en el corto plazo. Cabe destacar que en la literatura (internacional y colombiana) existe

³⁷ No se debe olvidar que estas estimaciones fueron realizadas previas a la implementación del régimen de inflación objetivo en Colombia.

³⁸ Carrasquilla (1998) se concentró en explicar el comportamiento de los diferentes mecanismos de transmisión para Colombia, encontrando —al igual que Echeverry (1993) y Restrepo (1996)— un efecto liquidez importante, así como un decaimiento en el nivel de precios y el producto ante choques negativos de la política monetaria. De igual manera, Carrasquilla (1998) concluye que no es claro identificar la presencia del canal de crédito y valida la idea de utilizar la tasa de interés de corto plazo como instrumento de política monetaria.

una gran cantidad de artículos que han empleado el modelo de equilibrio general en el análisis de los mecanismos de transmisión de la política monetaria, que por espacio no son mencionados en este artículo.

B. LITERATURA FAVAR

Haciendo uso de los desarrollos obtenidos en el campo del análisis factorial dinámico por Stock y Watson (1998, 2002) y el análisis convencional de los modelos VAR estructural, Bernanke *et al.* (2005) proponen una metodología nueva denominada FAVAR, que soluciona en gran medida los problemas de información asociados con los modelos VAR estándar, empleados para la estimación de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica³⁹. La gran atracción de este modelo radica en que es posible determinar el impacto de una innovación en la política monetaria sobre todas las variables empleadas en las estimaciones.

Los resultados alcanzados por Bernanke *et al.* (2005) demuestran ser coherentes con lo establecido por la teoría económica, ya que identifican correctamente los mecanismos de transmisión de la política monetaria estadounidense. Además, los autores realizan una comparación del modelo FAVAR con un modelo VAR convencional, obteniendo que el primero tiene una ventaja considerable frente al segundo, al reducirse en gran medida la paradoja de precios y al obtener funciones de impulso-respuesta más coherentes con la teoría⁴⁰.

Una variedad de trabajos empíricos se han desarrollado empleando esta nueva metodología⁴¹. Entre ellos se destaca el trabajo de Lagana y Mountford (2005), el

39 En una primera etapa, Bernanke *et al.* (2005) hacen uso del análisis factorial dinámico para extraer unos pocos factores que resuman en gran medida las 120 variables macroeconómicas utilizadas en el modelo. Estos autores aplican dos métodos diferentes para lograr obtener los factores: el primero consiste en estimarlos por medio de la metodología de componentes principales y el segundo, en hacer uso de métodos de probabilidad bayesiana y muestra de Gibbs. Una vez obtenidos los factores, se estima un modelo VAR que contenga estos factores y el instrumento de política monetaria.

40 De forma similar, concluyen que en general no existe una diferencia sustancial entre la estimación por componentes principales o por métodos bayesianos en cuanto al efecto cualitativo; sin embargo, resaltan que la estimación por componentes principales produce respuestas más plausibles.

41 El Cuadro A1.1 en el Apéndice, resume los principales resultados obtenidos en términos del efecto cualitativo que tienen las principales variables económicas ante un choque positivo de la tasa de interés para los estudios que emplean la metodología FAVAR.

cual tiene como fin cuantificar el efecto de la política monetaria en la economía inglesa. Utilizando 105 variables mensuales, estiman un modelo FAVAR y encuentran que este provee una imagen adecuada de la política monetaria en el Reino Unido. Al igual que Bernanke *et al.* (2005), Lagana y Mountford (2005) realizan una comparación entre un modelo VAR tradicional y un modelo FAVAR, hallando que al incluir los factores estimados en el modelo VAR, se elimina la presencia de la paradoja de precios de los resultados adquiridos para el primer modelo. Asimismo, destacan la robustez de los resultados ante cambios en el número de factores, rezagos y período de muestra.

Senbet (2008) propone un modelo FAVAR para determinar el impacto de la política monetaria en Estados Unidos, Canadá, Inglaterra, Francia y Japón. Con este modelo, no solo se pretendía establecer la transmisión de la política monetaria en cada país, sino también examinar la posible influencia de alguno de ellos sobre el resto. Los resultados conseguidos demuestran una fuerte influencia de la política monetaria estadounidense sobre la economía canadiense y un impacto moderado sobre la inglesa y japonesa. De igual modo, no se presenta la paradoja de precios y se encuentra que los resultados descubiertos para las funciones de impulso-respuesta son acordes con la teoría, y en general consistentes entre los países⁴².

A la fecha, no se conocen estudios que hayan implementado modelos FAVAR en el análisis de la política monetaria en Colombia y sus canales de transmisión. Una aproximación cercana la presentan González *et al.* (2009) que emplean modelos de factores dinámicos (MFD), con el fin de realizar pronósticos de la inflación en Colombia. En el modelo se incluyen 92 variables macroeconómicas mensuales para el período 1999:1-2008:06. Los resultados indican que en promedio, la inclusión de un factor en la especificación del modelo captura la “comunalidad” de las variables económicas consideradas y ayuda en la explicación del comportamiento de la inflación. El estudio concluye, además, que los MFD son mejores que los modelos

⁴² Otros estudios que han innovado frente a la especificación inicial del FAVAR son los de Belviso y Milani (2006) o Bork (2009), los cuales desarrollan un modelo FAVAR aplicando cambios en la estructura de los factores y en el método de estimación, respectivamente. En particular, Bork (2009) trabaja el mismo modelo FAVAR propuesto por Bernanke *et al.* (2005) pero utiliza el algoritmo *EM* para estimar los factores. La evidencia encontrada sugiere que la utilización de este algoritmo como método de estimación, en comparación con el método de componentes principales y probabilidad bayesiana, arroja respuestas más profundas y picos más altos en el desempleo. Más adelante se comenta el trabajo de Belviso y Milani (2006).

autorregresivos (AR), en términos de la raíz cuadrática media del error, para horizontes entre dos y seis meses.

V. MODELO

A. MARCO ESTADÍSTICO

Sea Y_t un vector de variables económicas observables de $M \times 1$ para $t = 1, 2, \dots, T$ períodos, el cual se asume que recoge en gran medida la actividad de la economía, luego Y_t puede contener información de precios, tasas de interés, producción, entre otras⁴³. Asumamos igualmente que existe, como en realidad sucede, información económica adicional que no está contenida en Y_t y que también es relevante en la explicación de la dinámica de las series de este vector⁴⁴. Supongamos que este conjunto de información puede resumirse en un vector de $K \times 1$ factores no observables, F_t ⁴⁵.

Admitamos que la dinámica de (F_t', Y_t') puede ser representada por un modelo VAR como se describe a continuación⁴⁶:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (1)$$

donde $\Phi(L)$ es una matriz que representa el polinomio del operador de rezagos finito de orden d , que contiene *a priori* restricciones, como en el caso de la literatura del VAR estructural. Se asume que el término de error tiene media cero y matriz de varianza-covarianza Q ⁴⁷.

43 Siguiendo la literatura del VAR y VAR estructural convencional, M puede estar entre cuatro y seis variables. Las estimaciones hechas con métodos bayesianos han podido incluir hasta 18 variables ($M = 18$). Véanse Leeper *et al.* (1996).

44 Como se argumentó, es difícil creer que la información que se dispone para estimar un modelo VAR, recoge de forma precisa información como la actividad económica, la cual responde más a las características de una variable latente, y no a la de una observable.

45 Se da por sentado que K es un número relativamente pequeño.

46 Esta sección sigue de cerca la notación y metodología desarrollada por Bernanke *et al.* (2005).

47 Del mismo modo se asume que el VAR es estable. La literatura del FAVAR ha empleado series estandarizadas y estacionarias, luego se admite que las variables empleadas son integradas de orden 0 (I (0)).

La ecuación (1) puede interpretarse como una forma reducida de un modelo de expectativas racionales que incluye variables observables y no observables. El supuesto tradicional de los modelos VAR consistía en creer que todas las variables relevantes para el modelo económico, por ejemplo un modelo de expectativas racionales, correspondían exactamente a las variables observadas en Y_t , y por tanto, el espacio generado por F_t era vacío. No obstante, y como se argumentó, este es en realidad un supuesto bastante restrictivo.

Por el contrario, si el verdadero sistema es un FAVAR como el expuesto en la ecuación (1), la estimación del VAR estándar de Y_t (como lo ha hecho la literatura convencional del SVAR) llevará a resultados sesgados, tanto de los coeficientes como de las funciones de impulso-respuesta.

Dado que F_t es no observable, se necesita un supuesto con respecto a este, para proceder con la estimación de la ecuación (1). Se asume entonces que se tiene un conjunto grande de información (series de tiempo observables), concatenadas en X_t de dimensión $(N \times 1)$ ⁴⁸. Igualmente, se asume que este conjunto grande de información X_t , está relacionado con los factores no observables F_t y con las variables observables Y_t de la siguiente forma:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (2)$$

donde Λ^f es una matriz que contiene los “factores de carga” de dimensión $N \times K$, Λ^y es una matriz de $N \times M$ y el término de error e_t tiene dimensión $N \times 1$. Se supone que el término de error tiene media cero con distribución normal y sin correlación o poca correlación transversal⁴⁹.

Eliminando de la ecuación (2) el término de variables observables, Y_t , y aceptando que F_t sigue un proceso autorregresivo (como efectivamente se asume en la ecuación 1), se encuentra una especificación similar a lo que Stock y Watson (2002, 2005, 2010) denominan “modelo de factores dinámicos”⁵⁰.

48 Se asume, en general, que $N \geq T$ y $K + M \ll N$, dado que $t = 1, \dots, T$.

49 Este supuesto se puede realizar debido a que la estimación de F_t por componentes principales permite un cierto grado de correlación entre las variables. Véanse Stock y Watson (2002).

50 Los modelos de factores dinámicos fueron originalmente propuestos por Geweke (1977) como una extensión a las series de tiempo de los modelos de factores desarrollados previamente

La división entre cuáles variables forman parte de Y_t o de F_t depende de cuáles variables son directamente observables. Por ejemplo, en el caso de los modelos tradicionales del VAR estructural se asume que las variables observables Y_t representan “exactamente” las variables que implican el modelo económico implícito. Esto es, asumir que Y_t está compuesto por la inflación π_t , la tasa de interés R_t , la cantidad de dinero M y el producto y_t y por tanto $F_t = 0$.

Sin embargo, el supuesto más realista es aceptar que la única variable observada por el Banco Central y por el econométrista es el instrumento de política monetaria por varias razones: a) el concepto de producto empleado en los modelos de expectativas racionales y que se encuentra en la forma reducida (curva de Phillips) de estos, hace referencia más a una medida latente de la actividad económica (Bernanke *et al.*, 2005); b) las cuentas nacionales de los países presentan revisiones, y c) para el caso de la inflación, adicional a la evidencia que muestra las imprecisiones que presenta la medición de esta, es difícil saber *a priori* cuál es la medida de inflación que se debe emplear para la toma de decisiones (Bernanke *et al.*, 2005).

En ese caso, $Y_t = R_t$ y $F_t = (\pi_t, y_t, y_{t-1}^n, M_t, \varphi(X)_t)$.

1. Estimación

Bernanke *et al.* (2005) consideran dos enfoques para la estimación de las ecuaciones (1) y (2). El primero, componentes principales en dos etapas, provee una estimación no paramétrica para encontrar el espacio cubierto por los factores de X_t , $C(F_t, Y_t)$. El segundo realiza la estimación conjunta de las ecuación (1) y (2), empleando métodos bayesianos —algoritmo de *Gibbs-sampling*— en una etapa, dado que la dimensión de los modelos considerados en esta literatura es grande, y en consecuencia, la irregularidad de la función de verosimilitud haría imposible la estimación por máxima verosimilitud. En este artículo se procederá usando el primer método mencionado, debido a que computacionalmente es más simple que el segundo y, además, impone

para los datos de tipo transversales. La premisa fundamental de este tipo de modelos es que existe un reducido conjunto de factores dinámicos comunes que producen el comovimiento de las series de tiempo observadas. Estos factores dinámicos comunes son determinados por un conjunto de choques estructurales comunes, que son relevantes y, por tanto, se hace preciso identificarlos para el análisis de política económica. Una aplicación temprana la presentan Sargent y Sims (1977), en donde muestran que dos factores pueden explicar una fracción grande de las variaciones trimestrales más importantes (80% o más) de las series macroeconómicas, del período posguerras. En este trabajo se encuentra que un factor está asociado a las variables reales, mientras que el otro a las variables de precios.

pocos supuestos de distribución y es robusto incluso para un nivel leve de correlación transversal en el error (Bernanke *et al.*, 2005; Stock y Watson, 2005).

El estimador en dos etapas es análogo al empleado por la literatura de los modelos de factores dinámicos⁵¹. En una primera etapa, se estima el espacio cubierto por los factores $\hat{C}(F_t, Y_t)$, usando los $K + M$ componentes principales de X_t . La consistencia del estimador por componentes principales fue demostrada inicialmente para un T fijo y $N \rightarrow \infty$, en el modelo exacto estático (así es como le denomina Stock y Watson a una agregación del modelo de factores dinámicos) por Connor y Korajczyk (1986). Stock y Watson (2002) señalan consistencia uniforme de los factores en condiciones más débiles, siguiendo el enfoque de Chamberlain y Rothschild (1983) del modelo aproximado de factores⁵².

Un aspecto esencial en los modelos de factores dinámicos y FAVAR, lo presenta Stock y Watson (2002) al imponer las condiciones de *ratio* sobre N y T , desde las cuales \hat{F}_t puede ser tratado como información muestral para ser usado en una segunda etapa; es decir, en donde los errores de estimación de \hat{F}_t no afectan la distribución asintótica de los coeficientes estimados por mínimo cuadrados ordinarios con F_t como variable explicativa. De esta forma, el método de componentes principales recupera de manera consistente el espacio cubierto por F_t y Y_t .

Debido a que $\hat{C}(F_t, Y_t)$ corresponde a una combinación lineal arbitraria de sus argumentos, para obtener \hat{F}_t se necesita encontrar la parte de $\hat{C}(F_t, Y_t)$ que no es generada por Y_t ⁵³.

En una segunda etapa, la ecuación (1) (modelo VAR) se estima mediante el método estándar, reemplazando F_t en la ecuación (1) por \hat{F}_t .

51 Véanse Stock y Watson (2002, 2005, 2010), Bai y Ng (2008).

52 La diferencia con el modelo exacto, es que el modelo aproximado permite un grado débil de correlación transversal entre las variables de X_t cubierto por F_t y Y_t .

53 La diferencia con el modelo exacto, es que el modelo aproximado permite un grado débil de correlación transversal entre las variables de X_t .

2. Identificación

En el procedimiento de estimación en dos etapas, metodología de componentes principales, hay dos tipos de restricciones que son necesarias imponer en el sistema 1-2, para su correcta identificación y estimación. La primera obedece a una normalización estándar comúnmente empleada en la literatura de componentes principales y los modelos de factores dinámicos (es decir, que no guarda relación con la estructura económica del modelo); y a la restricción mínima de normalización necesaria en la ecuación (2) para poder estimar el modelo en su conjunto⁵⁴.

En consecuencia, se impone la restricción convencional de componentes principales, estos es, se restringe que $\frac{C'C}{T} = I$ donde $C' = [C(F_1, Y_1), \dots, C(F_T, Y_T)]$. Esta prohibición implica que $C = \sqrt{T}\hat{Z}$, donde \hat{Z} son los K vectores principales correspondientes a los K valores propios más grandes de XX' , organizados en orden descendente⁵⁵. Esta normalización no afecta el contenido de información de los factores estimados.

La segunda restricción obedece a la identificación de los choques estructurales en la ecuación de transición (1). En este caso, también se sigue lo convencional en la literatura del VAR estructural y se asume una estructura recursiva en donde los factores que afectan la ecuación (1), responden con un rezago a cambios en el instrumento de política monetaria Y_t , ordenado de último. En consecuencia, no es necesario identificar los factores separadamente, ya que solo se requiere identificar el espacio cubierto por los factores latentes F_t (Bernanke *et al.*, 2005).

Sin embargo, esta limitación no es cierta para algunas variables que responden de forma rápida a cambios en la política monetaria y, por tanto, no se cumpliría para el conjunto de variables X_t . Siguiendo a Bernanke *et al.* (2005), se definen dos subconjuntos de información de las variables: “variables lentas”, que se asume no responden contemporáneamente a cambios anticipados en la política monetaria (como los salarios o el gasto) y “variables rápidas” que responden contemporáneamente a cambios en la política monetaria (por ejemplo, el mercado accionario).

54 Esto se debe principalmente a que el sistema 1-2 no es identificable econométricamente y, por tanto, no es estimable. Ya que si se asume que Λ^s y \hat{F}_t^s son la solución del problema a estimar, y se define $\Lambda_2^s = \hat{\Lambda}^s H$ y $F_t^2 = H^{-1} \hat{F}_t^s$, siendo H una matriz de $K \times K$ no singular; Λ_2^s y F_t^2 así construidas también satisfacen el sistema 1-2 y dado que el conjunto de información X_t no ayuda a diferenciar cuál de estas dos soluciones es la adecuada, se hace imprescindible imponer una normalización que satisfaga la ecuación (2).

55 Para un mayor detalle sobre este procedimiento, véanse Bai y Ng (2008), sección 3.

Como ya se mencionó, la metodología de componentes principales estima consistentemente $K + M$ componentes principales, $\hat{C}(F_t, Y_t)$, independientes pero como combinación lineal arbitraria de F_t y Y_t . Dado que no se restringe a que Y_t sea un componente común en la primera etapa de estimación, se debe remover la dependencia de $\hat{C}(F_t, Y_t)$ con R_t , pues de lo contrario no sería válido imponer una estructura recursiva en la estimación del VAR (etapa 2), ya que los factores estimados pueden contener información del instrumento de política.

Para sustraer esta dependencia se sigue la metodología empleada por Bernanke *et al.* (2005), la cual consiste en estimar los coeficientes de la relación (lineal) de dependencia entre $\hat{C}(F_t, Y_t)$ y R_t y $\hat{C}^*(F_t)$, donde $\hat{C}^*(F_t)$ es la estimación de los componentes comunes distintos a R_t . Para adquirir este último vector, se obtiene los componentes principales de un conjunto reducido de información \tilde{X}_t utilizando únicamente variables lentas, que se asume, no se ven afectadas contemporáneamente por el choque de política monetaria.

En consecuencia, se estima la regresión:

$$\hat{C}(F_t, Y_t) = \alpha_{C^*} \hat{C}^*(F_t) + \alpha_R R_t + e_t$$

y se construye:

$$F_t = \hat{C}(F_t, Y_t) - \hat{\alpha}_R R_t$$

Por último, se estima un modelo VAR con \hat{F}_t y Y_t , imponiendo una estructura de identificación recursiva, como ya se explicó, con R_t de última⁵⁶.

3. Funciones de impulso-respuesta

Una vez estimado el modelo 1 es posible calcular las funciones de impulso-respuesta de cualquier variable utilizada en la extracción de los factores. Lo anterior se logra estimando una regresión entre las variables originales y los factores considerados con la metodología de componentes principales. Con esta regresión, se asume cada variable como combinación lineal de los factores, luego se calculan las respuestas sobre cada factor y por último se halla la respuesta de cada variable como combinación lineal

⁵⁶ Lo anterior se debe a que se asume una matriz de varianza-covarianza ortogonal convencional, obtenida por el modelo de Choleski sobre la matriz de varianza-covarianza del FAVAR en forma reducida.

de las respuestas de los factores usando los coeficientes estimados en la regresión. Por ejemplo, suponga que se quiere hallar la respuesta de la variable $x_i \in X$ y que de acuerdo con la regresión esta variable se puede escribir de la siguiente manera:

$$x_i = \alpha_1 F_1 + \alpha_2 F_2 + \dots + \alpha_k F_k + u_i \quad (3)$$

Donde F_1, F_2, \dots, F_k representan los factores, y $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$ los pesos que tiene cada uno de los factores sobre la variable x_i . Con estos resultados se calculan las respuestas RF_1, RF_2, \dots, RF_k de cada uno de los factores, con lo que se puede obtener la respuesta de x_i como:

$$Rx_i = \hat{\alpha}_1 RF_1 + \hat{\alpha}_2 RF_2 + \dots + \hat{\alpha}_k RF_k \quad (4)$$

Por último, se implementa la metodología *bootstrap* descrita por Kilian (1998) para obtener los intervalos de confianza para las funciones de respuesta al impulso.

Las funciones de impulso-respuesta mostradas en este artículo se reportan en unidades de desviaciones estándar.

4. Número de factores comunes

Un aspecto importante dentro del análisis de los modelos FAVAR y los modelos de factores dinámicos concierne al número de factores empleados en la estimación. Bai y Ng (2002) presentan un criterio para determinar el número de factores —estáticos en el caso de la literatura de los modelos de factores dinámicos— presentes en el conjunto de información X_t . Esta prueba parte del modelo de factores dinámicos estático:

$$x_{it} = \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (5)$$

donde x_{it} es el elemento i del vector X_t , λ_i es la i -ésima fila de la matriz de factores de carga Λ^f y e_{it} es el elemento i del vector e_t de la ecuación (2). Sea $S(k) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \hat{\lambda}_i^k' \hat{F}_t^k)^2$ la suma de los residuos al cuadrado empleando k factores en la estimación⁵⁷. Bai y Ng (2002) utilizan dos criterios de información:

$$PCP(k) = S(k) + k\bar{\sigma}^2 g(N, T)$$

y

⁵⁷ Véanse Bai y Ng (2002, 2008) para el proceso de estimación de la ecuación (5).

$$IC(k) = \ln(S(k)) + kg(N, T)$$

donde $g(N, T)$ es una función de penalización, $\bar{\sigma}^2 = S(K_{max})$ y K_{max} es el valor máximo para k (número de factores) predeterminado. El estimador que establece el número de factores está definido como:

$$\hat{k}_{PCP} = \arg \min_{0 \leq k \leq k_{max}} PCP(k)$$

y

$$\hat{k}_{IC} = \arg \min_{0 \leq k \leq k_{max}} IC(k)$$

para el primero y segundo criterio de información especificado, respectivamente. Utilizando algunos supuestos sobre el modelo de factores dinámicos y sobre la función de penalidad, Bai y Ng (2002) demuestran que⁵⁸:

$$\text{prob}(\hat{k}_{PCP} = r) \rightarrow 1, \text{ cuando } N, T \rightarrow \infty$$

y

$$\text{prob}(\hat{k}_{IC} = r) \rightarrow 1, \text{ cuando } N, T \rightarrow \infty$$

donde r es el número de factores estáticos verdadero.

Sin embargo, según Bernanke *et al.* (2005), este criterio de información no necesariamente resuelve la pregunta de cuántos factores debe incluirse en el VAR⁵⁹.

Además, la prueba propuesta por Bai y Ng (2002), depende del factor de penalidad establecido que se escoja, que se determina con base en unas condiciones de conver-

58 Los supuestos sobre el modelo de factores dinámicos (MFD) son los estándar, esto es: primero, se asume que los factores son estacionarios. Segundo, se acepta que las matrices de carga cumplan con las condiciones de momento estándar en la literatura de MFD. Estos dos supuestos garantizan la no degeneración de los factores y que la contribución de cada factor sobre la varianza de X_t no sea trivial. El tercer supuesto corresponde a los errores idiosincráticos, para los cuales se permite correlación débil transversalmente y heterocedasticidad. Por último, se asume que $\{\lambda_i\}, \{F_t\}$ y e_{it} son mutuamente independientes. Por otro lado, se debe garantizar que las funciones de penalidad cumplan con lo siguiente: $g(N, T) \rightarrow 0$ y $C_{NT}^2 g(N, T) \rightarrow 0$ a medida que $N, T \rightarrow \infty$, donde $C_{NT}^2 = \min\{\sqrt{T}, \sqrt{N}\}$.

59 En el caso de los modelos de factores dinámicos, aparte de encontrar el número de factores estáticos r , también es necesario hallar el número de factores dinámicos q . Bai y Ng (2007) y Stock y Watson (2005) proveen una prueba formal para encontrar estos últimos.

gencia⁶⁰. Esto puede llevar a que el criterio de información arroje distintos resultados para diferentes factores de penalidad.

La literatura ha mostrado, y en particular desde el trabajo de Sargent y Sims (1977), que dos factores pueden explicar una fracción grande de las variaciones trimestrales más importantes (80% o más) de las series macroeconómicas, del período posguerras para Estados Unidos. De forma tradicional, se ha encontrado que un factor está asociado a las variables reales, mientras que el otro factor está relacionado con las variables de precios⁶¹.

VI. RESULTADOS

En esta sección se muestra los resultados obtenidos producto de la estimación del modelo FAVAR descrito en la sección V y propuesto por Bernanke *et al.* (2005)⁶². En la especificación se admite como único factor observable, Y_p , la tasa de interés interbancaria tomada como el instrumento de política monetaria, que tiene un alto grado de correlación con la tasa de subasta de expansión del Banco de la República. Igual para la extracción de los factores no observables, F_p , se utilizan las 152 series restantes que corresponden a seis diferentes sectores de la economía colombiana.

Esta sección está dividida en tres subsecciones: en la primera se presenta la información y fuentes de los datos empleados en este estudio. En la segunda, se evidencian los resultados del modelo FAVAR con 152 series macroeconómicas para el período 2001:1-2009:12⁶³. En este aparte se analizan también los factores estimados del modelo FAVAR, con el fin de determinar cuáles variables explican en mayor medida cada uno de los factores. Por último, se realiza una comparación de las funciones de impulso-respuesta encontradas en el modelo FAVAR con las de un modelo VAR

60 Véase nota de pie de página 58. Para un mayor detalle véanse Bai y Ng (2002, 2008).

61 Trabajos recientes han corroborado este hecho. Véanse, por ejemplo, Stock y Watson (1998 y 2002), Giannone *et al.* (2004) y Watson (2004).

62 Se agradece a Jean Boivin por publicar el código en Matlab del modelo en su página web.

63 Se selecciona este período debido al cambio estructural que sufre la economía colombiana en términos macroeconómicos a finales de la década de los noventa, por lo que es conveniente, en un principio, no tener en cuenta períodos anteriores a dicha fecha. Véanse González *et al.* (2009), Echavarría *et al.* (2010) y Echavarría *et al.* (2010).

estándar, con el objetivo de corroborar las ventajas que tiene la implementación de un modelo frente al otro. Para finalizar, en la subsección 3 se muestran las funciones impulso-respuesta de un modelo FAVAR en donde se le da una interpretación económica a cada factor, asignando un sector de la economía a cada uno de ellos⁶⁴.

A. DATOS EMPLEADOS

La base de datos utilizada para este estudio corresponde a un panel balanceado que contiene 152 series macroeconómicas mensuales, las cuales abarcan diferentes categorías de la economía colombiana: actividad económica real, precios, agregados monetarios y crediticios, tasas de interés, sector externo, finanzas públicas y mercado bursátil. Estas categorías fueron seleccionadas tomando como referencia las bases de datos aplicadas en diferentes estudios que implementaron la metodología FAVAR para analizar la dinámica de la política monetaria. Del mismo modo se toma como referencia las variables empleadas por González *et al.* (2009)⁶⁵.

El modelo desarrollado en la sección 5 admite que la matriz de datos X_t debe ser estacionaria, por lo que previo al desarrollo del modelo se realizaron los siguientes pasos: primero, cuando fue necesario, las series se desestacionalizaron usando el método Census X-12 ARIMA; posteriormente, se realizó el test de raíces unitarias utilizando las pruebas sugeridas por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), KPSS, y Dickey y Fuller (1979) para determinar si las series eran o no estacionarias, y así realizar las transformaciones pertinentes. Como es descrito en el Apéndice, aquellas variables que poseían una raíz unitaria se transformaron tomando la primera diferencia de sus logaritmos. El criterio de decisión fue el siguiente: a) se toma el logaritmo de la serie y se evalúa si continúa siendo I(1), si esta tiene datos negativos se toma la primera diferencia en caso de que las pruebas mencionadas confirmaran la presencia de raíces unitarias, b) si la serie continúa siendo no estacionaria, dado los resultados de las pruebas de raíces unitarias, se toma la primera diferencia del logaritmo y c) después de realizar las transformaciones pertinentes se estandarizan todas las series, de tal forma que tengan media igual a cero y varianza unitaria.

64 Belviso y Milani (2006) le dan el nombre de FAVAR estructural (SFAVAR, por sus siglas en inglés).

65 Seis de las variables fueron mensualizadas usando el *Toolbox* de desagregación de Litterman en Matlab, ya que estaban disponibles solo para una frecuencia trimestral. Estas variables son: PIB, demanda de los hogares, consumo del Gobierno y formación bruta de capital.

El período analizado va desde enero de 2001 a diciembre de 2009; en este caso se cuenta con información para las 152 series mencionadas⁶⁶.

B. COMPARACIÓN MODELOS FAVAR-VAR

Para el análisis de las funciones de impulso-respuesta, se estandarizó el choque de política monetaria para que correspondiera a una innovación positiva de la tasa de interés interbancaria de 50 puntos básicos. Las respuestas de las demás variables —aquellas que fueron transformadas para inducir estacionariedad— se llevaron de nuevo a niveles para ser interpretadas como unidades de desviación estándar de la variable original.

El Gráfico 2 muestra las funciones de impulso-respuesta, de veinte series macroeconómicas con un intervalo de confianza del 95% y para un período de 48 meses⁶⁷, empleando en la especificación un total de dos factores, la tasa de interés interbancaria y seis rezagos⁶⁸.

Como se mencionó, un aspecto importante en el proceso de estimación de los modelos FAVAR, es determinar el número de factores. Para ello se realizó la estimación del criterio propuesto por Bai y Ng (2002) encontrando cinco factores asociados a la matriz X_t ⁶⁹. Sin embargo, se debe anotar que los dos primeros factores explican alrededor del 53% de la varianza total, y sumado a esto, los primeros cinco factores explican alrededor del 75%. A partir del quinto factor, el aporte marginal de cada uno es menor al 3%, y en consecuencia se presentan los resultados con

⁶⁶ En el Apéndice A2 se detallan las series que fueron consideradas como lentas y como volátiles.

⁶⁷ Aunque es posible obtener la respuesta de todas las series utilizadas, por cuestiones de espacio solo se muestran las más relevantes.

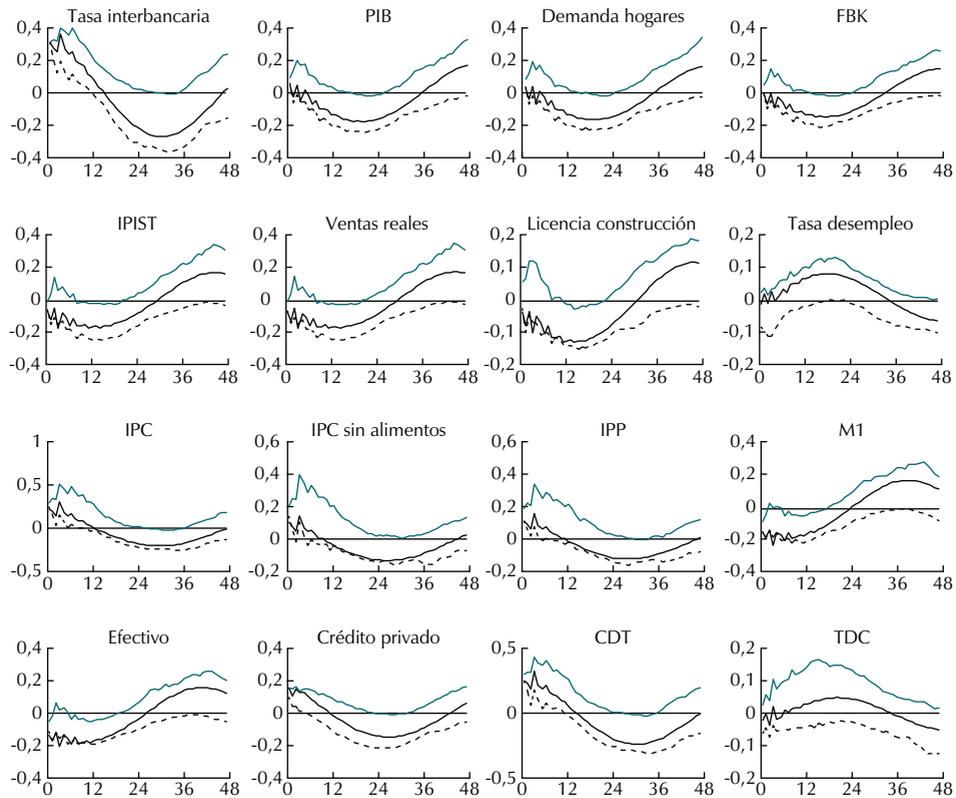
⁶⁸ El Apéndice A5 revela diferentes pruebas que se realizaron para contrastar el modelo con dos factores (véase Cuadro A5.1).

⁶⁹ Es decir, que el número de factores que minimizan los criterios de información es igual a cinco. Para el proceso de estimación de la prueba se empleó la función de penalidad

$g(N, T) = (N + T - K) \frac{\ln(NT)}{NT}$, que es recomendada por Bai y Ng (2008) cuando los errores tienen problemas de correlación serial. Se agradece a Serena Ng por proporcionar su código de Matlab en su página web, para realizar esta prueba.

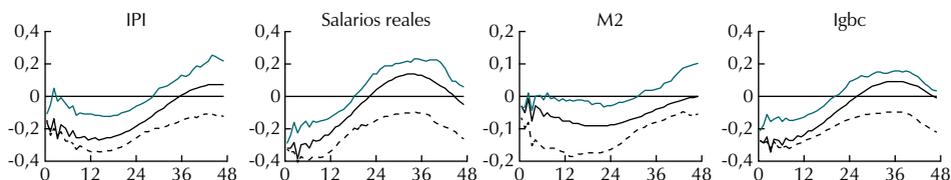
dos (Gráfico 2) y cinco factores (Gráfico A4.1 del Apéndice A4)⁷⁰. Además, en el Apéndice A3 se presentan los resultados con la especificación anterior empleando ocho y diez rezagos, obteniéndose resultados muy similares.

Gráfico 2
Impulso-respuesta FAVAR 152 variables,
dos factores y seis rezagos (2001:1-2009:12)



⁷⁰ En la estimación con cinco factores se emplea la misma especificación utilizada con dos factores; esto es, se muestran las funciones de impulso-respuesta para las veinte series macroeconómicas, la tasa de interés interbancaria y seis rezagos (véase Gráfico A4.1 en el Apéndice).

Gráfico 2 (continuación)
Impulso-respuesta FAVAR 152 variables,
dos factores y seis rezagos (2001:1-2009:12)



Fuente: elaboración propia.

En general, se observa que la respuesta de las variables ofrece una imagen adecuada y comprensible de los canales de transmisión de la política monetaria. En particular, las variables asociadas a la actividad económica real como el PIB, la demanda de los hogares, el índice de producción industrial (IPI), la formación bruta de capital y las licencias de construcción reaccionan negativamente ante una innovación de 50 puntos básicos en la tasa de interés interbancaria, tal y como lo establece la teoría económica. Es importante destacar que para este conjunto de variables, se repara en que la política monetaria tiene su mayor efecto al cabo de 18 meses, aproximadamente.

Referente a los precios, aunque el Gráfico 2 evidencia una leve presencia de la paradoja de precios en los resultados, este efecto es menor al presentado por un modelo VAR convencional (véase Gráfico 5) y coincide con lo encontrado en la mayoría de estudios internacionales sobre este tema. De igual forma, se aprecia que el efecto sobre el IPC en un principio es positivo (dado que la paradoja de precios no se elimina por completo) y posteriormente negativo (aunque para algunos períodos la respuesta no es significativamente distinta de cero; sin embargo, al 90% de confiabilidad sí lo son), llegando a su valor más bajo aproximadamente en el segundo año de respuesta, siendo la paradoja de precios menor en el caso del IPC sin alimentos⁷¹. Esto coincide con los estudios previos que han analizado el rezago de la política monetaria, esto es, el tiempo que toma en surtir efecto la medida de política y lo establecido por el Banco de la República.

En cuanto al sector monetario y crediticio, representado por las variables *MI*, *M2*, efectivo y crédito privado reaccionan de acuerdo con lo esperado *a priori*, destacándose la

⁷¹ Esto coincide con el hecho de que el IPC sin alimentos es la tasa objetivo y la de mayor control por parte del Banco de la República.

rápida corrección positiva que presentan las variables monetarias y la similitud entre la respuesta del crédito privado y las variables de la actividad económica real.

En general, estos resultados evidencian un efecto significativo de la política monetaria sobre una gran cantidad de variables macroeconómicas, que resumen en buena medida el comportamiento de la actividad económica de forma consistente y de acuerdo con lo esperado. También se observa un rezago de la política monetaria que varía entre 12 y 24 meses, siendo más rápido el efecto para las variables reales y monetarias que para las variables de precios.

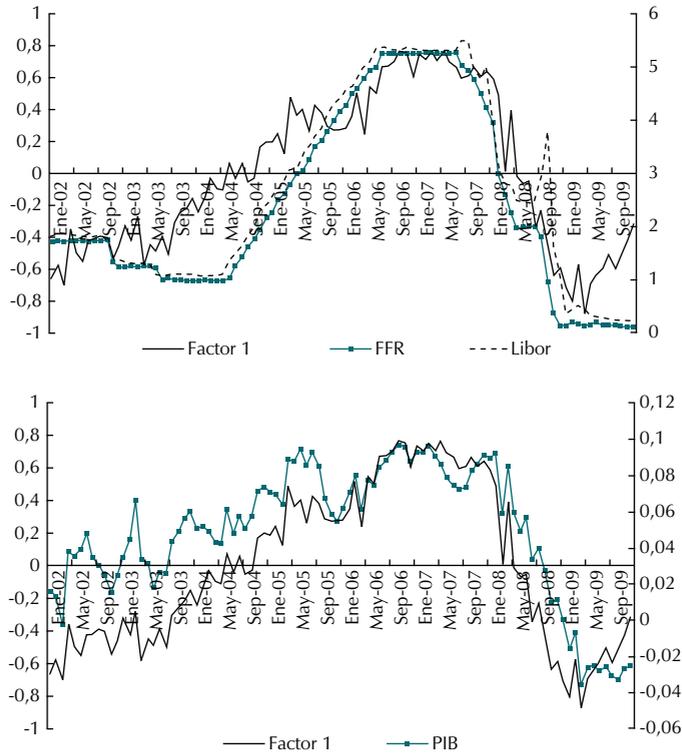
Cabe destacar que cualitativamente los resultados, empleando dos y cinco factores, son muy similares. Se observa una mínima diferencia en la magnitud del impacto, ya que en la especificación con cinco factores el efecto es levemente menor. Esto puede obedecer a que cada factor contiene información distinta y a medida que hay un mayor número de estos, el peso de cada uno de ellos es menor y, en consecuencia, menor su relevancia, incidiendo de forma negativa sobre la robustez del modelo. Debido a esto, se escoge el modelo con dos factores como el que mejor recoge el efecto de la transmisión de la política monetaria sobre la actividad económica.

Los Gráficos 3 y 4 muestran la trayectoria de los dos primeros factores no observables utilizados en el modelo con aquellas variables que tienen un mayor peso en cada uno de ellos. Para el primer factor (Gráfico 3), se percibe una alta correlación con la tasa de interés de los fondos federales de Estados Unidos (FFR) y la Tasa Libor de Inglaterra (variables externas a la economía colombiana), al igual que con el PIB. Esto pone en evidencia dos hechos: a) la economía colombiana está fuertemente influenciada por el comportamiento de las economías externas y b) la actividad económica real resulta ser relevante para explicar las condiciones de la economía⁷².

En este mismo sentido, en la estimación con cinco factores presentada en el Gráfico A4.1 en el Apéndice, se advierte que la paradoja de precios es menor.

⁷² Al analizar la función impulso-respuesta del factor, se percibe una respuesta negativa ante el choque de política monetaria, lo que resulta ser acorde con las respuestas presentadas por las variables de la actividad económica real. Igualmente, se debe tener presente que la inclusión de las variables externas, que no están determinadas por la economía local, no son fundamentales en el modelo, ya que la correlación es mayor para el caso del PIB, que está correlacionada con la Libor. Más aún, cuando estas variables se excluyen de la información del modelo X_t el resultado es el mismo.

Gráfico 3
Análisis primer factor



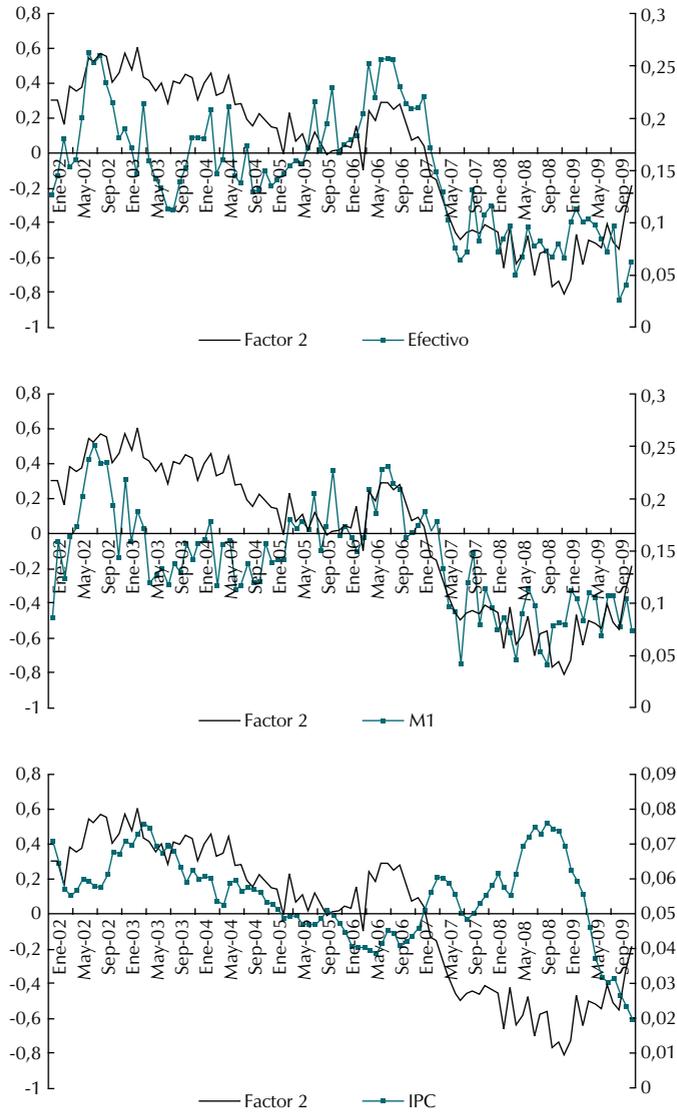
Fuente: elaboración propia.

Asimismo, las variables monetarias (efectivo y *MI*) y de precios presentan una alta correlación con el segundo factor (Gráfico 4), resaltando la importancia de las variables nominales y de precios sobre la dinámica capturada en el modelo. De igual manera, se aprecia que cada factor tiene información diferente de la agrupada por los demás⁷³. En la especificación con cinco factores se evidencia que el tercer factor está asociado a movimientos en las tasas de interés pasivas y activas, el cuarto factor está asociado principalmente con la tasa de cambio nominal y real, mientras que el quinto factor está

⁷³ Al igual que en el análisis del factor anterior, se aprecia una respuesta negativa y coherente con lo esperado *a priori* para las variables de precios y monetarias.

relacionado con variables de empleo, a pesar que explica un porcentaje muy bajo de la varianza de estos factores.

Gráfico 4
Análisis segundo factor



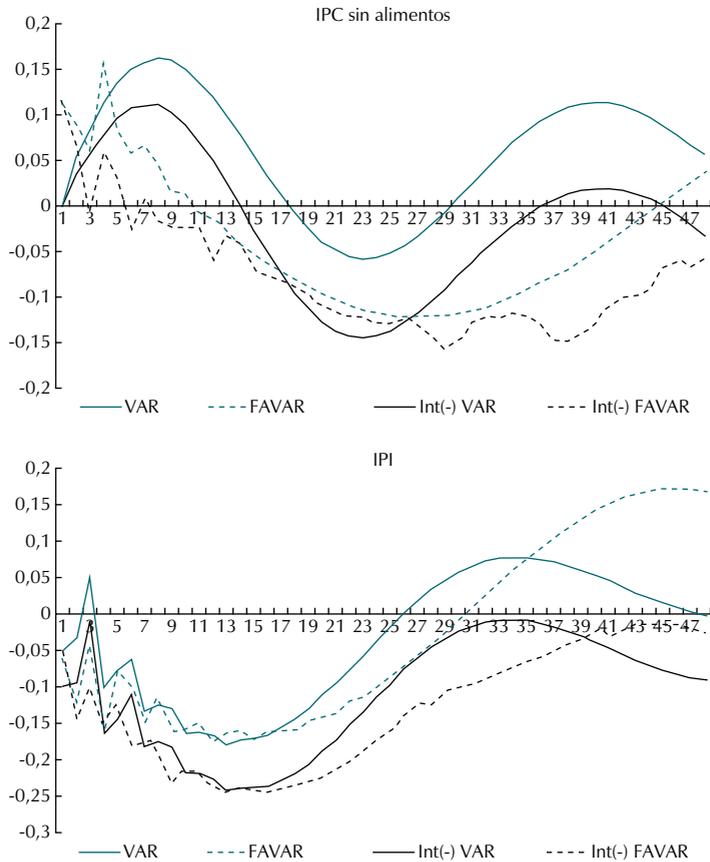
Fuente: elaboración propia.

Un aspecto interesante es que el análisis de cada factor está en la misma línea con lo encontrado por la literatura internacional, tanto de los modelos FAVAR como de los modelos de factores dinámicos. Esto es, el primer factor hace referencia a la producción real, mientras que el segundo a las variables de precios⁷⁴. Asimismo sucede con el tercer, cuarto y quinto factor, para el caso del trabajo de Stock y Watson (2005). De acuerdo con los resultados hallados, alrededor del 50% de las series explican el 75% de cada factor y se resalta que las variables más relevantes de la economía colombiana aportan la mayor información para la construcción de los factores.

El Gráfico 5 compara las funciones de impulso-respuesta del modelo FAVAR, con dos factores y con el modelo VAR estándar. El modelo FAVAR estimado tiene la especificación ya descrita, mientras que el modelo VAR emplea cuatro variables: la tasa de interés interbancaria, el IPI, el IPC sin alimentos y *M2*. El Gráfico 5 presenta las funciones de impulso-respuesta del modelo FAVAR y VAR mencionados. En particular, se presenta la respuesta y el intervalo inferior al 95% de confiabilidad, de la inflación sin alimentos y del IPI. Aunque se observa un patrón similar en las respuestas de ambos modelos, se identifica una fuerte presencia de la paradoja de precios sobre el IPC sin alimentos en el modelo VAR (véase intervalo inferior “Int(-) VAR”, el cual está por encima de cero para los primeros 12 meses), evidenciándose la importancia de incluir más información en la especificación del modelo sobre los resultados. Además, se observa una mayor sensibilidad en los resultados obtenidos producto de la estimación del VAR. Estos resultados son similares a los encontrados por Bernanke *et al.* (2005), Lagana y Mountford (2005) y Senbet (2008); los modelos FAVAR proveen una imagen más completa y coherente de la dinámica de la política monetaria que los obtenidos por los modelos VAR.

74 Para determinar el grado de robustez de los resultados, se realizaron diferentes ejercicios adicionales. Primero, se estimaron distintas funciones de impulso-respuesta omitiendo variables de la matriz X_t , encontrando gran similitud en los resultados ante los diferentes modelos planteados. Además se estimaron diferentes especificaciones del modelo empleando distinto número de rezagos (véanse los resultados en el Apéndice A3 y las pruebas expuestas en el Apéndice A5).

Gráfico 5
Comparación FAVAR-VAR



Fuente: elaboración propia.

1. Modelo FAVAR dinámico

Tomando la especificación presentada en la subsección anterior, se realiza un proceso iterativo para todos los meses a partir del período 2005:1-2009:12, con el fin de observar la dinámica en más detalle de la política monetaria durante la última década⁷⁵. Esto se lleva a cabo de la siguiente forma: se estima el modelo FAVAR para el período

⁷⁵ Para el análisis del Gráfico A6.1, considérese los ejes de un espacio vectorial (en este caso \mathbb{R}^3) de dimensión finita e igual a 3. Donde el eje x, mide el período de respuesta de la función ante el choque de política monetaria, el eje y mide el año hasta el cuál se realizó la estimación y va desde 1995 hasta el

2001:1-2005:1 con los datos disponibles hasta esta fecha, a continuación se adiciona a la muestra el siguiente mes y se realiza de nuevo la estimación junto con las funciones de impulso-respuesta; y así sucesivamente⁷⁶. Para todos los modelos estimados se asume la especificación mencionada en la subsección anterior⁷⁷.

El Gráfico A6.1 (Apéndice A6) presenta los resultados de la estimación de las funciones de impulso-respuesta para el IPC. Aunque se presenta una gran similitud con los resultados vistos en la sección anterior, se destacan varios aspectos interesantes: primero, se demuestra la presencia leve de la paradoja de precios en los resultados a lo largo del período de análisis. Segundo, la figura muestra que los mayores efectos del IPC se presentan a partir del décimo mes en que se dio el choque de política y que esta respuesta perdura en los siguientes períodos, alcanzando su mayor efecto a partir del mes 18. Un aspecto interesante que cabe anotar, es el efecto permanente que genera el choque negativo de política monetaria sobre la inflación, a diferencia de lo que sucede con el IPI (véase Gráfico 2). Lo anterior refleja un *trade off* temporal entre la inflación y el IPI.

Por último, se debe anotar que para finales del período de análisis el impacto de la política monetaria disminuye, posiblemente como consecuencia del choque de oferta, particularmente de alimentos, experimentada por la economía colombiana⁷⁸.

2009. Por último, el eje z mide en desviaciones estándar la magnitud de la respuesta, en donde los colores azules claros (rojo oscuro-negro) representan una caída (crecimiento) de la respuesta al impulso.

⁷⁶ Igualmente, se realiza un modelo dinámico (*rolling*) móvil. Para esto se toma un período base y en cada estimación se adiciona una observación y se adelanta en un período el primer valor de la muestra. Los resultados encontrados son similares a los descritos en este artículo pero no se presentan por cuestiones de espacio.

⁷⁷ En el Apéndice A7 se muestran los criterios de estabilidad del modelo estimado a lo largo del período de análisis (véase Gráfico A7.1). Se evidencia que en ningún momento los valores propios tienen un valor mayor o igual que la unidad, demostrando estabilidad en los modelos estimados.

⁷⁸ Igualmente, la crisis de finales del 2008 pudo haber tenido un papel importante. Dado este fenómeno, se repitió el ejercicio inicial excluyendo de la muestra información posterior al 2008, empero, los resultados son muy similares (no se muestran en este artículo). Asimismo, se aprecia que a pesar del cambio en las funciones de impulso-respuesta para este período, el modelo continúa siendo estable (véase Gráfico A7.1 en Apéndice).

C. FAVAR ESTRUCTURAL

En este último aparte se desarrolla la metodología FAVAR estructural propuesta por Belviso y Milani (2006)⁷⁹. La palabra ‘estructural’ hace referencia a la estructura que toma cada factor estimado, es decir, a cada sector de la economía se le asigna un factor, con el fin de obtener de cada uno una interpretación económica dependiendo del sector de la actividad económica asignada⁸⁰.

Para este caso se emplean cuatro sectores de la economía, y en consecuencia cuatro factores: un primer factor fue extraído a partir de las variables pertenecientes al sector real de la economía, otro a partir de las variables de precios, un tercero proveniente del sector monetario y por último se obtiene un factor para las variables relacionadas con las tasas de interés.

El procedimiento de estimación es similar al de Bernanke *et al.* (2005), pero con algunas diferencias. En este procedimiento se estima un factor para cada sector de la economía, ya que *a priori*, el procedimiento de componentes principales para el conjunto de información X_t no lo permite. Luego se estima el modelo VAR empleando cada factor estimado como variable observable y se calculan las funciones de impulso-respuesta. Para estas últimas, se asume una estructura recursiva, en donde se supone que la tasa de interés de política no responde a los cambios en los distintos sectores contemporáneamente, y por tanto se le asigna la última posición en la estructura.

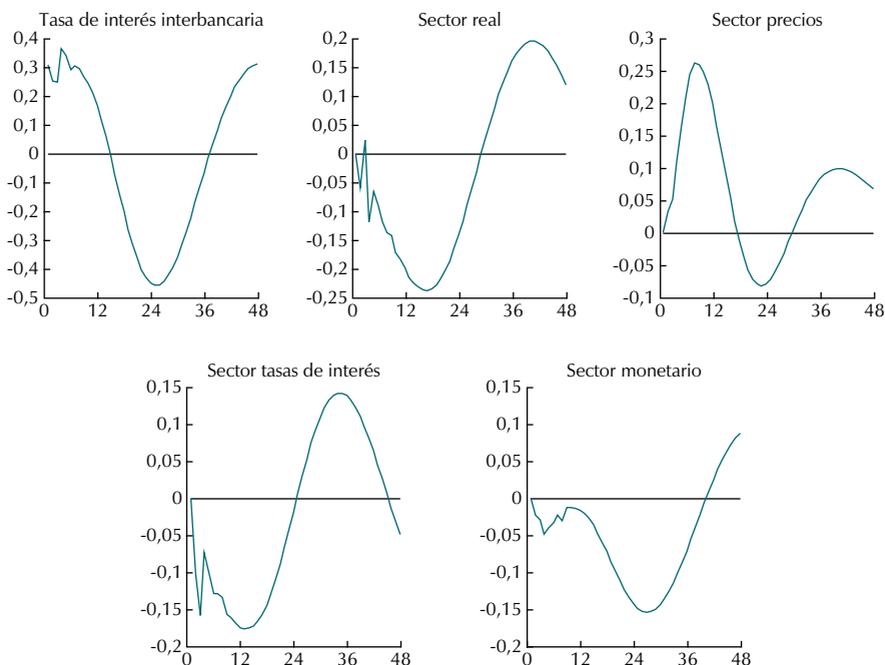
El Gráfico 6 presenta las funciones de impulso-respuesta de los cuatro factores estimados empleando la estructura recursiva mencionada. Se observa poca coherencia en las funciones de impulso-respuesta obtenidas con lo establecido por la teoría económica. Más aún, algunas de ellas difieren en comparación con las respuestas alcanzadas en los anteriores modelos⁸¹. No obstante, se resalta que el sector real de la economía y el sector monetario reaccionan negativamente ante una política monetaria contraccionista, lo cual está en línea con lo esperado previamente.

⁷⁹ Se debe aclarar que lo que aquí se entiende por ‘estructural’ es diferente al sentido utilizado en la literatura VAR. Para este último caso, el término hace referencia al diseño de la matriz de varianza-covarianza contemporánea. Se le denota ‘estructural’ siguiendo la connotación de Belviso y Milani (2006).

⁸⁰ Por lo que se esperaría por ejemplo, que el factor de precios reaccionara de manera semejante al índice de precios.

⁸¹ Por ejemplo, se observa una fuerte presencia de la paradoja de precios.

Gráfico 6
FAVAR estructural



Fuente: elaboración propia.

El hecho de que el modelo no presente las respuestas esperadas puede atribuirse a que los factores se obtienen de forma aislada (es decir, un factor por cada sector) lo que puede causar algún grado de correlación entre ellos. En el modelo FAVAR tradicional no existe tal correlación, ya que por definición un factor toma una varianza diferente a la de los otros factores.

VII. CONCLUSIONES

El presente artículo tiene como objetivo principal analizar la dinámica de la política monetaria en Colombia sobre la actividad económica real y el proceso de determinación de precios para el período 2001-2009. Lo anterior se lleva a cabo implementando una nueva metodología basada en los modelos de factores dinámicos, aplicada a los modelos VAR, que permite utilizar un gran número de variables para explicar la transmisión de la política monetaria sobre la economía. Los resultados obtenidos

sugieren que el uso de la metodología FAVAR no solo explica adecuadamente la política monetaria en Colombia, sino que también ofrece una comprensión y predicción superior de este fenómeno a lo conseguido con un modelo VAR tradicional. Además, permite corregir en gran medida la llamada paradoja de precios, lo cual se logra gracias a la inclusión de un gran conjunto de variables en el proceso de estimación.

Entre las principales ventajas de la metodología FAVAR se destaca la posibilidad de obtener funciones impulso-respuesta de distintas series macroeconómicas, permitiendo analizar el efecto de una medida de política monetaria en variables poco estudiadas por la literatura concerniente a este tema, constituyéndose como un avance importante en este campo. Asimismo, la aplicación de un componente dinámico en las funciones de impulso-respuesta tradicionales permitió observar la evolución en la respuesta de algunas variables (particularmente para el caso de la inflación) relevantes ante una innovación de política monetaria a través del tiempo.

En general, se observa que la respuesta de las variables ofrece una imagen adecuada y comprensible de los canales de transmisión de la política monetaria. En particular, las variables asociadas a la actividad económica real reaccionan negativamente ante una innovación de 50 puntos básicos en la tasa de interés interbancaria, alcanzando su mayor efecto al cabo de 18 meses, aproximadamente. Anexo a esto, para el caso de las variables de precios, se encontró una leve presencia de la paradoja de precios, aunque menor al presentado por un modelo VAR convencional. De igual modo, se aprecia que el efecto sobre el IPC y el IPC sin alimentos en un principio es positivo (dado que la paradoja de precios no se elimina por completo) y posteriormente negativo, llegando a su valor más bajo aproximadamente en el segundo año de respuesta. Por último, se encuentra una respuesta negativa del crédito privado, con una gran similitud en su dinámica al de las variables reales. Esto muestra la importancia del canal del crédito en la economía colombiana.

Por otro lado, en el análisis de las estimaciones dinámicas (*rolling*) se encontraron resultados semejantes a los hallados en el caso anterior, aunque se destaca el impacto negativo que tuvo la “crisis” de oferta del 2008 sobre la transmisión de la política monetaria. Se deja para futuras investigaciones profundizar sobre las posibles causas y canales de este hecho, así como el desarrollo de diferentes alternativas de estimación del modelo FAVAR (métodos bayesianos) para el caso colombiano, que permita comparar con los resultados de este trabajo.

REFERENCIAS

1. Amaya, C. "Interest Rate Setting and the Colombian Monetary Transmission Mechanism", *Borradores de Economía*, núm. 352, Banco de la República, 2005.
2. Andersen, P.; Gruen, D. "Macroeconomic Policies and Growth", *RBA Research Discussion Paper*, núm. 9507, Reserve Bank of Australia, 1995.
3. Ando, A.; Modigliani, F. "The 'life-cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*, vol. 53, núm. 1, pp. 55-84, 1963.
4. Arango, L.; Arosemena, M. "El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de inflación en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 264, Banco de la República, 2003.
5. Arias, A. F.; Misas, M. "Monetary Neutrality in the Colombian Real Exchange Rate", *Borradores de Economía*, núm. 085, Banco de la República, 1998.
6. Bai, J.; Ng, S. "Determining the Number of Factors in Approximate Factors Models", *Econometrica*, vol. 70, núm. 1, pp. 191-221, 2002.
7. Bai, J.; Ng, S. "Determining the Number of Primitive Shocks", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 25, núm 1, pp. 52-60, 2007.
8. Bai, J.; Ng, S. "Large Dimensional Factor Analysis", *Foundations and Trends in Econometrics*, vol. 3, núm. 2, pp. 89-163, 2008.
9. Bejarano, J.; Hamann, F. *El impacto de la política monetaria en Colombia: una revisión de la literatura*, Bogotá, Banco de la República, 2005.
10. Belviso, F.; Milani, F. "Structural Factor-Augmented VAR (SFAVAR) and the Effects of Monetary Policy", *Topics in Macroeconomics*, vol. 6, núm. 3, 2006.
11. Bernanke, B.; Blinder, A. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, 1992.
12. Bernanke, B.; Mihov, I. "Measuring Monetary Policy", *NBER Working Paper*, núm. 5145, 1995.
13. Bernanke, B.; Gertler, M. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 4, pp. 27-48, 1995.
14. Bernanke, B.; Gertler, M.; Gilchrist, S. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business cycle Frame-work", in J. B. Taylor; M. Woodford. (Eds.). In *Hanbook of Macroeconomics*, Amsterdam, Elsevier, pp. 1341-1393, 1999.
15. Bernanke, B.; Boivin, J.; Elias, P. "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, núm. 1, pp. 387-422, 2005.
16. Betancourt, R.; Misas, M.; Bonilla, L. "Pass-through de las tasas de interés en Colombia: un enfoque multivariado con cambio de régimen", *Borradores de Economía*, núm. 535, Banco de la República, 2008.
17. Blinder, A. S. "Central Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It?", *NBER Working Paper*, núm. 7161, 1999.
18. Borio, C.; Filardo, A. "A Tale of Two Perspectives: Old or New Challenges for Monetary Policy?", *BIS Working Paper*, núm. 127, Bank for International Settlements, 2003.
19. Bork, L. "Estimating US Monetary Policy Shocks Using a Factor-Augmented Vector Autoregression: An EM Algorithm Approach", *Finance Research Group Working Paper*, núm. 3, University of Aarhus, Aarhus School of Business, 2009.

20. Bruno, M.; Easterly, W. "Inflation Crisis and Long Run Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 41, núm. 1, pp. 3-26, 1998.
21. Carrasquilla, A. "Monetary Policy Transmission: the Colombian Case", *Policy Papers*, núm. 3, Bank for International Settlements, 1998.
22. Chamberlain, G.; Rothschild, M. "Arbitrage Factor Structure, and Mean-Variance Analysis of Large Asset Market", *Econometría*, vol. 51, pp. 1281-1304, 1983.
23. Christiano, L.; Eichenbaum, M.; Evans, C. "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", *NBER Working Paper*, núm. 6400, 1998.
24. Christiano, L.; Eichenbaum, M.; Evans, C. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *NBER Working Paper*, núm. 8403, 2001.
25. Connor, G.; Korajczyk, R. A. "Performance with the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Financial Economics*, vol. 15, pp. 373-394, 1986.
26. Correa, A. "Canales de transmisión monetaria: una revisión para Colombia", *Revista de Economía, Gestión y Desarrollo*, vol. 2, pp. 9-31, 2004.
27. Dickey, D.; Fuller, W. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431, 1979.
28. Echavarría, J. J.; López, E.; Misas, M. "Intervenciones cambiarias y política monetaria en Colombia. Un análisis de VAR estructural", *Borradores de Economía*, núm. 580, Banco de la República, 2009.
29. Echavarría, J. J.; López, E.; Misas, M. "La persistencia estadística de la inflación en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 623, Banco de la República, 2010.
30. Echavarría, J. J.; Rodríguez, N.; Rojas, L. E. "La meta del Banco Central y la persistencia de la inflación en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 633, Banco de la República, 2010.
31. Echeverry, J. C. "Indicadores de política y canales de transmisión monetaria. Colombia: 1975-1991", *Ensayos sobre Política Económica*, Banco de la República, núm. 24, pp. 7-41, 1993.
32. Feldstein, M. "The Cost and Benefit of Going from Low Inflation to Price Stability. Reducing Inflation: Motivation and Strategy", in C. D. Romer; D. H. Romer. (Eds.). *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago, Chicago University Press, 1997.
33. Fischer, S. "The Role of Macroeconomic Factors in Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, núm. 3, pp. 485-512, 1993.
34. Fischer, S. "Modern Central Banking. The Future of Central Banking", The Tercentenary Symposium of the Bank of England, Cambridge, Cambridge University Press, 1994.
35. Gali, J. "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, núm. 2, pp. 709-738, 1992.
36. Geweke, J. "The Dinamic Factor Analysis of Economic Time Series", in D. J. Aigner; A. S. Goldberger. (Eds.). *Latent Variables in Socioeconomic Models*, Amsterdam, North-Holland, 1977.
37. Giannoni, D.; Reichlin, L.; Sala, L. "Monetary Policy in Real Time", *Macroeconomic Annual*, vol. 19, pp. 161-200, 2004.
38. Gómez, J. E.; Uribe, J. D.; Vargas, H. "The Implementation of Inflation Targeting in Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 202, Banco de la República, 2002.
39. Gómez, J. E.; Morales, P. "Bank Lending Channel of Monetary Policy: Evidence for Colombia, Using a Firms' Panel Data", *Borradores de Economía*, núm. 545, Banco de la República, 2009.
40. González, E.; Melo, L.; Monroy, V.; Rojas, B. "A Dynamic Factor Model for the Colombian Inflation", *Borradores de Economía*, núm. 549, Banco de la República, 2009.
41. Huertas, C.; Jalil, M.; Olarte, S.; Romero, J. V. "Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en

- Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 351, Banco de la República, 2005.
42. Jaffe, D.; Russell, T. “Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 90, núm. 4, pp. 651-666, 1976.
 43. Jalil, M. “La política monetaria y sus canales de transmisión en Colombia”, documento presentado en seminarios del Banco de la República, 2008.
 44. Kang, K. H.; Kim C. J.; Morley, J. “Changes in U.S. Inflation Persistence”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol. 13, núm. 4, pp.1-21, 2009.
 45. Kilian, L. “Confidence Intervals for Impulse Responses under Departures from Normality”, *Econometric Reviews, Taylor and Francis Journals*, vol. 17, núm. 1, pp. 1-29, 1998.
 46. Kim, S.; Roubini, N. “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR approach”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, núm. 3, pp. 561-586, 2000.
 47. Kwiatkowski, D.; Phillips, P.; Schmidt, P.; Shin, Y. “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178, 1992.
 48. Lagana, G.; Mountford, A. “Measuring Monetary Policy in the U.K.: A Factor-Augmented Vector Autoregression Model Approach”, *The Manchester School Supplement*, pp. 77-98, 2005.
 49. Leeper, E.; Sims, C.; Zha, T. “What Does Monetary Policy Do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 27, núm. 2, pp. 1-78, 1996.
 50. Lippi, M.; Reichlin, L. “VAR Analysis, non Fundamental Representation, Blaschke Matrices”, *Journal of Econometrics*, vol. 63, pp. 307-325, 1994.
 51. López, M.; Prada, J. “Optimal Monetary Policy and Asset Prices: the case of Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 583, Banco de la República, 2009.
 52. Melo, L.; Riascos, A. “Sobre los efectos de la política monetaria en Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 281, Banco de la República, 2004.
 53. Melo, L.; Becerra, O. “Transmisión de tasas de interés bajo el esquema de metas de inflación: evidencia para Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 519, Banco de la República, 2008.
 54. Melo, L.; Granados, J. “Expectativas y prima por riesgo inflacionario bajo una medida de compensación a la inflación”, *Borradores de Economía*, núm. 589, Banco de la República, 2010.
 55. Misas, M.; Posada, C.; Vásquez, D. “¿Está determinado el nivel de precios por las expectativas de dinero y producto en Colombia?”, *Borradores de Economía*, núm. 101, Banco de la República, 2001.
 56. Mishkin, F. “Asymmetric Information and Financial Crises: A Historical Perspective”, *NBER Working Paper*, núm. 3400, National Bureau of Economic Research, 1991.
 57. Mishkin, F. “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”, *NBER Working Paper*, núm. 5464, National Bureau of Economic Research, 1996.
 58. Mishkin, F. *Monetary Policy Strategy*, Cambridge MA, MIT Press, 2007.
 59. Pagan, A. “Three Econometric Methodologies: An Update”, in L. Oxley; D. A. R. George; C. J. Roberts; S. Sayer. (Eds.). In *Surveys in econometric*, Oxford, Basil Blackwell, 1995.
 60. Restrepo, J. “The Liquidity Effect in Colombia”, *Archivos de Macroeconomía*, núm. 127, Departamento Nacional de Planeación, 1996.
 61. Sargent, T. J.; Sims, C. A. “Business Cycle Modelling without Pretending to have too Much a-priori Economic Theory”, in C. Sims *et al.* (Eds.). In *New Methods in Business Cycle Research*, Mineapolis, Federal Bank of Mineapolis, 1977.

62. Senbet, D. "Measuring the Impact and International Transmission of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, vol. 13, pp. 1-23, 2008.
63. Shiller, R. "Why do People Deslike Inflation?", *Cowles Foundation Discussion Papers*, núm. 1115, 1996.
64. Sims, C. A. "Macroeconomic and Reality", *Econométrica*, vol. 48, pp. 1-48, 1980.
65. Sims, C. A. "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, vol. 36, pp. 975-1000, 1992.
66. Stock, J.; Watson, M. "Diffusion Indexes", *NBER Working Paper*, núm. 6702, 1998.
67. Stock, J.; Watson, M. "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes", *Journal of Business Economics and Statistics*, vol. 20, núm. 2, pp. 147-162, 2002.
68. Stock, J.; Watson, M. "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis", *NBER Working Paper*, núm. 11467, 2005.
69. Stock, J.; Watson, M. "Why has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, núm. 1, pp. 3-33, 2007.
70. Stock, J.; Watson, M. "Dynamic Factor Models", in M. P. Clements; D. F. Hendry. (Eds.). In *Oxford Hand-book of Economic Forecasting*, Oxford, Oxford University Press.
71. Taylor, J. "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework", *Journal of Economic Perspectives, American Economic Association*, vol. 9 núm. 4, pp. 11-26, 1995.
72. Tenjo, F.; Charry, L.; López, M.; Ramírez, J. "Acelerador financiero y ciclos económicos en Colombia: un ejercicio exploratorio", *Borradores de Economía*, núm. 451, Banco de la República, 2007.
73. Tobin, J. "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 1, núm. 1, pp. 15-29, 1969.
74. Tuysuz, S. "The Effects of a Greater Central Bank Credibility on Interest Rates Level and Volatility Response to News in the UK", *MPRA Paper*, núm. 5263, University Library of Munich, 2007.
75. Vargas, H. "La relación entre el crédito y la inflación", *Borradores de Economía*, núm. 037, Banco de la República, 1995.
76. Vargas, H. "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Colombia Major Changes and Current Features", *Borradores de Economía*, núm. 431, Banco de la República, 2007.
77. Vargas, H.; Hamann, F.; González, A. "Efectos de la política monetaria sobre las tasas de interés de los créditos hipotecarios en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 592, Banco de la República, 2010.
78. Watson, M. "Comment of Giannone, Reichlin and Sala", *NBER Macroeconomic Annual*, pp. 216-221, 2004.

APÉNDICE

A1. BIBLIOGRAFÍA FAVAR

Cuadro A1.1
Estudios FAVAR

Resumen de los principales estudios FAVAR para la transmisión de la política monetaria				
Estudio	País de análisis/ Período	Metodología/ Método de estimación	Variables	Respuesta de las principales variables económicas ante un choque positivo en la tasa de interés
Bernanke <i>et al.</i> (2005)	Estados Unidos (1959:1-2001:8)	FAVAR/ Componentes principales. Probabilidad bayesiana	120	Descenso: índice de producción, consumo de bienes durables, tasa de capacidad instalada, agregado monetario (M2), construcción de viviendas y empleo. Aumento: tasa de desempleo y tasa de interés de los bonos del Tesoro.
Lagana y Mountford (2005)	Inglaterra (1992:10-2003:1)	FAVAR/ Componentes principales	108	Descenso: inversión, ingresos, préstamos hipotecarios y M4. Aumento: tasa de desempleo, confianza del consumidor y tasa de cambio.
Belbiso y Milani (2005)	Estados Unidos (1958:1-1998:12)	SFAVAR/ Probabilidad bayesiana	120	Descenso: factor de producción, de crédito, financiero y de expectativas inflacionarias. Aumento: factor de precios, para luego decaer significativamente (presencia del efecto <i>price puzzle</i>).
Senbet (2008)	Estados Unidos, Canadá, Japón, Inglaterra y Francia (1972:01-2006-5)	FAVAR/ Componentes principales	70-80	Descenso: para todos los países se presenta en general una reducción en la producción industrial, los precios, el empleo, la construcción de viviendas y la utilización de la capacidad instalada.
Bork (2009)	Estados Unidos (1959:1-2001:8)	FAVAR/ Algoritmo EM	120	Se obtiene en general los mismos efectos cualitativos que Bernanke <i>et al.</i> (2005). En cuanto al componente cualitativo, se obtienen respuestas más profundas y picos más altos en el desempleo.
Mumtaz (2009)	Inglaterra (1970 Q1-2004 Q2)	FAVAR/ Componentes principales	56	Se encuentra una pequeña evidencia de un cambio en las variables de la actividad económica real, inflación o monetarias.
Blaes (2009)	Área Euro (1986 Q4-2006 Q4)	FAVAR/ Componentes principales	65	Descenso: PIB, inversión real, exportaciones reales, M3 y préstamos. Aumento: tasa de desempleo y ahorros.

Fuente: elaboración propia.

A2. VARIABLES

Las series se tomaron del Banco de la República de Colombia (BR), el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), la Cámara Colombiana de la Construcción (Camacol) y de la Reserva Federal de Estados Unidos (FR) para el caso de la tasa de interés de los Fondos Federales. Los códigos de transformación son los siguientes: 1-no transformación; 2-primera diferencia; 5-primera diferencia del logaritmo. Las variables asumidas como “lentas” en la regresión son denotadas con un asterisco (*).

Cuadro A2.1
Descripción de variables

No.	Variable	Fuente	Trans.
I. Sector real			
1	Producto interno bruto (mill \$2000, SA, mensualizado)*	DANE	5
2	Demanda de los Hogares (mill \$2000, SA, mensualizado)*	DANE	5
3	Consumo del Gobierno (mill \$2000, SA, mensualizado)*	DANE	5
4	Formación bruta de capital (mill \$2000, SA, mensualizado)*	DANE	5
5	Índice de producción real industria manufacturera (IPI): total nacional (2001 = 100, SA)*	BR	5
6	IPI: Total nacional sin trilla de café (2001 = 100, SA)*	BR	5
7	IPI: Alimentos no durables (2001 = 100, SA)*	BR	5
8	IPI: Trilla de café (2001 = 100, SA)*	BR	1
9	IPI: Textiles y confecciones (2001 = 100, SA)*	BR	5
10	Productos de madera, papel y edición (2001 = 100, SA)*	BR	5
11	IPI: Otras actividades de impresión y edición (2001 = 100, SA)*	BR	5
12	IPI: Refinación de petróleo (2001 = 100, SA)*	BR	1
13	IPI: Derivados del petróleo fuera de refinería (2001 = 100, SA)*	BR	5
14	IPI: Sustancias químicas básicas, fibras sintéticas y artificiales (2001 = 100, SA)*	BR	5
15	IPI: Productos de caucho, plástico, vidrio y cerámica (2001 = 100, SA)*	BR	5
16	IPI: Productos minerales y metálicos (2001 = 100, SA)*	BR	5
17	IPI: Fabricación de productos elaborados de metal (2001 = 100, SA)*	BR	5
18	IPI: Maquinaria de uso general (2001 = 100, SA)*	BR	5
19	IPI: Maquinaria de uso especial (2001 = 100, SA)*	BR	5
20	IPI: Maquinaria y aparatos eléctricos (2001 = 100, SA)*	BR	5
21	IPI: Vehículos automotores y sus motores (2001 = 100, SA)*	BR	5
22	IPI: Otras industrias manufactureras (2001 = 100, SA)*	BR	5
23	Muestra mensual manufacturera sin trilla (MMST): ventas (2001 = 100, SA)*	DANE	5
24	MMST: Ventas reales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
25	MMST: Empleados permanentes (2001 = 100, SA)*	DANE	5
26	MMST: Obreros permanentes (2001 = 100, SA)*	DANE	5

Cuadro A2.1 (continuación)

Descripción de variables

No.	Variable	Fuente	Trans.
27	MMST: Total permanentes (2001 = 100, SA)*	DANE	5
28	MMST: Empleados temporales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
29	MMST: Obreros temporales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
30	MMST: Total temporales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
31	MMST: Total empleados (2001 = 100, SA)*	DANE	5
32	MMST: Total obreros (2001 = 100, SA)*	DANE	1
33	MMST: Empleo total (2001 = 100, SA)*	DANE	1
34	Muestra mensual manufacturera con trilla (MMCT): Ventas (2001 = 100, SA)*	DANE	5
35	MMCT: Ventas reales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
36	MMCT: Empleados permanentes (2001 = 100, SA)*	DANE	5
37	MMCT: Obreros permanentes (2001 = 100, SA)*	DANE	5
38	MMCT: Total permanentes (2001 = 100, SA)*	DANE	5
39	MMCT: Empleados Temporales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
40	MMCT: Obreros temporales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
41	MMCT: Total temporales (2001 = 100, SA)*	DANE	5
42	MMCT: Total empleados (2001 = 100, SA)*	DANE	5
43	MMCT: Total obreros (2001 = 100, SA)*	DANE	1
44	MMCT: Empleo total (2001 = 100, SA)*	DANE	1
45	Total área (m ²) aprobada para construcción según licencia (SA)*	Camacol	5
46	Índice de costos de la construcción de vivienda (dic. 1999 = 100)*	Camacol	5
47	Saldo cuentas de ahorro programado para VIS (mill \$, SA)*	Camacol	1
48	Producción de cemento gris (toneladas, SA)*	BR	5
49	Producción de lingotes de acero (toneladas, SA)*	BR	5
50	Producción de vehículos ensamblados unidades (SA)*	BR	5
51	Tasa de empleo total nacional (SA, mensualizada)*	BR	1
52	Tasa de desempleo total nacional (SA, mensualizada)*	BR	5
53	Tasa de empleo 13 principales ciudades (SA)*	BR	5
54	Tasa de desempleo 13 principales ciudades (SA)*	BR	5
55	Índice de salarios reales de la industria manufacturera con trilla (1990 = 100, SA)*	BR	5
56	Índice de salarios reales de la industria manufacturera sin trilla (1990 = 100, SA)*	BR	5
57	Índice de salarios reales comercio minorista (1990=100,SA)*	BR	5
58	Índice de salarios nominales industria manufacturera (empleados) (1990 = 100, SA)*	BR	5
59	Índice de salarios nominales industria manufacturera (obreros) (1990 = 100, SA)*	BR	5
II. Precios			
60	Índice de precios al consumidor (IPC): Total nacional (2008 = 100, SA)*	BR	5
61	IPC: Alimentos (2008 = 100, SA)*	BR	5
62	IPC: Vivienda (2008 = 100, SA)*	BR	5
63	IPC: Vestuario (2008 = 100, SA)*	BR	5

Cuadro A2.1 (continuación)
Descripción de variables

No.	Variable	Fuente	Trans.
64	IPC: Salud (2008 = 100, SA)*	BR	5
65	IPC: Educación (2008 = 100, SA)*	BR	5
66	IPC: Cultura y esparcimiento (2008 = 100, SA)*	BR	5
67	IPC: Transporte (2008 = 100, SA)*	BR	5
67	IPC: Transporte (2008 = 100, SA)*	BR	5
68	IPC: Comunicaciones (2008 = 100, SA)*	BR	5
69	IPC: Otros gastos (2008 = 100, SA)*	BR	5
70	IPC: Sin alimentos clasificación TRANSABLES (2008 = 100, SA)*	BR	5
71	IPC: Sin alimentos clasificación NO TRANSABLES (2008 = 100, SA)*	BR	5
72	IPC: Sin alimentos clasificación REGULADOS (2008 = 100)*	BR	5
73	IPC: Sin alimentos (2008 = 100, SA)*	BR	5
74	IPC: Núcleo 20 (2008 = 100, SA)*	BR	5
75	IPC: Sin alimentos perecederos, combustibles ni servicios públicos (2008 = 100, SA)*	BR	5
76	Índice de precios al productor (IPP): Total nacional (1999 = 100, SA)*	BR	5
77	IPP: Agricultura, silvicultura, ganadería y pesca (1999 = 100, SA)*	BR	5
78	IPP: Minería (1999 = 100, SA)*	BR	5
79	IPP: Industria manufacturera (1999 = 100, SA)*	BR	5
80	IPP: Producidos y consumidos (1999 = 100, SA)*	BR	5
81	IPP: Importados (1999 = 100, SA)*	BR	1
82	IPP: Exportados (1999 = 100, SA)*	BR	5
83	IPP: Exportados sin café (1999 = 100, SA)*	BR	5
84	IPP: Consumo intermedio (1999 = 100, SA)*	BR	5
85	IPP: Consumo final (1999 = 100, SA)*	BR	5
86	IPP: Formación de capital (1999 = 100, SA)*	BR	1
87	IPP: Materiales de construcción (1999 = 100, SA)*	BR	5
III. Agregados monetarios y crediticios			
88	Base monetaria (mill \$, SA)	BR	5
89	M1 (mill \$, SA)	BR	5
90	M2 (mill \$, SA)	BR	5
91	M3 (mill \$, SA)	BR	5
92	Efectivo (mill \$, SA)	BR	5
93	Depósito cuenta corriente (mill \$, SA)	BR	5
94	Cuenta corriente partic. (mill \$, SA)	BR	5
95	Cuenta corriente ofic. (mill \$, SA)	BR	5
96	PSE (mill \$)	BR	5
97	Cuasidineros (mill \$)	BR	5
98	Total ahorros (mill \$, SA)	BR	5
99	Total CDT (mill \$)	BR	5
100	Total dep. vista (mill \$, SA)	BR	5
101	Total fiduciarios (mill \$, SA)	BR	5

Cuadro A2.1 (continuación)

Descripción de variables

#	Variable	Fuente	Trans.
102	Repos. sector real (mill. \$, SA)	BR	5
103	Total repos. (mill. \$, SA)	BR	5
104	Reserva (mill. \$, SA)	BR	5
105	Reservas internacionales netas sin FLAR (mill. \$)	BR	5
106	Total crédito bruto (mill. \$, SA)	BR	1
107	Total principales pasivos no monetarios (mill. \$, SA)	BR	5
108	Cuentas patrimoniales (mill. \$, SA)	BR	1
109	Otros activos netos (mill. \$)	BR	1
110	M1 del sector privado (mmill. \$, SA)	BR	5
111	M3 del sector privado (mmill. \$, SA)	BR	5
112	Activos netos del exterior (mmill. \$)	BR	5
113	Crédito bruto al sector privado (mmill. \$)	BR	5
114	Crédito neto al sector público (mmill. \$, SAD)	BR	2
115	Reserva monetaria (mmill.\$,SA)	BR	5
116	Crédito doméstico neto al sector público (mmill. \$, SAD)	BR	2
117	Crédito doméstico neto sector privado (mmill. \$, SAD)	BR	1
118	Crédito bruto al sector financiero (mmill. \$, SA)	BR	5
119	Crédito neto al sector financiero (mmill. \$, SA)	BR	1
120	Cartera bruta total del sector de la construcción (mmill. \$,A)	Camacol	5
121	Cartera hipotecaria bruta sector de la construcción (mmill. \$, SA)	Camacol	5
122	Activos netos del exterior (mmill. \$, SA)	BR	2
IV. Tasas de interés			
123	Tasa de interés certificados de depósito a término (CDT) a 90 días - DTF (% EA)	BR	1
124	Tasa de interés promedio mensual CDT - 90 días para bancos y corporaciones (% EA)	BR	1
125	Tasa de interés nominal para adquisición de vivienda VIS (% EA)	Camacol	1
126	Tasa de interés nominal para adquisición de vivienda no VIS (% EA)	Camacol	1
127	Tasa de interés interbancaria (% EA)	BR	1
128	Tasa de interés activa Banco de la República (% EA)	BR	1
129	Tasa de interés activa total sistema sin tesorería (% EA)	BR	1
130	Tasa de interés activa total sistema (% EA)	BR	1
131	Tasa de interés de los fondos federales en Estados Unidos (% EA)	FR	1
132	London InterBank Offered Rate (% EA)	BR	1
V. Sector externo			
133	Tasa de cambio representativa del mercado promedio mes COP/US\$	BR	5
134	Índice de tipo de cambio real (1999 = 100)	BR	5
135	Índice de términos de intercambio (2002 = 100)*	BR	5
136	Reservas internacionales netas del BR (mill. US\$)*	BR	5
137	Exportaciones totales (mill. US\$ FOB, SA)*	BR	5
138	Exportaciones de café (mill. US\$ FOB, SA)*	BR	5

Cuadro A2.1 (continuación)
Descripción de variables

#	Variable	Fuente	Trans.
139	Exportaciones de petróleo y derivados (mill. US\$ FOB, SA)*	BR	5
140	Importaciones totales (mill. US\$ FOB, SA)*	BR	5
141	Balanza cambiaria: egresos totales (mill. US\$, SA)*	BR	5
142	Balanza cambiaria: ingresos totales (mill. US\$, SA)*	BR	5
143	Ingreso de remesas de trabajadores en Colombia (mill. US\$, SA)*	BR	5
VI Finanzas públicas			
144	Ingresos del Gobierno Nacional Central (mmill. \$, SA)*	BR	5
145	Gastos del Gobierno Nacional Central (mmill. \$, SA)*	BR	5
146	Déficit o superávit del Gobierno Nacional Central (mmill.\$,SA)*	BR	1
147	Intereses del Gobierno Nacional Central (mmill. \$, SA)*	BR	5
148	Financiamiento interno del Gobierno Nacional Central (mmill. \$, SA)*	BR	1
149	Financiamiento Externo del Gobierno Nacional Central (mmill. \$, SA)*	BR	1
VII Mercado bursátil			
150	Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (Jul. 2001 = 1000, SA)	BR	5
151	Transacciones sistema electrónico de negociación (Bill \$, SA)	BR	5
152	Valor de los títulos depositados a fin de mes: Depósito Central de Valores (mmill. \$)	BR	5

A3. RESULTADO FAVAR CON DOS FACTORES Y OCHO Y DIEZ REZAGOS

Gráfico A3.1
Impulso-respuesta FAVAR con 152 variables,
dos factores y ocho rezagos (2001:1-2009:12)

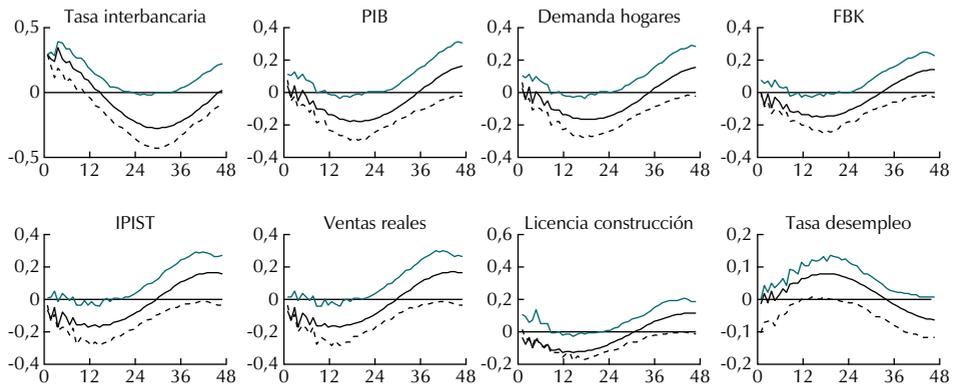
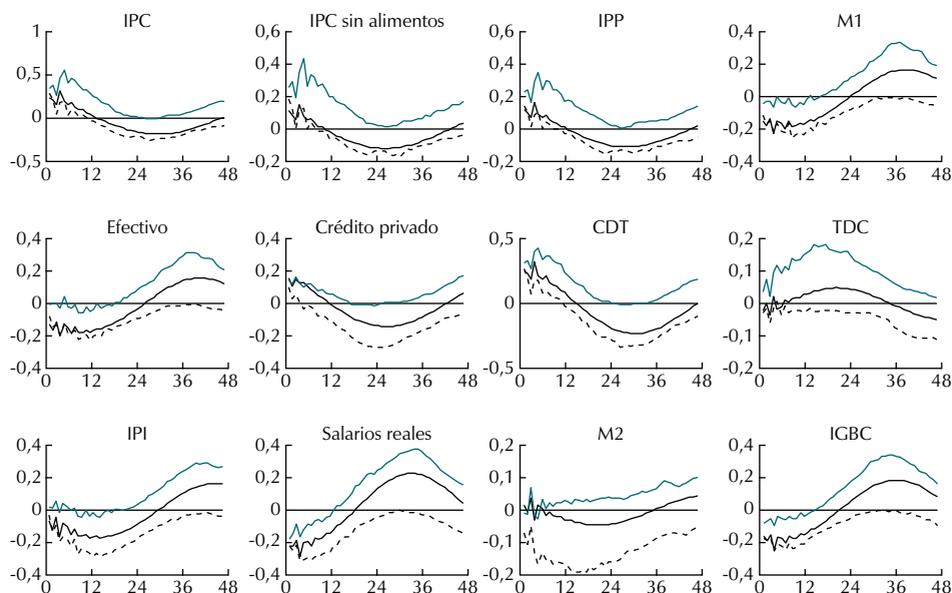


Gráfico A3.1 (continuación)
Impulso-respuesta FAVAR con 152 variables,
dos factores y ocho rezagos (2001:1-2009:12)



Fuente: elaboración propia.

Gráfico A3.2
Impulso-respuesta FAVAR con 152 variables,
dos factores y diez rezagos (2001:1-2009:12)

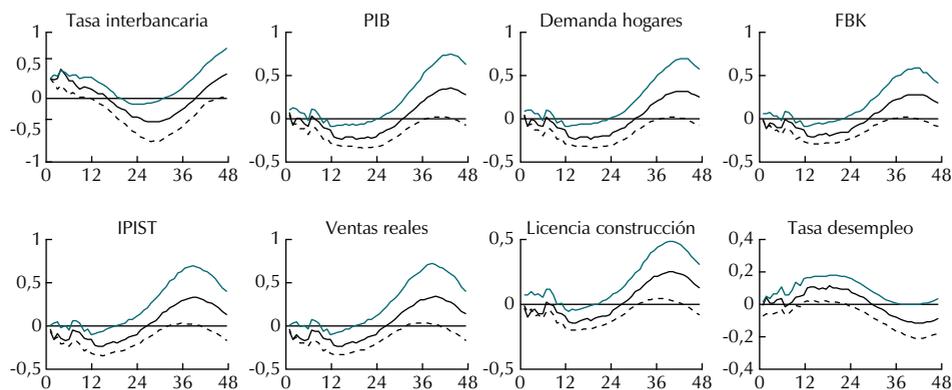
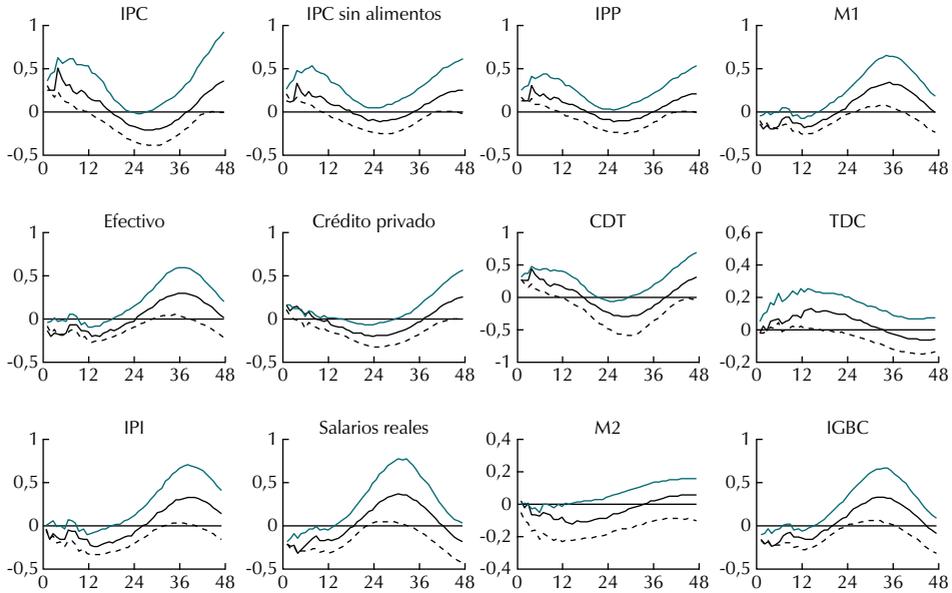


Gráfico A3.2 (continuación)
 Impulso-respuesta FAVAR con 152 variables,
 dos factores y diez rezagos (2001:1-2009:12)



Fuente: elaboración propia.

A4. RESULTADO FAVAR CON CINCO FACTORES

Gráfico A4.1
 Impulso-respuesta FAVAR con 152 variables,
 cinco factores y seis rezagos (2001:1-2009:12)

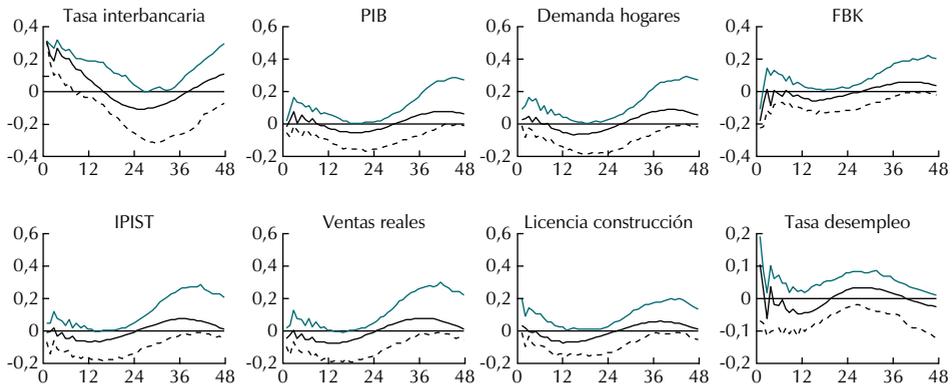
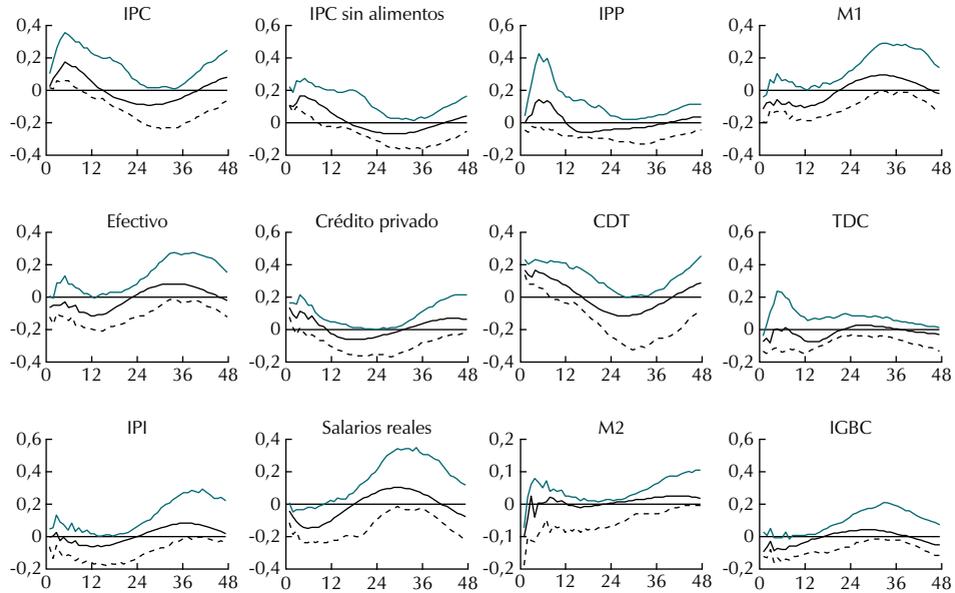


Gráfico A4.1 (continuación)
Impulso-respuesta FAVAR con 152 variables,
cinco factores y seis rezagos (2001:1-2009:12)



Fuente: elaboración propia.

A5. PRUEBAS ADICIONALES

Cuadro A5.1
Pruebas de los residuales

Período	Prueba de autocorrelación (test LM)		
	FAVAR (2001-2009)	VAR	FAVAR estructural
1	0,4408	0,2849	0,0788
2	0,6370	0,1385	0,6787
3	0,4548	0,0858	0,0654
4	0,5586	0,3964	0,1493
5	0,8854	0,4134	0,5965
6	0,0664	0,1933	0,5185
7	0,1264	0,7942	0,8940
8	0,8676	0,7418	0,5494
9	0,0404	0,5399	0,8908
10	0,5857	0,2773	0,9518
11	0,8181	0,9459	0,5743

*Hipótesis nula: no se presenta correlación en los residuales.

Cuadro A5.1 (continuación)
Pruebas de los residuales

p-valores para los test de heterocedasticidad y normalidad		
Prueba/Modelo	FAVAR 152 variables (2001-2009)	VAR
Prueba de heterocedasticidad de White	0,4399	0,4578
Prueba de normalidad (Jarque-Bera)	0,4264	0,0448

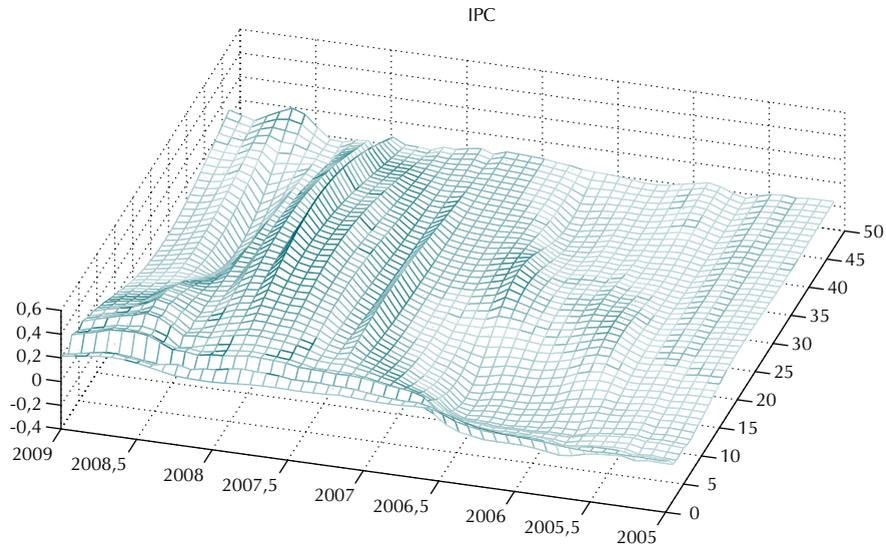
* Hipótesis nula: los residuales son homocedásticos (prueba de White) v normales (Jarque-Bera).

Criterios de estabilidad del modelo	
Eigen valores	FAVAR (2001-2009)
1	0,7061
2	0,7061
3	0,6238
4	0,6238
5	0,4244
6	0,4244
7	0,9909
8	0,9909
9	0,9699
10	0,698
11	0,4133

* Si los valores propios son menores a la unidad se concluye que el modelo es estable.
Fuente: elaboración propia.

A6. FAVAR DINÁMICO

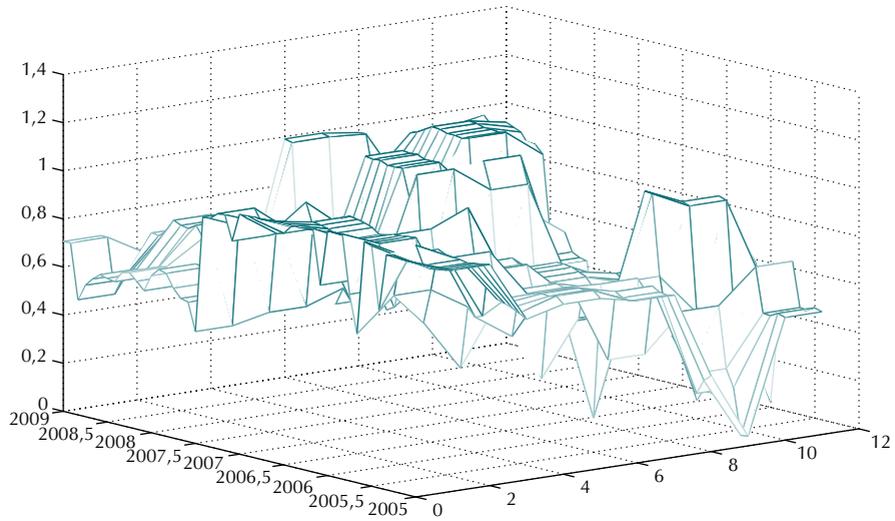
Gráfico A6.1
Impulso-respuesta FAVAR con 152 variables (*rolling*),
dos factores y cuatro rezagos (2001:1-2009:12)



Fuente: elaboración propia.

A7. CRITERIOS DE ESTABILIDAD

Gráfico A7.1
Criterios de estabilidad del FAVAR dinámico*



* Si los valores propios son menores a la unidad, se concluye que el modelo es estable.
Fuente: elaboración propia.