



**Impacto de la Política Monetaria y la Actividad Económica en el Mercado Accionario
en Colombia.**

Proyecto de Grado

Maria Claudia Jaramillo Garcia

Asesor de Investigación

Julio César Alonso Cifuentes, Ph.D.

Universidad ICESI

Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas

Maestría en Finanzas

Santiago de Cali

2012.

Tabla de Contenido

	Pág.
Resumen	3-5
Abstract	6
Introducción	7-8
1. Evidencia Empírica.	9-17
2. El Modelo.	18
2.1. Identificación del modelo VAR para Colombia.	19
3. Los datos.	20
4. Análisis Econométrico Preliminar.	21
4.1. Pruebas a las series de las variables empleadas en el estudio.	22
Tabla 1. Prueba de raíces unitarias para las series de Colombia	23
4.2. Selección del número de rezagos del VAR.	25
Tabla 2. Pruebas para los residuos del sistema VAR	25
4.3. Prueba de Cointegración de Johansen.	26
Tabla 3. Prueba de Cointegración de Johansen VAR (8)	27
5. Analisis del VAR.	28
5.1. Análisis de descomposición de varianza del VAR.	28
Tabla 4. Descomposición de Varianza del VAR(8)- 60 meses.	29

	Pág.
5.2. Análisis de las funciones Impulso- Respuesta del VAR.	35
• Grafico 1. Respuesta del IGBC a impulsos en las otras variables.	36
• Grafico 2. Respuesta del IPC a impulsos en las otras variables.	38
• Grafico 3. Respuesta del IPI a impulsos en las otras variables.	40
• Grafico 4. Respuesta del IPP a impulsos en las otras variables.	43
• Grafico 5. Respuesta de la TISE a impulsos en otras variables.	45
6. Conclusiones y Comentarios finales.	47-49
Apéndice.	50-52
Referencias Bibliográficas	53-56
Anexos	
• Anexo 1. Prueba de Autocorrelación VAR(2)	57
• Anexo 2. Prueba White de Heterocedasticidad VAR(2)	58
• Anexo 3. Prueba de Normalidad para VAR(2)	59
• Anexo 4. Prueba de Autocorrelación VAR(8)	60
• Anexo 5. Prueba White de Heterocedasticidad VAR(8)	61
• Anexo 6. Prueba de Normalidad para VAR(8)	62
• Anexo 7. VAR Estimado (8)	63-68
• Anexo 8. Analisis de descomposición de la varianza del VAR - Cholesky Ordering II	69
• Anexo 8.1. Comparativo de descomposición de varianza: Cholesky Order I vs Order II	70
• Anexo 9. Funciones Impulso-Respuesta Cholesky Order II.	71

Impacto de la Política Monetaria y la Actividad Económica en el Mercado Accionario en Colombia.

*María Claudia Jaramillo García**

Resumen

Este documento tiene como finalidad identificar el impacto de la política monetaria y la actividad económica en el mercado accionario Colombiano. Para ello las interacciones dinámicas de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE), el índice de precios al consumidor (IPC), el índice de producción real de la industria (IPI), el índice de precios al productor (IPP) y el índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC) se analizan para Colombia. Mediante la aplicación de un modelo VAR y su correspondiente análisis de descomposición de la varianza y de funciones impulso respuesta se analiza el impacto e interdependencia entre las variables involucradas en el sistema para el periodo comprendido entre Julio de 2001 y Junio de 2011.

*Aspirante al título de Máster en Finanzas de la Universidad ICESI (2011). Especialista en Finanzas Avanzadas, Universidad ICESI, (1998). Cum Laude Administración de Empresas, Universidad ICESI, Cali, Colombia (1993).

Tesis de grado dirigida por Julio César Alonso Cifuentes, PhD. in Economics 2002; Máster in Science in Statistics 2002; Máster in Science in Economics 2000; Iowa State University, Iowa, USA. Director CIENFI, Centro de Investigación en Economía y Finanzas, Director Académico de la Maestría en Economía y Profesor Titular del Departamento de Economía, Universidad ICESI, Cali, Colombia.

El análisis de descomposición de la varianza evidencia hallazgos importantes y en algunos casos desconcertantes, como que, son los incrementos en el índice de precios al productor (IPP) y en el índice de producción industrial (IPI) los que explican aún después de cinco años en más de un 40% la varianza de los precios de las acciones Colombianas y no los incrementos en la tasa de interés de intervención del Banco de la Republica (TISE) y la inflación (IPC); los que mueven el mercado de renta variable en Colombia, como la mayoría piensa. De hecho los aumentos en el IPC nunca llegan a ser relevantes para explicar los movimientos de las acciones y solo un año después un incremento de la tasa de interés de intervención de la autoridad monetaria puede llegar a explicar tan solo el 11% del movimiento de las acciones en la bolsa, efecto que con el tiempo se va perdiendo.

De lo anterior, se puede concluir que las evidencias encontradas son contundentes para contrarrestar la importancia que los agentes del mercado financiero le dan a la tasa de interés de intervención y sobre todo a la inflación como factor de descuento del precio de las acciones en Colombia, pues evidentemente ninguna de las dos variables llega a afectar significativamente el mercado accionario en el país, contrario a la creencia popular[†] - que con base en la teoría financiera - tienen los diferentes participantes del mercado.

[†] Esta creencia popular tiene su origen en el modelo “Capital Asset Pricing Model, o CAPM” (Modelo de Fijación de precios de activos de capital), creado por Sharpe (1963) y utilizado en la economía financiera para determinar la tasa de retorno teóricamente requerida para un cierto activo, si éste es agregado a una cartera de inversiones adecuadamente diversificada. Una vez que la tasa de retorno esperado del activo es calculada utilizando CAPM, los futuros flujos de caja que producirá ese activo pueden ser descontados a su valor actual neto utilizando esta tasa; para así poder así determinar el precio adecuado del activo o título valor. En teoría, un activo es apreciado correctamente cuando su precio observado es igual al valor calculado utilizando CAPM. Si el precio es mayor que la valuación obtenida, el activo está sobrevaluado, y viceversa.

Finalmente el estudio saca a la luz algunos aspectos relacionados con las decisiones de política monetaria que vale la pena resaltar en el caso Colombiano.

El primero se refiere a los factores que impactan la tasa de interés de intervención; como el hecho de que no son los choques de inflación los que explican directamente la varianza de esta tasa, sino los choques en el índice de producción industrial (IPI) y en el índice de precios al productor (IPP) los que explican durante dos años en casi un 45% la variabilidad de la tasa de interés de la autoridad monetaria. De hecho el efecto de la inflación sobre la TISE, es indirecto a través del IPP. Adicionalmente solo a partir del tercer año los choques del índice de la bolsa se vuelven relevantes en la explicación de la varianza de la tasa de intervención.

El otro aspecto se refiere, a los factores que impactan la Inflación. Los choques en la tasa de interés nunca llegan a ser relevantes para explicar la varianza de la inflación, son los choques en el índice de producción industrial y en el índice de precios al productor, los que explican durante tres años el 50% de la varianza de la inflación. Adicionalmente con el tiempo cobran importancia los choques del índice de la bolsa en la explicación de la varianza de la inflación, tanto que ocasionan que esta nunca regrese a su nivel original.

Palabras claves: Mercado Accionario, Impacto política monetaria, Colombia.

Abstract

The objective of this document is to identify the impact of monetary policy and the level of economic activity in the Colombian stock market.

Using a VAR model and its corresponding analysis of variance decomposition and impulse response functions, we analyze the impact and interdependence between the variables involved in the system for the period between July 2001 and June 2011.

The variance's decomposition analysis, shows significant findings and sometimes disconcerting, like, are the increases in the producer price index (IPP) and the industrial production index (IPI), which explains even after five years by more than 40% the variance in the Colombian stock prices, rather, increases in the Republic Bank intervention's interest rate (TISE) and inflation (IPC), which move the stock market's variance in Colombia, as most think.

In fact increases in the IPC never become relevant in explaining the movements of the stock market and just a year later, an increased rate of intervention by the monetary authority can explain only 11% of the share price's movement in the stock market, over time effect is lost.

Keywords: Stock market, Monetary policy effect, Colombia.

Introducción

Durante las últimas décadas, numerosos economistas e investigadores alrededor del mundo han examinado con gran interés la estrecha relación existente entre la política monetaria y los precios de las acciones. Y es que efectivamente la relevancia del tema radica en que los estudios evidencian que el mercado bursátil es en teoría uno de los canales por excelencia de transmisión de política monetaria más importantes en cualquier economía.

Bernanke (2003) respecto de este vínculo entre la política monetaria y el mercado de valores, señala que el estudio de estos enlaces es un reto aun vigente para los economistas monetarios tanto dentro como fuera de la reserva federal, ya que afirma que las acciones de la política monetaria tienen sus efectos más directos e inmediatos en los mercados financieros incluyendo el mercado de valores, el de bonos soberanos, bonos corporativos, los mercados hipotecarios, los mercados de crédito de consumo, los mercados de divisas, y muchos otros. Agregando que si todo va según lo previsto, los cambios en los precios de los activos financieros y las declaraciones inducidas por las acciones de las autoridades monetarias van a conducir a los cambios en el comportamiento económico que la política estaba tratando de lograr.

Tanto a nivel mundial como en el caso de Colombia, las autoridades monetarias expresan los objetivos finales de la política monetaria en términos de variables macroeconómicas como crecimiento del producto interno bruto, empleo y control de la inflación; esto lo

logran a través de la influencia indirecta del instrumento por excelencia de la política monetaria en la economía: La tasa de interés de intervención. A través de esta tasa, las autoridades tratan de modificar el comportamiento económico de manera que esta le ayude a alcanzar sus objetivos finales.

En la economía globalizada del mundo de hoy, los efectos más directos e inmediatos de las decisiones de la política monetaria, están relacionados con los cambios en las tasas de interés de los fondos federales; una vez estos son anunciados por la Reserva Federal (FED), rápidamente se canalizan a través de los mercados financieros mundiales, afectando los precios de los activos y su rentabilidad, en todas las bolsas del mundo. Es por eso que la comprensión de los vínculos entre la política monetaria y los precios de los activos es crucial para entender el mecanismo de transmisión de la política y su efecto en cualquier economía.

Este documento se encuentra organizado de la siguiente manera. En la primera parte se hace un recuento de los diferentes estudios realizados sobre el tema durante la última década. La segunda parte describe el modelo econométrico utilizado para explicar la interacción entre las variables macroeconómicas y el mercado accionario. La tercera parte hace referencia a las fuentes de información consultadas para extraer los datos utilizados en el modelo. La cuarta parte del documento explica la metodología empleada. La quinta parte se refiere al análisis del modelo VAR seleccionado para Colombia y finalmente la sexta parte se refiere a las conclusiones y comentarios finales de la presente investigación.

1. Evidencia Empírica

El análisis del impacto de la política monetaria en los mercados de valores cuenta con diversos estudios realizados e interesantes evidencias encontradas especialmente durante la década pasada por economistas, académicos y autoridades monetarias.

A continuación se presenta un recorrido por algunas de las investigaciones más importantes que se han realizado y sus principales conclusiones.

Uno de los casos más interesantes es el expuesto por Bernanke (2003), durante una cátedra de Banca y Finanzas para la Universidad de Widener en Chester Pensilvania; donde explicó que la estimación del tamaño y la duración de los efectos de las decisiones de política monetaria de la reserva federal sobre los mercados financieros, no es tarea sencilla; pues por lo general los agentes de los mercados bursátiles están muy bien informados y cualquier decisión de política es en gran medida anticipada y tomada en cuenta en los precios de las acciones. (Teoría de los Mercados Eficientes).

Bernanke (2003), describió que para medir estos efectos, la FED tuvo que recurrir a calcular una nueva medida de la porción del cambio en la política monetaria que el mercado no había anticipado antes del anuncio formal del Comité de Mercado Abierto de la Reserva Federal (FOMC).

Bernanke (2003), explicó que dicho cálculo se les facilitó ya que afortunadamente los mercados financieros por sí mismos son una fuente de información útil sobre las expectativas de política monetaria, y que desde octubre de 1988, los inversionistas

financieros han sido capaces de cubrirse y especular sobre los valores futuros de la tasa de fondos federales, mediante los contratos de negociación en el mercado de futuros supervisado por la Junta de Comercio de Chicago. (The Chicago Board of Trade, CBOT).

Bernanke (2003), indicó que los inversionistas en este mercado tienen un fuerte incentivo económico para tratar de adivinar correctamente en donde estará la tasa de fondos federales en promedio en el futuro y que la existencia de un mercado de futuros de fondos federales es una bendición no sólo para los inversionistas, como los bancos, que quieren protegerse de las variaciones en el costo de las reservas, sino también para los responsables de la política monetaria y los investigadores, ya que permite a cualquier observador, deducir de los precios de venta de los contratos de futuros, los valores de la tasa de los fondos federales que los participantes del mercado anticipan para diversas fechas futuras.

Finalmente Bernanke (2003), concluye que el aporte más valioso de esta investigación para la reserva federal, fue la confirmación de que mediante el uso de los datos de los fondos federales del mercado de futuros, es posible estimar el valor que los participantes de los mercados financieros esperan que la FED fije para la tasa de fondos federales en una fecha determinada, y, que al comparar este valor futuro que se espera, con el que realmente definió el FOMC en cada fecha, pudieron determinar la porción de la tasa de interés definida por la FED que tomó por sorpresa a los mercados financieros.

Un año antes, en otro estudio; Rigobon & Sack (2002), desarrollaron un nuevo estimador para identificar la respuesta de los precios de los activos a los movimientos en las tasas de interés a partir de la heterocedasticidad de los shocks de la tasa de política monetaria.

Asumiendo como premisa principal que la varianza de los shocks de la tasa es mayor durante los días específicos de las reuniones del FOMC y del testimonio semestral de política monetaria del presidente de la FED ante el congreso; demostraron que efectivamente en dichos días aumenta significativamente la correlación entre la tasa de interés de la política y los precios de las acciones.

Sus resultados indican que un aumento a corto plazo en las tasas de interés resulta en una disminución de los precios de las acciones principalmente en el índice Nasdaq. Según sus estimaciones, un aumento de 25 puntos básicos en la tasa de interés a tres meses causa una disminución de 1,7% en el índice S&P 500 y una disminución de 2,4% en el índice Nasdaq.

Igualmente encuentran que en respuesta a un aumento de 25 puntos básicos en la tasa de los fondos federales a tres meses, la tasa de futuros de eurodólares a corto plazo aumenta en una proporción aun mayor y el efecto gradualmente disminuye a medida que se alarga el horizonte del contrato. Del mismo modo evidencian que los rendimientos de los bonos del Tesoro a corto y mediano plazo aumentan considerablemente y que los rendimientos del Tesoro a largo plazo aumentan poco o nada en absoluto.

Bernanke & Kuttner (2003) - como pieza de la investigación efectuada por la Reserva Federal mencionada al inicio de esta primera parte - aplicando el método de mínimos

cuadrados ordinarios mediante modelos de regresión lineal, examinaron el impacto de los cambios inesperados en la política monetaria sobre los precios de los activos. Los resultados muestran que el mercado reacciona muy fuerte frente a los cambios sorpresivos en la tasa de los fondos federales.

En concreto, para una muestra tomada en los días de las reuniones del FOMC en las cuales se decidieron cambios en la meta de la tasa de los fondos federales, encontraron que el CRSP value-weighted index[‡], registró en promedio un aumento diario de aproximadamente un 1% en respuesta a un recorte sorpresivo de 25 puntos básicos en la tasa de interés.

Pero quizás su hallazgo más importante fue descubrir que los cambios no anticipados en la política monetaria afectan a los precios de acciones, no tanto por influir en los dividendos esperados, o la tasa real de interés libre de riesgo para descontar los flujos de caja, sino más bien al afectar el riesgo percibido por los mercados; pues un endurecimiento de la política monetaria, por ejemplo, lleva a los inversionistas a ver las acciones como inversiones más riesgosas y por lo tanto a la demanda de una mayor rentabilidad para mantenerlas.

Bjørnland & Leitemo (2004) estudian la relación entre la política monetaria de EE.UU y el S&P 500, mediante la aplicación de un modelo VAR. En su estudio, estructuraron un modelo involucrando las principales variables macroeconómicas de la economía estadounidense, como la inflación, la tasa de los fondos federales, el índice de producción industrial, el índice de precios de las materias primas y el S&P 500.

[‡] Los índices CRSP corresponden al S&P 500 Composite Index y el NASDAQ Composite Index que se publican desde 1925 y equivalen a los índices promedio ponderados de los retornos diarios y mensuales con y sin dividendos de estos dos mercados.

A través de él encontraron gran interdependencia y simultaneidad entre la fijación de las tasas de interés y los precios de las acciones. Los precios de las acciones caen de inmediato un 2% debido a un choque (shock) de política monetaria que aumenta la tasa de fondos federales en 10 puntos básicos. Por otro lado, encontraron que un shock de un aumento en los precios de las acciones de un 1%, conduce a un aumento inmediato en la tasa de interés en 10 puntos básicos.

Wongswan (2005) documenta el impacto de los anuncios sorpresivos de la política monetaria de EE.UU en los índices de accionarios de dieciséis países, que abarcan tanto economías desarrolladas como emergentes. Usando datos intradía de alta frecuencia en modelos de regresión lineal, Wongswan encontró una amplia y significativa respuesta de los mercados de Asia, Europa y América Latina a los anuncios inesperados de política monetaria de EE.UU en el corto plazo.

Igualmente evidenció que en promedio, un recorte imprevisto de 25 puntos básicos en la tasa objetivo de fondos federales se asocia con un 0,5 a 2,5 por ciento de aumento en los índices de accionarios de capital extranjero. Paralelamente halló que la variación de la respuesta entre los distintos países, parece estar más relacionada con el grado de integración financiera con los Estados Unidos, que con el vínculo comercial o el grado de flexibilidad del tipo de cambio con este país.

Ioannidis & Kontonikas (2006) mediante el uso de modelos de regresión lineal involucrando variables Dummy[§]; investigan el impacto de la política monetaria sobre los rendimientos de las acciones en trece países de la OCDE^{**} durante el período 1972-2002. Sus resultados indican que los cambios de política monetaria afectan de manera significativa los rendimientos de las acciones, apoyando así la teoría de la transmisión de la política monetaria a través del mercado de valores.

Su contribución con respecto a trabajos anteriores es triple. En primer lugar, muestran que sus resultados son robustos a diversas medidas de rentabilidad de las acciones. En segundo lugar, sus inferencias se ajustan a la no normalidad exhibida por los rendimientos de las acciones. Por último, tienen en cuenta el aumento de la correlación entre los mercados internacionales de valores a raíz de la globalización.

En el estudio calcularon el coeficiente de correlación de los rendimientos de las acciones locales con los de las acciones de EE.UU. Encontraron que la correlación es positiva para todos los países y supera el 40% para Canadá, Países Bajos, Reino Unido, Suiza, Alemania, Suecia y Francia. La correlación es inferior al 40% en el caso de Japón, Bélgica, Italia, España y Finlandia. Igualmente evidenciaron que entre las causas de la alta correlación

[§] Son variables ficticias que representan la incidencia que tiene sobre la variable endógena objeto de análisis, un fenómeno cualitativo. Habitualmente, a la variable ficticia se le asignan dos valores arbitrarios según se de o no cierta cualidad en un fenómeno. Así, se le puede asignar el valor 1 si ocurre un determinado fenómeno y 0 en caso contrario.

^{**} La Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) es una entidad internacional compuesta por 34 estados, cuyo objetivo es coordinar sus políticas económicas y sociales. Fue fundada en 1960 y su sede central se encuentra en la ciudad de París, Francia. En la OCDE, los representantes de los países miembros se reúnen para intercambiar información y armonizar políticas con el objetivo de maximizar su crecimiento económico y coadyuvar a su desarrollo y al de los países no miembros.

entre los mercados de valores internacionales está el creciente nivel de diversificación en los mecanismos de financiación de las empresas alrededor del mundo y entre los diferentes países que expone a las empresas, más que antes al ciclo económico mundial, haciendo que los mercados de valores se muevan a la par cada vez más.

Su estudio concluyó que en diez de los trece países analizados, el aumento de las tasas de interés está asociado con bajos rendimientos en las acciones. Confirmando que los cambios de política monetaria si se transmiten al mercado de valores.

Naceur, Boughrara & Ghazouani (2009) analizan la interacción entre la política monetaria y los mercados de valores en siete países de la región MENA^{††}, haciendo uso de un modelo VAR. Los países considerados en este estudio son Egipto, Jordania, Marruecos, Omán, Arabia Saudita, Túnez y Turquía.

Su investigación evidenció que las reacciones de los mercados accionarios a las políticas monetarias están lejos de ser homogéneas en los países estudiados. En algunos países, los rendimientos del mercado de valores muestran una tendencia al alza mientras que en otros países el mercado declina o no reacciona en absoluto. Otra conclusión que destacan es que la autoridad monetaria de Arabia Saudita reacciona fuertemente ante alzas en los retornos

^{††} La región de Oriente Medio y África del Norte (MENA, por su sigla en inglés) tiene gran diversidad económica e incluye tanto economías ricas en petróleo (en el Golfo) como países cuyos recursos son escasos en relación con la población, como Egipto, Marruecos y Yemen. Durante gran parte del último cuarto del siglo pasado, la fortuna económica de la región se ha visto muy influenciadas por dos factores: el precio del petróleo y el legado de estructuras y políticas económicas que enfatizaron el papel regente del Estado.

del mercado de valores. Esto podría entenderse como una reacción preventiva para evitar posibles desajustes y burbujas en el mercado.

Encontraron que en la mayoría de los países estudiados las autoridades monetarias, con excepción de Arabia Saudita y Turquía, no reaccionan a la dinámica del mercado de valores. Esto es comprensible ya que en estos otros países encontraron que la dinámica del mercado de valores tiene un impacto insignificante sobre las principales variables macroeconómicas.

Para el caso de Arabia Saudita, hallaron que los precios de las acciones reaccionan de manera significativa a los choques de política monetaria, e inflación. Igualmente estos choques logran una volatilidad importante en los precios de las acciones de Omán. Mejor aún, en el caso de los dos países una política monetaria contractiva parece ser muy efectiva bajando rápidamente el precio de las acciones, los cuales retornan también rápidamente a su nivel inicial.

Andersson (2010) examinó mediante modelos de regresión lineal y mediciones de la volatilidad, la reacción de los mercados de bonos y acciones en la zona Euro y los Estados Unidos después de los anuncios de las decisiones de política monetaria de sus respectivas economías para el período Abril 1999 a Mayo 2006.

Utilizando datos intradía en los EE.UU y la zona del euro, evidenció un fuerte aumento de la volatilidad intradía en los mercados bursátiles en el momento de la publicación de las decisiones de política monetaria por parte de los dos bancos centrales; encontrando una

reacción más pronunciada en los mercados de EE.UU ante las decisiones la Reserva Federal.

Su investigación encontró cuatro evidencias fuertes: En primer lugar, las decisiones de política monetaria a ambos lados del Atlántico tienden a inducir a un significativo aumento en la volatilidad en los mercados de valores de sus respectivas economías. En segundo lugar, esta característica parece ser particularmente más pronunciada en el caso de los mercados de valores de EE.UU al reaccionar con fuerza a las decisiones sobre las tasas de interés por parte de la Reserva Federal.

En tercer lugar, cierta persistencia a la volatilidad se puede observar, en particular para los mercados de bonos y de acciones, de EEUU donde la volatilidad observada luce "excesiva" hasta cuarenta minutos después de que las decisiones se han producido. Esto viene del hecho de que en EE.UU. las decisiones de la FED sobre las tasas de interés son liberadas junto con una declaración adjunta que contiene información crucial sobre la orientación de la política monetaria en el futuro.

En cuarto lugar, por el contrario, las decisiones de política monetaria del BCE (Banco Central Europeo) no van acompañadas de las declaraciones que generan riesgos e incertidumbres. Finalmente Andersson concluye que como consecuencia de la estrategia de comunicación de la Reserva Federal, si bien las decisiones de la Reserva Federal ya han sido anticipadas por los mercados, la volatilidad podría surgir dado un cambio inesperado en el tono de la declaración que lo acompaña.

2. El Modelo

Siguiendo a Bjørnland y Leitemo (2004), quienes emplearon un modelo VAR, el análisis de las interacciones entre el mercado accionario y las variables macroeconómicas en Colombia se realizará mediante la aplicación de un Modelo Vectorial Autoregresivo -VAR-. Este tipo de modelo popularizado por Sims (1980), posee la característica de ser aplicable para un sistema multivariado y sin restricciones y mediante él se puede determinar cómo cada variable responde ante los cambios de las distintas variables en el sistema.

Novales (2003), señala entre las principales razones para seleccionar este modelo sobre otros como los modelos de regresión lineal, que los modelos VAR son muy útiles cuando existe evidencia de simultaneidad entre un grupo de variables y de que sus relaciones se transmiten a lo largo de un determinado número de períodos.

Novales (2003) también afirma que uno de los principales argumentos para escoger un modelo VAR, es que al no imponer ninguna restricción sobre la estructura del modelo, el VAR no incurre en los errores de identificación de variables entre endógenas y exógenas que los modelos de regresión imponen.

Novales (2003) concluye aseverando que la principal ventaja de un modelo VAR, es que todas las variables se tratan de igual modo. Al ser exógenas, el modelo tiene tantas ecuaciones como variables se incluyen y los valores rezagados de todas las variables aparecen como variables explicativas en todas las ecuaciones.

Con base en lo anterior, se concluye que para el caso bajo estudio, el mejor modelo para analizar las interacciones dinámicas entre las variables macroeconómicas para Colombia es un VAR.

2.1. Identificación del modelo VAR para Colombia

Para este caso se emplea la especificación del modelo sugerida por Alonso y Romero (2007) para examinar la relación causal entre desarrollo financiero y crecimiento económico en Colombia.

Estos autores sugieren emplear un modelo VAR de orden p como sigue:

$$Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde Φ_0 ($M \times 1$) y Φ_i ($M \times M$) corresponden a un vector de constantes y a una matriz de coeficientes, respectivamente, en los cuales “M” representa el número de variables o series involucradas en el sistema. ε_i ($M \times 1$) es un vector de errores (innovaciones) que son homoscedásticos e independientes entre sí y no autocorrelacionados. Y_t es un vector columna $M \times 1$, que representa a cada variable involucrada en el sistema. Finalmente, p es el orden del modelo VAR, o número de rezagos de cada variable en cada ecuación.

Específicamente, para el caso bajo estudio para Colombia, el vector Y_t está conformado por los logaritmos naturales de las cinco variables macroeconómicas ($M=5$) relacionadas a continuación:

El logaritmo del índice de producción real de la industria (LNIP), el logaritmo de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (LNTISE), el logaritmo del índice de precios al consumidor (LNIPC), el logaritmo del índice de precios al productor (LNIPP) y el logaritmo del índice general de la bolsa de valores de Colombia (LNIGBC).

De tal manera que, Φ_i (5×5) para $i= 0,1,\dots,p$; corresponden a las matrices de coeficientes a ser estimados y ε_i (5×1) corresponde al vector de innovaciones.

3. Los Datos

El análisis empírico se llevó a cabo usando datos mensuales para el periodo comprendido entre Julio de 2001 y Junio de 2011 para Colombia.

La información del índice de producción real de la industria (IPI), la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE), el índice de precios al consumidor (IPC) y el índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC); se obtuvo directamente de las series estadísticas publicadas por el Banco de la Republica de Colombia:

<http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas>.

La serie del índice de precios al productor (IPP) se obtuvo directamente de las series estadísticas del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE):

http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ipp/ipp1_agosto11.xls.

4. Análisis econométrico preliminar

Antes de llevar a cabo la estimación del modelo VAR es necesario comprobar el orden de integración de los procesos generadores de las series bajo estudio, así como la cointegración entre los procesos para desechar cualquier tipo de relaciones espurias.

El orden de integración de las series será determinado empleando la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (1979) y la prueba de Phillips-Perron (1988) (PP).

Adicionalmente se efectúa a las series la prueba de raíces unitarias de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (KPSS) cuya hipótesis alterna implica la presencia de una raíz unitaria^{††}.

Posteriormente, mediante la aplicación de los criterios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HC) se selecciona el número óptimo de rezagos (p) para el VAR.

^{††} Dickey y Fuller (1979, 1981) diseñaron un procedimiento para probar formalmente la presencia de Raíces Unitarias. La prueba comienza por suponer que la serie X_t sigue un proceso autorregresivo de primer orden AR(1), de la forma: $X_t = rX_{t-1} + e_t$ y se prueba para el caso de que r sea igual a 1: ($r = 1$), (unity, de aquí la expresión raíz unitaria).

Una vez determinado el número de rezagos del modelo, para establecer si las variables empleadas en el análisis están o no relacionadas en el largo plazo, se lleva a cabo la prueba multivariada de cointegración^{§§} propuesta por Johansen (1988).

De concluir mediante la prueba de cointegración que las series están cointegradas, será posible estimar un modelo VAR multivariado en niveles para las series con el mismo orden de integración.

Finalmente se analiza el VAR mediante el empleo de las funciones de impulso-respuesta para observar el efecto ó la reacción en el tiempo de las distintas variables ante un shock ó impulso en determinada variable, y de otra parte, al analizar la descomposición de la varianza, se mide en el tiempo que proporción de la varianza de una determinada variable es atribuible a sus propias innovaciones y que proporción de su variabilidad es atribuible a las innovaciones de las otras variables involucradas en el sistema bajo estudio.

4.1. Pruebas a las series de las variables empleadas en el estudio:

La Tabla 1 presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria, ADF, PP y KPSS, para las variables empleadas en el estudio de Colombia.

^{§§} Se dice que dos o más series están cointegradas si las mismas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias), aún cuando cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea por lo tanto no estacionaria. De aquí que la cointegración refleja la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge el sistema económico a lo largo del tiempo.

Tabla 1.

Pruebas de Raíces Unitarias para las series de Colombia

(2001:M7-2011:M6)

	Niveles			Diferencias		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
LNIGBC	-1,0009	-1,0240	0,2908 +++	-9,4575 ***	-9,3951 ***	0,3339
LNIPC	-2,6602	-0,7944	0,2056 ++	-5,5489 ***	-4,4166 ***	0,2775
LNIP1	-0,8721	-4,4642 ***	0,2083 ++	-1,8853	-27,2107 ***	0,2197
LNIPP	-2,6490	-2,2354	0,1900 ++	-6,3906 ***	-6,3191 ***	0,1103
LNTISE	-2,1815	-1,8730	0,1795 ++	-4,5697 ***	-4,4491 ***	0,1009

ADF, PP y KPSS corresponden a sus respectivos estadísticos de la prueba de raíces unitarias y estacionalidad de Dickey-Fuller aumentado, Phillips Perron y Kwiatkowski, respectivamente.

(*) Rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria a un nivel de significancia del 10%

(**) Rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria a un nivel de significancia del 5%

(***) Rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria a un nivel de significancia del 1%

(+) Rechaza la hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia a un nivel de significancia del 10%.

(++) Rechaza la hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia a un nivel de significancia del 5%.

(+++)

/1 En todos los casos no es claro el comportamiento que presentan las series y por tanto una tendencia fue incluida.

/2 En todos los casos las primeras diferencias no presentan un crecimiento en el tiempo, por tanto no se incluyó ninguna tendencia.

/3 La prueba ADF en niveles para todas las series se realizó aplicando el criterio de Akaike con 12 rezagos.

/4 La prueba ADF en primeras diferencias para todas las series se realizó aplicando el criterio de Schwarz con 12 rezagos.

Fuente: E-Views.

Los resultados de las pruebas de estacionaridad de ADF y PP muestran que para las series en niveles, no es posible rechazar la existencia de raíz unitaria, a excepción de la serie del LnIPI donde la prueba PP sí permitió rechazar la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria a un nivel de significancia del 1%.

Adicionalmente, se les efectúa a las series en niveles, la prueba de raíces unitarias de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS); esta prueba rechazó la hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia para todas las series en niveles, implicando para todas las series en niveles la presencia de una raíz unitaria.

Se procedió después a diferenciar las series y a repetir las pruebas, los resultados de las pruebas de estacionaridad ADF y PP, permitieron rechazar la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria en las series diferenciadas; a excepción de la serie del LnIPI donde la prueba ADF no permitió rechazar la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria.

Igualmente se les efectúa a las series diferenciadas, la prueba de raíces unitarias de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS); esta prueba no rechazó la hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia para ninguna de las series diferenciadas, implicando la ausencia de una raíz unitaria en las series diferenciadas.

Por lo tanto se concluye que todas las variables estudiadas son $I(1)$.

4.2. Selección del número de rezagos del VAR:

Mediante la aplicación de los criterios de información (como los de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ)) se selecciona que el número óptimo de rezagos (p) para el VAR es 2.

Sin embargo, antes de efectuar dicho análisis fue necesario llevar a cabo pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad para el sistema VAR de orden 2 - VAR (2) -.

Tabla 2. Pruebas para los residuos del sistema VAR

Autocorrelación:	Al aplicar la prueba de Auto correlación al VAR (2); se observa que se rechaza la Hipótesis nula (H_0) de “No correlación serial” al 5% para el rezago 1 y al 1% para el rezago 2, evidenciando problemas de auto correlación en el VAR. (Ver anexo 1).
Heterocedasticidad:	Por su parte al aplicar la prueba White de Heterocedasticidad al VAR (2); igualmente se rechaza la H_0 de Homocedasticidad al 1% en la prueba conjunta, evidenciando problemas de heterocedasticidad. (Ver anexo 2).
Normalidad:	Finalmente al aplicar la pruebas de Normalidad no se rechaza la H_0 de simetría, evidenciando que los residuos del sistema VAR (2) son simétricos, pero si se rechazan la H_0 de curtosis y la H_0 de normalidad; evidenciando problemas de exceso de curtosis y anormalidad en los residuos del sistema VAR (2). (Ver anexo 3).

Fuente: Elaboración Propia

Para superar los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad de los residuos del sistema VAR (2) que se reportan en la Tabla 2; se procedió a correr nuevamente el VAR, pero esta vez con un mayor número de rezagos, hasta encontrar el que permitiera superar los problemas anteriormente mencionados, el número de rezagos (p) que permitió esto fue 8.

Los anexos 4, 5 y 6 contienen las pruebas de Autocorrelación, Heterocedasticidad y Normalidad para el sistema VAR de 8 rezagos, respectivamente.

4.3. Prueba de Cointegración de Johansen

Una vez determinado que el orden p del modelo es 8, ($p=8$); para establecer si las variables empleadas en el análisis están o no relacionadas en el largo plazo, se lleva a cabo la prueba multivariada de cointegración propuesta por Johansen (1988), pues teniendo en cuenta que las series son de un orden distinto a $I(0)$ es necesario realizar pruebas de cointegración para poder concluir que lo que se está estimando no es una relación espuria.

Los resultados la prueba de cointegración para Colombia se reportan en la Tabla 3.

Tabla 3. Prueba de Cointegración de Johansen para las series del VAR (8)

Hipótesis	Hipótesis	λ Trace	Hipótesis	Hipótesis	λ Max
Nula	Alternativa	Estadístico	Nula	Alternativa	Estadístico
r=0	r=5	198,3228 ***	r=0	r=1	73,78715 ***
r<=1	r=5	124,5357***	r=1	r=2	64,25828 ***
r<=2	r=5	60,2741 ***	r=2	r=3	34,10158 ***
r<=3	r=5	26,17583 **	r=3	r=4	15,51715
r<=4	r=5	10,65868	r=4	r=5	10,65868

(***): Se rechaza Ho al 1%.

(**): Se rechaza Ho al 5%.

(*): Se rechaza Ho al 10%.

/1 La prueba se realizó aplicando la opción 4 de: Intercept and trend in CE-no trend in VAR.

Fuente: E-Views.

Estos resultados muestran que existen cuatro vectores de cointegración entre las variables, por lo cual se puede determinar que sí existe relación de largo plazo entre las variables del modelo.

5. Análisis del VAR:

Ya que se evidencia relación de largo plazo entre las cinco variables involucradas en el estudio, se procedió a efectuar el análisis del modelo VAR de ocho rezagos – VAR (8) - para estudiar la interacción entre las variables seleccionadas en niveles (logaritmos).

Para tal propósito se empleó la descomposición de la varianza así como las funciones de impulso respuesta.

El VAR estimado se presenta en el Anexo 7.

5.1. Análisis de descomposición de varianza del VAR:

La Tabla 4 presenta los resultados de descomposición de la varianza.

Con los resultados del análisis de descomposición de la varianza es posible determinar que parte del comportamiento de las variables dentro del sistema son explicadas en gran medida por disturbios en las otras.

Los hallazgos más importantes de este estudio se presentan a continuación.

Tabla 4.**Descomposición de la varianza del VAR (8) para 60 meses***Cholesky Ordering: LNIGBC LNIPC LNIPI LNIPP LNTISE*

Variance Decomposition of LNIGBC						
Period	S.E.	LNIGBC	LNIPC	LNIPI	LNIPP	LNTISE
1	0.072361	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6	0.144426	89,55	1,88	0,92	2,55	5,09
12	0.179505	73,15	1,89	9,68	4,15	11,13
24	0.257227	55,66	2,94	18,45	17,31	5,65
36	0.286217	48,51	5,18	18,18	23,08	5,05
48	0.289917	47,49	6,08	17,89	23,45	5,09
60	0.293018	47,08	6,07	18,56	23,29	5,01

Variance Decomposition of LNIPC						
Period	S.E.	LNIGBC	LNIPC	LNIPI	LNIPP	LNTISE
1	0.002125	0,98	99,02	0,00	0,00	0,00
6	0.006182	0,43	81,61	2,82	14,97	0,18
12	0.008788	4,20	48,73	25,02	20,58	1,47
24	0.011581	4,87	36,21	35,81	17,90	5,20
36	0.012827	8,63	30,78	32,21	18,00	10,39
48	0.014260	18,89	26,92	26,42	17,00	10,77
60	0.015901	25,46	24,30	22,61	18,25	9,39

Variance Decomposition of LNIPI						
Period	S.E.	LNIGBC	LNIPC	LNIPI	LNIPP	LNTISE
1	0.045680	0,24	9,97	89,79	0,00	0,00
6	0.053365	5,76	11,05	70,54	11,06	1,59
12	0.053365	5,76	11,05	70,54	11,06	1,59
24	0.069205	16,15	12,12	48,57	14,91	8,24
36	0.075814	19,05	11,42	44,82	17,74	6,98
48	0.078290	18,79	11,79	43,30	19,39	6,74
60	0.078750	18,73	12,10	42,99	19,44	6,74

Variance Decomposition of LNIPP						
Period	S.E.	LNIGBC	LNIPC	LNIPI	LNIPP	LNTISE
1	0.005782	2,23	16,48	0,07	81,22	0,00
6	0.019001	2,97	18,56	2,69	72,85	2,94
12	0.022086	3,92	19,82	2,85	66,34	7,07
24	0.023024	3,69	19,59	3,81	63,76	9,15
36	0.023251	3,93	19,84	4,18	62,82	9,22
48	0.023495	4,41	20,08	4,56	61,65	9,29
60	0.023750	5,58	19,92	4,50	60,42	9,58

Variance Decomposition of LNTISE						
Period	S.E.	LNIGBC	LNIPC	LNIPI	LNIPP	LNTISE
1	0.031872	0,01	0,08	0,00	6,34	93,57
6	0.115962	0,10	3,37	13,96	21,20	61,37
12	0.165456	0,63	5,64	25,96	24,86	42,91
24	0.210173	10,55	9,33	23,64	21,45	35,03
36	0.278811	21,93	7,10	30,96	17,55	22,46
48	0.327778	20,34	6,72	30,12	25,02	17,79
60	0.334982	20,01	7,07	29,25	25,74	17,93

Fuente: E-Views.

Para el caso del Análisis de la varianza del índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC) -Ver Tabla 4-; se encuentra que seis meses después de un impacto en la serie, aún prácticamente un 90% de la variabilidad de IGBC es explicada por su propia varianza, la varianza de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE) explica solo el 5% de la variabilidad del IGBC, la varianza del índice de precios al productor (IPP) explica el 2,5% de la variabilidad del IGBC, la varianza del índice de precios al consumidor (IPC) explica el 1.9% de la variabilidad del IGBC y la varianza del índice real de la producción industrial (IPI) explica el 0.9% de la variabilidad del IGBC.

Un año después, aún el 73% de la varianza del IGBC es explicada por sí misma, la variabilidad de la tasa de interés (TISE) explica el 11% de esta varianza, la variabilidad del IPI explica el 9.7% de esta varianza, la variabilidad del IPP explica el 4% de esta varianza y la variabilidad del IPC tan solo explica el 1.9% de esta varianza. Esto último evidencia que en el corto plazo (menos de un año), los movimientos en el IPC son prácticamente irrelevantes para explicar la varianza del IGBC.

No obstante que con el tiempo los cambios en el IPC tienen un mayor impacto en la varianza del IGBC, aún después de cinco años no alcanzan un nivel relevante. Así entonces, se observa que dos años después, la variabilidad del IPC explica el 2.9% de la varianza del IGBC, tres años después los cambios en el IPC explican el 5% de los cambios en el IGBC; cuatro años después este porcentaje sube al 6% y cinco años después este porcentaje sigue siendo el mismo 6%.

Otro hallazgo aún más interesante es el relacionado con el impacto que genera la tasa de interés (TISE) en el IGBC. Aquí, contrario a lo que sucede con el IPC, los cambios en la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE) impactan con el tiempo cada vez menos al IGBC. Es así como, dos años después la variabilidad de la tasa de interés analizada explica solo el 5,7% de la varianza del IGBC, tres años después este porcentaje baja al 5% y así se mantiene hasta el quinto año.

No se puede decir lo mismo del impacto que sobre el IGBC generan otras variables como el índice de producción real de la industria (IPI) y el índice de precios al productor (IPP), pues con el tiempo el impacto que estas dos variables tienen en la varianza del IGBC es mayor.

En el primer caso la variabilidad del índice de producción real de la industria (IPI) pasa de explicar en el primer año un 9.7% de la varianza del IGBC a explicar después de dos años el 18% de esta varianza, porcentaje que prácticamente se mantiene hasta el final del quinto año. En el segundo caso los cambios en el índice de precios al productor (IPP) pasan de explicar en el primer año un 4% de los cambios en el IGBC a explicar en el segundo año el 17% de los cambios y en el tercer año a explicar el 23% de los cambios; porcentaje que se mantiene prácticamente hasta el final del quinto año.

De lo anterior se concluye que de las variables incluidas en el estudio, en el corto plazo la variable que afecta al mercado accionario Colombiano aunque no de manera relevante es la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República y que en el largo plazo las variables que más lo afectan son el índice de precios al productor y el

índice de producción industrial. La inflación es realmente irrelevante para el mercado accionario.

Con respecto al IPC, es interesante observar que la variable que impacta al IPC con mayor velocidad es el IPP, cuya variabilidad afecta la varianza del IPC en casi un 15% tan solo a los 6 meses de un impacto en la serie.

Luce desconcertante ver que la variabilidad de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE) y la volatilidad del IGBC, sean prácticamente irrelevantes para explicar la varianza de la inflación durante los primeros dos años.

Después de cinco años la variabilidad del IGBC explica la varianza del IPC en un 25%, la variabilidad del IPI explica la varianza del IPC en un 22,6%, la variabilidad del IPP explica la varianza del IPC en un 18%, un 24% de su variabilidad es explicada por su propia varianza y la variabilidad de la tasa de interés (TISE) explica solo el 9,4% de la varianza del IPC.

Con respecto al IPI se evidencia un efecto temprano de la variabilidad del IPC sobre él, pues en el primer mes la varianza del IPC explica en un 10% a la varianza del IPI y el resto de su variabilidad es explicada por su propia varianza. Seis meses después además del IPC, la varianza del IPP también explica la variabilidad del IPI en el 11%; seguida de la

del IGBC que la explica en un 5.8% y finalmente la de la tasa de interés (TISE) solo la explica en un 1,6%.

Conforme pasa el tiempo el impacto de la varianza del IGBC y del IPP sobre la variabilidad del IPI se hace mayor, el impacto de la varianza del IPC sobre el IPI se mantiene y el impacto de la varianza de la tasa de interés (TISE) sobre la varianza del IPI se hace menor.

Así al cabo de cinco años la varianza del IPP explica en un 19% la variabilidad del IPI, la del IGBC la explica en un 18%, la del IPC la explica en un 12% y la de la tasa de interés (TISE) la explica en un 6,7%.

Con respecto al IPP es interesante evidenciar que es la variable que se afecta más rápido por la variabilidad del resto de las variables involucradas en el sistema, ya que en el primer mes la varianza del IPC explica en un 16% a la varianza del IPP y prácticamente el resto de su variabilidad es explicada por su propia varianza. Al cabo de 6 meses el 18% de la variabilidad del IPP es explicada todavía por la varianza del IPC y la varianza del IPP, el IPI y la TISE explican en un rango del 2% al 2,9% la varianza del IPP.

Con el tiempo, el impacto de la varianza del IPC y de la tasa de interés (TISE) sobre la variabilidad del IPP se hace mayor. Así al cabo de cinco años la varianza del IPC explica en un 20% la variabilidad del IPP y la de la tasa de interés (TISE) la explica en un 9.6%. Y a pesar de que el impacto del IGBC y del IPI sobre el IPP también se hace mayor con el tiempo, su efecto nunca llega a ser relevante.

En el caso de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE) se observan datos bastante interesantes. En el mismo mes del impacto en la serie, el 6% de su varianza es explicada por la variabilidad del IPP y prácticamente el resto de su variabilidad es explicada por su propia varianza. Al cabo de 6 meses el 21% de su variabilidad es explicada por la varianza del IPP, el 14% por la varianza del IPI, apenas un 3% por la varianza del IPC y lo más desconcertante, que la varianza del IGBC en el corto plazo- no es importante, a la hora de explicar la variabilidad de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE), pues durante los primeros 14 meses, su variabilidad no alcanza a explicar la varianza de la tasa de interés ni en un 1%.

Sin embargo conforme pasa el tiempo el impacto de la varianza del IGBC, del IPC, del IPI y del IPP sobre la variabilidad de la TISE se hace mayor. Así al cabo de cinco años la varianza del IPI explica en un 29% la variabilidad de la TISE, la del el IPP la explica en un 25%, la del IGBC la explica en un 20% y la del IPI la explica en un 7%.

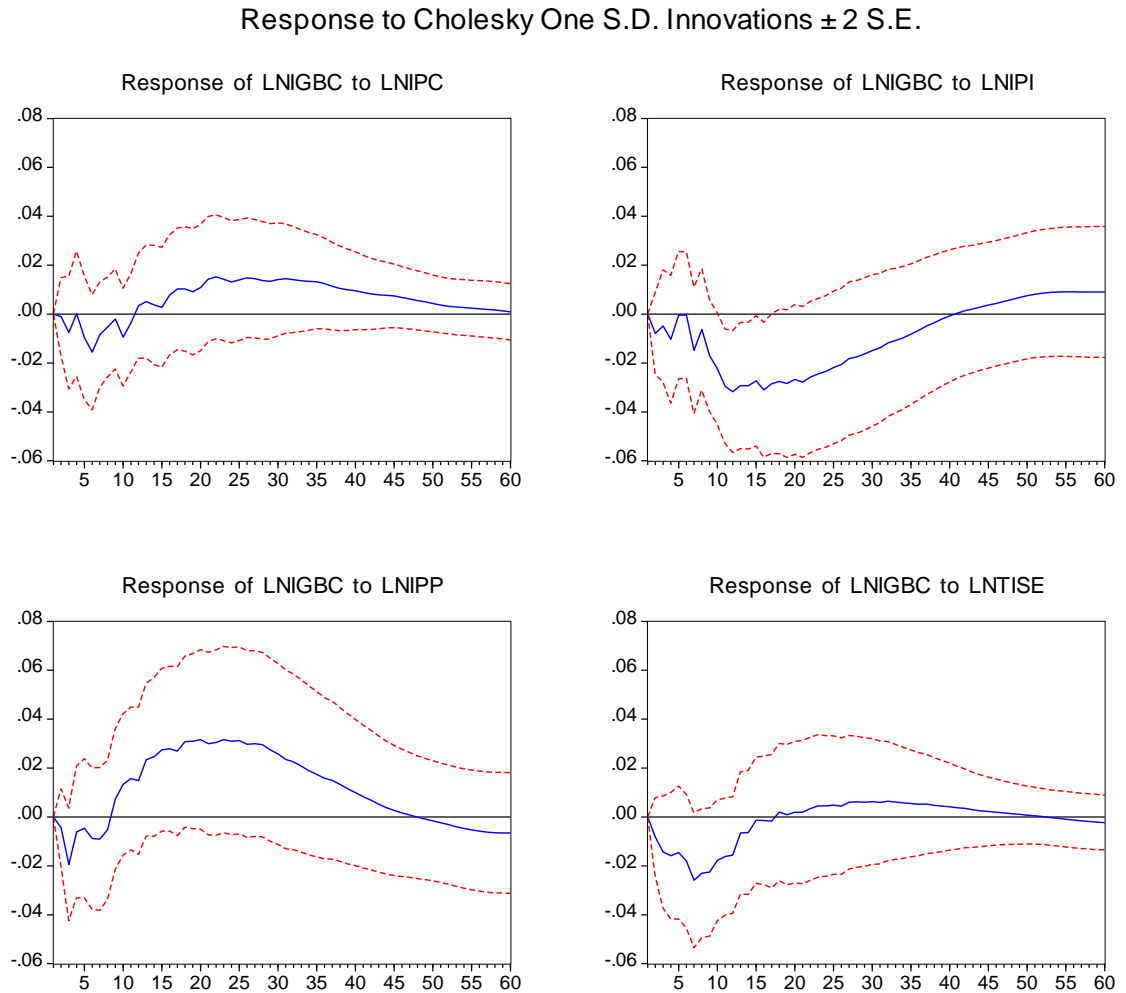
De lo anterior se puede concluir que la variabilidad del Índice de la bolsa, no es, - en el corto plazo - un factor determinante en la variación de la tasa de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República, por el contrario, es prácticamente irrelevante.

5.2. Análisis de las funciones Impulso-Respuesta del VAR:

Los Gráficos del 1 al 5 presentan las funciones impulso respuesta del sistema VAR (8) durante 60 meses.

El Gráfico 1 presenta la respuesta del índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC) ante un shock en las distintas variables involucradas en el sistema.

Gráfico 1. Respuesta del IGBC a impulsos en las otras variables.



Fuente: E-Views.

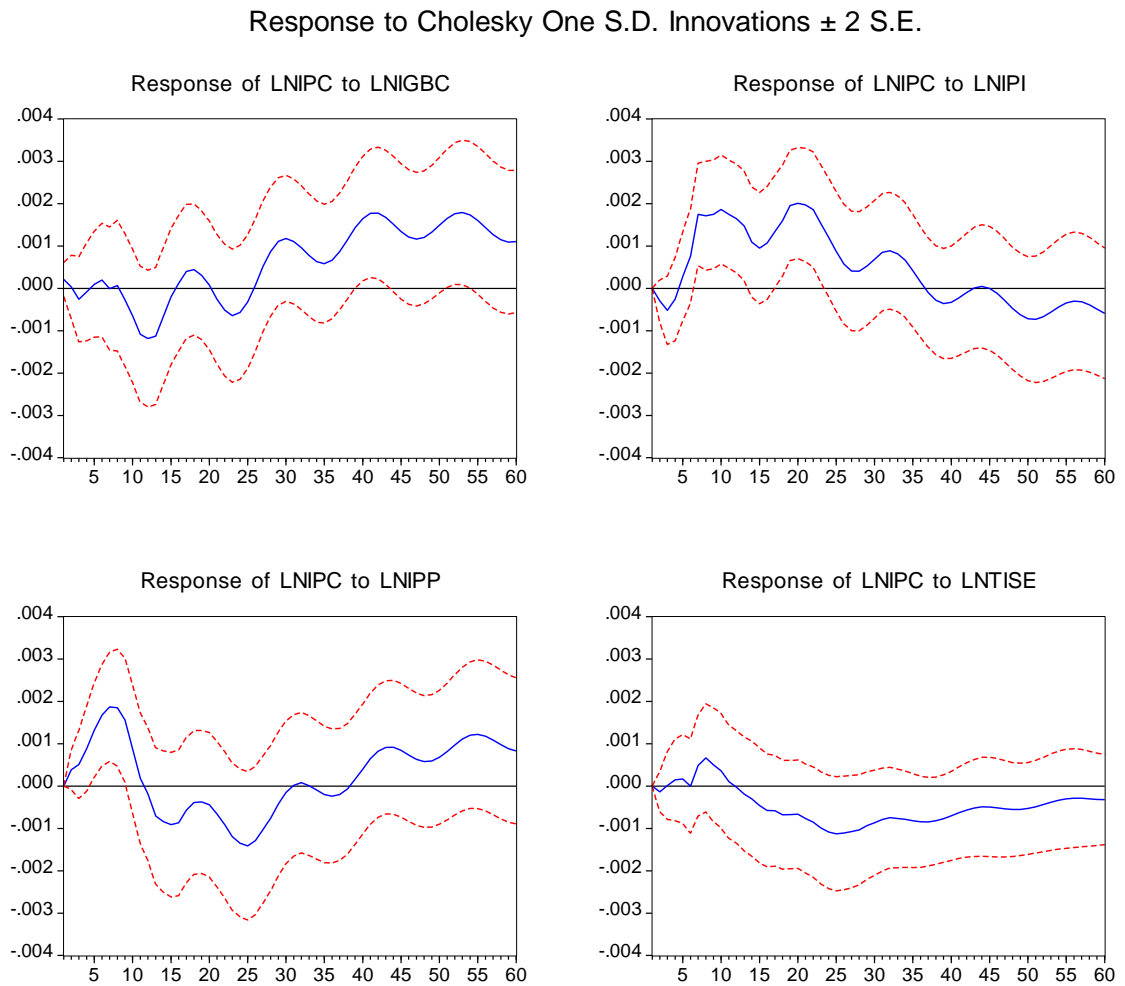
- La respuesta del IGBC ante un shock en el IPC, es prácticamente irrelevante, confirmando lo evidenciado en el análisis de descomposición de la varianza, pues el rango de dispersión de la respuesta del IGBC ante las innovaciones del IPC se encuentra alrededor de cero durante todo el periodo analizado. Sin embargo se puede

apreciar que un impacto en el IPC hace que las acciones caigan levemente durante los primeros 12 meses y después suban ligeramente hasta mediados del tercer año, a partir del cual vuelven a buscar su nivel original.

- Ante un shock en el IPI, las acciones caen hasta el mes 10 y luego empiezan a subir lentamente retornando a su nivel inicial en el mes cuarenta. Esto se debe - como se mostrara más adelante – a que los incrementos del IPI generan un aumento de la inflación en el corto plazo, lo cual ocasiona una caída en los precios de las acciones.
- Ante un shock en el IPP, las acciones caen hasta el tercer mes y luego suben de manera importante por encima de su nivel inicial hasta el mes veintitrés, a partir del cual inician su descenso hasta el final del periodo de estudio.
- Ante un shock en la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE), el IGBC cae y alcanza su punto más bajo en el séptimo mes, a partir del cual sube hasta que en el mes diecisiete retorna a su nivel inicial.
- Como se puede observar los shocks en el IPI y en el IPP tienen un impacto más marcado en el IGBC a largo plazo, que el resto de las variables involucradas en el sistema, confirmando la conclusión derivada del análisis de descomposición de la varianza.

El Grafico 2 presenta la respuesta del índice de precios al consumidor (IPC) ante un shock en las distintas variables involucradas en el sistema.

Grafico 2. Respuesta del IPC a impulsos en las otras variables.



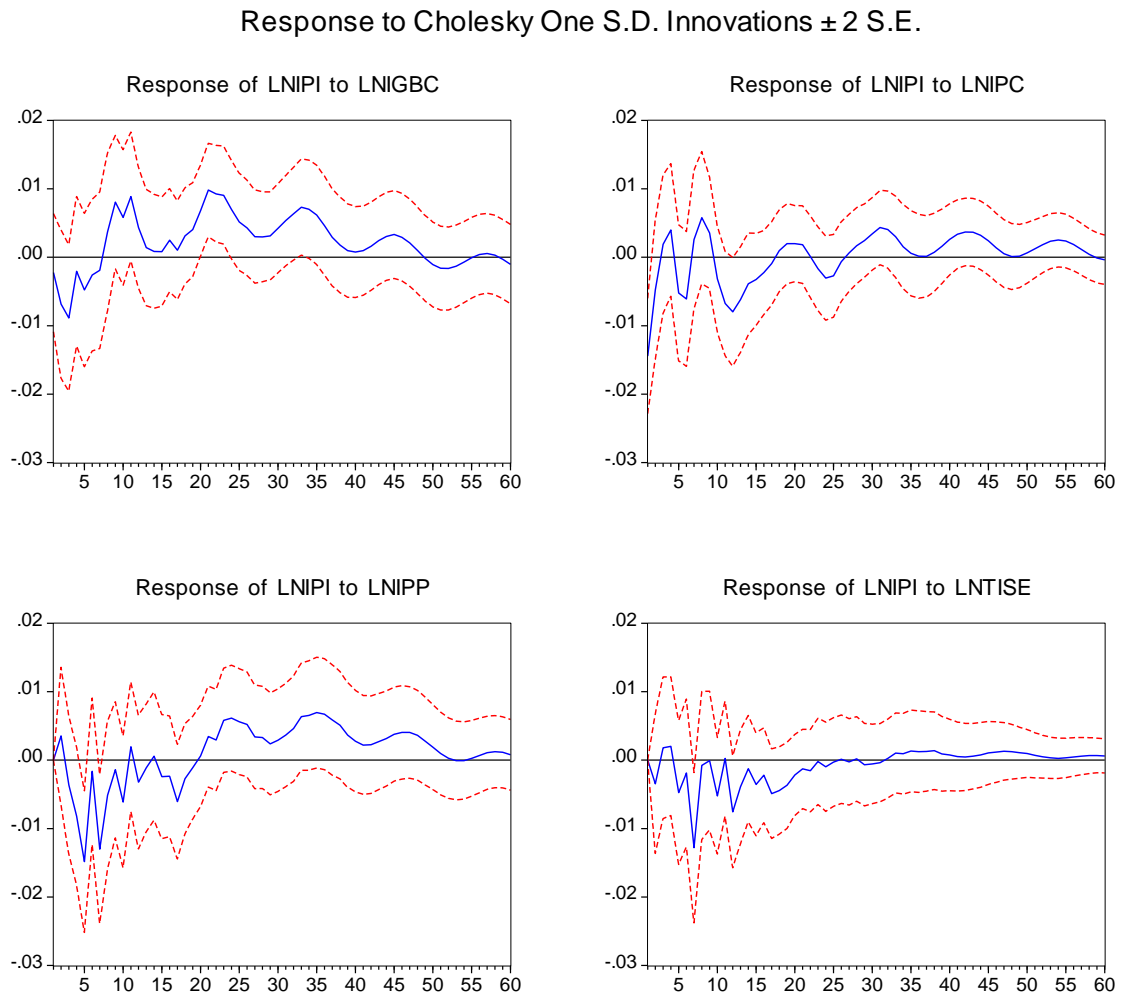
Fuente: E-Views.

- Ante un shock en el IGBC, la inflación cae hasta el mes trece y luego toma una marcada tendencia ascendente rompiendo su nivel inicial en el mes veintiséis ubicándose por encima de su nivel inicial hasta el final del periodo analizado.

- Ante un shock en el IPI, la inflación sube durante los primeros dos años y después baja rompiendo su nivel inicial en el mes treinta y siete, ubicándose por debajo de su nivel hasta el final del periodo de estudio.
- Ante un shock en el IPP, la inflación sube hasta el séptimo mes, luego cae por debajo de su nivel hasta alcanzar su punto más bajo en el mes veinticinco, a partir del vuelve a subir rompiendo su nivel inicial en el mes treinta y nueve ubicándose por encima de su nivel al final del periodo analizado.
- Ante un shock en la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE), el IPC sube ligeramente hasta el noveno mes y luego cae rompiendo su nivel inicial en el mes doce, alcanzando su punto más bajo en mes veinticinco, a partir del cual se estabiliza por debajo de su nivel inicial.
- Aquí también se observa que los shocks en el IPI y en el IPP tienen un impacto más marcado en el IPC que el resto de las variables involucradas en el sistema, pues incrementos en el IPI reducen la inflación a largo plazo e incrementos en el IPP elevan la inflación a largo plazo. Por otra parte con el tiempo los shocks en el IGBC tienen un impacto más marcado sobre la inflación que ocasiona que esta crezca en el largo plazo.

El Gráfico 3 presenta la respuesta del índice real de producción industrial (IPI) ante un shock en las distintas variables involucradas en el sistema.

Gráfico 3. Respuesta del IPI a impulsos en las otras variables.



Fuente: E-Views

- Ante un shock en el IGBC, el IPI cae de inmediato, a partir del quinto mes sube hasta el decimo mes, después retorna a su nivel inicial en el mes diecisiete, luego vuelve a subir

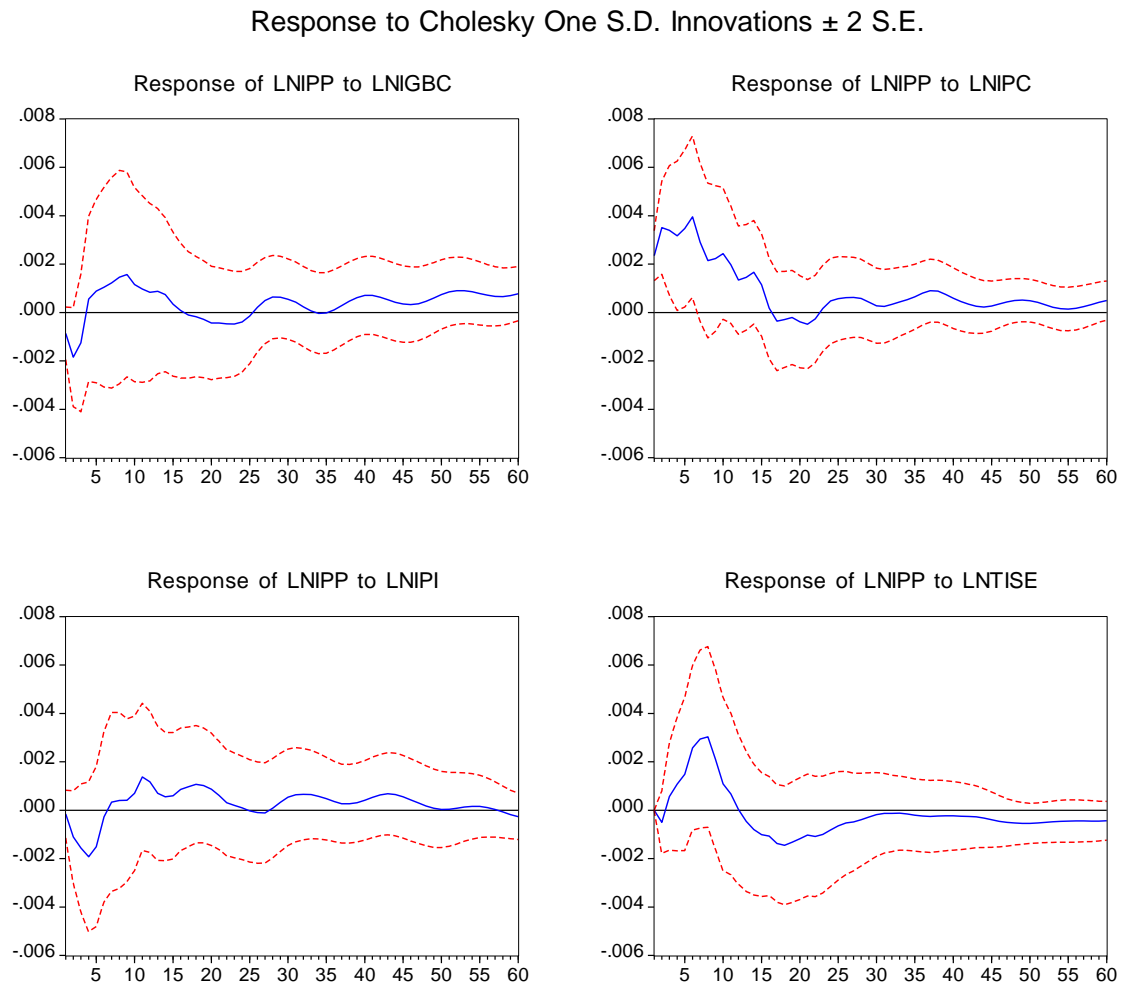
hasta el mes veintitrés y a fluctuar por encima de su nivel original con una tendencia levemente decreciente hasta el final del periodo analizado.

- Ante un shock en el IPC, el IPI asume un comportamiento bastante volátil. Cae de inmediato, luego sube hasta el séptimo mes y después baja por debajo de su nivel hasta el decimo mes. Finalmente a partir de ahí sube y comienza a fluctuar alrededor de su nivel inicial, hasta el final del periodo de estudio.
- Un shock en el IPP, tiene un efecto más marcado en el IPI, que inicialmente cae hasta el quinto mes, sube en el sexto y cae en el séptimo, pero a partir de ahí, comienza a subir alcanzando su nivel inicial en el mes doce, después del cual baja hasta el mes diecinueve, y luego sube y se estabiliza ligeramente por encima de su nivel inicial hasta el final del periodo analizado.
- Ante un shock en la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE), el IPI cae y comienza a fluctuar por debajo de su nivel inicial hasta que después de 2 años retorna definitivamente a su nivel original.
- Como se puede observar en el corto plazo los shocks en el IPP y en el IPC tienen un impacto más marcado en el IPI que el resto de las variables involucradas en el sistema; confirmando la conclusión derivada del análisis de descomposición de la varianza.

- En el largo plazo shocks o burbujas en el IGBC impactan de manera negativa el IPI, pues estas se contienen con aumentos de tasa de interés que afectan el nivel de producción de la industria.

El Gráfico 4 presenta la respuesta del índice de precios al productor (IPP) ante un shock en las distintas variables involucradas en el sistema.

Gráfico 4. Respuesta del IPP a impulsos en las otras variables.



Fuente: E-Views

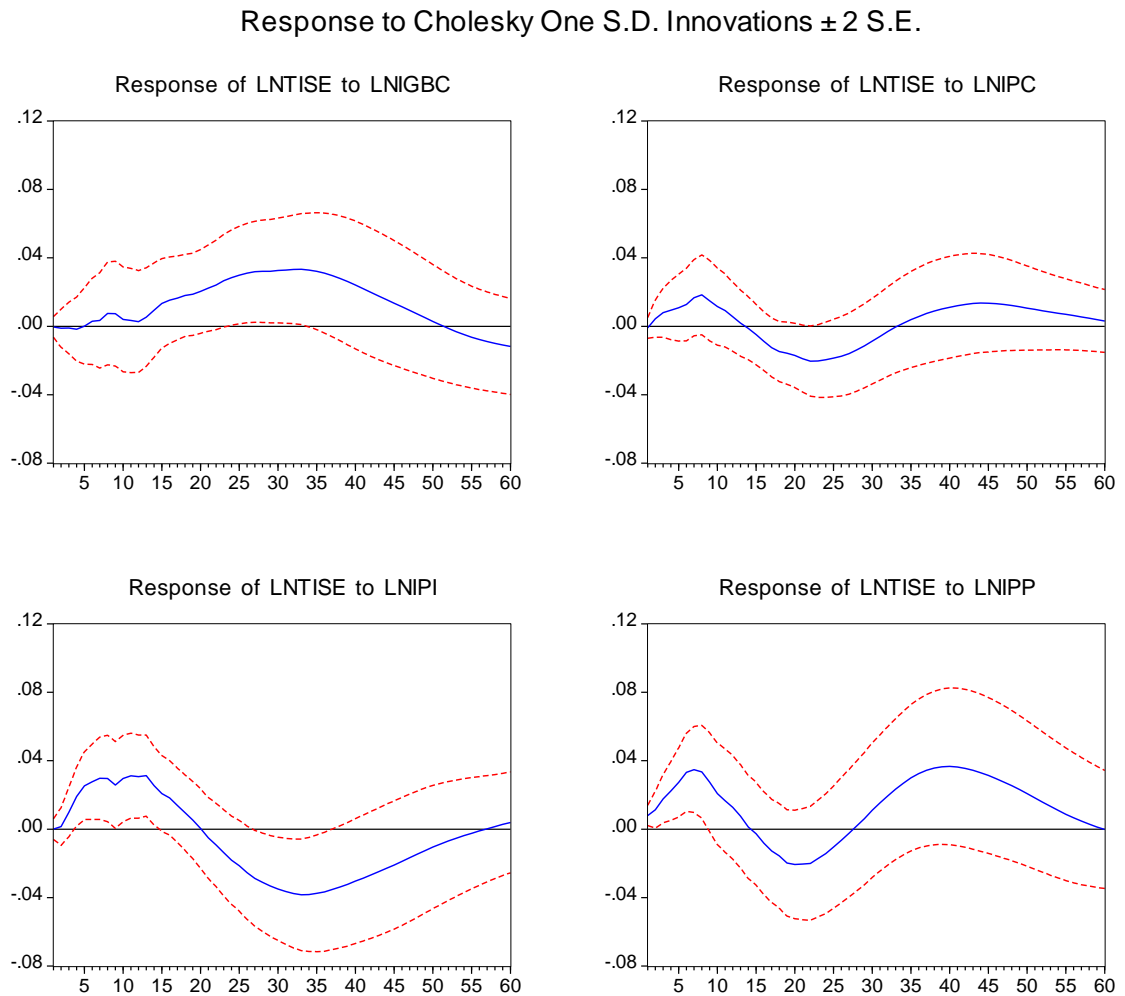
- Ante un shock en el IGBC, el IPP se impacta poco. Cae ligeramente hasta el segundo mes, luego sube superando ligeramente su nivel inicial hasta el noveno mes, luego baja otra vez a su nivel original en el mes dieciséis, mes a partir del cual comienza a fluctuar

alrededor de dicho nivel hasta el final del periodo analizado. Lo anterior confirma los resultados del análisis de descomposición de la varianza que concluyen que el impacto del IGBC en el IPP es realmente irrelevante.

- Ante un shock en el IPC, el IPP reacciona de manera fuerte. Sube de inmediato hasta el séptimo mes, a partir del cual, comienza a bajar encontrando su nivel inicial en el mes dieciséis, manteniéndose levemente por encima de este hasta el final del periodo estudiado.
- Ante un shock en el IPI, el IPP cae hasta el cuarto mes, después del cual, sube hasta retornar a su nivel inicial en el séptimo mes, a partir del cual comienza a fluctuar alrededor de dicho nivel hasta el final del periodo analizado.
- Ante un shock en la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE), el IPP sube hasta el octavo mes y luego se descuelga hasta caer por debajo de su nivel inicial hasta el mes diecisiete, a partir del cual, vuelve a subir hasta encontrar su nivel inicial en el mes treinta, donde se estabiliza hasta el final del periodo estudiado.

El Gráfico 5 presenta la respuesta de la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la República (TISE) ante un shock en las distintas variables involucradas en el sistema.

Gráfico 5. Respuesta de la TISE a impulsos en las otras variables.



Fuente: E-Views

- Ante un shock en el IGBC, la TISE prácticamente no se mueve durante los primeros doce meses. A partir de ahí sube hasta el mes treinta y dos y luego comienza a

descender hasta que en el mes cincuenta rompe su nivel original ubicándose ligeramente por debajo de este al final del periodo analizado.

- Ante un shock en el IPC, la TISE sube ligeramente hasta el octavo mes, luego cae ligeramente por debajo de su nivel inicial en el mes catorce hasta alcanzar el mes veinticuatro, a partir del cual, vuelve a subir para retornar a su nivel original en el mes treinta y tres y ubicarse ligeramente por encima del mismo hasta el final del periodo estudiado.
- Ante un shock en el IPI, la TISE sube hasta el mes trece, a partir del cual se descuelga rompiendo su nivel inicial en el mes veintiuno, alcanzando su nivel más bajo en el mes treinta y tres, mes a partir del cual comienza a subir alcanzando su nivel inicial hacia el final del quinto año.
- Ante un shock en el IPP la TISE sube hasta el séptimo mes, luego cae rompiendo su nivel inicial en el mes quince, alcanzando su punto más bajo en el mes veintiuno, luego sube por encima de su nivel inicial hasta el mes treinta y ocho y a partir de este vuelve a bajar hasta retornar nuevamente a su nivel inicial en el mes sesenta.
- Como se puede observar los shocks en el IPI y en el IPP tienen un impacto más marcado en la TISE que el resto de las variables involucradas en el sistema; confirmando la conclusión derivada del análisis de descomposición de la varianza.

6. Conclusiones y Comentarios finales

En los resultados obtenidos es importante observar como aún después de cinco años los incrementos en las cuatro variables macroeconómicas analizadas solo explican el 53% de la varianza del IGBC; evidenciando que el 47% del movimiento del mercado accionario en Colombia se explica por otras causas.

Lo anterior abre un espacio para pensar que quizás gran parte del resto de dicho movimiento puede ser explicado a partir del análisis de otras variables, tal vez de carácter externo al mercado y a la economía Colombiana; como la crisis de deuda de la Eurozona y la rebaja en la calificación de riesgo de la deuda Norteamericana; hechos que han generado gran volatilidad a nivel mundial y han golpeado recientemente los precios de las acciones en el país. Sin embargo su estudio escapa al alcance de este documento.

El análisis de descomposición de la varianza evidencia hallazgos importantes y en algunos casos desconcertantes, como que, son los incrementos en el índice de precios al productor (IPP) y en el índice de producción industrial (IPI), los que explican aún después de cinco años en más de un 40% la varianza de los precios de las acciones Colombianas y no los incrementos en la tasa de interés de intervención del Banco de la Republica (TISE) y la inflación (IPC), los que mueven el mercado de renta variable en Colombia, como la mayoría piensa.

De hecho los aumentos en el IPC nunca llegan a ser relevantes para explicar los movimientos de las acciones, y, solo un año después; un incremento de la tasa de interés de intervención de la autoridad monetaria puede llegar a explicar tan solo el 11% del movimiento de las acciones en la bolsa, efecto que con el tiempo se va perdiendo.

El análisis Impulso-Respuesta del mercado accionario en Colombia evidencia que ante incrementos en la inflación las acciones prácticamente no reaccionan, ante incrementos en la producción industrial las acciones caen levemente en el corto plazo, pero suben en el largo plazo y que los incrementos en la tasa de interés de intervención de subastas de expansión del Banco de la Republica hace que las acciones caigan por seis meses y luego vuelvan a su nivel original.

Definitivamente algunas de las evidencias encontradas son contundentes para contrarrestar la importancia que los agentes del mercado financiero le dan a la tasa de interés de intervención y sobre todo a la inflación como factor de descuento del precio de las acciones en Colombia, pues evidentemente ninguna de las dos variables llega a afectar significativamente el mercado accionario en el país, contrario a la creencia popular - que con base en la teoría financiera - tienen los diferentes participantes del mercado.

Finalmente el estudio saca a la luz algunos aspectos relacionados con las decisiones de política monetaria que vale la pena resaltar en el caso Colombiano.

El primero de ellos se refiere a los factores que impactan la tasa de interés de intervención; como el hecho de que no son los choques de inflación los que explican directamente la varianza de esta tasa, sino los choques en el índice de producción industrial (IPI) y en el índice de precios al productor (IPP) los que explican durante dos años en casi un 45% la variabilidad de la tasa de interés de la autoridad monetaria. De hecho el efecto de la inflación sobre la TISE, es indirecto a través del IPP. Adicionalmente solo a partir del tercer año los choques del índice de la bolsa se vuelven relevantes en la explicación de la varianza de la tasa de intervención.

El otro aspecto se refiere, a los factores que impactan la Inflación. Los choques en la tasa de interés nunca llegan a ser relevantes para explicar la varianza de la inflación, son los choques en el índice de producción industrial y en el índice de precios al productor, los que explican durante tres años el 50% de la varianza de la inflación. Adicionalmente con el tiempo cobran importancia los choques del índice de la bolsa en la explicación de la varianza de la inflación, tanto que ocasionan que esta nunca regrese a su nivel original.

Apéndice

Análisis de sensibilidad a la ordenación de las series del VAR

Con el fin de analizar el efecto que un cambio en el orden de Choleski^{***} aplicado a las series de las variables involucradas en el sistema, tiene en la interpretación del VAR, a continuación se presentan los resultados de la descomposición de la varianza y de las funciones impulso respuesta con el nuevo orden de introducción de las series en el sistema.

Para tal fin el nuevo orden de introducción de las variables al sistema fue el siguiente:

Cholesky Ordering II: LNIP LNIGBC LNTISE LNIPC LNIPP.

Análisis de descomposición de la varianza del VAR para el orden de Cholesky II.

El Anexo 8 presenta el análisis de descomposición de varianza para el orden II y el Anexo 8.1, los resultados de este análisis comparado con los obtenidos para el orden anterior (Tabla 4).

^{***} En matemáticas, la factorización o descomposición de Cholesky (1948) toma su nombre del matemático André-Louis Cholesky, quien encontró que una matriz simétrica definida positiva puede ser descompuesta como el producto de una matriz triangular inferior L (lower) y la traspuesta de la matriz triangular inferior U (upper). La matriz triangular inferior es el triángulo de Cholesky de la matriz original positiva definida. El resultado de Cholesky ha sido extendido a matrices con entradas complejas. Es una manera de resolver sistemas de ecuaciones matriciales y se deriva de la factorización LU con una pequeña variación.

Con base en el Anexo 8.1, se analizó, qué tanto cambiaba con el nuevo orden introducido, el porcentaje de explicación de la variabilidad de cada serie con su propia varianza. Para ello se calculó el promedio de la varianza entre 12 y 60 meses y se comparó con el mismo promedio obtenido con la ordenación anterior.

Se encontró que desafortunadamente la ordenación de las variables si afecta la descomposición de la varianza y que las variables más sensibles y curiosamente complementarias al cambio de ordenación - en este sentido - son El IPP y la TISE.

En el caso del IPP, el porcentaje de explicación de su variabilidad debido a su propia varianza baja en promedio en casi 11 puntos con la nueva ordenación, puntos que pasan a ser explicados por la varianza de la TISE. A su vez en la TISE, el porcentaje de explicación de su variabilidad debido a su propia varianza sube en promedio en casi 9 puntos con el nuevo orden, puntos que antes eran explicados por la varianza del IPP.

Sin embargo, aunque es evidente que el análisis de descomposición de la varianza en el caso de las variables mencionadas, es efectivamente sensible al cambio de orden; afortunadamente, no implica un cambio relevante en cuanto a la importancia que tienen en general dentro del sistema, las variables para explicar su propia varianza en uno u otro escenario de ordenación.

Es así como por ejemplo la TISE, independientemente del orden en el cual las variables se introduzcan en el VAR, es la variable cuya variabilidad se explica en un menor porcentaje por su propia varianza en ambos escenarios de ordenación, implicando así que es la más sensible a los movimientos de las otras variables en el sistema.

Por otra parte, en cuanto a la variable menos sensible a los movimientos de las otras variables en el sistema existen dos resultados:

En el primer escenario de ordenación (Tabla 4), la variable que en promedio luce menos sensible al resto durante el periodo de estudio es el IPP y en el segundo escenario de ordenación la variable que en promedio luce menos sensible al resto durante el periodo de estudio es el IPI, seguida muy de cerca por el IPP; al ser las variables cuya variabilidad se explica en un mayor porcentaje por su propia varianza.

Este resultado confirma tanto a la TISE como al IPP como las variables más sensibles del sistema al cambio de orden, e igualmente, el análisis de su relevancia para explicar su propia varianza, las confirma como las más y menos sensibles respectivamente en ambos escenarios de ordenación.

Análisis de las funciones impulso-respuesta del VAR para el orden de Cholesky II.

Al revisar el Anexo 9 que presenta las gráficas derivadas de este análisis, comparándolas con las gráficas 1 a 5, correspondientes al análisis de las funciones impulso- respuesta del primer escenario de ordenación, se observa que las graficas son muy similares, salvo algunas pequeñas diferencias por efectos de la temporalidad en los shocks. Con base en esto se puede concluir que bajo ambos escenarios de ordenación, los resultados de las funciones impulso - respuesta son consistentes.

Referencias Bibliográficas

- Alonso, Julio y Berggrun, Luis. (2008). *Introducción al Análisis de Riesgo Financiero*, (Primera edición), Serie Ciencias Administrativas y Económicas, Colección Discernir, Universidad Icesi, Cali.
- Alonso, Julio; Valencia, David. (2007). *Precio del petróleo, mercado accionario y actividad económica en países latinoamericanos: Brasil, Colombia, Chile y México*. Centro de Investigación de Economía y Finanzas – CIENFI. Universidad ICESI, Cali. Agosto.
- Alonso, Julio; Romero Fernando. (2007). *Desarrollo Financiero y Crecimiento Económico: El Caso Colombiano. Financial Development and Economic Growth: The Colombian Case*. Centro de Investigación de Economía y Finanzas – CIENFI. Universidad Icesi, Cali. Julio.
- Andersson, Magnus. (2010). *Using Intraday Data to Gauge Financial Market Responses to Federal Reserve and ECB Monetary Policy Decisions*. International Journal of Central Banking, European Central Bank. June.

- Banco de la República de Colombia, Series estadísticas.
<http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas>.
- Ben Naceur, Samy; Boughrara, Adel; Ghazouani, Samir. (2009). *Monetary Policy and Asset Pricing*. Business & Economic Statistics Modeling Laboratory (BESTMOD), High Institute of Management, University of Tunis and University of Sousse, Tunisia. Laboratoire d'Economie et Finance Appliquées (LEFA), and Ecole Supérieure de la Statistique et de l'Analyse de l'Information (ESSAI), Tunisia. October.
- Blanchard, Oliver. (2006). *Macroeconomía*, (Cuarta edición). Pearson Prentice Hall Educación S.A. Madrid.
- Bjørnland, Hilde C; Leitemo, Kai. (2004). *Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market*. University of Oslo and Norwegian School of Management BI. December.

- Bernanke, Ben; Kuttner, Kenneth. (2003). *What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?"* Working paper, Federal Reserve Bank of New York. October.
- Bernanke, Ben. (2003). *Monetary Policy and the Stock Market: Some Empirical Results*, Federal Reserve Board of Directors Speeches. Widener University, Chester, Pennsylvania. October.
- Brooks, Chris. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, (Second edition). Cambridge: University Press.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), Series estadísticas. http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ipp/ipp1_agosto11.xls
- Ioannidis, Christos; Kontonikas, Alexandros. (2006). *The Impact of Monetary Policy on Stock Prices*. School of Management, University of Bath, Bath, UK and Department of Economics, University of Glasgow, Glasgow, UK. September.

- Marrero, Gustavo A. (2000). *Introducción al manejo del E-Views*. Dpto. de Fundamentos del Análisis Económico y Economía Cuantitativa II, Facultad Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid. Noviembre.
- Novales, Alfonso. (2003). *Modelos Vectoriales Autoregresivos (VAR)*, Universidad Complutense de Madrid, Marzo.
- Rigobon, Roberto; Sack, Brian. (2002). *The Impact of Monetary Policy on Asset Prices*. Finance and Economics Discussion Series 2002-4. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers. January.
- Wongswan, Jon. (2005). *The Response of Global Equity Indexes to U.S. Monetary Policy Announcements*. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, October.

Anexo 1

Prueba de Autocorrelación para VAR (2)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 10/01/11 Time: 11:21

Sample: 2001M07 2011M06

Included observations: 118

<u>Lags</u>	<u>LM-Stat</u>	<u>Prob</u>
1	41,6466	0.0196
2	46,3806	0.0058

Probs from chi-square with 25 df.

Fuente: E-Views.

Anexo 2

Prueba White de Heterocedasticidad para VAR (2)

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 10/01/11 Time: 11:28

Sample: 2001M07 2011M06

Included observations: 118

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
3.636.599	300	0.0069

Individual components:

<u>Dependent</u>	<u>R-squared</u>	<u>F(20,97)</u>	<u>Prob.</u>	<u>Chi-sq(20)</u>	<u>Prob.</u>
res 1*res 1	0.330778	2.397220	0.0025	39.03179	0.0066
res 2*res 2	0.191641	1.149810	0.3148	22.61365	0.3082
res 3*res 3	0.119918	0.660852	0.8545	14.15037	0.8228
res 4*res 4	0.322138	2.304853	0.0037	38.01233	0.0088
res 5*res 5	0.347527	2.583262	0.0011	41.00823	0.0037
res 2*res 1	0.120091	0.661935	0.8535	14.17076	0.8217
res 3*res 1	0.209936	1.288744	0.2053	24.77246	0.2103
res 3*res 2	0.174264	1.023551	0.4430	20.56321	0.4232
res 4*res 1	0.162506	0.941088	0.5383	19.17573	0.5104
res 4*res 2	0.133581	0.747751	0.7671	15.76251	0.7312
res 4*res 3	0.211398	1.300127	0.1978	24.94501	0.2035
res 5*res 1	0.165685	0.963155	0.5122	19.55088	0.4863
res 5*res 2	0.157399	0.905983	0.5805	18.57303	0.5497
res 5*res 3	0.100389	0.541222	0.9412	11.84596	0.9213
res 5*res 4	0.149039	0.849442	0.6489	17.58665	0.6146

Fuente: E-Views.

Anexo 3

Prueba de Normalidad para VAR (2)

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 10/01/11 Time: 11:43

Sample: 2001M07 2011M06

Included observations: 118

<u>Component</u>	<u>Skewness</u>	<u>Chi-sq</u>	<u>df</u>	<u>Prob.</u>
1	0.072151	0.102381	1	0.7490
2	0.096324	0.182475	1	0.6693
3	-0.158862	0.496331	1	0.4811
4	0.563098	6.235885	1	0.0125
5	0.200521	0.790773	1	0.3739
Joint		7.807845	5	0.1671

<u>Component</u>	<u>Kurtosis</u>	<u>Chi-sq</u>	<u>df</u>	<u>Prob.</u>
1	3.566809	1.579588	1	0.2088
2	2.135785	3.672103	1	0.0553
3	2.820512	0.158395	1	0.6906
4	3.895733	3.944827	1	0.0470
5	5.346270	2.706617	1	0.0000
Joint		3.642109	5	0.0000

<u>Component</u>	<u>Jarque-Bera</u>	<u>df</u>	<u>Prob.</u>
1	1.681970	2	0.4313
2	3.854577	2	0.1455
3	0.654726	2	0.7208
4	1.018071	2	0.0062
5	2.785695	2	0.0000
Joint	4.422893	10	0.0000

Fuente: E-Views.

Anexo 4

Prueba de Autocorrelación para VAR (8)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 10/01/11 Time: 15:37

Sample: 2001M07 2011M06

Included observations: 112

Lags	LM-Stat	Prob
1	40,99391	0.0230
2	36,64067	0.0624
3	36,05430	0.0708
4	17,68462	0.8555
5	32,06632	0.1561
6	25,75357	0.4208
7	23,14603	0.5690
8	18,96329	0.7989
9	26,56358	0.3780

Probs from chi-square with 25 df.

Fuente: E-Views.

Anexo 5

Prueba White de Heterocedasticidad para VAR (8)

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 10/01/11 Time: 15:40

Sample: 2001M07 2011M06

Included observations: 112

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
1.227.606	1200	0.2834

Individual components:

<u>Dependent</u>	<u>R-squared</u>	<u>F(80,31)</u>	<u>Prob.</u>	<u>Chi-sq(80)</u>	<u>Prob.</u>
res 1*res 1	0.696807	0.890564	0.6674	78,0424	0.5411
res 2*res 2	0.740791	1.107431	0.3849	82,9686	0.3880
res 3*res 3	0.654724	0.734789	0.8624	73,3290	0.6878
res 4*res 4	0.801683	1.566439	0.0813	89,7885	0.2128
res 5*res 5	0.745655	1.136020	0.3535	83,5133	0.3721
res 2*res 1	0.676323	0.809682	0.7754	75,7482	0.6138
res 3*res 1	0.658425	0.746951	0.8495	73,7436	0.6755
res 3*res 2	0.799811	1.548169	0.0869	89,5788	0.2173
res 4*res 1	0.610666	0.607790	0.9604	68,3946	0.8193
res 4*res 2	0.686887	0.850071	0.7226	76,9313	0.5765
res 4*res 3	0.708148	0.940228	0.5987	79,3126	0.5007
res 5*res 1	0.809958	1.651519	0.0595	90,7153	0.1937
res 5*res 2	0.763084	1.248104	0.2481	85,4655	0.3174
res 5*res 3	0.834742	1.957313	0.0192	93,4911	0.1437
res 5*res 4	0.821215	1.779907	0.0370	91,9761	0.1697

Fuente: E-Views.

Anexo 6

Prueba de Normalidad para VAR (8)

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
H0: residuals are multivariate normal
Date: 10/01/11 Time: 15:52
Sample: 2001M07 2011M06
Included observations: 112

<u>Component</u>	<u>Skewness</u>	<u>Chi-sq</u>	<u>df</u>	<u>Prob.</u>
1	0.076208	0.108411	1	0.7420
2	0.003274	0.000200	1	0.9887
3	-0.110373	0.227401	1	0.6335
4	0.033055	0.020396	1	0.8864
5	-0.017957	0.006019	1	0.9382
Joint		0.362427	5	0.9963

<u>Component</u>	<u>Kurtosis</u>	<u>Chi-sq</u>	<u>df</u>	<u>Prob.</u>
1	1,706460	13,9564	1	0.0002
2	1,062388	17,5203	1	0.0000
3	1,093174	16,9679	1	0.0000
4	1,188708	15,3103	1	0.0001
5	1,981002	4,8457	1	0.0277
Joint		68,6006	5	0.0000

<u>Component</u>	<u>Jarque-Bera</u>	<u>df</u>	<u>Prob.</u>
1	14,06485	2	0.0009
2	17,52045	2	0.0002
3	17,19533	2	0.0002
4	15,33069	2	0.0005
5	48,51686	2	0.0884
Joint	68,96301	10	0.0000

Fuente: E-Views.

Anexo 7

VAR Estimado (8)

Cholesky Ordering: LNIGBC LNIPC LNIFI LNIPP LNTISE

Vector Autoregression Estimates

Date: 10/01/11 Time: 15:51

Sample (adjusted): 2002M03 2011M06

Included observations: 112 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	LNIGBC	LNIPC	LNIFI	LNIPP	LNTISE
LNIGBC(-1)	1.021539 (0.11694) [8.73523]	-0.002475 (0.00343) [-0.72077]	-0.073276 (0.07382) [-0.99257]	-0.009432 (0.00934) [-1.00935]	-0.014572 (0.05151) [-0.28290]
LNIGBC(-2)	-0.215657 (0.16279) [-1.32474]	-0.000119 (0.00478) [-0.02497]	-0.046395 (0.10277) [-0.45146]	0.020263 (0.01301) [1.55774]	0.050849 (0.07170) [0.70916]
LNIGBC(-3)	-0.077055 (0.16104) [-0.47848]	0.005122 (0.00473) [1.08297]	0.065821 (0.10166) [0.64745]	0.003999 (0.01287) [0.31081]	-0.011427 (0.07093) [-0.16110]
LNIGBC(-4)	0.168123 (0.16108) [1.04372]	-0.002653 (0.00473) [-0.56087]	-0.059985 (0.10169) [-0.58990]	-0.026458 (0.01287) [-2.05560]	0.046307 (0.07095) [0.65268]
LNIGBC(-5)	-0.072645 (0.15335) [-0.47372]	0.003076 (0.00450) [0.68300]	0.088430 (0.09681) [0.91347]	0.021860 (0.01225) [1.78404]	-0.003912 (0.06754) [-0.05791]
LNIGBC(-6)	-0.069414 (0.14236) [-0.48759]	-0.004279 (0.00418) [-1.02358]	-0.048505 (0.08987) [-0.53973]	-0.001505 (0.01138) [-0.13234]	-0.017669 (0.06270) [-0.28179]
LNIGBC(-7)	0.251846 (0.14111) [1.78478]	0.006539 (0.00414) [1.57799]	0.066534 (0.08908) [0.74692]	-0.012606 (0.01127) [-1.11807]	0.033892 (0.06215) [0.54531]
LNIGBC(-8)	-0.014529 (0.11404) [-0.12740]	-0.007636 (0.00335) [-2.27993]	0.121072 (0.07199) [1.68173]	0.006357 (0.00911) [0.69761]	-0.082629 (0.05023) [-1.64498]

Continuación Anexo 7

VAR Estimado (8)

Cholesky Ordering: LNIGBC LNIPC LNIPi LNIPP LNTISE

	LNIGBC	LNIPC	LNIPi	LNIPP	LNTISE
LNIPC(-1)	-1.383633 (4.25865) [-0.32490]	1.253530 (0.12507) [10.0229]	-1.997135 (2.68837) [-0.74288]	-0.043661 (0.34028) [-0.12831]	2.861788 (1.87574) [1.52568]
LNIPC(-2)	2.280720 (6.60379) [0.34537]	-0.464832 (0.19394) [-2.39681]	5.316557 (4.16880) [1.27532]	-0.069055 (0.52767) [-0.13087]	-3.237858 (2.90867) [-1.11317]
LNIPC(-3)	-0.567199 (6.31967) [-0.08975]	-0.002313 (0.18559) [-0.01246]	-0.346141 (3.98944) [-0.08676]	0.121861 (0.50496) [0.24133]	3.019487 (2.78353) [1.08477]
LNIPC(-4)	-3.322222 (6.16424) [-0.53895]	0.201083 (0.18103) [1.11078]	-4.723420 (3.89132) [-1.21383]	0.512776 (0.49254) [1.04108]	-3.355973 (2.71507) [-1.23605]
LNIPC(-5)	2.864401 (6.18041) [0.46346]	-0.132045 (0.18150) [-0.72750]	0.032889 (3.90153) [0.00843]	-0.659052 (0.49384) [-1.33455]	1.235681 (2.72219) [0.45393]
LNIPC(-6)	1.035270 (6.31309) [0.16399]	0.045088 (0.18540) [0.24319]	6.991486 (3.98528) [1.75433]	-0.096312 (0.50444) [-0.19093]	0.997373 (2.78063) [0.35869]
LNIPC(-7)	-2.184028 (6.17741) [-0.35355]	-0.197307 (0.18142) [-1.08759]	-0.366042 (3.89963) [-0.09387]	0.530148 (0.49360) [1.07405]	-0.714274 (2.72087) [-0.26252]
LNIPC(-8)	-0.273113 (3.69396) [-0.07393]	0.250065 (0.10848) [2.30511]	-5.000807 (2.33190) [-2.14452]	-0.147963 (0.29516) [-0.50130]	-1.393410 (1.62702) [-0.85642]

Continuación Anexo 7

VAR Estimado (8)

Cholesky Ordering: LNIGBC LNIPC LNIFI LNIPP LNTISE

	LNIGBC	LNIPC	LNIFI	LNIPP	LNTISE
LNIFI(-1)	-0.182441 (0.19119) [-0.95422]	-0.006616 (0.00561) [-1.17836]	0.183961 (0.12070) [1.52418]	-0.020437 (0.01528) [-1.33777]	0.034395 (0.08421) [0.40843]
LNIFI(-2)	0.088569 (0.18236) [0.48569]	-0.000749 (0.00536) [-0.13980]	0.018397 (0.11512) [0.15981]	8.23E-05 (0.01457) [0.00565]	0.195986 (0.08032) [2.44007]
LNIFI(-3)	-0.150138 (0.17836) [-0.84178]	0.007196 (0.00524) [1.37385]	0.122516 (0.11259) [1.08814]	-0.002599 (0.01425) [-0.18240]	0.155818 (0.07856) [1.98346]
LNIFI(-4)	0.388667 (0.18373) [2.11546]	0.010191 (0.00540) [1.88871]	-0.115125 (0.11598) [-0.99261]	0.009004 (0.01468) [0.61331]	0.068928 (0.08092) [0.85177]
LNIFI(-5)	-0.057310 (0.19131) [-0.29956]	0.006440 (0.00562) [1.14614]	0.058157 (0.12077) [0.48155]	0.017580 (0.01529) [1.15003]	-0.005049 (0.08426) [-0.05992]
LNIFI(-6)	-0.246771 (0.19446) [-1.26903]	0.022247 (0.00571) [3.89556]	0.032754 (0.12276) [0.26683]	-0.001797 (0.01554) [-0.11566]	0.026791 (0.08565) [0.31280]
LNIFI(-7)	0.398878 (0.21699) [1.83820]	-0.008202 (0.00637) [-1.28708]	0.074491 (0.13698) [0.54380]	-0.029675 (0.01734) [-1.71152]	-0.080040 (0.09558) [-0.83744]
LNIFI(-8)	-0.188446 (0.22719) [-0.82945]	0.005797 (0.00667) [0.86883]	0.033569 (0.14342) [0.23406]	0.001033 (0.01815) [0.05690]	-0.049051 (0.10007) [-0.49017]

Continuación Anexo 7

VAR Estimado (8)

Cholesky Ordering: LNIGBC LNIPC LNIPI LNIPP LNTISE

	LNIGBC	LNIPC	LNIPI	LNIPP	LNTISE
LNIPP(-1)	█ -0.424384 (1.53097) [-0.27720]	0.080661 (0.04496) [1.79402]	0.849257 (0.96646) [0.87873]	█ 1.399882 (0.12233) [11.4435]	0.063012 (0.67432) [0.09344]
LNIPP(-2)	█ -1.700960 (2.49294) [-0.68231]	-0.111882 (0.07321) [-1.52820]	█ -1.995460 (1.57373) [-1.26798]	-0.517207 (0.19919) [-2.59649]	█ 1.058132 (1.09803) [0.96367]
LNIPP(-3)	█ 5.718488 (2.59365) [2.20481]	0.112968 (0.07617) [1.48312]	█ -0.281458 (1.63730) [-0.17190]	0.026744 (0.20724) [0.12905]	█ -1.564441 (1.14238) [-1.36945]
LNIPP(-4)	█ -5.173512 (2.63004) [-1.96709]	-0.040909 (0.07724) [-0.52965]	█ -0.632530 (1.66027) [-0.38098]	-0.053787 (0.21015) [-0.25595]	█ 1.740867 (1.15841) [1.50280]
LNIPP(-5)	█ 0.928366 (2.64709) [0.35071]	0.027987 (0.07774) [0.36001]	█ 3.803268 (1.67104) [2.27599]	0.247077 (0.21151) [1.16815]	█ -0.649253 (1.16592) [-0.55686]
LNIPP(-6)	█ 2.556220 (2.75353) [0.92834]	-0.063208 (0.08086) [-0.78166]	█ -4.613852 (1.73823) [-2.65434]	-0.556828 (0.22002) [-2.53085]	█ 0.253818 (1.21280) [0.20928]
LNIPP(-7)	█ -0.836770 (2.78594) [-0.30035]	0.084679 (0.08182) [1.03498]	█ 2.839073 (1.75869) [1.61431]	0.412515 (0.22261) [1.85312]	█ -1.105544 (1.22708) [-0.90096]
LNIPP(-8)	█ 0.570890 (1.67464) [0.34090]	-0.059459 (0.04918) [-1.20900]	█ -0.210118 (1.05715) [-0.19876]	-0.144160 (0.13381) [-1.07735]	0.632751 (0.73760) [0.85785]

Continuación Anexo 7

VAR Estimado (8)

Cholesky Ordering: LNIGBC LNIPC LNIPI LNIPP LNTISE

	LNIGBC	LNIPC	LNIPI	LNIPP	LNTISE
LNTISE(-1)	-0.267606 (0.26134) [-1.02399]	-0.004487 (0.00767) [-0.58460]	-0.111889 (0.16498) [-0.67822]	-0.016193 (0.02088) [-0.77547]	1.367442 (0.11511) [11.8797]
LNTISE(-2)	0.140442 (0.44851) [0.31313]	0.012121 (0.01317) [0.92024]	0.217049 (0.28313) [0.76660]	0.058031 (0.03584) [1.61927]	-0.624008 (0.19755) [-3.15875]
LNTISE(-3)	0.053960 (0.48899) [0.11035]	-0.013155 (0.01436) [-0.91607]	-0.171444 (0.30869) [-0.55539]	-0.056252 (0.03907) [-1.43969]	0.546685 (0.21538) [2.53825]
LNTISE(-4)	0.176010 (0.50555) [0.34816]	0.011144 (0.01485) [0.75063]	-0.068906 (0.31914) [-0.21591]	0.043866 (0.04039) [1.08594]	-0.666108 (0.22267) [-2.99146]
LNTISE(-5)	-0.488994 (0.51128) [-0.95641]	-0.016290 (0.01502) [-1.08492]	0.035561 (0.32276) [0.11018]	-0.015517 (0.04085) [-0.37983]	0.499269 (0.22520) [2.21704]
LNTISE(-6)	0.176453 (0.50275) [0.35098]	0.029920 (0.01476) [2.02648]	-0.222363 (0.31737) [-0.70064]	-0.005209 (0.04017) [-0.12967]	-0.213442 (0.22144) [-0.96389]
LNTISE(-7)	0.187922 (0.45963) [0.40885]	-0.031886 (0.01350) [-2.36224]	0.534170 (0.29015) [1.84099]	-0.025074 (0.03673) [-0.68273]	0.089235 (0.20245) [0.44078]
LNTISE(-8)	-0.065848 (0.24206) [-0.27203]	0.012734 (0.00711) [1.79127]	-0.267130 (0.15280) [-1.74818]	0.019312 (0.01934) [0.99848]	-0.068980 (0.10662) [-0.64700]

Continuación Anexo 7

VAR Estimado (8)

Cholesky Ordering: LNIGBC LNIPC LNIP I LNIPP LNTISE

	LNIGBC	LNIPC	LNIP I	LNIPP	LNTISE
C	-0.547292 (1.60837) [-0.34028]	-0.080072 (0.04723) [-1.69521]	3.467111 (1.01532) [3.41479]	0.291143 (0.12851) [2.26545]	-0.946287 (0.70841) [-1.33578]
R-squared	0.994656	0.999842	0.919300	0.998046	0.994831
Adj. R-squared	0.991646	0.999753	0.873835	0.996945	0.991918
Sum sq. resids	0.371766	0.000321	0.148151	0.002374	0.072123
S.E. equation	0.072361	0.002125	0.045680	0.005782	0.031872
F-statistic	330.3993	11221.15	20.22006	906.7160	341.5918
Log likelihood	160.7264	555.8467	212.2481	443.7432	252.5605
Akaike AIC	-2.137971	-9.193691	-3.058003	-7.191843	-3.777866
Schwarz SC	-1.142806	-8.198527	-2.062838	-6.196678	-2.782701
Mean dependent	8.717932	4.479801	4.794701	4.590558	1.810066
S.D. dependent	0.791693	0.135144	0.128604	0.104616	0.354531
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.13E-18			
Determinant resid covariance		1.16E-19			
Log likelihood		1647.072			
Akaike information criterion		-25.75128			
Schwarz criterion		-20.77546			

Fuente: E-Views.

Anexo 8. Análisis de sensibilidad a la ordenación de las series del VAR

Descomposición de la varianza del VAR (8) para 60 meses

Cholesky Ordering II: LNIPi LNIGBC LNTISE LNIPC LNIPP

Variance Decomposition of LNIPi:						
Period	S.E.	LNIPi	LNIGBC	LNTISE	LNIPC	LNIPP
1	0.045680	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00
12	0.061387	60,78	9,67	11,57	6,90	11,08
24	0.069205	54,70	15,44	11,68	6,84	11,33
36	0.075814	51,32	18,00	10,39	6,08	14,21
48	0.078290	50,17	17,71	10,43	6,12	15,57
60	0.078750	49,88	17,67	10,46	6,40	15,59

Variance Decomposition of LNIGBC:						
Period	S.E.	LNIPi	LNIGBC	LNTISE	LNIPC	LNIPP
1	0.072361	0,24	99,76	0,00	0,00	0,00
12	0.179505	9,50	71,70	10,54	3,82	4,44
24	0.257227	21,77	53,22	6,42	2,21	16,37
36	0.286217	22,96	46,14	7,14	2,98	20,78
48	0.289917	22,62	45,16	7,33	3,92	20,97
60	0.293018	22,97	44,74	7,26	4,23	20,80

Variance Decomposition of LNTISE:						
Period	S.E.	LNIPi	LNIGBC	LNTISE	LNIPC	LNIPP
1	0.031872	0,01	0,01	99,98	0,00	0,00
12	0.165456	16,80	0,92	54,80	15,87	11,61
24	0.210173	17,14	11,01	45,22	16,68	9,96
36	0.278811	25,33	20,75	28,37	14,80	10,75
48	0.327778	27,98	18,88	24,78	11,00	17,36
60	0.334982	27,47	18,61	25,20	10,94	17,77

Variance Decomposition of LNIPC:						
Period	S.E.	LNIPi	LNIGBC	LNTISE	LNIPC	LNIPP
1	0.002125	10,18	0,69	0,07	89,07	0,00
12	0.008788	20,54	3,75	4,41	54,17	17,13
24	0.011581	28,33	4,45	9,68	44,04	13,49
36	0.012827	25,13	8,53	15,79	37,70	12,86
48	0.014260	21,61	18,51	14,40	31,81	13,66
60	0.015901	20,52	24,65	11,76	26,95	16,12

Variance Decomposition of LNIPP:						
Period	S.E.	LNIPi	LNIGBC	LNTISE	LNIPC	LNIPP
1	0.005782	2,15	2,45	4,69	14,64	76,08
12	0.022086	6,11	3,54	17,17	17,36	55,82
24	0.023024	6,71	3,71	19,65	17,41	52,53
36	0.023251	6,83	3,96	19,59	17,86	51,76
48	0.023495	6,91	4,47	19,42	18,34	50,86
60	0.023750	6,83	5,62	19,41	18,17	49,96

Cholesky Ordering: LNIPi LNIGBC LNTISE LNIPC LNIPP

Fuente: E-Views.

**Anexo 8.1. Análisis Comparativo de Descomposición de la Varianza
Cholesky Ordering I vs Cholesky Ordering II**

Cholesky Ordering I: LNIGBC LNIPC LNIPI LNIPP LNTISE

Cholesky Ordering II: LNIPI LNIGBC LNTISE LNIPC LNIPP

Variance Decomposition of LNIPI:		S.E.		LNIPI		LNIGBC		LNTISE		LNIPC		LNIPP	
Period		I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
1		0.045680	0.045680	89,79	100,00	0,24	0,00	0,00	0,00	9,97	0,00	0,00	0,00
12		0.053365	0.061387	70,54	60,78	5,76	9,67	1,59	11,57	11,05	6,90	11,06	11,08
24		0.069205	0.069205	48,57	54,70	16,15	15,44	8,24	11,68	12,12	6,84	14,91	11,33
36		0.075814	0.075814	44,82	51,32	19,05	18,00	6,98	10,39	11,42	6,08	17,74	14,21
48		0.078290	0.078290	43,30	50,17	18,79	17,71	6,74	10,43	11,79	6,12	19,39	15,57
60		0.078750	0.078750	42,99	49,88	18,73	17,67	6,74	10,46	12,10	6,40	19,44	15,59
Promedio				50,04	53,37	15,70	15,70	6,06	10,91	11,70	6,47	16,51	13,56

Variance Decomposition of LNIGBC:		S.E.		LNIPI		LNIGBC		LNTISE		LNIPC		LNIPP	
Period		I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
1		0.072361	0.072361	0,00	0,24	100,00	99,76	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
12		0.179505	0.179505	9,68	9,50	73,15	71,70	11,13	10,54	1,89	3,82	4,15	4,44
24		0.257227	0.257227	18,45	21,77	55,66	53,22	5,65	6,42	2,94	2,21	17,31	16,37
36		0.286217	0.286217	18,18	22,96	48,51	46,14	5,05	7,14	5,18	2,98	23,08	20,78
48		0.289917	0.289917	17,89	22,62	47,49	45,16	5,09	7,33	6,08	3,92	23,45	20,97
60		0.293018	0.293018	18,56	22,97	47,08	44,74	5,01	7,26	6,07	4,23	23,29	20,80
Promedio				16,55	19,96	54,38	52,19	6,39	7,74	4,43	3,43	18,26	16,67

Variance Decomposition of LNTISE:		S.E.		LNIPI		LNIGBC		LNTISE		LNIPC		LNIPP	
Period		I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
1		0.031872	0.031872	0,00	0,01	0,01	0,01	93,57	99,98	0,08	0,00	6,34	0,00
12		0.165456	0.165456	25,96	16,80	0,63	0,92	42,91	54,80	5,64	15,87	24,86	11,61
24		0.210173	0.210173	23,64	17,14	10,55	11,01	35,03	45,22	9,33	16,68	21,45	9,96
36		0.278811	0.278811	30,96	25,33	21,93	20,75	22,46	28,37	7,10	14,80	17,55	10,75
48		0.327778	0.327778	30,12	27,98	20,34	18,88	17,79	24,78	6,72	11,00	25,02	17,36
60		0.334982	0.334982	29,25	27,47	20,01	18,61	17,93	25,20	7,07	10,94	25,74	17,77
Promedio				27,99	22,95	14,69	14,03	27,22	35,67	7,17	13,86	22,92	13,49

Variance Decomposition of LNIPC:		S.E.		LNIPI		LNIGBC		LNTISE		LNIPC		LNIPP	
Period		I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
1		0.002125	0.002125	0,00	10,18	0,98	0,69	0,00	0,07	99,02	89,07	0,00	0,00
12		0.008788	0.008788	25,02	20,54	4,20	3,75	1,47	4,41	48,73	54,17	20,58	17,13
24		0.011581	0.011581	35,81	28,33	4,87	4,45	5,20	9,68	36,21	44,04	17,90	13,49
36		0.012827	0.012827	32,21	25,13	8,63	8,53	10,39	15,79	30,78	37,70	18,00	12,86
48		0.014260	0.014260	26,42	21,61	18,89	18,51	10,77	14,40	26,92	31,81	17,00	13,66
60		0.015901	0.015901	22,61	20,52	25,46	24,65	9,39	11,76	24,30	26,95	18,25	16,12
Promedio				28,41	23,23	12,41	11,98	7,44	11,21	33,39	38,94	18,35	14,65

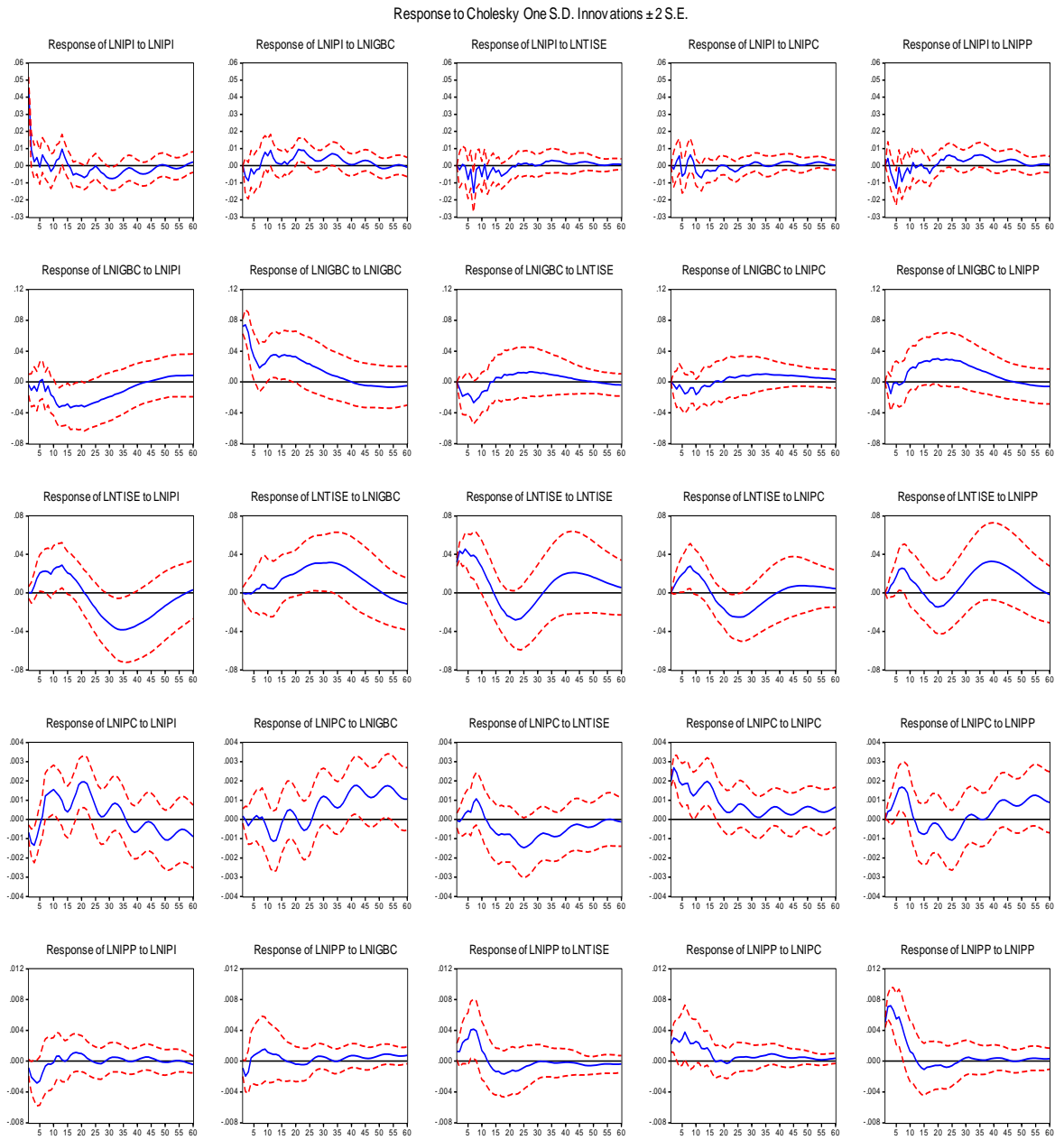
Variance Decomposition of LNIPP:		S.E.		LNIPI		LNIGBC		LNTISE		LNIPC		LNIPP	
Period		I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
1		0.005782	0.005782	0,07	2,15	2,23	2,45	0,00	4,69	16,48	14,64	81,22	76,08
12		0.022086	0.022086	2,85	6,11	3,92	3,54	7,07	17,17	19,82	17,36	66,34	55,82
24		0.023024	0.023024	3,81	6,71	3,69	3,71	9,15	19,65	19,59	17,41	63,76	52,53
36		0.023251	0.023251	4,18	6,83	3,93	3,96	9,22	19,59	19,84	17,86	62,82	51,76
48		0.023495	0.023495	4,56	6,91	4,41	4,47	9,29	19,42	20,08	18,34	61,65	50,86
60		0.023750	0.023750	4,50	6,83	5,58	5,62	9,58	19,41	19,92	18,17	60,42	49,96
Promedio				3,98	6,68	4,31	4,26	8,86	19,05	19,85	17,83	63,00	52,19

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 9. Análisis de sensibilidad a la ordenación de las series del VAR

Funciones Impulso - Respuesta del VAR (8) para 60 meses

Cholesky Ordering II: LNIPI LNIGBC LNTISE LNIPC LNIPP



Fuente: E-Views.