

DOCUMENTOS DE TRABAJO FCEA
ISSN 1909-4469 / ISSNe 2422-4642

Año 2018
No.33

Departamento de Economía

**¿POR QUÉ EL VALLE DEL CAUCA HA CRECIDO MÁS QUE EL
PROMEDIO NACIONAL? UN ANÁLISIS REGIONAL DE LOS CICLOS Y
LOS CHOQUES ECONÓMICOS.**

*Pavel Vidal
Gilberto Ramírez
Lya Paola Sierra*



Pontificia Universidad
JAVERIANA
Cali

con Acreditación
Institucional
de Alta Calidad





Documento de Trabajo FCEA
ISSN 1909-4469 / ISSN 2422-4642
Año 2018 No. 33

¿Por qué el Valle del Cauca ha crecido más que el promedio nacional? Un análisis regional de los ciclos y los choques económicos.

Autores: Pavel Vidal [pavel@javerianacali.edu.co]
Gilberto Ramírez [gilberto-ramirez@hotmail.com]
Lya Paola Sierra¹ [lyap@javerianacali.edu.co]
Departamento de Economía

WEBSITE: wp_fcea.javerianacali.edu.co

Comité editorial

Alina Gómez Mejía
Julián Piñeres
Luis Fernando Aguado

Correspondencia, suscripciones y solicitudes

Calle 18 No. 118-250 Vía Pance
Santiago de Cali, Valle del Cauca, Colombia
Pontificia Universidad Javeriana Cali
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Teléfonos: (57+2) 3218200 Ext.: 8694
Correo electrónico: dt.fcea@javerianacali.edu.co

Sello Editorial Javeriano - 2018

Coordinador: Iris Cabra
icabra@javerianacali.edu.co
Concepto Gráfico: William Fernando Yela Melo
Formato 28 x 21 cms.

©Derechos Reservados
©Sello Editorial Javeriano
Enero de 2018

La serie de Documentos de Trabajo FCEA pone a disposición para el análisis, discusión y retroalimentación de la comunidad académica los avances y resultados preliminares del trabajo académico de los profesores de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Estos documentos no han sido sometidos a procesos de evaluación formal por pares internos ni externos a la Facultad. Se espera que muchos de estos documentos posteriormente sean sometidos a evaluación en publicaciones especializadas.

Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen institucionalmente a la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, ni a la Pontificia Universidad Javeriana Cali.

¹ Agradecemos la colaboración de Julieth Stefens Cerón en el desarrollo final del proyecto de investigación y los comentarios recibidos de los participantes en el II Encuentro sobre Indicadores de Actividad Económica celebrado en la Universidad Javeriana en octubre de 2017.

Contenido

1.	INTRODUCCIÓN	5
2.	LOS MECANISMOS MONETARIOS DE TRANSMISIÓN A ESCALA REGIONAL. REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	6
3.	ALGUNAS CARACTERÍSTICAS DIFERENCIALES EN LA ESTRUCTURA PRODUCTIVA Y DE INGRESOS DEL VALLE DEL CAUCA	10
4.	ESTRATEGIA EMPÍRICA	12
4.1	Modelo estructural univariante	12
4.2	Modelo BVAR	14
5.	RESULTADOS	17
5.1	El ciclo de crecimiento del Valle y del total nacional	17
5.2	Respuestas a los choques monetarios y del sector externo	19
Tabla 3. Errores de predicción del BVAR con diferentes hiperparámetros y el VAR clásico (errores absolutos medios para el período 2013:1-2016:12)		
5.3	¿Por qué el Valle ha crecido más que el promedio nacional?.....	24
6.	CONCLUSIONES.....	25

|b

¿POR QUÉ EL VALLE DEL CAUCA HA CRECIDO MÁS QUE EL PROMEDIO NACIONAL? UN ANÁLISIS REGIONAL DE LOS CICLOS Y LOS CHOQUES ECONÓMICOS.

Pavel Vidal

pavel@javerianacali.edu.co

Gilberto Ramírez

gilberto-ramirez@hotmail.com

Lya Paola Sierra²

lyap@javerianacali.edu.co

RESUMEN

Mediante un modelo BVAR y empleando los datos del Indicador Mensual de Actividad Económica (IMAE), se estima el efecto de distintos choques monetarios y del sector externo sobre el crecimiento cíclico del departamento del Valle del Cauca, y se compara con el efecto que tienen estos mismos choques sobre el ciclo nacional. Se encuentra que el Valle se diferencia del promedio nacional por presentar una mayor sensibilidad a las variaciones en la tasa de cambio real. Este es precisamente el factor que en mayor proporción -casi en un 50%- explica el mayor crecimiento del Valle desde finales de 2013. Las estimaciones muestran el efecto neto nulo que tienen los cambios en el precio del petróleo sobre el crecimiento departamental y el mayor impacto que tiene sobre la economía del Valle los cambios en el PIB de EEUU y del riesgo país.

Palabras claves: Regional, Política Monetaria, Mecanismos de Transmisión, BVAR, Valle del Cauca

Clasificación JEL: E32, E37, C43, C53

² Agradecemos la colaboración de Julieth Stefens Cerón en el desarrollo final del proyecto de investigación y los comentarios recibidos de los participantes en el II Encuentro sobre Indicadores de Actividad Económica celebrado en la Universidad Javeriana en octubre de 2017.

ABSTRACT

Using a BVAR model and the data of the Monthly Economic Activity Indicator (IMAE), the effect of different monetary and external sector shocks on the cyclical growth of the department of Valle del Cauca is estimated, and compared with the effect of these same shocks on the national cycle. We found that the economy of the Valle del Cauca differs from the national average by presenting larger response to variations in the real exchange rate. This is precisely the factor that in a greater proportion -almost by 50 %- explains the higher growth of the economy of Valle del Cauca since the end of 2013. The estimates show the null effect that the changes in the price of oil have on the departmental growth and the greater the impact on the economy of the Valley of the changes in the US GDP and the country risk.

Key words: Regional, Política Monetaria, Mecanismos de Transmisión, BVAR, Valle del Cauca

JEL Classification: E32, E37, C43, C53

1. INTRODUCCIÓN

El Valle del Cauca es el primer departamento de Colombia que cuenta con un indicador mensual para el seguimiento sistemático y actualizado de la actividad económica regional agregada. Desde el año 2015 la Pontificia Universidad Javeriana Cali y el Banco de la República vienen estimando el Indicador Mensual de Actividad Económica (IMAE) para el Valle a partir de identificar el co-movimiento entre doce variables relacionadas con los principales sectores y componentes del gasto agregado regional. Para construir el indicador, Vidal et al. (2017) tomaron como punto de partida la metodología de Stock y Watson (1991), a lo que le añadieron un proceso de suavizado y ajuste al crecimiento anual del PIB departamental calculado por el DANE.³

El IMAE se viene actualizando y publicando trimestralmente por ambas instituciones, con el fin de ofrecer a los actores regionales señales en “tiempo real” sobre el estado de la economía departamental. Adicionalmente, la construcción del IMAE permite contar con estimaciones del PIB del Valle mensualizado desde el año 2000 hasta el presente, lo que abre las puertas al desarrollo de análisis empíricos de diferentes tipos que requieran información sobre el ingreso departamental en frecuencia mensual.

La publicación del IMAE ha coincidido con el momento en que la economía colombiana experimenta un agudo proceso de desaceleración como resultado de la drástica caída del precio del petróleo y de otros choques y decisiones de políticas acontecidos en el período. En este contexto, el IMAE también ha señalado una propensión a la desaceleración de la economía del Valle, pero con crecimientos que superan los datos nacionales. El ciclo del PIB del Valle ha mostrado mayor resistencia a los choques externos que no han favorecido a la economía colombiana en los últimos años.

Motivado por los anteriores factores, el presente artículo examina el efecto de distintos choques económicos sobre el ciclo de los negocios (*business cycle*) del departamento del Valle del Cauca en el período 2000-2016, y se compara con el efecto que tienen estos mismos choques sobre el ciclo de los negocios a escala nacional.

Para ello, seguimos una estrategia empírica que, como primera medida, estima el ciclo de los negocios de la economía del Valle a partir de los datos del IMAE, y los compara con el ciclo de los negocios de la economía nacional, este último estimado con los datos

³ Para la construcción del IMAE se aplica una metodología de tres pasos. Primero, mediante un modelo factorial dinámico, se estima con el filtro de Kalman un factor común a las doce series, las cuales fueron previamente desestacionalizadas, diferenciadas (según el orden de integración de cada una), y estandarizadas. Segundo, se aplica el método de Litterman (1983) para mensualizar el PIB anual del DANE para el Valle empleando el factor común estimado en el primer paso. Ello permite incorporar al indicador la información sobre los datos anuales del PIB departamental hasta donde están publicados por el DANE. Tercero, con un modelo estructural univariante se suaviza la trayectoria del indicador una vez que se separa el ciclo del resto de los componentes de la serie. Ver Vidal et al (2017) y Sierra et al (2017) para más detalle de la metodología.

mensuales del Indicador de Seguimiento a la Economía (ISE) del DANE. En las estimaciones de los ciclos se emplea la metodología de los modelos estructurales univariantes desarrollada inicialmente por Harvey (1989).

Luego, estimamos un modelo de vectores autorregresivos bayesianos (BVAR) para comparar las respuestas en los ciclos económicos del Valle del Cauca y Colombia ante choques monetarios y del sector externo. Dentro del BVAR incluimos las series mensuales de los ciclos del Valle y de Colombia, junto con las siguientes variables: tasa de política monetaria, tasa de cambio real, el precio del petróleo, el PIB de EEUU, y un indicador de riesgo.

La selección de las variables, especificación del modelo BVAR, y la interpretación de los resultados se adhiere al debate en la literatura relacionado con los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Los resultados de las estimaciones permiten, en primer lugar, examinar la efectividad de la política monetaria y cambiaria a escala regional, un tema relativamente poco estudiado en la literatura. En segundo lugar, las estimaciones ayudan a explicar el mejor desempeño que ha presentado la economía del Valle en comparación con el promedio nacional en el último período, y se destaca la contribución que han tenido en este resultado la política monetaria, la tasa de cambio y el resto de los choques simulados. En tercer lugar, de la estrategia empírica nos queda la especificación de un modelo que permite emplear el IMAE para construir proyecciones de crecimiento económico regionales, lo que le añade utilidad sobre su uso actual, el cual más que todo ha estado enfocado en evaluar la evolución presente de la actividad económica (*nowcast*).

El artículo tiene la siguiente estructura. En la sección 2 se hace una revisión de la literatura vinculada con los mecanismos monetarios de transmisión a escala regional. En la sección 3, se describen las características productivas diferenciales del Valle del Cauca en comparación con el promedio nacional. En la sección 4, se presenta la estrategia empírica, la cual se compone del modelo estructural univariante y el modelo BVAR. En la sección 5 se analizan los resultados de los ciclos del crecimiento económico y las funciones impulso-respuesta de los BVAR. En la sección 6 se destacan las principales conclusiones del artículo.

2. LOS MECANISMOS MONETARIOS DE TRANSMISIÓN A ESCALA REGIONAL. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Con la introducción del esquema de metas de inflación en Colombia desde principio de los años dos mil, es creciente el número de estudios que examinan y modelan los mecanismos o canales mediante los cuales las acciones de la política monetaria impactan los diferentes mercados y variables objetivos del Banco de la República (Por ejemplo, Gómez et al, 2002; Figueroa y Pineda, 2003; Melo y Riascos, 2004; Botero y Gonzales, 2015 y León, 2015). Ello es coherente con el enfoque de información incluyente que identifica a estos esquemas. El mandato de estabilidad de precios ya no

recae en el seguimiento de unas pocas variables como los agregados monetarios o la tasa de cambio, sino que reconoce la importancia de monitorear y pronosticar un grupo más amplio de indicadores que modulan la influencia de la política monetaria en la economía.

El Banco de la República cuenta con varios modelos macroeconómicos y de series de tiempo que ayudan a entender y cuantificar la manera más probable en que la economía responderá a los cambios en la tasa de interés de referencia, en un contexto donde otros choques nacionales e internacionales constantemente están modificando la dinámica de la oferta y la demanda agregada⁴. Asimismo, es de interés de la autoridad monetaria conocer cómo las variaciones en la tasa de cambio, la cual es afectada por las intervenciones del emisor, se transmiten al interior de la economía⁵. Así, los modelos que contienen los canales de transmisión entregan cuantificaciones claves acerca de las elasticidades y los rezagos entre los instrumentos de política y la demanda agregada, con el fin de tomar decisiones tempranas y efectivas en relación a las desviaciones de la inflación del rango meta.

Como parte de este enfoque de información incluyente, es importante poder distinguir la heterogeneidad regional de los impactos de la política monetaria. Aun cuando las decisiones para la tasa de política monetaria se orientan por las magnitudes macroeconómicas, entender las implicaciones regionales entrega una información que puede resultar útil para el emisor, más aún si los impactos monetarios y cambiarios cambian sustancialmente de una región a otra. A su vez, a los agentes económicos que operan a escala regional les es de gran valía conocer cómo las acciones de política monetaria y cambiaria impactan los mercados donde sus transacciones tienen lugar.

Diversos estudios internacionales confirman que los efectos de la política monetaria al interior de un país pueden diferir en la medida que se aprecien significativos contrastes por regiones en la estructura productiva, el grado de apertura, la profundidad del mercado financiero y el tamaño de las empresas en los principales sectores.

Por ejemplo, Carlino y Defina (1998) encuentran diferencias regionales importantes en los impactos de política monetaria en Estados Unidos en las funciones impulso-respuesta de un modelo VAR estructural. Bravo, García, Mies y Tapia (2003), por su parte, identifican heterogeneidad en la transmisión monetaria a nivel regional y sectorial en Chile, también a través de un modelo VAR. En España, se encuentran los trabajos de Ramos, Clar y Suriñach (2000) y de Fuentes, Marrero y Herrera (2004). Los primeros,

⁴ Los modelos empleados por el Banco de la República pueden consultarse en <http://investiga.banrep.gov.co/es/grupos-de-investigacion/grupo-de-modelos-macroeconomicos?page=1>

⁵ Si bien con el tránsito al esquema de metas de inflación el Banco de la República abandonó las bandas cambiarias y el tipo de cambio comenzó a ser determinado principalmente por la oferta y demanda en el mercado de divisas, el emisor ha mantenido intervenciones bajo reglas y decisiones discrecionales, más que todo para evitar volatilidad y apreciaciones desmesuradas del peso colombiano, lo cual deja un espacio para la implementación de política cambiaria (Ver <http://www.banrep.gov.co/es/politica-intervencion-cambiaria>).

examinan el grado de asimetría en la respuesta de la producción y los precios en las regiones españolas. Los segundos, relacionan la estructura financiera regional con los efectos de la política monetaria en las distintas comunidades autónomas.

Para la economía china, Xiaohui y Masron (2014), mediante un modelo VAR estructural, evalúan los efectos de la política monetaria (medidos mediante choques en el agregado monetario M2) en tres regiones: este, centro y oeste. Los resultados de este estudio afirman que las tres regiones responden de manera diferente ante una política monetaria común, siendo la región este la de mayor sensibilidad.

Para el caso colombiano, tenemos el estudio de Zuccardi (2002) quien estimó ocho modelos VAR, uno con información nacional y uno por cada una de las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto, con datos trimestrales entre 1984 y 2000. Los resultados revelaron diferencias en la sensibilidad de las ciudades respecto al agregado nacional ante un choque monetario, aunque no arrojó evidencia estadística significativa cuando se consideró un nivel de agregación por regiones.

El trabajo de Romero (2008) es la segunda referencia que encontramos en cuanto a un estudio monetario regional para Colombia. El autor tiene en cuenta variables en las que pueden diferir las regiones y que influyen en los efectos de política monetaria tales como: el grado de industrialización y el tipo de especialización que tenga la industria de cada región, el desarrollo y profundidad financiera, la posición neta en el sistema financiero y la posición neta en el comercio exterior. El estudio incluyó dentro del modelo un rezago espacial que toma en cuenta la dependencia entre las regiones que comparten puntos de frontera. Así, mediante un VAR con datos trimestrales desde 1990 hasta 2003 comparó las funciones de impulso-respuesta, identificando tres grupos: los de respuesta más cercana al agregado nacional, lo que su respuesta no se acerca al agregado nacional y los que tienen respuesta opuesta al agregado nacional. El autor concluye que sí existe heterogeneidad en los efectos monetarios entre las regiones colombianas.

La principal desventaja que enfrentaron estos estudios para Colombia es la ausencia de indicadores para medir apropiadamente y con suficientes observaciones la actividad económica a escala regional. En el caso de Zuccardi (2002) emplea como variable proxy los ingresos reales regionales trimestrales estimados por el uso de los factores productivos de la región. En el caso de Romero (2008) emplea datos trimestralizados del PIB regional.

La modelización y el análisis a escala regional de los mecanismos monetarios de transmisión toma como referente teórico la literatura que ha desarrollado este tema a escala macroeconómica. La selección de las variables, modelización y la interpretación de los resultados, no difiere significativamente de los análisis macroeconómicos. La estrategia empírica empleada en general se ha decantado por el uso de modelos econométricos de series de tiempo, en general modelos VAR, sin intentar replicar a escala regional la modelización con ecuaciones estructurales o microfundamentadas.

Los modelos VAR regionales incluyen como variables el producto o brecha del producto (o en su lugar alguna variable proxy), la inflación, el tipo de cambio, la tasa de interés, agregados monetarios y/o crediticios, indicadores de riesgo país y precios de commodities claves para la región. Por lo general los estudios regionales se enfocan en mayor medida en analizar los efectos en el producto que en la inflación.

Con estas variables se intentan recoger los principales mecanismos de transmisión que toma en cuenta la literatura: i) El mecanismo convencional del tipo de interés hacia la demanda agregada interna. ii) El canal del tipo de cambio hacia las exportaciones netas, y iii) el canal del crédito, en el que se destaca el papel del sistema bancario en suministrar recursos financieros a las pequeñas y medianas empresas⁶. Adicionalmente, se examinan los efectos de los choques en variables internacionales sobre la evolución de la economía regional.

Nuestro estudio para el departamento del Valle del Cauca en Colombia sigue en líneas generales estas mismas características. Las particularidades, más que todo, estarían dadas en la estrategia empírica, la cual se distingue por: i) emplear como variable proxy del PIB un indicador mensual de actividad económica, ii) medir los efectos reales de la política monetaria y cambiaria sobre el ciclo de crecimiento, estimado con un modelo estructural univariante, y iii) emplear un modelo VAR bayesiano para estimar el efecto de los diferentes choques.

La primera particularidad nos permite contar con una mayor cantidad de datos y poder analizar las elasticidades y rezagos de los mecanismos de transmisión en una frecuencia mensual, además de poder disponer de una variable proxy al PIB que se construye sobre una metodología validada a nivel internacional para estos fines, y que ha resultado satisfactoria su aplicación en el Valle del Cauca. La segunda particularidad, permite descartar de las estimaciones la tendencia de largo plazo del ingreso; de esta forma, el análisis se orienta hacia los efectos de los choques sobre el ciclo del crecimiento económico, y nos limita a un horizonte temporal donde existe un mayor consenso en la literatura en cuanto a los efectos reales de la política monetaria. Mientras que, los BVAR nos permiten disponer de una alternativa para enfrentar algunas de las dificultades que presentan los VAR clásicos⁷.

⁶ En el trabajo de Mishkin (1996) se tiene una descripción seminal sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

⁷ Algunos ejemplos de uso de modelo BVAR para analizar los mecanismos monetarios de transmisión y pronósticos de inflación, se encuentran en Spulbăr, Mihai Nițoi y Cristian Stanciu (2012) para Rumanía, Migliardo (2010) para Italia, Jaramillo (2008) para Chile, Barráez, Bolívar y Cartaya (2008) en el caso venezolano, y Niño (2011) para Colombia

3. ALGUNAS CARACTERÍSTICAS DIFERENCIALES EN LA ESTRUCTURA PRODUCTIVA Y DE INGRESOS DEL VALLE DEL CAUCA

La estructura de la economía del Valle del Cauca presenta un conjunto de características que la diferencian del promedio nacional, tanto cuando se examina el peso de los sectores productivos como las fuentes de ingresos. Tal diferencial explica por qué el ciclo de crecimiento puede presentar en determinados momentos una trayectoria que no coincide con el ciclo macroeconómico, además de que nos ayuda a entender los resultados que posteriormente analizamos en cuanto a la importancia relativa de los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria. En la Tabla 1 resumimos algunos de los indicadores del Valle que contrastan con el promedio nacional.

Cuando se examina el peso de los sectores económicos se destaca, como principal diferencial, la casi nula importancia que tiene la minería para el Valle, mientras que en el promedio nacional este sector pesa un 6,8%. La extracción de petróleo crudo y de gas natural es una actividad que no está presente en el Valle, pero para Colombia ha sido clave en la evolución del ciclo económico en este siglo. En el período 2005-2013 el sector de minería se aceleró para crecer a una tasa anual promedio del 7% contribuyendo significativamente al crecimiento del PIB colombiano, pero en 2014-2016 el sector cayó un 2,6% en promedio anual, influyendo en la desaceleración de la economía nacional.

Tabla 1. Resumen de indicadores económicos del Valle vs Colombia

	Valle Cauca	del Colombia
	<i>Promedio 2001-2016, proporción del PIB (%)</i>	
Sector minería	0,3	6,8
Sector agropecuario	5,5	7,0
Sector manufacturas	16,5	12,9
Sector construcción	4,7	6,1
Sector financiero	26,6	19,5
Valor de la cartera de crédito	38,2	37,2
Coefficiente de apertura externa	23,2	29,1
Valor de las remesas	4,1	1,4

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE

Muchas veces se tiende a asociar al Valle como un departamento agrícola, dada la importancia que efectivamente tiene la producción de caña de azúcar. Sin embargo, como se puede observar en la Tabla 1., el sector agropecuario presenta un peso relativo más bajo en la economía de la región que el que ostenta en el promedio nacional. Mucho más exacto es decir que el Valle es un departamento industrial, pues este sector pesa un 3,5% más que en el PIB nacional. La propia producción de caña de azúcar implica un proceso industrial de refinación, producción de etanol, cogeneración a partir de la biomasa y encadenamientos con la industria de alimentos y de productos químicos que suman valor agregado a la producción manufacturera y de otros sectores. En el ciclo más reciente de desaceleración, la industria ha ayudado a sostener el mayor crecimiento del Valle. En los años 2014 y 2015 la industria en el Valle creció un 3,4% y un 6%, cuando en las cuentas nacionales se reportaban crecimientos de sólo 1,0% y 1,7% en cada uno de estos años.

Otros dos sectores productivos donde se aprecian diferencias entre los pesos relativos a nivel departamental y nacional son la construcción y el sector financiero, en el primer caso a favor del total nacional y en el segundo caso en favor del Valle del Cauca. Este último indicador refleja la importancia del sector financiero en el departamento, lo que también se refuerza con un valor de cartera de crédito ligeramente mayor como proporción al PIB que en el total nacional (ver Tabla 1).

En los últimos tres años el crecimiento promedio del sector de la construcción se ha ubicado alrededor de 6% tanto en el Valle como en las cuentas nacionales, aunque contribuye más al crecimiento del PIB nacional dado su mayor participación relativa. El

sector financiero, por su parte, creció en este período más en Colombia (5,3%) que en el Valle (4,4%).

Por el lado del sector externo, se refleja un coeficiente de apertura económica de 6% del PIB mayor en Colombia que en la región. Esta es una brecha que se amplió en el curso del presente siglo con el boom del precio de las materias primas. En el año 2000 el coeficiente de apertura de Colombia era de 25% y el Valle era de 20,4%. En el año 2013 el coeficiente de apertura de Colombia había aumentado hasta 31.1%, mientras el del Valle había caído hasta 19,6%. En los últimos tres años la brecha se ha ido cerrando.

Detrás de esta dinámica del sector externo influye que las exportaciones nacionales dependen en más de 50% de los combustibles y minerales. El Valle, en cambio, cuenta con una canasta más diversificada entre productos alimenticios, azúcar, medicamentos, y diversos productos de la industria, tales como, acumuladores eléctricos, jabones, neumáticos, papeles y cartones, y conductores eléctricos.

Este contraste en la canasta exportadora marca también una discrepancia en los principales socios comerciales. EEUU es un socio clave para ambas canastas exportadoras, pero en términos relativos tiene una importancia mayor para Colombia (con alrededor del 30%), que para el Valle (con alrededor del 15%). En el Valle tienen una alta participación las ventas a economías de Suramérica como Venezuela, Ecuador, Perú y Chile. Mientras que dentro de las ventas externas nacionales sobresalen como destinos China, Panamá, España, la India y Países Bajos.

Finalmente, es útil referir la mayor participación que tienen los flujos de remesas en la economía del Valle, casi tres veces más que lo que representan en el PIB nacional. Este es una brecha que también se aprecia cuando se calcula en términos per cápita. Por ejemplo, en el año 2016 se reportaron ingresos por valor de US\$1.402 millones al Valle del Cauca y US\$4.859 al país, lo que representa un per cápita de alrededor de US\$300 a nivel regional y US\$100 a nivel nacional. Esta también es una variable que ayudaría a explicar la mayor resiliencia del Valle en el ciclo actual de desaceleración, dado que es un flujo que, además de que pesa más en la economía de la región, se mantuvo creciendo a una tasa anual promedio de 6% en el Valle y de 3,4% para Colombia, en el período 2014-2016 ⁸.

4. ESTRATEGIA EMPÍRICA

4.1 Modelo estructural univariante

Para la estimación del ciclo económico colombiano y de la economía del Valle del Cauca partimos del enfoque conocido como análisis clásico de series temporales o extracción de señales, mediante el cual se entiende que la trayectoria de una serie de tiempo puede desagregarse en cuatro componentes: tendencia, ciclo, estacionalidad e irregular. Para la estimación de los componentes se dispone en la literatura, por una

⁸ Para mayor detalle sobre la estructura productiva y las políticas del Valle en este siglo, ver Piedrahita et al (2017) y Escobar et al (2013).

parte, de los métodos empiricistas de extracción de señales, los cuales usualmente emplean filtros cuya estructura y parámetros no dependen de la naturaleza de los datos (por ejemplo, el alisado exponencial, las medias móviles y el filtro de Hodrick-Prescott). Por otra parte, están los llamados métodos de extracción de señales basados en modelos, los cuales tienen a ser más flexibles y adaptarse a las características particulares de cada serie de tiempo. Dentro de este segundo grupo, se encuentra el modelo estructural univariante, el cual empleamos en nuestras estimaciones.

De los cuatro componentes, el de más difícil estimación es precisamente el ciclo, dado que en las series suelen superponerse ciclos de diferentes duraciones. Cuanto mayor sea el período de un ciclo, mayor ha de ser el número de observaciones para que sea reconocible. La literatura en ciclos económicos es sumamente amplia, y tiende a reconocer diferentes tipos de ciclos en dependencia de su duración y las causas que lo producen⁹. La cantidad de años que contamos para la estimación nos reduce el estudio al análisis del llamado ciclo de los negocios (*business cycle*).

El modelo estructural univariante de series temporales, desarrollado inicialmente por Harvey (1990), tiene como principales ventajas que admite que los componentes posean una naturaleza estocástica, y que admite estimar de manera independiente la tendencia del componente cíclico, pudiendo identificar hasta tres ciclos de diferente período.

Su especificación más general para una serie de tiempo y_t es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t, & [1] \\
 \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_t + \eta_t, \\
 \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t, \\
 \sum_{j=0}^{s-1} \gamma_j &= \omega_t,
 \end{aligned}$$

donde la tendencia se desagrega en cambios de nivel μ_t y una pendiente β_t ; γ_t es el componente estacional; ε_t es el componente irregular, el cual puede seguir una trayectoria de ruido blanco o un proceso autorregresivo. Mientras que η_t , ξ_t y ω_t son ruidos blancos con varianzas σ_η^2 , σ_ξ^2 y σ_ω^2 . Estos últimos se denominan como hiperparámetros y son los que posibilitan que los componentes evolucionen de manera estocástica si son diferentes de cero. Por su parte, ψ_t recoge el componente cíclico, el cual se modela con funciones periódicas seno y coseno:

⁹ En el trabajo de López-Enciso (2017) se puede encontrar una revisión reciente de la literatura de los ciclos y los desarrollos que ha tenido en Colombia.

$$\Psi_t = \cos \lambda_c \Psi_{t-1} + \text{sen } \lambda_c \Psi_{t-1}^* + \mathbf{K}_t \quad [2]$$

$$\Psi_t^* = -\text{sen } \lambda_c \Psi_{t-1} + \cos \lambda_c \Psi_{t-1}^* + \mathbf{K}_t^*$$

donde \mathbf{K}_t y \mathbf{K}_t^* son ruidos blancos no correlacionados y con varianza común σ_κ^2 ; el parámetro λ_c es la frecuencia medida en radianes, es decir, representa el número de veces que el ciclo se repite en un período de tiempo de longitud 2π .

Para la estimación de los ciclos del IMAE y del ISE se trabaja con una versión más reducida del modelo estructural univariante, en la cual el componente de tendencia no tiene pendiente, y no existe estacionalidad. Lo primero se debe al hecho de que no trabajamos con las series en niveles sino con la diferencia logarítmica interanual, con lo cual se produce una serie que no presenta un proceso evolutivo o deriva que lo mantenga creciendo o decreciendo. Lo segundo se explica porque el IMAE se construye con series previamente desestacionalizadas, por lo que el PIB mensual estimado con el IMAE no presenta estacionalidad; por otra parte, tomamos del DANE los datos ya desestacionalizados del ISE.

Para realizar la estimación de modelo empleamos el programa STAMP (*Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*) de Koopman, Harvey, Doornik, and Shephard (2009).

4.2 Modelo BVAR

El atractivo principal de los VAR es que permiten estimar las relaciones dinámicas entre las variables macroeconómicas y aproximar los efectos de diferentes choques, sin necesidad de contar con un modelo estructural completo para la economía. Los VAR han mostrado ser de gran utilidad para las proyecciones a corto plazo, y han sido ampliamente empleados para aproximar las elasticidades y los rezagos relacionados con los mecanismos monetarios de transmisión¹⁰.

En general, en los VAR todas las variables relevantes se tratan como endógenas y todas las ecuaciones tienen los mismos regresores. Es un sistema de ecuaciones dinámicas donde cada serie de tiempo se explica en función de su propio pasado, así como de los rezagos del resto de las series:

$$Y_t = c + \sum_{\ell=1}^p \alpha_\ell Y_{t-\ell} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_\epsilon) \quad [3]$$

donde Y_t es un vector que contiene m variables endógenas. Expresando el modelo de una manera compacta se tiene que:

$$Y_t = X_t A + e_t \quad e_t \sim N(0, \Sigma_e) \quad [4]$$

¹⁰Desde los años noventa se produce una multiplicación de los análisis monetarios con modelos VAR a partir de la publicación de trabajos como el de Gordon y Leeper (1994); Christiano, Eichenbaun y Evans (1996); Bernanke y Mihov (1998); y Evans y Kuttner (1998).

donde $X_t = \{c_i, Y_{it-1}, Y_{it-2}, \dots, Y_{it-p}\}$ y la matriz A contiene los coeficientes $\alpha_{i,j,\ell}$ correspondientes al rezago ℓ de la variable j en la ecuación i .

Los VAR bayesianos aparecen como alternativa a algunos de las dificultades que presentan los VAR clásicos. La necesidad de capturar las correlaciones seriales estacionales y de aproximar los procesos de medias móviles con especificaciones autorregresivas (descomposición de Wold) lleva a la inclusión de numerosos rezagos en los VAR clásicos, lo que redundante en la estimación de demasiados parámetros con pocos grados de libertad.

Mediante una lógica bayesiana, los BVAR proponen entonces combinar la información que resulta de los datos, junto con determinadas restricciones en los parámetros basadas en información a priori. Ello permite mejorar la precisión de las estimaciones y aumentar la capacidad predictiva del modelo.

Para restringir los parámetros, la especificación más recurrida en la literatura es la llamada “prior Litterman/Minnesota”. Litterman (1986) y Doan, Litterman, y Sims (1984) propusieron incluir en las funciones de distribución de los parámetros poblacionales determinada información a priori. La “prior Litterman/Minnesota” se resumen en especificar que:

1. Las variables del modelo siguen una trayectoria no estacionaria de paseo aleatorio
2. Los rezagos más recientes tienen un mayor poder explicativo sobre la trayectoria de cada variable que los rezagos más lejanos
3. Los rezagos propios son más relevantes que los rezagos de otras variables

Ello significa que disponemos de una distribución a priori sobre los parámetros de interés $p(\alpha) \sim N(\bar{\alpha}_0, \Sigma_\alpha)$ donde $\bar{\alpha}_0$ es el valor medio que se espera para los parámetros y Σ_α representa la incertidumbre asociada al valor medio definido a priori, la cual depende de un grupo de hiperparámetros.

En particular, la “prior Litterman/Minnesota” asume que la media de los coeficientes del modelo VAR es cero ($\bar{\alpha}_0 = \mathbf{0}$) excepto para el primer rezago del componente autorregresivo de cada ecuación: $\bar{\alpha}_{i1} = \mathbf{1}, i = 1, \dots, m$. Esto último es lo que especifica a la variable como un proceso de paseo aleatorio. Pero vale apuntar que esta es solo una hipótesis definida a priori, pero a posteriori, si los datos contienen suficiente información para descartar la hipótesis, las variables podrían quedar especificadas como otro tipo de proceso autorregresivo¹¹.

¹¹En la práctica, las funciones impulso respuesta del VAR y las proyecciones se construyen sobre la distribución probabilística a posteriori de los parámetros, la cual resulta de combinar la distribución a priori con la información de los datos (función de verosimilitud) aplicando el *Teorema de Bayes*.

Para especificar las otras dos informaciones a priori se considera la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes Σ_{α} asumida como una matriz diagonal e integrada por los elementos $\sigma_{i,j,\ell}$ correspondientes al rezago ℓ de la variable j en la ecuación i , los cuales tendrían la forma:¹²

$$\sigma_{i,j,\ell} = \frac{\lambda_1}{h(\ell)} \quad \text{si } i = j, \forall \ell \quad [5]$$

$$\sigma_{i,j,\ell} = \lambda_1 \frac{\lambda_2}{h(\ell)} \left(\frac{\sigma_j}{\sigma_i} \right)^2 \quad \text{si } i \neq j, \forall \ell \quad [6]$$

donde $h(\ell) = \ell^{\lambda_3}$, siendo λ_1 , λ_2 y λ_3 son los hiperparámetros a definir. La expresión [5] representa la varianza de los coeficientes del componente autorregresivo de cada ecuación (rezagos de la propia variable), mientras que la expresión [6] representa la varianza de los rezagos del resto de las variables en cada ecuación.

En la medida que λ_1 sea menor disminuyen las varianzas, y los coeficientes tenderán a los valores medios definidos a priori. Mientras que en la medida que λ_1 sea mayor, habrá mayor incertidumbre con relación a los valores medios definidos a priori, por lo cual, tendrá más peso en la distribución a posteriori la información obtenida de los datos.

Adicionalmente, dado $\lambda_2 \leq 1$ se logra que la varianza de la segunda expresión sea menor que la primera, lo que implica se le estaría dando mayor importancia en el modelo a los coeficientes del componente autorregresivo que a los coeficientes asociados a los rezagos del resto de las variables. En caso extremo, si $\lambda_2 = 0$ el modelo deriva en ecuaciones puramente autorregresivas.

Nótese que a medida que aumenta ℓ disminuye la varianza en ambas expresiones, es decir, los coeficientes de los rezagos más cercanos tendrían mayor poder explicativo que los coeficientes de los rezagos más lejanos. Así, el hiperparámetro λ_3 controla la tasa de decaimiento en la relación con los rezagos. Si $\lambda_3 = 1$ la disminución sería lineal.

Por lo tanto, los hiperparámetros cumplen la función de definir a priori la centralidad y la dispersión de los parámetros del modelo. De esta forma, la aproximación bayesiana tiene como ventaja frente a la estadística clásica, la posibilidad de adicionar una información extra a la que nos brindan los datos, a partir del juicio de expertos o la experiencia tomada de trabajos anteriores. De acuerdo con Canova (2007), los hiperparámetros más recurridos en la literatura son: $\lambda_1 = 0,2$, $\lambda_2 = 0,5$ y $\lambda_3 = 1$ o 2 , los cuales son también los que utiliza el programa RATS. El programa Eviews y Lütkepohl (2015), en cambio, propone emplear los hiperparámetros $\lambda_1 = 0,1$, $\lambda_2 = 0,99$ y $\lambda_3 = 1$. Otra metodología es trabajar con los hiperparámetros que reduzcan los errores de predicción del modelo.

¹² Ver Canova(2007)

5. RESULTADOS

5.1 El ciclo de crecimiento del Valle y del total nacional

En la Tabla 2 se muestran los resultados de las estimaciones del modelo estructural univariante para las tasas de crecimiento interanuales del IMAE y del ISE. El modelo desagrega el IMAE en tendencia, irregular y un ciclo de período de 4,7 años. Mientras que el ISE se descompone en tendencia, irregular y dos ciclos, uno de 6,6 años, al que se le superpone otro ciclo corto de 1,9 años¹³. En la tabla se muestran las estimaciones de los hiperparámetros (desviación estándar), los cuales indican la naturaleza estocástica de los ciclos largos y del componente irregular, dado que toman valores diferentes a cero.

Tabla 2. Resultados de las estimaciones con el MEU

	IMAE	ISE
Nivel de la tendencia (μ_t)	0,0386	0,0407
Desviación estándar del nivel (σ_η)	0,0000	0,0000
Desviación estándar del irregular (σ_ε)	0,0030	0,0072
Ciclo largo: período en años	4,7	6,6
Desviación estándar del ciclo largo (σ_κ)	0,0048	0,0058
Ciclo corto: período en años	--	1,9
Desviación estándar del ciclo corto (σ_κ)	--	0,0000

Fuente: Elaboración propia en base a los resultados obtenidos del STAMP

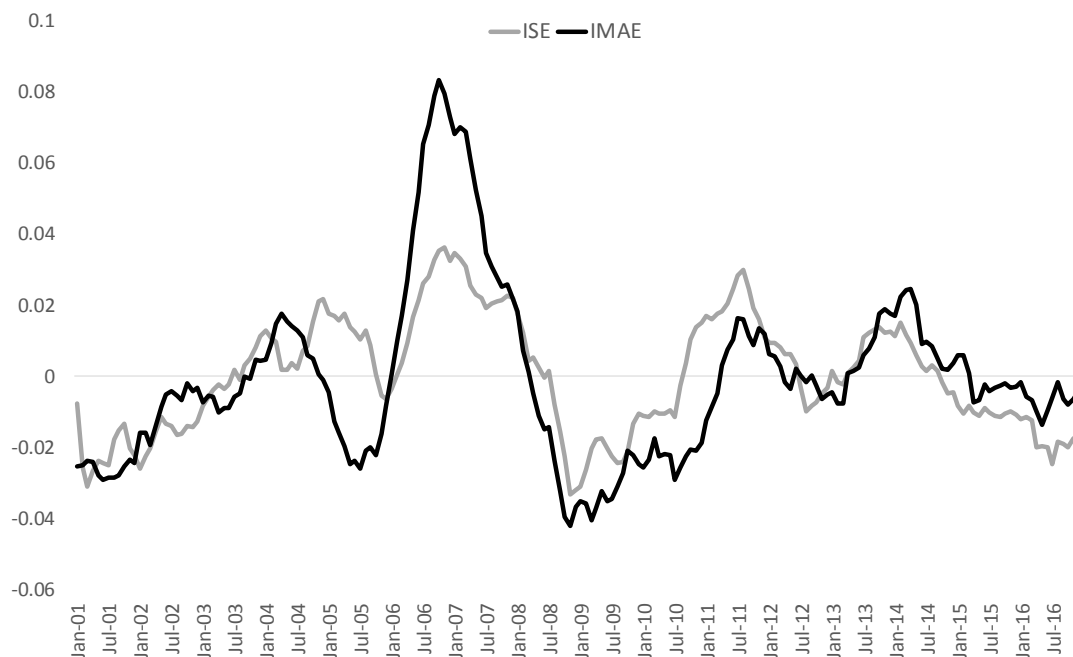
Los hiperparámetros revelan que la tendencia en ambos indicadores contiene un nivel fijo (desviación estándar cero) de 3,86% y de 4,07%, para el IMAE y el ISE, respectivamente. Este valor representa la tasa de crecimiento anual promedio del período, alrededor de la cual se mueve el ciclo de los negocios, por tanto, constituye una estimación de la tasa de crecimiento potencial del Valle y de Colombia para el período. Estadísticamente, la varianza asociada a la estimación de ambas tasas no permite rechazar la hipótesis de que sean significativamente diferentes.

En la Figura 1 se aprecia la coincidencia entre el ciclo departamental y el ciclo nacional. La correlación entre ambas series es de 0,75. Hay similitud entre las etapas de aceleración y desaceleración y en varias de las fechas de máximos y mínimos.¹⁴

¹³ El ciclo corto de 1,9 años no es de interés del presente estudio. No hay literatura que se enfoque en ciclos de esta duración, más bien este debería asociarse a un fenómeno que resulta puramente de los datos empleados.

¹⁴ La prueba de causalidad de Granger da como resultado que el ciclo del ISE antecede temporalmente al ciclo del IMAE, con un valor F de 1,77 y aplicada con 18 rezagos.

Figura 1. Ciclos de crecimiento del IMAE y el ISE
(tasas de variación interanuales)



Fuente: Elaboración propia en base a los resultados obtenidos del STAMP

Donde aparece una divergencia en las dinámicas de los ciclos es en el año 2005, cuando la economía del Valle se desacelera ostensiblemente, mientras la economía colombiana no lo hace tanto. En este año, los datos anuales del PIB anual del DANE reflejaron una reducción de la tasa de crecimiento del Valle desde 4,8% hasta 2,1%, mientras la economía colombiana solo disminuyó su ritmo de expansión de 5,3% a 4,7%.¹⁵ Tal significativa caída en la tasa de crecimiento departamental produce un punto de mínimo adicional en el ciclo del Valle que no es estadísticamente visible en el ciclo nacional. Ello explica por qué el modelo estructural univariante estima el período promedio del ciclo de los negocios del Valle en 4,7 años, mientras el período promedio del ciclo nacional queda en 6,6 años¹⁶.

En la trayectoria de los ciclos se destaca que durante casi todo el período del *boom* de los *commodities* de 2003 a 2013, el PIB del Colombia ostentó mayores tasas de crecimientos que el PIB del Valle, con excepción de los años 2006 y 2007. En el año 2008 y primeros meses de 2009, ambos crecimientos se ven muy afectados por la crisis financiera en

¹⁵ En los datos sectoriales del DANE para 2005 la industria manufacturera del Valle decreció un 2,9% y la explotación de minas un 6,6%, cuestión que no aconteció en el total nacional.

¹⁶ La estimación de un ciclo de los negocios de 6,6 años para Colombia coincide con el reciente análisis de López-Enciso (2017) donde actualiza las estimaciones de Arango et al (2008) y encuentra que para el período entre 1975 y 2011 se han presentado cuatro ciclos de negocios completos con duraciones promedio de 81 meses (6,8 años).

EEUU, y destaca la caída en el Valle, pues su economía pasa de estar creciendo un 8% por encima del potencial, a crecer 4% por debajo del potencial. Esta desaceleración de 12% en el crecimiento cíclico tiene un gran peso en los resultados econométricos del BVAR que mostramos más adelante.

De la estimación de los ciclos se deriva que la última etapa del ciclo de crecimiento de Colombia y del Valle se caracteriza por un descenso que comienza a inicios de 2014 y que coincide con el fin del *boom* de los *commodities*. El ISE alcanzó su último punto máximo en febrero de 2014 y el IMAE lo alcanzó en abril del mismo año. Desde entonces ambos indicadores se desaceleran, pero el componente cíclico del IMAE todo el tiempo ha estado creciendo por encima del ISE. No es esta la primera vez que el ciclo de los negocios de la economía del Valle se sostiene por encima del ciclo de los negocios nacional, sin embargo, es la vez que más tiempo ha permanecido por encima. Anteriormente, el período de mayor duración en una situación similar fue desde enero de 2006 hasta noviembre de 2007 acumulando 23 meses. En la etapa actual la suma de meses llega a 39 meses, desde octubre de 2013 hasta diciembre de 2016.

5.2 Respuestas a los choques monetarios y del sector externo

Para la estimación del modelo BVAR se emplearon las siguientes series de tiempo en frecuencia mensual desde enero del año 2000 hasta diciembre del año 2016: Ciclo del crecimiento del PIB del Valle estimado con el IMAE y ciclo del crecimiento PIB de Colombia estimado con el ISE, ambos en tasas de crecimientos interanuales (ver Figura 1); tasa de política monetaria (TPM), logaritmo de la tasa de cambio real (TCR), logaritmo del valor de la cartera bruta de crédito real del sistema bancario (CRTB), logaritmo del precio del petróleo (WTI), logaritmo del PIB de EEUU (USPIB) y el indicador de riesgo país, EMBI, para Colombia. Se estiman los modelos con 13 rezagos. Las series no se diferencian para no perder la información de largo plazo en las estimaciones. No obstante, en la distribución a priori de los parámetros del BVAR se definen las series como paseos aleatorios, como parte de la especificación Litterman/Minnesota.

Para los hiperparámetros, se toman los propuestos por Canova (2007), $\lambda_1 = 0,2$, $\lambda_2 = 0,5$ y $\lambda_3 = 1$, pues es el más empleado en la literatura y porque produce menores errores de predicción en comparación otras especificaciones. En Tabla 3 se resumen los errores de predicción (out-of-sample) de tres opciones de BVAR y de un VAR clásico estimado con las variables en niveles y en diferencias. Los errores se computan recursivamente para la predicción de los ciclos del PIB del Valle y de Colombia en los últimos cuatro años y para diferentes horizontes temporales. Se distingue que en la casi totalidad de los horizontes los BVAR producen errores de predicción mucho menores que el VAR clásico. El BVAR1 y BVAR2 producen los menores errores de predicción y muy similares.

Tabla 3. Errores de predicción del BVAR con diferentes hiperparámetros y el VAR clásico (errores absolutos medios para el período 2013:1-2016:12)

Hiperparámetros	BVAR1 $\lambda_1 = 0,1$, $\lambda_2 = 0,99$ $\lambda_3 = 1$	BVAR2 $\lambda_1 = 0,2$, $\lambda_2 = 0,5$ $\lambda_3 = 1$	BVAR3 $\lambda_1 = 0,2$, $\lambda_2 = 0,5$ $\lambda_3 = 2$	VAR clásico Variables en niveles
Horizonte de predicción (meses)	Errores de predicción para el ciclo del ISE			
6	0.0107	0.0107	0.0095	0.0209 0.0129
12	0.0163	0.0163	0.0176	0.0347 0.0159
18	0.0158	0.0158	0.0196	0.0248 0.0142
24	0.0147	0.0144	0.0190	0.0271 0.0185
	Errores de predicción para el ciclo del IMAE			
6	0.0092	0.0098	0.0097	0.0229 0.0153
12	0.0099	0.0101	0.0146	0.0524 0.0216
18	0.0086	0.0083	0.0137	0.0399 0.0168
24	0.0061	0.0066	0.0076	0.0312 0.0081

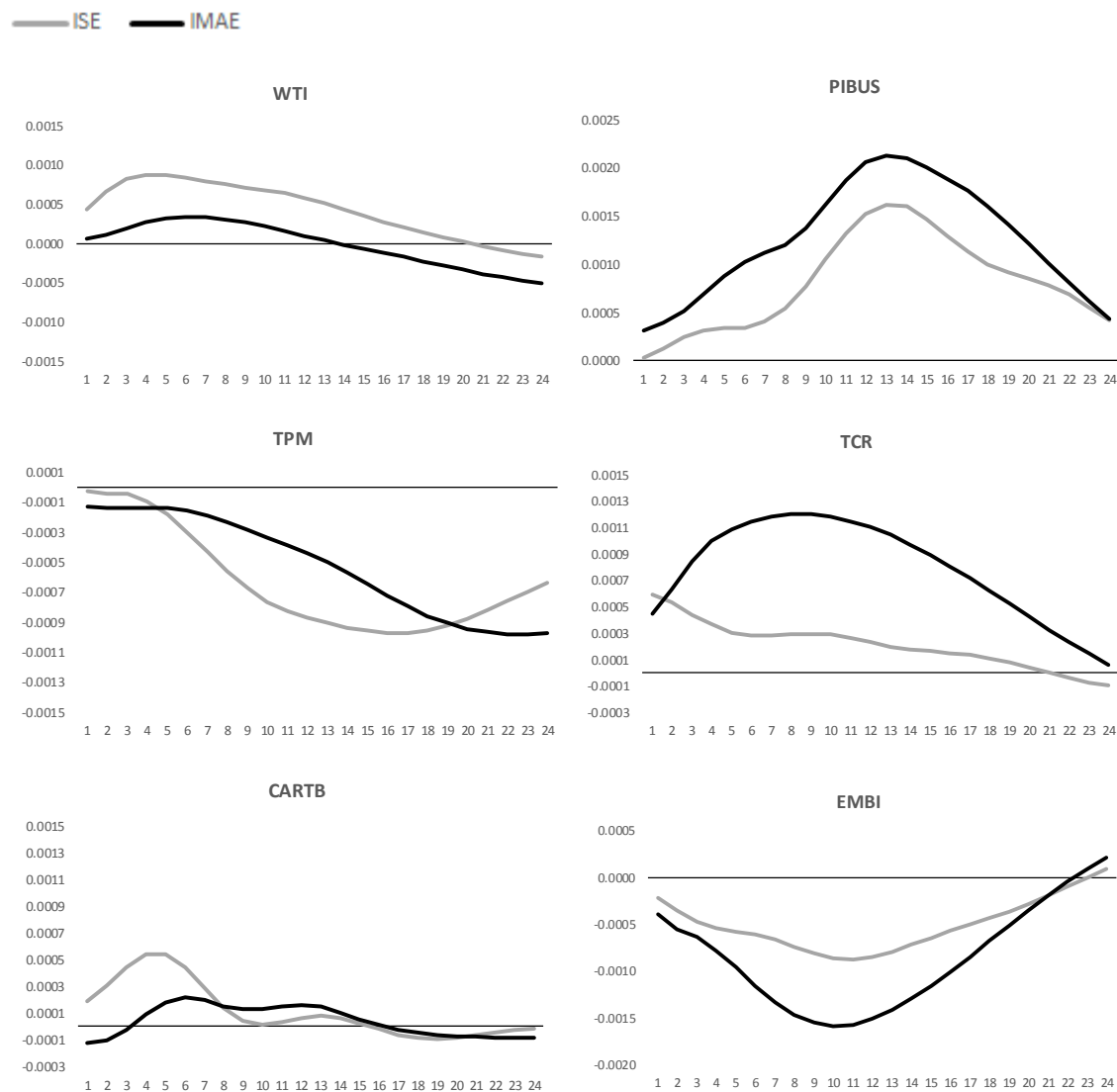
Nota: Todos los modelos se estimaron con las mismas variables y con 13 rezagos.

Fuente: Elaboración propia

Con la especificación del BVAR2 se computaron las funciones impulso-respuesta. En la Figura 2 se muestran las respuestas mensuales de los ciclos de crecimiento del IMAE y del ISE después de un choque de una desviación estándar en cada de las variables. En la primera parte de la Tabla 4 se muestran las respuestas acumuladas en dos años ante choques de diferentes proporciones. Los signos de las funciones impulso-respuesta arrojan resultados interesantes a la hora de valorar la sensibilidad diferencial del crecimiento regional en comparación con el nacional, ante la ocurrencia de choques monetarios y de variables del sector externo.

Figura 2. Funciones impulso-respuesta mensuales de los ciclos del ISE y del IMAE

(respuesta mensual durante dos años de los ciclos de crecimiento del ISE y el IMAE después de un choque positivo permanente de una desviación estándar en cada variable. UM: tasa de crecimiento anual)



Fuente: Elaboración propia con los resultados del BVAR

Tabla 4. Funciones impulso-respuesta acumuladas

(respuesta acumulada en dos años de los ciclos de crecimiento del ISE y el IMAE después de un choque positivo permanente en cada variable. UM: tasa de crecimiento anual)

	WTI	PIBUS	TPM	TCR	EMBI	CARTB
FIR acumuladas en 2 años (%)						
<i>Ante un shock positivo permanente de:</i>	10.0	1.0	25pb	1.0	25ptos	10.0
Respuesta del ISE	0.21	0.20	-0.15	0.06	-0.16	0.05
Respuesta del IMAE	0.00	0.31	-0.12	0.21	-0.27	0.02

Con relación a los mecanismos monetarios de transmisión, las estimaciones indican que el ciclo del IMAE y del ISE presentan una respuesta similar a los choques en la tasa de interés y en la cartera de crédito, lo que coincide con el alto peso que tiene el sector financiero en la economía del departamento. En específico, se estima que un incremento de 25 puntos básicos en la tasa de interés de referencia del Banco de la República reduce el crecimiento cíclico del ISE en 0,15%, y en 0,12% el del IMAE, en el acumulado de 2 años, evidenciándose los mayores impactos en el segundo año en ambos indicadores.

La sensibilidad de los dos ciclos es mucho menor, y muy cercana a cero a los choques en la cartera de créditos. Un aumento permanente de 10% de la cartera de crédito, solo incrementa en 0,05% y en 0,02% la tasa de crecimiento del ISE y del IMAE en el acumulado de dos años. La literatura reconoce que el canal del crédito es importante para las pequeñas y medianas empresas, pues son las que más dependen del crédito bancario para poder obtener financiamiento. Los resultados no validan que este sea un canal significativo ni a escala nacional ni regional.

En cuanto al canal de transmisión por la tasa de cambio, resalta la respuesta mucho mayor del PIB del Valle, la cual alcanza sus valores máximos el mismo primer año. En el acumulado de dos años la respuesta del Valle es 3,5 veces mayor que a nivel nacional. Es interesante ver la mayor sensibilidad del Valle a la tasa de cambio real a pesar de que su coeficiente de apertura es menor al promedio nacional, tal como referimos anteriormente. Este es un resultado que se explicaría por la canasta exportadora más diversificada en el Valle, no dependiente de petróleo, carbón y oro, como es el caso de las exportaciones nacionales. Coincide además con el alto peso del sector industrial en la economía del Valle, un sector transable y por tanto sensible a los efectos de la tasa de cambio real sobre la competitividad-precio. Otro de los factores que ayuda a explicar la mayor respuesta del IMAE al choque cambiario es el alto peso que tienen las remesas dentro de la economía del Valle, por lo que los cambios en el valor del peso colombiano influyen de forma importante en los ingresos de los hogares, y, por tanto, en la demanda de bienes de consumo y de viviendas.

En cuanto a los choques externos, las estimaciones confirman la mayor dependencia del ciclo del crecimiento nacional a los cambios en el precio del petróleo. Ante un choque positivo permanente de 10% en el precio del petróleo el crecimiento cíclico del ISE aumenta en 0.21% en el acumulado de dos años, destacándose los mayores impactos después de transcurrido un trimestre. El efecto de este mismo choque sobre el IMAE, en el primer año es positivo, pero en el segundo se hace negativo (tomar en cuenta que para el sector productivo industrial y agrícola del Valle el petróleo es un insumo que afecta por el lado de los costos). El impacto neto al cabo de dos años es cercano a cero. Para entender este efecto es importante tomar en cuenta que la economía del Valle se distancia de los cambios en el precio del petróleo no solo porque no lo produce, sino porque, desde 2011, no se favoreció del sistema de asignación regional de regalías definido por el gobierno nacional (Piedrahita et al, 2017, cap. 3).

Sobresale también en las estimaciones con el BVAR la mayor respuesta del IMAE ante un impulso favorable desde el PIB de Estados Unidos, alcanzándose en ambos casos el efecto más alto al cabo de un año. Un aumento permanente del PIB de EEUU en 1% se refleja en un aumento de 0,31% y en 0,20% en las tasas de crecimientos cíclicas del IMAE y del ISE, respectivamente. Esta elasticidad está marcada por la significativa caída que presentó el crecimiento cíclico del Valle una vez que se produce la crisis financiera en EEUU en 2008 (como vimos en la sección 5.1).

Así y todo, no deja de llamar la atención la mayor sensibilidad del Valle a pesar de que el peso relativo de este socio comercial para Colombia es el doble que para el Valle. Nuevamente las características de la canasta exportadora nos ayudan a explicar los diferenciales en las respuestas. El 60% de lo que Colombia exporta a EEUU es petróleo, que en su mayoría va a las refinerías para ser exportado, mientras que el Valle tiene una canasta que recae en alimentos y bienes finales de la industria ligera. Tiene sentido que este segundo comercio presenten una elasticidad-ingreso mayor ante cambios en el PIB de los EEUU.

Las estimaciones del BVAR también reflejan una mayor respuesta del IMAE a los cambios en el EMBI, es decir, el Valle se muestra en el período más vulnerable a las variaciones en el riesgo país. Ante un aumento del riesgo país, medido en un incremento permanente de 25 puntos del EMBI, el crecimiento cíclico del IMAE disminuye 0,27%, mientras que el ISE pierde 0,16% en el acumulado de dos años. Este resultado coincide con el peor desempeño fiscal y los mayores desequilibrios externos que presentó el departamento en el período de estudio, lo que lo mantuvo dependiente de las condiciones de financiamiento, las cuales están atadas directa e indirectamente a la situación del riesgo país. En promedio en el período, el Valle estuvo entre los departamentos con mayor endeudamiento y calificado por el Departamento Nacional de Planeación entre los de peor desempeño fiscal, aunque mejoró ostensiblemente en los últimos cinco años (Piedrahita et al, 2017, cap. 3). Por otra parte, como promedio en el período, el Valle presentó un déficit comercial del 6% del PIB, mientras que el de Colombia fue de 1%.

5.3 ¿Por qué el Valle ha crecido más que el promedio nacional?

Al llevar los resultados de las funciones impulso respuesta del BVAR al contexto más reciente, se puede aproximar en qué proporción cada uno los choques explican el diferencial de crecimiento del Valle en relación con el nacional. Para ello, computamos la contribución de cada una de las variables al crecimiento cíclico, en el período en que el Valle crece más que el nacional desde octubre de 2013 hasta diciembre de 2016. La contribución se aproxima considerando el cambio observado en cada variable en el período y la elasticidad de la función impulso acumulada en dos años.

En este lapso se produce la caída del precio del petróleo, EEUU consolida su recuperación después de la crisis, el Banco de la República aplica una política monetaria contractiva, se deprecia la tasa de cambio real del peso colombiano, aumenta ligeramente el riesgo país de Colombia y la cartera de crédito bancario crece de manera importante. En la Tabla 5 se resume cuánto variaron estos indicadores y cuánto contribuyeron al crecimiento cíclico del PIB en cada caso.

Tabla 5 Contribuciones al crecimiento cíclico del ISE y del IMAE en el período 2013:10 - 2016:12

(UM: porcentaje)

	WTI	PIBUS	TPM	TCR	EMBI	CARTB
<i>Cambio observado en la variable en el período</i>	-65.9	+4.5	+439pb	+15.0	+56ptos	+21.6
Contribución al ISE	-1.39	0.89	-2.57	0.82	-0.04	0.12
Contribución al IMAE	0.03	1.39	-2.12	3.11	-0.06	0.04
<i>Diferencial entre las contribuciones (proporción del total, %)</i>	29.8	10.4	9.6	48.1	0.5	1.6

Fuente: Elaboración propia con los resultados del BVAR

Ciertamente, la desigual sensibilidad a la caída del precio del petróleo, que es el argumento usualmente más visible, explica el diferencial favorable del Valle en este período. Sin embargo, tal factor solo explica el 30% del mejor desempeño del Valle. Más importante ha sido la reacción positiva que presentó la economía del Valle en esos años a la depreciación de la tasa de cambio real, lo cual explica casi el 50% del mayor crecimiento departamental¹⁷.

¹⁷ Detrás de este resultado se encuentra los datos que muestran que las exportaciones del Valle crecieron a una tasa anual promedio de 13,9% desde 2014 hasta 2016, cuando las exportaciones del país caían un 4,5% en promedio cada año, en el momento que se depreciaba el peso colombiano.

El tercer y el cuarto factor que explican el diferencial tiene que ver con la mayor respuesta de la economía del Valle al PIB estadounidense, y con la menor sensibilidad del Valle a la política monetaria contractiva aplicada por el Banco de la República en este período. Cada uno de estos factores explica cerca de un 10% del diferencial. Mientras que, las variaciones en la cartera de crédito y en el riesgo país aportan muy poco a la explicación del mayor crecimiento departamental en los últimos tres años.

6. CONCLUSIONES

Las estimaciones con el IMAE y el modelo BVAR ponen de relieve que, en los mecanismos monetarios y cambiarios de transmisión, el Valle se distingue del promedio nacional por presentar una mayor sensibilidad a las variaciones en la tasa de cambio real. Las estimaciones no reflejan que existan diferencias importantes en el canal de la tasa de interés y en el canal del crédito bancario cuando se compara el Valle con el total nacional.

En cuanto a los choques externos, las estimaciones muestran el efecto neto nulo que ocasionan los cambios en el precio del petróleo sobre el crecimiento departamental, así como el mayor impacto que tienen sobre la economía del Valle las variaciones en el PIB de EEUU y en el riesgo país.

Tales estimaciones permiten responder la pregunta del título del artículo. El mayor crecimiento cíclico del Valle con relación al promedio nacional desde finales de 2013 se debe, en un 48%, a su respuesta positiva frente a la depreciación de la tasa de cambio, en un 30% se explica por su menor dependencia al precio del petróleo, y en un 20% se explica por la su respuesta diferenciada al PIB de EEUU y a la tasa de interés.

Todos los anteriores son resultados coherentes con una estructura productiva departamental con alto peso de la industria, con una canasta exportadora menos dependiente de las commodities, y con una alta influencia de las remesas externas en los ingresos de las familias.

Mirando a futuro, se debe tomar en cuenta que el impulso de la tasa de cambio y la ventaja relativa que otorga la menor dependencia al petróleo pueden irse agotando en el diferencial del crecimiento cíclico. De hecho, ya se aprecian señales de cambios de signo en las trayectorias de ambas variables. Solo si el sector productivo regional ha logrado aprovechar esta coyuntura para realizar transformaciones estructurales y promover inversiones que tributen a la competitividad, se podría sostener en el largo plazo el crecimiento de la economía del Valle por encima de otros departamentos del país.

REFERENCIAS

- Arango, L. E., Arias, F., Flórez, L. A., & Jalil, M. (2008). Cronología de los ciclos de negocios recientes en Colombia. *Lecturas de Economía*, (68), 9-37.
- Barráez, D., Bolívar, W. E. N. D. Y., & Cartaya, V. (2008). Un modelo macroeconómico BVAR de predicción para la economía venezolana. *Documento presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano*, 1-28.
- Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869-902.
- Botero, J. A., & González, N. R. (2015). Política monetaria convencional y no convencional: un modelo de equilibrio general dinámico estocástico para Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(76), 4-17.
- Bravo, H. F. (2003). *Heterogeneidad de la transmisión monetaria: efectos sectoriales y regionales* (Vol. 6, No. 3). Banco Central de Chile.
- Canova, F. (2007). *Methods for applied macroeconomic research*. Princeton university press.
- Carlino, G., & DeFina, R. (1999). The differential regional effects of monetary policy: Evidence from the US states. *Journal of Regional science*, 39(2), 339-358.
- Christiano, L., M. Eichenbaun y Ch. Evans (1996). The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *The Review of Economics and Statistics* 78: 16-34.
- Doan, T., Litterman, R., & Sims, C. (1984). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric reviews*, 3(1), 1-100.
- Escobar Potes, J., Moreno Burbano, S., & Collazos Rodríguez, J. A. (2013). Composición de la economía de la región suroccidente de Colombia. *Ensayos sobre Economía Regional*, (52).
- Evans, C., & Kuttner, K. N. (1998). *Can VARs describe monetary policy?* (No. 9812). Federal Reserve Bank of New York.
- Figueroa, M. P., & Pineda, J. R. G. (2003). *Modelo mensual de canales de transmisión*. Banco de la República.
- Gómez, J., Uribe, J. D., & Vargas, H. (2002). *The implementation of inflation targeting in Colombia*. Banco de la República.
- Gordon, D. B., & Leeper, E. M. (1994). The dynamic impacts of monetary policy: an exercise in tentative identification. *Journal of Political Economy*, 102(6), 1228-1247.
- Harvey, A. C. (1990). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge university press.
- Jaramillo, P. (2008). Estimación de VAR bayesianos para la economía chilena. *Revista de análisis económico*, 24(1), 101-126.

- Koopman, S. J., Harvey, A. C., Doornik, J. A., & Shephard, N. (2000). STAMP 6.0: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor. *London: Timberlake Consultants.*
- León, J. M. G. (2015). Relación entre política monetaria y estabilidad financiera: un análisis aplicado para Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(77), 133-148.
- Litterman, R. B. (1983). A random walk, Markov model for the distribution of time series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(2), 169-173.
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- López-Enciso, E. A. (2017). *Dos tradiciones en la medición del ciclo: historia general y desarrollos en Colombia* (No. 986). Banco de la Republica de Colombia.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Melo, L. F., & Riascos, Á. (2004). Sobre los efectos de la política monetaria en Colombia. *Revista ESPE*, 45, 172-221.
- Migliardo, C. (2010). Monetary policy transmission in Italy: A BVAR analysis with sign restriction. *AUCO Czech Economic Review*, 4(2), 139-168.
- Mishkin, F. S. (1996). *The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy* (No. w5464). National Bureau of Economic Research.
- Niño, N. R. (2011). Inflación colombiana pronosticada con un VAR bayesiano. *ELEMENTOS*, 1(1).
- Piedrahita, E., Pérez, A. & Londoño, H. (2017). *Mientras llegaba el futuro. 25 años de apertura económica en el Valle del Cauca*. Cámara de Comercio de Cali
- Ramos, R., Clar, M., & Suriñach, J. (2000). Efectos regionales de la política monetaria: implicaciones para países de la zona euro. *III Encuentro de Economía Aplicada, Valencia, España.*
- Rodríguez Fuentes, C. J., Padrón Marrero, D., & Olivera Herrera, A. J. (2004). Estructura financiera regional y política monetaria. Una aproximación al caso español. *Papeles de Economía Española*, (101), 252-265.
- Romero, J. (2008). *Transmisión regional de la política monetaria en Colombia*. Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales.
- Sierra-Suárez, L. P., Collazos-Rodríguez, J. A., Sanabria-Domínguez, J., & Vidal-Alejandro, P. (2017). La construcción de indicadores de la actividad económica: una revisión bibliográfica. *Revista Apuntes del CENES*, 36(64).
- Spulbăr, C., Nițoi, M., & Stanciu, C. (2012). Monetary policy analysis in Romania: A Bayesian VAR approach. *African Journal of Business Management*, 6(36), 9957-9968.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1991). A probability model of the coincident economic indicators. In Lahiri K. and Moore G. H. (Eds.), *Leading economic indicators: New approaches and forecasting records*, Cambridge University Press.

Vidal, P., Sierra, L. P., Sanabria, J., & Collazos, J. A. (2017). A Monthly Regional Indicator of Economic Activity: An Application for Latin America. *Latin American Research Review*, 52(4), 589-605.

Xiaohui, G., & Masron, T. A. (2014). Regional Effects of Monetary Policy in China: The Role of Spillover Effects. *Asian Academy of Management Journal*, 19(1).

Zuccardi, I. E. (2002). Efectos regionales de la política monetaria en Colombia. *Documentos de trabajo sobre economía regional*, (32).