

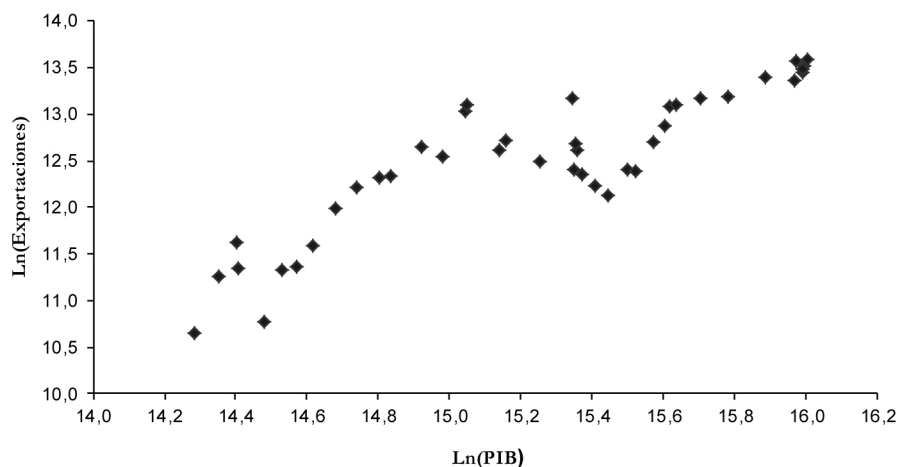
¿Crecer para exportar o exportar para crecer? El caso del Valle del Cauca

Julio César Alonso
Carlos Ignacio Patiño F.

Introducción

El crecimiento promedio del PIB del Valle del Cauca en el período 1990-95 fue del 6,1%. Durante este mismo tiempo, las exportaciones de este departamento crecieron a una tasa promedio de 11,6%. Por otro lado, para la segunda mitad de la década de 1990, las exportaciones vallecaucanas decrecieron a una tasa promedio del 0,9%, mientras que el PIB creció a una tasa promedio anual de 1,7%. Aparentemente existe una relación de largo plazo entre las exportaciones y el PIB en el Valle del Cauca (ver gráfico 1). Pero, ¿es el dinamismo de las exportaciones el que provoca el crecimiento? O, por el contrario, ¿es la dinámica del PIB la que provoca el comportamiento dinámico de las exportaciones?

Gráfico no. 1. Diagrama de dispersión de las exportaciones y PIB (en logaritmos) para el Valle del Cauca, 1960 – 2000



La relación causal existente entre exportaciones y crecimiento económico ha sido debatida ampliamente en la literatura internacional durante varias décadas, sin llegar a consenso alguno. Diversos estudios (Panas y Vamvoukas, 2002; Balaguer y Cantavella-Jordá, 2001; Abdulai y Jaquet, 2002; Awokuse, 2003; Sharma y Panagiotidis, 2003 y Jin, 2002) han tratado de comprobar la hipótesis de crecimiento económico basado en el incremento de las exportaciones, empleando diferentes especificaciones, datos y períodos. El objetivo de dichos trabajos ha sido determinar si un país debe promover las exportaciones para acelerar el crecimiento económico, o si debe focalizar sus esfuerzos en otro tipo de medidas que faciliten el crecimiento económico para finalmente impulsar las exportaciones. La evidencia empírica encontrada a nivel internacional en tales estudios ha sido mixta. Algunos autores (Balaguer y Cantavella-Jordá, 2001; Abdulai y Jaquet, 2002 y Awokuse, 2003) han encontrado una relación causal que va de exportaciones a crecimiento, mientras que otros (Panas y Vamvoukas, 2002 y Jin, 2002) han hallado evidencia a favor de una relación causal que va de crecimiento económico a exportaciones (*Growth-driven exports*).

La hipótesis de crecimiento económico basado en el incremento de las exportaciones (ELGH por sus siglas en inglés) soporta las acciones de políticas

económicas orientadas a la promoción de exportaciones para el estímulo del crecimiento económico. De acuerdo con la ELGH, una política de promoción de exportaciones, a diferencia de una política de sustitución de importaciones, genera un mayor efecto en el desempeño económico de un país. Según Balassa (1978), una política orientada a la promoción de exportaciones genera incentivos iguales a las empresas para vender sus productos tanto en el mercado doméstico como en el externo, promueve la relocalización de recursos de acuerdo a las ventajas comparativas, incrementa la utilización de la capacidad instalada y permite incrementar el nivel de empleo en los países con exceso de oferta laboral.

Concretamente, los argumentos teóricos que soportan la hipótesis del crecimiento basado en exportaciones se pueden agrupar en cuatro puntos fundamentales: (i) las exportaciones permiten la explotación de economías a escala en pequeñas economías abiertas (Helpman y Krugman, 1985); (ii) las exportaciones generan un intercambio que permite incrementar los niveles de importaciones de bienes de capital y de bienes intermedios (McKinnon, 1964); (iii) el incremento en las exportaciones promueve la transferencia y difusión de nuevas tecnologías en el largo plazo (Grossman y Helpman, 1991); y (iv) el incremento en la competencia generado a raíz de las exportaciones causa una mayor eficiencia (Balassa, 1978). Estos cuatro argumentos a favor de una estrategia basada en la ELGH sugieren entonces la promoción de exportaciones como una de las mejores opciones para el estímulo del crecimiento económico (medido como crecimiento de la producción).

Por otro lado, cabe anotar que, tal como sugieren Kaldor (1967), Lancaster (1980) y Krugman (1984), es posible encontrar causalidad de producción a exportaciones. En este caso, opuesto a la hipótesis de crecimiento basado en exportaciones, el crecimiento económico induce a un incremento en las exportaciones. Kónya (2000) argumenta que el crecimiento económico acentúa ventajas comparativas en ciertos sectores, lo cual genera una especialización que facilita las exportaciones. Adicionalmente, el crecimiento del producto presenta un efecto positivo en la productividad, generando una reducción en el costo unitario que, como resultado, incentiva las exportaciones. Finalmente, es preciso apuntar que ambos enfoques no son excluyentes. Puede presentarse un caso donde exista un “*feedback*” entre ambas hipótesis.

Hasta el momento, la literatura sobre el tema se ha dedicado a estudiar

la relación entre crecimiento y exportaciones para el nivel nacional. Poco se ha hecho para determinar si la relación causal propuesta por la hipótesis de crecimiento económico basado en exportaciones tiene soporte empírico a nivel de provincias o departamentos. Este documento pretende determinar si existe o no una relación entre las exportaciones y el crecimiento económico en el Valle del Cauca comparado con el caso colombiano, empleando datos anuales para el período 1960-2000 y adoptando las especificaciones propuestas por Jin (2002) para el caso del Valle del Cauca, así como por Awokuse (2003) para efectos de comparación con el caso colombiano.

El documento se encuentra estructurado de la siguiente manera. Una sección inicial ofrecerá una breve revisión bibliográfica de los estudios empíricos previos sobre el tema, y presentará la especificación del modelo a emplear. El apartado siguiente analizará las propiedades estadísticas de las series (raíces unitarias y cointegración). Posteriormente se presentará un modelo VAR que permitirá evaluar la causalidad entre las variables. Finalmente, se presentarán algunos comentarios a manera de cierre.

Exportaciones y crecimiento económico: el modelo a contrastar

Como se mencionó, la mayoría de los estudios que intentan encontrar evidencia que soporte las hipótesis tanto de crecimiento económico basado en las exportaciones, como de las exportaciones impulsadas por el crecimiento, ha sido realizada para el nivel nacional. Los hallazgos han sido mixtos y contradictorios. Grecia, Panas y Vamvoukas (2002), por ejemplo, no encuentran evidencia suficiente para sustentar la hipótesis de crecimiento basado en exportaciones. Sharma y Panagiotidis (2003) llegan a resultados similares al analizar el caso para India durante el período 1971-2001. Sus resultados, al contrario, determinan que la causalidad va de producción a exportaciones. Por otro lado, Balaguer y Cantavella-Jordá (2001) encuentran que la hipótesis de crecimiento basado en exportaciones se cumple para España durante el período 1959-1999. De igual forma, Abdulai y Jaquet (2002) identifican, para Costa de Marfil, una relación a largo plazo que va de exportaciones a crecimiento económico a lo largo del período 1961-997. Awokuse (2003) emplea, para Canadá, un sistema de seis variables para determinar una relación causal unidireccional que va de exportaciones a crecimiento económico.

A nivel provincial, únicamente se encuentra el trabajo de Jin (2002), quien realiza un estudio para cuatro provincias coreanas encontrando causalidad bidireccional entre exportaciones y crecimiento en dos de las provincias analizadas. Jin (2002) emplea un modelo que explica la relación entre exportaciones y crecimiento económico a nivel provincial (en este caso departamental) al interior de un pequeño modelo macroeconómico, en la línea de lo propuesto por Sims (1980). Esta especificación incluye dos variables que recogen choques externos, que actúan como variables de control y que afectan la producción departamental (términos de intercambio y producción nacional). Por un lado, el PIB regional puede verse afectado por cambios en el PIB nacional. Por otro lado, los términos de intercambio pueden afectar la actividad económica aún cuando las exportaciones no generen ningún efecto sobre ésta.

Siguiendo a Jin (2002), sea Z_t el vector 4x1 conformado por el logaritmo de las variables del sistema (PIB del Valle del Cauca (y_t), exportaciones del Valle del Cauca (x_t), PIB nacional (y_t^*) y términos de intercambio (TI_t)), entonces el VAR de orden p para el sistema está dado por:

$$Z_t = A + B(L)Z_t + u_t$$

donde A , $B(L)$ y u_t representan un vector 4x1 de constantes, un polinomio del operador de rezagos (L) de dimensiones 4x4 y un vector de errores no correlaciones. Siguiendo a Sims (1980), el correspondiente VAR (p) se calcula sin ningún tipo de restricciones en las matrices de coeficientes.

Por otro lado, y para hacer comparables los resultados a nivel regional con el nivel nacional, se emplea una adaptación del modelo propuesto por Awokuse (2003), que implica un VAR como el descrito con un vector Z_t que incluye el PIB nacional, las exportaciones nacionales y la tasa de cambio real (todas medidas en logaritmos¹).

¹ Aunque Awokuse (2003) propone una función de producción agregada que incluye capital, trabajo y nivel de producción externo (además de las variables mencionadas anteriormente), debido a la poca disponibilidad de datos para Colombia la especificación adoptada solo incluye producción, exportaciones y términos de intercambio.

Series y orden de integración

a. Datos

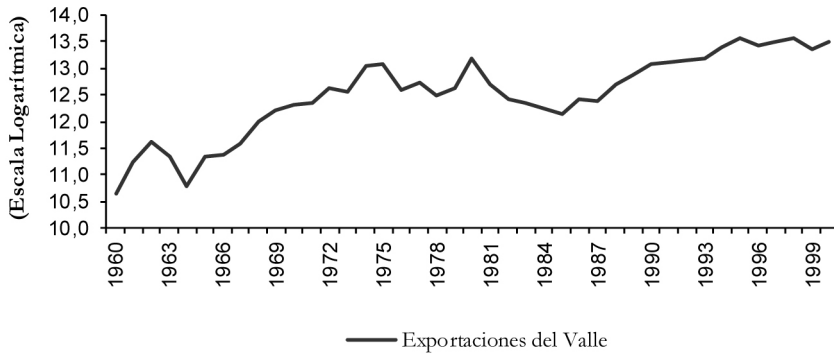
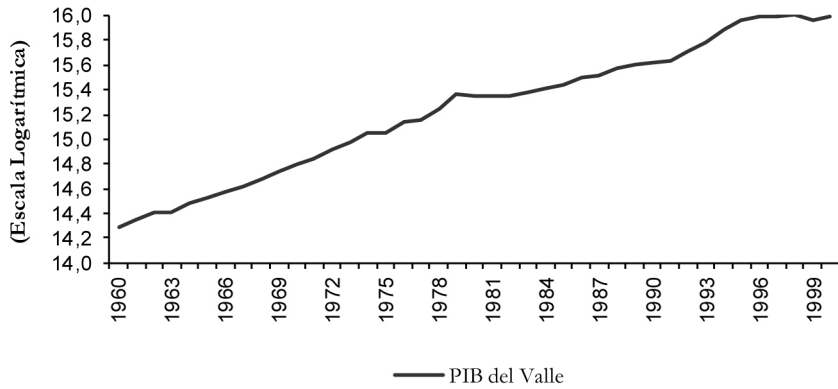
Las series empleadas corresponden a datos anuales para el período 1960-2000. Estas series son exportaciones reales de bienes, en miles de dólares, deflactadas con el Índice de Precios al Consumidor en Estados Unidos (1994 = 100) para el Valle del Cauca (x_t), Producto Interno Bruto (PIB) en millones de pesos, a precios de 1994 para el Valle del Cauca (y_t). Como variable de control, se incluye en la especificación departamental el PIB en millones de pesos, a precios de 1994 para Colombia (y_t^*), la cual permite controlar incrementos en la producción departamental generados por incrementos en la producción nacional (choques externos). La segunda variable de control incluida en la especificación es la Tasa de Cambio Real (TCR), con base 1994 (e_t) como *proxy* para los términos de intercambio.

Para efectos de la comparación de los resultados obtenidos, se lleva a cabo el mismo análisis a nivel nacional. En este orden de ideas, las otras series empleadas son las exportaciones reales de bienes en miles de dólares deflactadas con el IPC de Estados Unidos (1994 = 100) para Colombia (x_t^*), y la producción (PIB) colombiana (y_t^*).

La información correspondiente a las exportaciones para el Valle y Colombia, así como al PIB nacional, es obtenida a través del DANE. La TCR es obtenida del Banco de la República. El PIB para el Valle es suministrado por la base de datos de la Universidad ICESI² y el IPC de Estados Unidos (empleado para deflactar las exportaciones) tiene como fuente el *Bureau of Labor Statistics* de Estados Unidos. El gráfico 2 presenta el logaritmo de las exportaciones y del PIB para el Valle del Cauca.

² Esta serie corresponde a un empalme, realizado por el Departamento de Economía de la Universidad Icesi, de las series de Cuentas Regionales del DANE y el Estudio de Inandes.

Gráfico no. 2. Exportaciones y PIB reales (en logaritmos) para el Valle del Cauca, 1960 – 2000



b. Orden de integración de las series

Antes de llevar a cabo la estimación del modelo, es necesario determinar 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. La estacionaridad de las series es analizada empleando la

prueba de Dickey-Fuller (1979) aumentada (ADF)³, la prueba de Phillips-Perron (1988) y la prueba no paramétrica de Breitung (2001). Adicionalmente, se efectúa la prueba de raíces unitarias de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (KPSS), cuya hipótesis nula corresponde a la presencia de un proceso estacionario versus la hipótesis alterna de una raíz unitaria. Los resultados de estas pruebas, tanto para los niveles de las series como para sus primeras diferencias, son reportados en la tabla 1. Como se puede apreciar, los resultados de estas cuatro pruebas brindan evidencia a favor de que las series consideradas son integradas de orden uno $I(1)$.

Tabla no. 1. Pruebas de raíces unitarias para los logaritmos de las series 1960 - 2000

Pruebas de Raíces Unitarias								
Estadísticos para cada una de las pruebas								
Niveles /1				Primeras Diferencias /2				
	ADF		Breitung (2002) /3	KPSS	ADF		Breitung (2002) /3	KPSS
y_t	-1,6853	-2,2900	0,0134°	0,1302+	-3,2387°°	-23,7800°°	0,0077°°	0,3243
x_t	-2,3900	-8,6600	0,0090°	0,1072	-1,9095	-32,3400°°	0,0032°°	0,2207
	-0,5943	1,8500	0,0194	0,1440+	-2,3178	-20,1100°°	0,0239	0,3943+
	-2,6210	-9,1700	0,0043	0,1199+	-3,0263°°	-27,3300°°	0,0015°°	0,1640
e_t	-2,6529	-3,7900	0,0046	0,1362+	-3,8636°°	-15,9200°°	0,0019°°	0,1708

ADF, PP y Breitung (2002): Corresponden a los respectivos estadístico de la prueba de estacionaridad de Dickey-Fueller Aumenta, Phillips-Perron y Breitung (2002), respectivamente

KPSS: Corresponde al estadístico de la prueba de raíces unitarias de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992).

(°): 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%

/1: En todos los casos las series presentan un crecimiento en el tiempo y por tanto una tendencia fue incluida en la correspondiente Hipótesis Nula o Alterna, según sea el caso.

/2: En todos los casos las primeras diferencias de las series no presentan un crecimiento en el tiempo y por tanto ninguna tendencia fue incluida en la correspondiente Hipótesis Nula o Alterna, según sea el caso.

/3: La decisión es basada en valores críticos simulados a partir de 1000 repeticiones para un proceso Gaussiano.

³ Dado que se observa un crecimiento en el logaritmo de todas las series, se contrasta la hipótesis nula de la presencia de una raíz unitaria con “*drift*”, con la hipótesis alterna de un proceso estacionario alrededor de una tendencia. Para el caso de la prueba ADF, el número óptimo de rezagos es determinado por medio de los criterios de información de Akaike (AIC) y el bayesiano de Schwarz (SBC).

Relación de largo plazo

Cointegración

Inicialmente, para determinar 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). Los resultados de esta prueba para el caso vallecaucano son reportados en la tabla 2⁴.

Tabla 2 Prueba de cointegración de Johansen (Valle del Cauca)

H _O		H _A		- max
				Estadístico
r = 0		r = 1		28,2 **
r = 1		r = 2		14,9
r = 2		r = 3		5,3
r = 3		r = 4		2,1
(**): Rechaza Ho al 5%.				
H _O		H _A		Trace
				Estadístico
r \neq 0		r = 2		---
r \neq 1		r = 2		---
r \neq 0		r = 3		---
r \neq 1		r = 3		---
r \neq 2		r = 3		---
r \neq 0		r = 4		50,4 **
r \neq 1		r = 4		22,2
r \neq 2		r = 4		7,3
r \neq 3		r = 4		2,1
(**): Rechaza Ho al 5%.				

Los resultados de la prueba de cointegración de Johansen indican que, para el Valle del Cauca, las variables y_t , x_t , y_t^* y e_t están cointegradas y existe un vector de cointegración. Para la especificación del caso colombiano, los resultados de la prueba de cointegración (reportados en el anexo) señalan que las variables y_t^* , x_t^* y e_t están cointegradas, y existe para ellas un vector de cointegración.

⁴ Los resultados de la prueba de Johansen para el modelo del caso colombiano se reportan en el Anexo 1.

Para corroborar los resultados de la prueba de cointegración de Johansen (1988), se efectúa la prueba de cointegración no paramétrica de Bierens (1997). Los resultados de esta prueba (reportados en la tabla 3) soportan la conclusión obtenida por medio de la prueba de Johansen. Así, de acuerdo con estas dos pruebas, las series están cointegradas, con un vector de cointegración. Por tanto, es posible estimar un modelo VAR en niveles.

Tabla no. 3. Prueba de cointegración de Bierens (Valle del Cauca)

H _O	H _A	- min	Región de Rechazo		
		Estadístico	20%	10%	5%
r = 0	r = 1	0,00292 **	(0 - 0,003)	(0 - 0,011)	0 - 0,005)
r = 1	r = 2	0,51514	(0 - 0,037)	(0 - 0,017)	(0 - 0,008)
r = 2	r = 3	1,34857	(0 - 0,134)	(0 - 0,076)	(0 - 0,046)
r = 3	r = 4	5,43153	(0 - 0,400)	(0 - 0,244)	(0 - 0,158)

(**) Rechaza Ho al 5%.

C. Prueba de Causalidad de Granger

Una vez constatada la existencia de una relación de largo plazo entre las variables que conforman el vector Z_t (tanto para la versión vallecaucana como para la nacional), se puede emplear la prueba de Causalidad de Granger (1969) en un ambiente multivariado a partir del respectivo modelo VAR en niveles. Los resultados de la estimación del VAR⁵ se reportan en la tabla 4.

De acuerdo con lo reportado en la tabla 4, el estadístico t asociado al coeficiente de x_{t-1} en la ecuación donde la variable dependiente es Y_t , no permite rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente es igual a cero. Dado que este coeficiente no es significativo, no es posible encontrar evidencia fuerte que soporte la hipótesis de crecimiento económico basado en exportaciones para el Valle del Cauca durante el período 1960-2000. Por otro lado, dado que

⁵ De acuerdo con los criterios de información de Hannan-Quinn y Schwarz, se determina que el número óptimo de rezagos para el modelo VAR departamental es de uno. Así, el correspondiente VAR es: $Z_t = \Phi_0 + \Phi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$. Donde $Z_t^T = [y_t, x_t, y_t^*, e_t]$, Φ_0 representa un vector de constantes, Φ_1 representa una matriz de coeficientes asociados a los primeros rezagos de las variables involucradas en el sistema, y ε_t representa un vector de residuos no correlacionados (ruido blanco).

el coeficiente asociado al primer rezago del PIB para el Valle del Cauca (y_{t-1}) en la segunda ecuación es significativo al 99% de confianza, se concluye que la producción causa a lo Granger las exportaciones. Lo anterior señala que existe evidencia para afirmar que la hipótesis “*Growth-driven exports*” se cumple para el Valle del Cauca.

Tabla no. 4. Modelo VAR (Valle del Cauca) y causalidad Granger. 1960 - 2000

Variable Dependiente				
Estadísticos t entre paréntesis				
	FIML y_t	FIML x_t	FIML y_t^*	FIML e_t
<i>Constante</i>	-0,5022 (-1,080)	5,2905 (1,620)	0,3018 (1,140)	-0,2186 (-0,190)
y_{t-1}	0,6713 (3,750) ***	3,3791 (2,690) ***	-0,0153 (-0,150)	0,1550 (0,360)
x_{t-1}	-7,04E-06 (0,000)	0,5180 (5,070) ***	-0,0046 (-0,560)	-0,0620 (-1,770) *
y_{t-1}^*	0,3099 (1,700) *	-3,1862 (-2,490) **	0,9850 (9,500) ***	-0,0542 (-0,120)
e_{t-1}	0,0344 (0,830)	1,0780 (3,700) ***	0,0647 (2,740) ***	0,9102 (9,010) ***
R^2	0,9965	0,9135	0,9988	0,8509
<i>Wald</i>	11443,10 ***	422,27 ***	33663,38 ***	228,29 ***
<i># de Obs.</i>	40	40	40	40

FIML: Full Information Maximum Likelihood.

Nota: Estadístico Wald prueba significancia conjunta de los coeficientes

(*), (**), (***): Significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente

La estimación del respectivo modelo VAR para el caso colombiano se reporta en el anexo 2. Los resultados de ésta corroboran las conclusiones generadas a partir de los datos para el Valle del Cauca. La causalidad a lo Granger va de crecimiento económico a exportaciones y no en el sentido contrario.

Es importante anotar que si bien Sims, Stock y Watson (1990) muestran que la inferencia a partir de un VAR en niveles es válida, esta aproximación para realizar la prueba de causalidad de Granger tiene algunas limitaciones. Éstas, básicamente, radican en la dependencia en la prueba previa de cointegración y

su inaplicabilidad a sistemas con variables integradas de diferente orden. Toda y Yamamoto (1995) proponen una manera alternativa y complementaria a la de Sims, Stock y Watson (1990), que previene los posibles sesgos del proceso previo de prueba de raíces y de cointegración.

El procedimiento de Toda y Yamamoto (1995) emplea una prueba de Wald modificada (MWALD) para comprobar restricciones de los parámetros de un modelo VAR(p), el cual posee una distribución asintótica Chi-cuadrada con p grados de libertad cuando se estima un VAR(p+d(max)), donde d(max) corresponde al máximo orden de integración de las series que componen el sistema. Esta prueba está compuesta de dos pasos. El primero implica la determinación del orden de integración de las series, por medio de pruebas de raíces y el número óptimo de rezagos del modelo VAR empleando algún criterio de información. Así se determina d(max) y p. El segundo paso corresponde a estimar un modelo VAR con p+d(max) rezagos y efectuar la prueba de causalidad de Granger, aplicando la prueba estándar de Wald a los primeros p coeficientes del modelo VAR (es decir no todos los coeficientes rezagados).

El procedimiento de Toda y Yamamoto también fue empleado para el caso tanto vallecaucano como nacional, obteniéndose los mismos resultados de la prueba convencional de causalidad sugerida por Sims, Stock y Watson (1990)⁶. Existe, pues, suficiente evidencia en contra de la hipótesis del crecimiento basado en exportaciones a favor de un modelo de “*Growth-driven Exports*” para el Valle del Cauca.

D. Función impulso respuesta

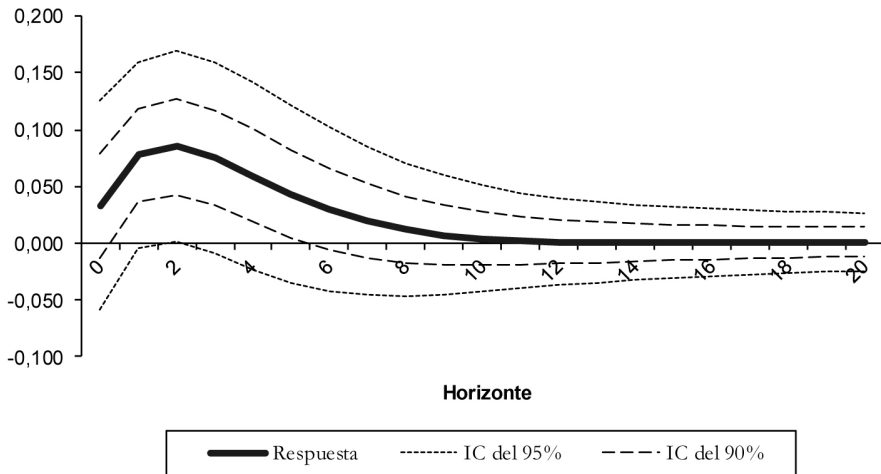
Otra forma de confirmar las conclusiones derivadas de la prueba de causalidad supone examinar los efectos que diferentes impulsos puedan generar sobre las variables del sistema. En el gráfico 3 se presentan las funciones impulso-respuesta relevantes para el sistema departamental. El panel superior del gráfico muestra la respuesta de las exportaciones (en logaritmos) frente a un impulso de una unidad en la producción para un horizonte de 20 períodos. Los puntos alrededor de la función impulso-respuesta representan intervalos de

⁶ Estos resultados no se presentan con el fin de ahorrar espacio.

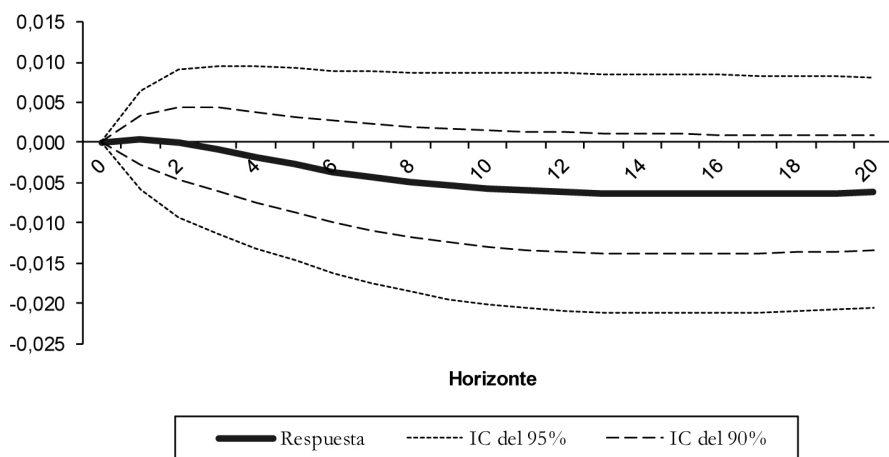
confianza del 90% y 95%. Se observa que, ante un impulso en el PIB regional, las exportaciones del Valle del Cauca responden aumentando a partir del primer período (con un nivel de confianza del 90%). Este efecto se mantiene hasta el segundo período, donde comienza a decaer hasta desaparecer en el sexto. A partir de este último, la variable retorna a su equilibrio de largo plazo. La función impulso-respuesta obtenida para el PIB corrobora los resultados obtenidos por la prueba de causalidad, ya que esta variable no responde ante un impulso de una unidad en las exportaciones (panel inferior del gráfico 3).

Gráfico no. 3. Función impulso – respuesta

a. Respuesta de las exportaciones del Valle del Cauca ante impulsos en el PIB



b. Respuesta del PIB ante impulso en las exportaciones del Valle del Cauca



Los resultados obtenidos por medio de las funciones de impulso-respuesta para el caso colombiano son consistentes con lo mencionado anteriormente para el Valle del Cauca. Primero, la producción no responde ante impulsos en las exportaciones. Segundo, las exportaciones responden positivamente frente a un cambio inesperado en el PIB a un nivel de significancia del 5% hasta el tercer período (horizonte)⁷.

Comentarios finales

Este documento investiga la validez de la hipótesis del crecimiento económico basado en exportaciones en el departamento del Valle del Cauca siguiendo la especificación propuesta por Jin (2002). Para este fin, se emplea un modelo VAR multivariado con el objeto de determinar las posibles relaciones causales. Se emplea la prueba de causalidad de Granger (como lo sugieren Sims, Stock y Watson (1990) y siguiendo la modificación propuesta por Toda y Yamamoto (1995)), así como las funciones impulso-respuesta para las variables más relevantes del sistema.

⁷ Ver anexo 3.

Los resultados de las pruebas de cointegración muestran que existe una relación de largo plazo entre el sistema considerado. La prueba de Johansen (1990), así como la no paramétrica de Bierens (1997), determinan que existe un vector de cointegración. Por medio del modelo VAR, se determina que la relación causal va de crecimiento a exportaciones y no en el sentido contrario; por lo tanto, no es posible encontrar evidencia suficiente para validar la hipótesis de crecimiento económico basado en exportaciones. Al contrario, se encuentra evidencia que sustenta la hipótesis de exportaciones impulsadas por incrementos en la producción (*Growth-driven Exports*) para el Valle del Cauca durante el período 1960-2000. El ejercicio también se realiza a nivel nacional, encontrando resultados congruentes con los obtenidos a nivel departamental. Por lo demás, las funciones de impulso-respuesta señalan que el PIB no responde ante variaciones inesperadas en las exportaciones, mientras que las exportaciones aumentan frente a un impulso en el PIB, reforzando la conclusión anteriormente mencionada.

Estas conclusiones señalan que en el Valle del Cauca no se ha presentado un crecimiento económico fundamentado en las exportaciones. Lo anterior hace pensar que la política comercial regional del departamento durante las últimas cuatro décadas no ha sido efectiva, o por lo menos no ha logrado que el sector externo vallecaucano se convierta en motor de la economía departamental. Por el contrario, las exportaciones en el Valle del Cauca se han incentivado gracias al crecimiento económico de la región durante el período de referencia. Estos resultados llevan a plantear muchos interrogantes para futuras investigaciones que permitan indagar sobre la naturaleza de las exportaciones en el departamento y la dinámica del nivel de su actividad económica. Es importante determinar qué tipo de bienes ha tenido un mejor desempeño y qué efectos supone eso sobre el crecimiento económico en el Valle del Cauca. La respuesta a esta inquietud adquiere un carácter esencial en una coyuntura como la actual en la que se empieza a implementar un tratado de libre comercio.

Referencias

- Abdulai, A. and Jaquet, P. [2002]. Exports and Growth: Cointegration and Causality Evidence for Côte d'Ivoire. *African Development Review*, 14 (1), 1-17.
- Awokuse, T. [2003]. Is the Export-led Growth Hypothesis Valid for Canada? *Canadian Journal of Economics*, 36 (1), 126-136.
- Balaguer, J. and Cantavella-Jordá, M. [2001]. Examining the Export-led Growth Hypothesis for Spain in the Last Century. *Applied Economics Letters*, 8, 681-685.
- Balassa, B. [1978]. Exports and Economic Growth: Further Evidence. *Journal of Development Economics*, 5 (2), 181-189.
- Bierens, H. J. [1997]. Nonparametric Cointegration Analysis. *Journal of Econometrics*, 77, 379-404.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. [1979]. Distribution of the Estimators for Autoregression Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. [1987]. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Granger, C. W. [1969]. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424-38.
- Grossman, G. M. and Helpman, E. [1991]. *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, USA: MIT Press.
- Helpman, E. and Krugman, P. [1985]. *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- INANDES [2003]. Análisis de la estructura y evolución de la economía de Caldas a partir de las cuentas departamentales. Julio.
- Jin, J. C. [2002]. Exports and Growth: is the Export-led Growth Hypothesis Valid for Provincial Economies? *Applied Economics Letters*, 34, 63-76.
- Johansen, S. [1988]. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Kaldor, N. [1967]. *Strategic Factors in Economic Development*. Ithaca, USA: Cornell University.
- Kónya, L. [2000]. Export-led Growth or Growth-Driven Export? New Evidence from Granger Causality Analysis on OECD Countries. *Central European University Working Paper*, 15.

- Krugman, P. R. [1984]. Import Protection as Export Promotion. In H. Kierzkowski, (Ed.) *Monopolistic Competition in International Trade*. Oxford: Oxford University Press.
- Lancaster, K. [1980]. Intra-industry Trade under Perfect Monopolistic Competition. *Journal of International Economics*, 10, 151-175.
- MacKinnon, J. G. [1991]. Critical Values for Cointegration Tests. In R. F. Engle, and C. W. Granger (Ed.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (pp 267-276) Oxford: Oxford University Press.
- McKinnon, R. [1964]. Foreign Exchange Constraint in Economic Development and Efficient aid Allocation. *Economic Journal*, 74, 388-409.
- Panas, E. and Vamvoukas, G. [2002]. Further evidence on the Export-led Growth Hypothesis. *Applied Economics Letters*, 9, 731-735.
- Phillips, P. and Perron P. [1988]. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Sharma, A. and Panagiotidis, T. [2004]. An Analysis of Exports and Growth in India: Cointegration and Causality Evidence (1971-2001), forthcoming in the *Review of Development Economics* (2004).
- Sims, C. A. [1980]. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sims, C. A., Stock, J. H., and Watson, M. W. [1990]. Inference in Linear Time Series Models with Unit Roots. *Econometrica*, 58, 113-144.
- Toda, H. Y., and Yamamoto, T. [1995]. Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.

ANEXO 1: Prueba de Cointegración de Johansen (Colombia) 1960 - 2000.

- max	Variables Dependientes	$\frac{y_t^* \quad y_t^*}{x_t^*}$	$\frac{y_t^* \quad x_t^* \quad y_t^* \quad e_t^*}{}$
H_0	H_A	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	73,9 **	80,5 **
$r = 1$	$r = 2$	9,6 **	18,4
$r = 2$	$r = 3$	---	6,3
$r = 3$	$r = 4$	---	---

(**): Rechaza H_0 al 5%.

Trace	Variables Dependientes	$\frac{y_t^* \quad y_t^*}{x_t^*}$	$\frac{y_t^* \quad x_t^* \quad y_t^* \quad e_t^*}{}$
H_0	H_A	Estadístico	Estadístico
$r \leq 0$	$r = 2$	83,5 **	---
$r \leq 1$	$r = 2$	9,6 **	---
$r \leq 0$	$r = 3$	---	101,6 **
$r \leq 1$	$r = 3$	---	21,1 **
$r \leq 2$	$r = 3$	---	6,3

(**): Rechaza H_0 al 5%.

ANEXO 2: Modelo VAR (Colombia) y Causalidad de Granger 1960 - 2000.

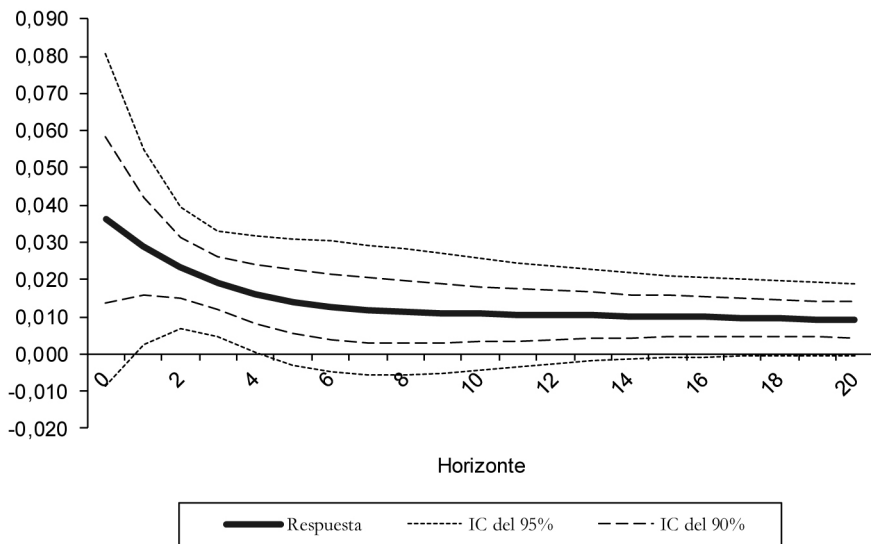
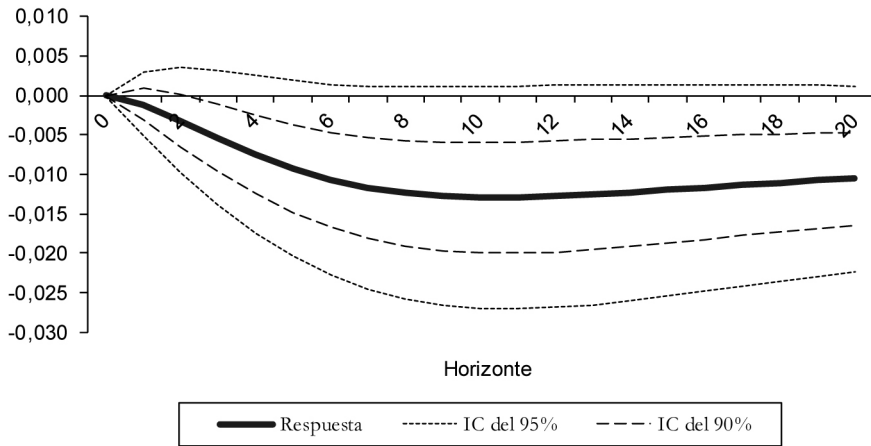
Variable Dependiente			
Estadísticos t entre paréntesis			
	FIML \mathcal{Y}_t^*	FIML \mathcal{X}_t^*	FIML e_t
<i>Constante</i>	0,3776 (3,740) ***	-0,8681 (1,380)	-0,3526 (-0,840)
\mathcal{Y}_{t-1}^*	0,9702 (45,290) ***	0,3004 (2,240) **	0,2410 (2,720) ***
\mathcal{X}_{t-1}^*	-0,0059 (-0,310)	0,6543 (5,460) ***	-0,1939 -2,45 **
e_{t-1}	0,0610 (2,960) ***	0,2207 (1,720) *	0,8102 (9,530) ***
R^2	0,9988	0,9591	0,8600
<i>Wald</i>	33380,96 ***	(937,940) ***	245,70 ***
<i># de Obs.</i>	40	40	40

FIML: Full Information Maximum Likelihood.

Nota: Estadístico Wald prueba significancia conjunta de los coeficientes

(*), (**), (***): Significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente

ANEXO 3: Funciones impulso respuesta (Colombia) 1960 - 2000.



Sobre los autores

Diego Cagüañas

Candidato a doctor en antropología y estudios históricos de The New School for Social Research, Nueva York. Magister en filosofía y análisis cultural de la Universidad de Ámsterdam. Filósofo y antropólogo de la Universidad de los Andes. Entre sus áreas de investigación se encuentran la cultura y el psicoanálisis, la antropología histórica y la teología política. Forma parte de los grupos de investigación Nexos y Grupo de Estudios de Región, ambos de la Universidad Icesi. Entre sus publicaciones se encuentran *Mundos en la estela del desastre (Esbozos para una historia de la finitud)*, de próxima publicación por la Editorial Uniandes; “Tras el animal: Dos persecuciones ontológicas”, publicado en *CS*, 7, enero-junio de 2011; y “Las distancias del creer: Secularización, idolatría y el pensamiento del otro”, publicado en *Revista de Estudios Sociales*, 34, diciembre de 2009.

Enrique Rodríguez Caporali

Sociólogo. Estudió comunicación social y es candidato a doctor en historia. Se desempeña como jefe del Departamento de Estudios Sociales de la Universidad Icesi. En la actualidad trabaja temas de historia y sociología urbanas, así como temas sobre las burocracias públicas. Es coordinador de la línea de investigaciones en Estudios regionales e históricos del grupo Nexos, perteneciente a la Facultad de Derecho y Ciencias sociales de la Universidad Icesi. Recientemente ha publicado “Ciudadanos y amigos: relaciones sociales y políticas en Cali, 1906-1930”, uno de los capítulos del libro *Historia de Cali, siglo XX*.

José Darío Sáenz

Magíster en sociología de la Universidad del Valle. Especialista en teorías y métodos en investigación en sociología de la misma universidad. Licenciado en ciencias sociales de la Universidad Santiago de Cali. Magíster en estudios políticos de la Universidad Javeriana. Se desempeñó como profesor durante cinco años en el programa de sociología de la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas de la Universidad del Valle, y actualmente es profesor del Departamento de Estudios Políticos de la Facultad de Derecho y Ciencias Sociales de la Universidad Icesi. Entre sus investigaciones se encuentran “Elites políticas, partidos y algunas

políticas públicas en Cali: 1958-1998”; “Regímenes de representación en élites políticas en Cali: 1910-1948”; y “La Intervención histórica en Cali”. Actualmente es investigador en los proyectos “Redes, actores e instituciones” y “Configuración de la burocracia en el Departamento del Valle en la primera mitad del siglo XX”, llevados a cabo en la Universidad Icesi.

Jaime Eduardo Londoño Motta

Doctor en historia de la Universidad Andina Simon Bolívar, Quito. Magister en historia de la Universidad Industrial de Santander. Profesor de tiempo completo del Departamento de Estudios Sociales de la Universidad Icesi y miembro del grupo de investigación Nexos de la misma universidad. Entre sus últimas publicaciones se encuentra el libro *Mac: empresa y familia, medio siglo de energía* (2007).

Julio César Alonso

Economista, magister en economía y estadística, y doctor en economía de la Universidad Estatal de Iowa, Estados Unidos. Es profesor de economía en la Universidad Icesi, donde también dirige el Centro de Investigaciones en Economía y Finanzas – CIENFI. Entre sus publicaciones más recientes se encuentran (en co-autoría) *Bilingüismo en Santiago de Cali: análisis de los resultados de las pruebas SABER 11 y SABER PRO* (2012), *Indicadores para el seguimiento de la Industria Cultural de Cali* (2011), y “Los retos también aparecen desde la ilegalidad”, parte del libro *Análisis y propuestas creativas ante los retos del nuevo entorno empresarial* (2011). Ha sido consultor de empresas como COOMEVA y Asocaña.

Carlos Ignacio Patiño

Economista con maestría en gerencia y políticas públicas de la Universidad Carnegie Mellon, Estados Unidos. Ha sido consultor y analista de diversas instituciones colombianas y norteamericanas, entre ellas Corficolombiana, Telefónica Telecom y PNC Financial Services Group. Trabajó como asistente de investigación en Fedesarrollo y el Banco de la República.