

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

Por:
Julio César Alonso
Carlos Ignacio Patiño F.

No. 2, Marzo 2005

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

Julio César Alonso C.¹
Carlos Ignacio Patiño F.²
Febrero de 2005.

Resumen: Este documento investiga la validez de la hipótesis de crecimiento económico basado en el incremento de las exportaciones empleando datos anuales para el Valle del Cauca durante el periodo 1960 – 2000. No se encuentra evidencia suficiente para validar la relación causal que supone la hipótesis de crecimiento económico basado en exportaciones. Se emplea un modelo VAR que incluye la producción y exportaciones departamentales, y dos variables de control, producción nacional y tasa de cambio real. Los resultados obtenidos suponen una relación causal que va de producción a exportaciones. Las funciones de impulso respuesta estimadas indican que la producción en el Valle del Cauca genera un impacto positivo en las exportaciones mientras que el hecho contrario no ocurre. Los resultados obtenidos para el Valle del Cauca son consistentes con los obtenidos a nivel nacional.

Abstract: This document investigates the validity of the export-led growth hypothesis using annual data for the Valle del Cauca (Colombia) from 1960 to 2000. No evidence is found to support the causal relation behind the export-led growth hypothesis. A VAR model that includes the regional output, the regional exports and, two control variables: national output and real exchange rate is employed. The results show a causal relation that goes from output to exports. The estimated impulse-response functions indicate that output in the Valle del Cauca generates a positive impact on exports while the opposite does not occur. The regional level results (Valle del Cauca) are consistent with the national level results (Colombia).

Palabras Claves: Export-led-growth; Growth-driven exports; Prueba de Causalidad; Exportaciones; Valle del Cauca

Clasificación JEL: F43, C32

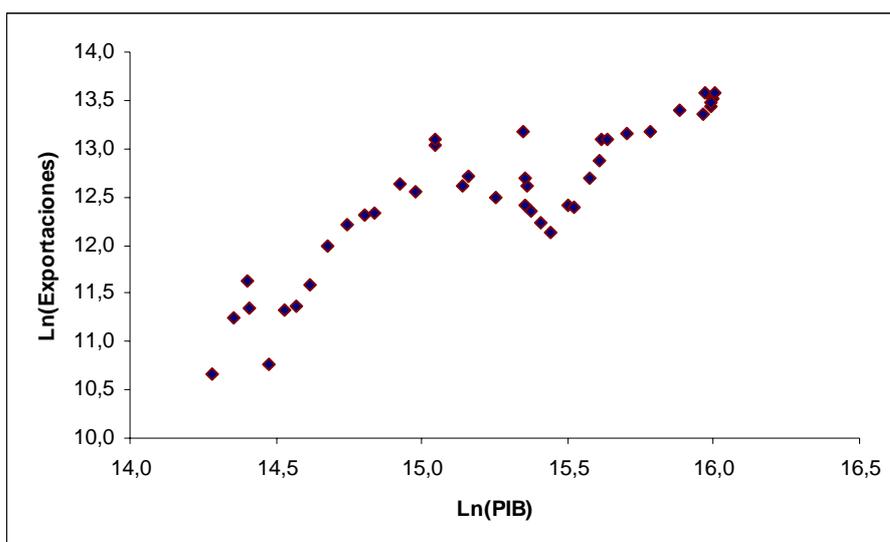
¹ Profesor del Departamento de Economía de la Universidad Icesi
Universidad ICESI – Cali, Calle 18 No 122 – 135. Telf. (2) 5552334. jcalonso@icesi.edu.co

² Estudiante de Economía y Negocios Internacionales de la Universidad Icesi. carlospatino@correo.icesi.edu.co

I. INTRODUCCIÓN

El crecimiento promedio del PIB del Valle del Cauca en el período 1990-95 fue del 6.1%; al 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 crecía 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 ¿es la dinámica del PIB la que provoca el comportamiento dinámico de las exportaciones?

Gráfico 1. Diagrama de dispersión de las Exportaciones y PIB (en logaritmos) para el Valle del Cauca. 1960 – 2000.



FUENTE: DANE, ICESI y cálculos propios.

La relación causal existente entre exportaciones y crecimiento económico ha sido debatida ampliamente en la literatura internacional durante varias décadas sin llegar a ningún consenso (Panas y Vamvoukas (2002), Balaguer y Cantavella-Jordá (2001), Abdulai y Jaquet (2002), Awokuse (2003), Sharma y Panagiotidis (2003) y Jin (2002)). Estos estudios han tratado de comprobar la

hipótesis de crecimiento económico basado en el incremento de las exportaciones, empleando diferentes especificaciones, datos y periodos. La motivación de estos estudios ha sido determinar si un país debe promover las exportaciones para acelerar el crecimiento económico o si debe focalizar sus esfuerzos a otro tipo de medidas que faciliten el crecimiento económico para finalmente impulsar las exportaciones. La evidencia empírica encontrada a nivel internacional en estos 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 encontrado evidencia en 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 a 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) según Helpman y Krugman (1985), las exportaciones permiten la explotación de economías a escala en pequeñas economías abiertas, (ii) McKinnon (1964) argumenta que las exportaciones generan un intercambio que permite

incrementar los niveles de importaciones de bienes de capital y de bienes intermedios, (iii) Grossman y Helpman (1991) sugieren que el incremento en las exportaciones promueve la transferencia y difusión de nuevas tecnologías en el largo plazo y finalmente, (iv) Balassa (1978) argumenta que el incremento en la competencia generado a raíz de las exportaciones causa una mayor eficiencia. 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 en últimas, incentiva las exportaciones. Finalmente, es preciso apuntar que ambos enfoques no son excluyentes. Pueden 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 y 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 periodo 1960 – 2000 y adoptando las

especificaciones propuestas por Jin (2002) para el caso del Valle del Cauca y la de Awokuse (2003) para efectos de la comparación con el caso colombiano.

El resto de este documento esta organizado de la siguiente forma: en la sección II se lleva a cabo una breve revisión bibliográfica de los estudios empíricos previos sobre el tema y se presenta la especificación del modelo a emplear, en la sección III se analizan las propiedades estadísticas de las series (raíces unitarias y cointegración), en la sección IV se presenta un modelo VAR que permite evaluar la causalidad entre las variables. Finalmente, en la sección V se presentan algunos comentarios finales.

II. EXPORTACIONES Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: EL MODELO A CONTRASTAR

Como se mencionó, la mayoría de los estudios que intentan encontrar evidencia que soporte la hipótesis de crecimiento económico basado en las exportaciones o la hipótesis de las exportaciones impulsadas por el crecimiento, han sido realizados para el nivel nacional. La evidencia encontrada ha sido mixta y contradictoria. Por ejemplo, Grecia, Panas y Vamvoukas (2002) no encuentran evidencia suficiente para sustentar la hipótesis de crecimiento basado en exportaciones. Igualmente, Sharma y Panagiotidis (2003) llegan a resultados similares al analizar el caso para la India durante el periodo 1971 – 2001. Al contrario, sus resultados 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 periodo 1959 – 1999. Igualmente, Abdulai y Jaquet (2002) encuentran una relación a largo plazo que va de exportaciones a crecimiento económico en Costa de Marfil durante el periodo 1961 – 1997.

Awokuse (2003), emplea un sistema de seis variables para determinar una relación causal unidireccional que va de exportaciones a crecimiento económico en Canadá.

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). En primer lugar, 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 4×1 que 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:

$$Z_t = A + B(L)Z_t + u_t \quad (1.1)$$

Donde A , $B(L)$ y u_t representan un vector 4×1 de constantes, el polinomio del operador de rezagos (L) de dimensiones 4×4 y un vector de de errores no correlaciones ruido blanco.

Siguiendo a Sims (1980) el correspondiente VAR (p) se calcula sin ningún tipo de restricciones en las matrices de coeficientes.

Por otro lado, 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 en (1.1) con un vector Z_t que incluye el PIB nacional, las exportaciones nacionales y la tasa de cambio real (todas medidas en logaritmos)³.

III. SERIES Y ORDEN DE INTEGRACIÓN

A. Datos

Las series empleadas corresponden a datos anuales para el periodo 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); y el 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 la especificación departamental del 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.

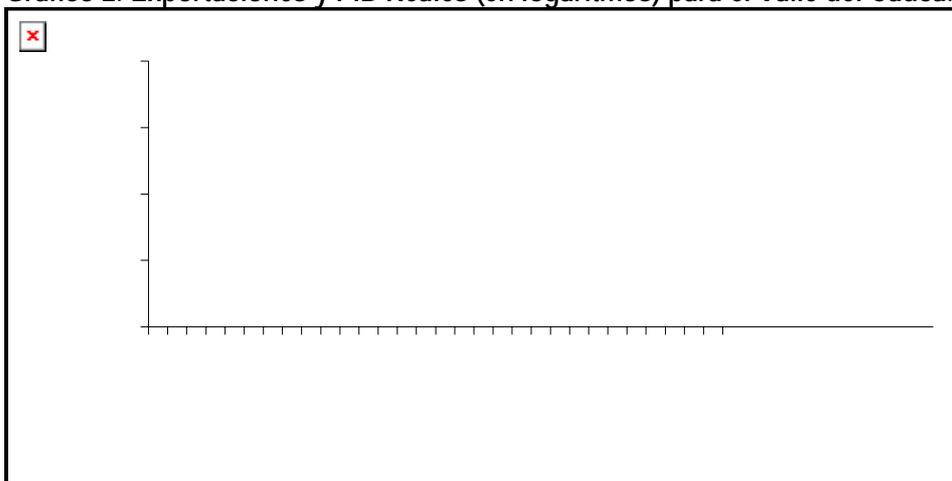
Para efectos de la comparación de los resultados obtenidos, se lleva a cabo el mismo análisis a nivel nacional. En este orden de ideas, las otras series empleadas son: las exportaciones reales de bienes

³ 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.

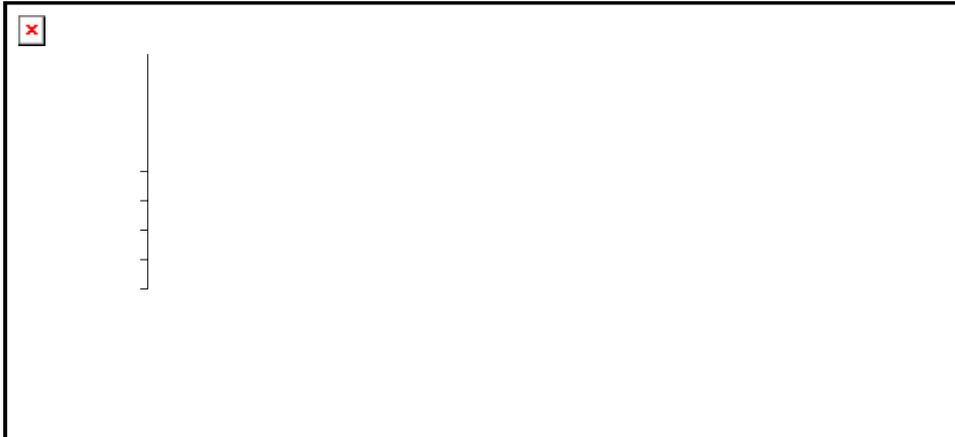
en miles de dólares deflactadas con el IPC de Estados Unidos (1994 = 100) para Colombia (x_t^*) y la producción (PIB) colombiana (y_t^*).

La información correspondiente a las exportaciones para el Valle y Colombia, y el PIB para Colombia 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 ICESI⁴ 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.

Gráfico 2. Exportaciones y PIB Reales (en logaritmos) para el Valle del Cauca. 1960 – 2000.



⁴ 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.



FUENTE: DANE, ICESI y cálculos propios

B. Orden de integración de las series

Antes de llevar a cabo la estimación del modelo (1.1) 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 estacionalidad de las series es analizada empleando la prueba de Dickey-Fuller (1979) aumentada (ADF)⁵, 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 $I(1)$.

⁵ 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" versus 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).

Tabla 1. Pruebas de Raíces Unitarias para los logaritmos de las series. 1960 – 2000.

	Niveles /1				Primeras Diferencias /2			
	ADF	PP	Breitung (2002) /3	KPSS	ADF	PP	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
y_t^*	-0,5943	1,8500	0,0194	0,1440 +	-2,3178	-20,1100 °°°	0,0239	0,3943 +
x_t^*	-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 Alternativa, 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 Alternativa, según sea el caso.

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

FUENTE: Cálculos propios

IV. RELACIÓN DE LARGO PLAZO

A. Cointegración

Para determinar si las variables empleadas en el análisis están o no relacionadas en el largo plazo, inicialmente 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 2⁶.

⁶ Los resultados de la prueba de Johansen para el modelo del caso colombiano se reportan en el Anexo 1.

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

		$\lambda - \max$
H_o	H_A	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 H_o al 5%.

		Trace
H_o	H_A	Estadístico
$r \leq 0$	$r = 2$	---
$r \leq 1$	$r = 2$	---
$r \leq 0$	$r = 3$	---
$r \leq 1$	$r = 3$	---
$r \leq 2$	$r = 3$	---
$r \leq 0$	$r = 4$	50,4 **
$r \leq 1$	$r = 4$	22,2
$r \leq 2$	$r = 4$	7,3
$r \leq 3$	$r = 4$	2,1

(**): Rechaza H_o al 5%.

FUENTE: Cálculos propios

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 (reportados en el anexo), los resultados de la prueba de cointegración señalan que para las variables y_t^* , x_t^* y e_t están cointegradas, y existe un vector de cointegración.

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. De

esta forma, las series se encuentran cointegradas, con un vector de cointegración; por tanto es posible estimar un modelo VAR en niveles.

Tabla 3. Prueba de cointegración de Bierens (Valle del Cauca).

H_o	H_A	$\lambda - \min$	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 H_o al 5%.

FUENTE: Cálculos propios

B. 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 VAR⁷ se reportan en la Tabla 4.

De acuerdo a 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

⁷ De acuerdo a 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).

Valle del Cauca durante el periodo 1960 – 2000. Por otro lado, dado que 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 a las exportaciones. Lo anterior señala que existe evidencia para afirmar que la hipótesis “Growth-driven Exports” se cumple para el Valle del Cauca.

Tabla 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

FUENTE: Cálculos propios

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. Las limitaciones 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 tanto para el caso vallecaucano como nacional, obteniéndose los mismos resultados de la prueba convencional de causalidad sugerida por Sims, Stock y Watson (1990)⁸. De este modo, existe suficiente evidencia en contra de la hipótesis

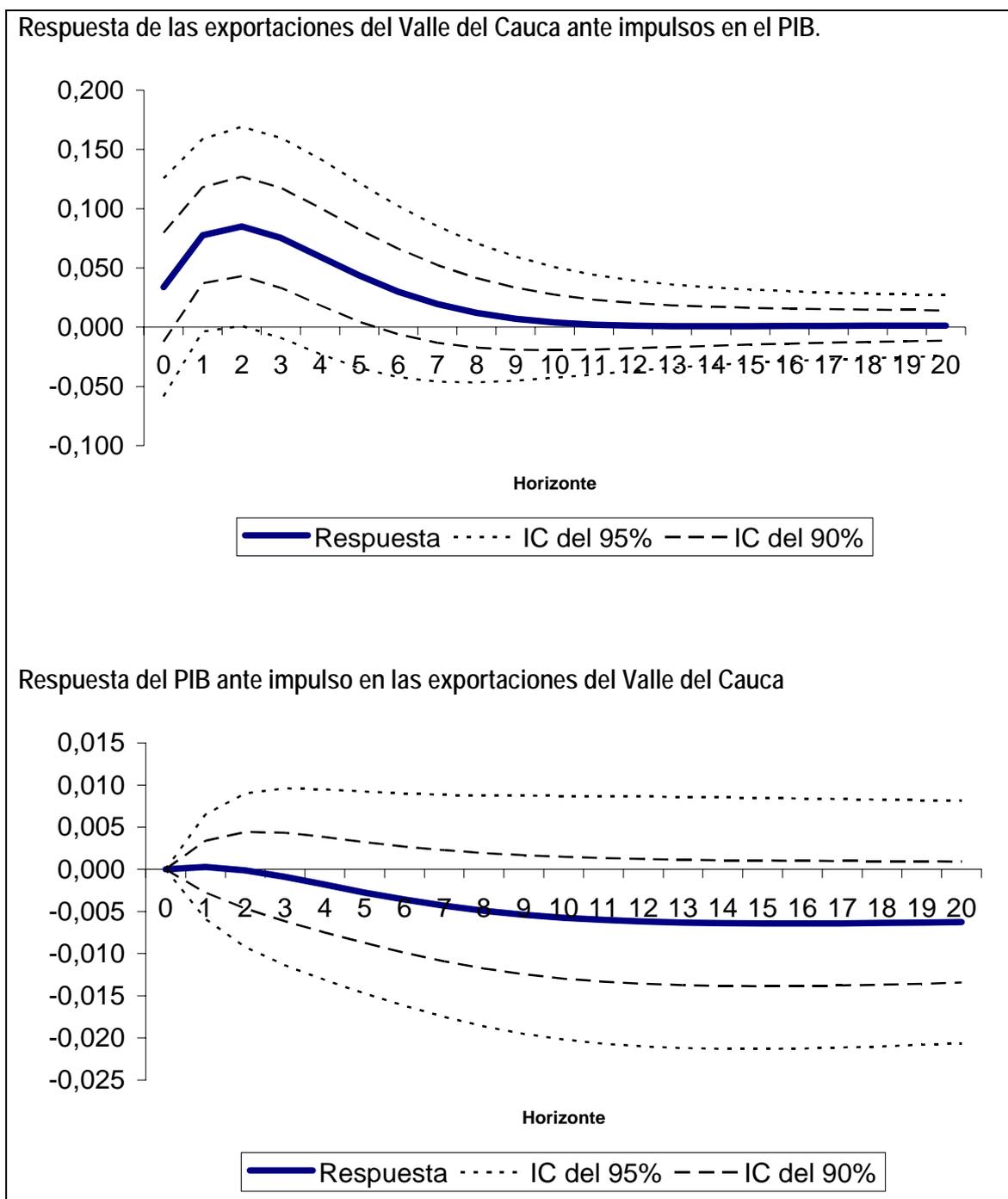
⁸ Estos resultados no se presentan con el fin de ahorrar espacio.

del crecimiento basado en exportaciones a favor de un modelo de "Growth-driven Exports" para el Valle del Cauca.

C. Función impulso respuesta

Otra forma de confirmar las conclusiones derivadas de la prueba de causalidad es examinar los efectos que diferentes impulsos puedan generar sobre las variables del sistema. En el Gráfico 4 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 periodos. Los puntos alrededor de la función impulso respuesta representan intervalos de 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 periodo (con un nivel de confianza del 90%). Este efecto se mantiene hasta el segundo periodo donde comienza a decaer hasta desaparecer el efecto en el sexto período. A partir de éste último, la variable retorna a su equilibrio de largo plazo. Por otro lado, 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 4).

Gráfico 4. Función Impulso – Respuesta.



FUENTE: DANE, ICESI y cálculos propios.

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. En primer lugar, 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 periodo (horizonte)⁹.

V. 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 fin 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.

Los resultados de las pruebas de cointegración muestran que existe una relación a 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 periodo 1960 – 2000. Así mismo el ejercicio se realiza a nivel nacional, encontrando resultados congruentes con los obtenidos a nivel departamental. Por otro lado, las funciones de impulso respuesta señalan que el PIB no responde ante variaciones inesperadas en las

⁹ Ver Anexo 3.

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 Valle del Cauca durante las últimas cuatro décadas no ha sido efectiva o por lo menos no ha logrado que el sector externo vallecaucano se conviertan en el motor de la economía del departamento. Por el contrario, las exportaciones en el Valle del Cauca se han incentivado gracias al crecimiento económico de la región durante el periodo de referencia. Estos resultados llevan a plantear muchos interrogantes para futuras investigaciones que permitan indagar sobre la naturaleza de las exportaciones en el Valle del Cauca y la dinámica del nivel de actividad económica del departamento. Es importante poder determinar qué tipo de bienes han tenido un mejor desempeño y qué efectos supone eso sobre el crecimiento económico en el Valle del Cauca. En especial la respuesta a esta inquietud se convierte en esencial en una coyuntura como la actual en la que se negocia un tratado de libre comercio.

VI. REFERENCIAS

- Abdulai, A. and Jaquet, P. (2002): "Exports and Growth: Cointegration and Causality Evidence for Côte d'Ivoire". African Development Bank, Blackwell Publishers.
- Awokuse, T. (2003): "Is the Export-led Growth Hypothesis Valid for Canada?". *Canadian Journal of Economics*. Vol 36, No 1, pp126-136
- Balaguer, J. and Cantavella-Jordá, M. (2001): "Examining the Export-led Growth Hypothesis for Spain in the Last Century". *Applied Economics Letters*, Vol 8, pp 681-685.

- Balassa, B. (1978): "Exports and Economic Growth: Further Evidence". *Journal of Development Economics*. Vol 5, No 2, pp 181-189
- Bierens, H.J. (1997), "Nonparametric Cointegration Analysis". *Journal of Econometrics* Vol 77, pp 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*, Vol 74, pp 427-431.
- Engle, R.F. and Granger, C.W. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, Vol 55, pp 251-276.
- Granger, C.W. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica*, Vol 37, pp 424-38
- Grossman, G.M. and Helpman, E. (1991): "Innovation and Growth in the Global Economy". Cambridge, MA: 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*, Vol 34, pp 63-76
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12, pp 231-254.
- Kaldor, N. (1967): "Strategic Factors in Economic Development". New York State School of Industrial and Labour Relations, Ithaca, NY: Cornell University.
- Kónya, L. (2000): "Export-Led Growth or Growth-Driven Export? New Evidence from Granger Causality Analysis on OECD Countries". *Central European University*.

- 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*. Vol 10, pp 151-175
- MacKinnon, J.G. (1991): "Critical Values for Cointegration Tests". In *"Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration"*, (Eds) R.F. Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press, Oxford, pp 267-276.
- McKinnon, R. (1964): "Foreign Exchange Constraint in Economic Development and Efficient Aid Allocation". *Economic Journal*. Vol 74, pp 388-409
- Panas, E. And Vamvoukas, G. (2002): "Further Evidence on the Export-led Growth Hypothesis". *Applied Economics Letters*, Vol 9, pp 731-735.
- Phillips, P. and Perron P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika*, Vol 75, pp 335-346.
- Sharma, A. and T. Panagiotidis. (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*, Vol 48, pp 1-48
- Sims, C.A., J.H. Stock y M.W. Watson (1990) "Inference in Linear Time Series Models With Unit Roots". *Econometrica*. Vol 58, pp 113-44
- Toda, H.Y., and T. Yamamoto (1995) "Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes". *Journal of Econometrics*. Vol 66, pp 225-50

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

$\lambda - \max$	Variables Dependientes		$y_t^* \text{ y } x_t^*$	$y_t^*, x_t^* \text{ y } e_t$
	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		$y_t^* \text{ y } x_t^*$	$y_t^*, x_t^* \text{ y } e_t$
	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%.

FUENTE: Cálculos propios.

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

	Variable Dependiente		
	FIML y_t^*	FIML x_t^*	FIML e_t
<i>Constante</i>	0,3776 (3,740) ***	-0,8681 (1,380)	-0,3526 (-0,840)
y_{t-1}^*	0,9702 (45,290) ***	0,3004 (2,240) **	0,2410 (2,720) ***
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.

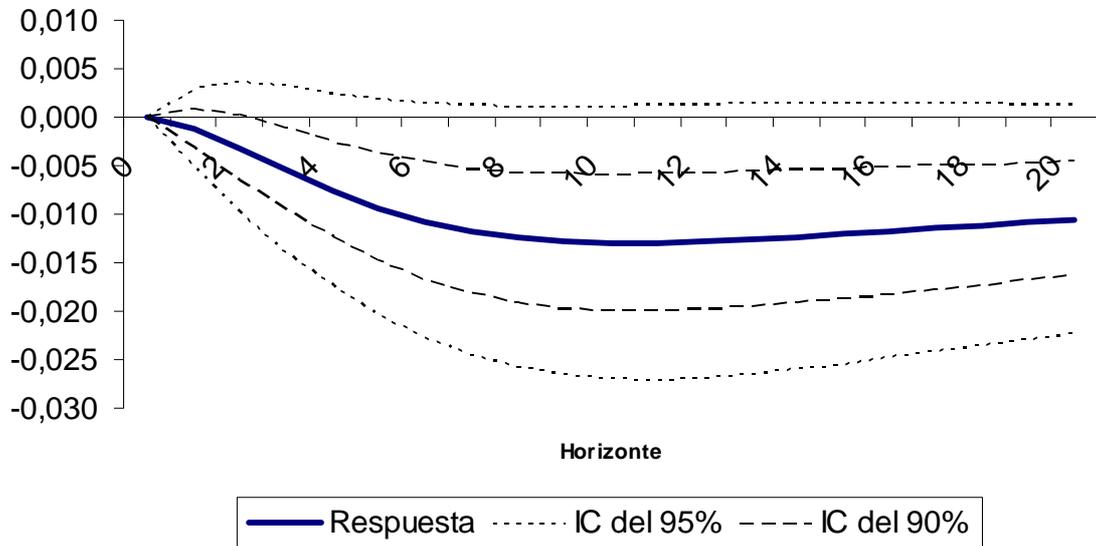
Nota: Estadístico Wald prueba significancia conjunta de los coeficientes

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

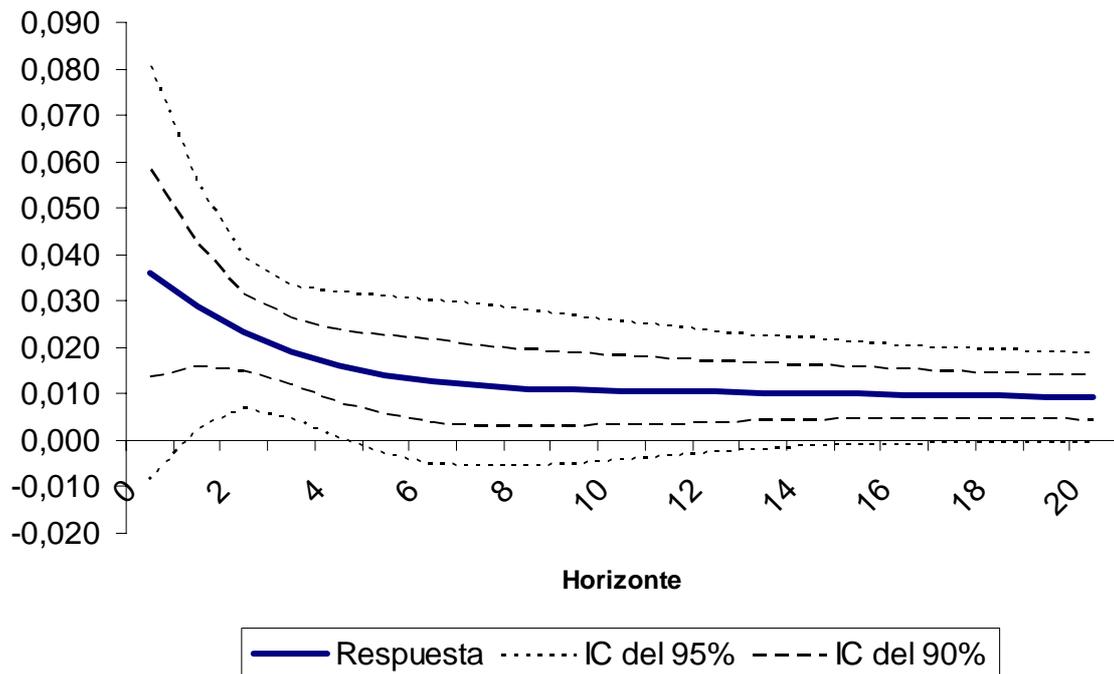
FUENTE: Cálculos propios.

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

Respuesta del logaritmo del PIB ante un impulso en el logaritmo de las exportaciones



Respuesta del logaritmo de las exportaciones ante un impulso en el logaritmo del PIB



FUENTE: DANE, ICESI y cálculos propios.