

# **EL SECTOR AZUCARERO Y LA ECONOMÍA VALLECAUCANA**

**Sasha Magyaroff Castaño**

## **RESUMEN**

Este documento investiga la relación entre el PIB del Valle del Cauca y el sector azucarero empleando datos anuales para el periodo 1961-2009. No se encuentra evidencia suficiente para validar la relación de largo plazo entre el crecimiento económico departamental y la dinámica del sector azúcar. Adicionalmente, no se encuentra evidencia suficiente para afirmar que en el corto plazo exista una relación causal que supone la hipótesis de crecimiento económico basado en el auge de un sector líder. La metodología empleada consta de cuatro modelos VAR que incluye el logaritmo de la producción departamental, el logaritmo de la producción de azúcar, el logaritmo de la producción de caña molida, el logaritmo de los precios internacionales del azúcar, y una variable de control, a saber, el logaritmo de la producción nacional. Los resultados obtenidos indican que si bien hay una correlación entre el sector azucarero y el PIB del Valle, no hay evidencia de causalidad (en ninguno de los dos sentidos, esto es, ni del PIB del Valle hacia el sector azucarero, ni del sector azucarero al PIB del Valle).

**Palabras Claves:** Sector azucarero; Valle del Cauca; Cointegración; Causalidad.

## I. INTRODUCCIÓN

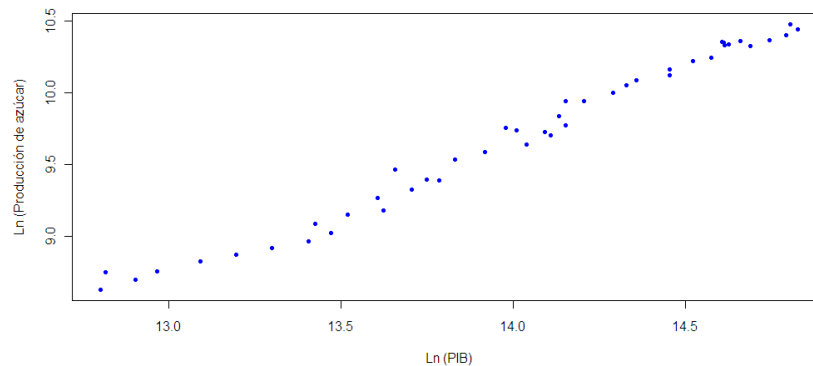
A nivel mundial, Colombia juega un papel importante como productor en el mercado azucarero. Según la Organización Internacional del Azúcar, en lo corrido del año 2007, la producción de 2,28 millones de toneladas de azúcar posicionó al país en el décimo tercer lugar como productor y en el décimo lugar como uno de los principales exportadores de azúcar en el mundo. El mejor desempeño del sector a nivel mundial está relacionado con su dinámica en los últimos años; En efecto, desde el año 2001, el sector ha incrementado su actividad productiva aproximadamente en un 5,24% (Arbeláez, Estacio, & Olivera, 2010).

La actividad del sector azucarero se encuentra distribuida en los departamentos del Valle del Cauca, Cauca, Risaralda y Caldas, mientras la siembra de caña de azúcar se localiza en cuarenta y un municipios de los departamentos mencionados. Sin embargo, la producción de caña de azúcar se encuentra concentrada en el Valle del Cauca, que cuenta con 26 municipios cañicultores de los 42 departamentos y que en 2007 tuvo una participación del 81% en el valor de la producción total de este cultivo (Arbeláez, Estacio, & Olivera, 2010).

Por otra parte, el crecimiento promedio del PIB del Valle del Cauca en el período 1961-2009 fue del 4.31%; Al mismo tiempo la producción de azúcar de este departamento creció a una tasa promedio de 4.19%. Por otro lado, en 1977 la producción de azúcar vallecaucana decreció a una tasa promedio del 8.67% mientras que el PIB crecía a una tasa promedio anual de 5.28% (Alonso, 2005).

Aparentemente existe una relación de largo plazo entre la producción de azúcar y el PIB en el Valle del Cauca (Ver Gráfico 1); pero ¿es el dinamismo de la producción de azúcar el que provoca el crecimiento? O ¿es la dinámica del PIB la que provoca el comportamiento dinámico del sector azucarero?

**Grafico 1. Diagrama de dispersión de la Producción de azúcar y PIB (en logaritmos) para el Valle del Cauca 1961 – 2005.**



Desde comienzos del siglo XX se observa que la construcción del conglomerado del azúcar se dio de la mano con el desarrollo del Valle del Cauca como región. Alrededor de 1920, las oportunidades generadas por el desarrollo de la infraestructura para acceder a nuevos mercados, “en contraste con la carencia en la región de industrias complementarias y de apoyo para las actividades de campo, producción y comercialización, implicó que el establecimiento de nuevos ingenios conllevara la realización de todas las actividades agrícolas, industriales y de comercialización, con recursos propios y bajo su pleno control. Esta estrategia centrada en un modelo de desarrollo “hacia adentro”, condujo finalmente a que los ingenios se convirtieran en grandes empresas, con una fuerte integración vertical, alto número de empleos, abultados gastos de mantenimiento, y escasos niveles de sinergia o complementariedad entre ellos. Un ejemplo propio del modelo de producción “fordista”, en un contexto que acogía a los nuevos empresarios industriales y toleraba las deficiencias propias de un modelo de gestión tradicional” (Centro Nacional de Productividad (CNP) Colombia, 2002). Posteriormente, durante la década de los treinta y tras la crisis mundial de 1929, la adopción del modelo de sustitución de importaciones estimuló la creación de nuevas empresas, la consolidación del mercado y la acumulación de excedentes para invertir en otros sectores. En este periodo se empieza a proteger la industria azucarera a través de aranceles; En efecto, “el arancel a las importaciones se ha conservado y hoy es del 20%. De esta manera se neutraliza la amenaza de importaciones y se protege a la industria de las distorsiones y cambios del mercado internacional. Pero también por esta vía se permite a las empresas mantener altos costos de producción, altos precios internos y con ello, retrasar algunos cambios estratégicos que la industria necesita” (Centro Nacional de Productividad (CNP) Colombia, 2002).

Sin embargo, centrar el despegue y auge de una región en el desarrollo de un producto líder, puede poner en peligro la economía en periodos en los que el sector no funcione como se espera. En efecto esto fue lo que ocurrió durante finales del siglo XIX y comienzos del siglo XX, cuando la economía se centró en las exportaciones cafeteras. En este punto, es interesante cuestionarse acerca de la importancia de proteger y enfocar de manera significativa las políticas públicas a sectores como el azucarero. De hecho, el mismo estudio mencionado anteriormente del CNP (2002) afirma que “una de las mayores fuentes de poder de los azucareros deriva de la protección arancelaria que tiene el negocio desde 1931. [Así,] los azucareros han mantenido una alta capacidad de influir en las decisiones de política pública, debido al grado de inserción social, económica y política de sus miembros”, así como por la creencia permanente de la importancia social y económica que sus actividades tienen para la economía regional y nacional. De hecho, la hipótesis de que el auge del sector azucarero impulsa el crecimiento económico de una región, legitima las acciones de políticas públicas que subsidian y protegen dicho sector. Concretamente los argumentos teóricos que respaldan la idea de proteger a un sector de la economía descansan en la concepción de que por este medio se promueve la industrialización y el crecimiento económico; esto es, el crecimiento está basado en el dinamismo de un sector específico, en este caso el azúcar. De lo anterior, se deriva el interés de este trabajo, a saber, determinar si existe alguna relación causal entre el PIB y el sector azucarero, y en caso de existir probar en la dirección en que ésta se da.

Hasta el momento la literatura sobre el tema se ha dedicado a investigar la relación entre la economía y sectores como el maíz, la soya y la papa, para regiones como Carolina del Norte, pero muy poco se ha hecho sobre el azúcar; Adicionalmente, los estudios sobre el tema se basan en análisis descriptivos y no aplican instrumentos econométricos. Este documento pretende determinar si existe o no una relación causal entre el sector azucarero y la economía del Valle del Cauca, empleando datos para 1961-2009.

El documento se organizará de la siguiente forma: en la sección II se realizará una revisión bibliográfica de algunos estudios empíricos del tema, en la sección III se propone el modelo a contrastar, se revisan las series utilizadas y se analizan las propiedades estadísticas de las series (raíces unitarias y cointegración), en la sección IV se presenta el análisis de largo plazo entre las variables de los modelos VAR propuestos. Posteriormente en la sección V se realiza un análisis de corto plazo y las pruebas de causalidad entre las variables relevantes; Por último en la sección VI se hacen algunos comentarios finales.

## II. SECTOR AZUCARERO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

Como se mencionó, hay muy pocos estudios que hablan sobre la relación entre el sector azucarero y la economía de una región; En particular, se cuenta con el estudio realizado por Fedesarrollo en 2010, donde se encuentra que entre 2000 y 2007 el sector azucarero colombiano presentó un incremento en su actividad productiva; En particular se tienen aumentos en el área cultivada de azúcar, en el número de inversiones en activos fijos y en la dotación de capital productivo por trabajador. Adicionalmente se encontró que a medida que aumenta el área cultivada por los ingenios, el número de empleados permanece relativamente estable, lo que da muestra de unos mayores niveles de productividad por empleado asociado a labores industriales. En particular, se destaca que el área cultivada se incrementó a la par con la realización de inversiones en activos fijos y con la dotación de capital productivo por trabajador. “Estos factores en conjunto permitieron el incremento de la producción total del sector azucarero colombiano y por ende han ayudado a consolidar su posicionamiento a nivel mundial” (Arbeláez, Estacio, & Olivera, 2010). A nivel nacional, y usando el análisis del sector dentro de la matriz insumo-producto, el trabajo encontró que, el efecto agregado que tiene el sector azucarero sobre la economía fue de \$6,3 billones, esto es, que por cada peso de producción en los ingenios, se inyectan 10,5 pesos en la economía en su conjunto.

De manera similar, se hizo este análisis para el Valle del Cauca, y se encontró que, los municipios cañicultores tienen un producto per cápita mayor que el promedio de su departamento, estableciendo como hipótesis que estos resultados son producto de la actividad económica del sector. Al realizar la estimación econométrica que relaciona el PIB y el sector azucarero –entre otras variables que según la literatura determinan al producto-, los autores encuentran que el coeficiente más importante es el relacionado con la existencia de un ingenio o con el hecho de que el municipio sea cañicultor, razón por la que se afirma que “además de las variables que la literatura sugiere que determinan el nivel de PIB per cápita [...] existe un efecto causal adicional por el hecho de que en el municipio haya presencia de un ingenio o de cultivo de caña. [Además se encuentra que] la producción de azúcar genera un mayor PIB per cápita que el cultivo de caña. [Más importante aún, este estudio afirma que] los municipios con influencia del sector azucarero tienen mejores condiciones económicas y sociales que aquellos municipios en los que el sector no tiene influencia. Adicionalmente, se establece como hipótesis que estos resultados son producto de la actividad económica del sector” (Arbeláez, Estacio, & Olivera, 2010). De esta forma, el estudio afirma que “existen relaciones de causalidad positiva entre la actividad productiva del sector y el desarrollo económico y social de los municipios” (Arbeláez, Estacio, & Olivera, 2010). Sin embargo, no se

realiza ninguna prueba estadística que dé cuenta de la causalidad entre el sector azucarero y la economía del Valle del Cauca. En pocas palabras, el estudio de Fedesarrollo encuentra una correlación entre el sector azucarero y el PIB del Valle, pero esto no implica necesariamente una causalidad.

De manera similar, el estudio del CNP (2002) afirma que “en el siglo XX surgió en el Valle del Cauca [...], un *cluster* o conglomerado productivo en torno a la caña de azúcar. El conglomerado, compuesto por cientos de empresas dedicadas a una gran variedad de productos y servicios, constituye la columna vertebral del desarrollo económico y social de Cali y el Valle del Cauca. La industria azucarera estructuró la economía regional y determinó su especialización productiva, al tiempo que la región y la nación configuraron la plataforma que lo hizo posible”.

### III. MODELOS A ESTIMAR, SERIES Y ORDEN DE INTEGRACIÓN.

A pesar de los pocos estudios acerca del tema, se proponen cuatro vectores  $S_t$ ,  $V_t$ ,  $W_t$ ,  $Z_t$  que relacionan el PIB del valle con variables características de la dinámica del sector azucarero. Sea  $S_t$  el vector 3x1 conformado por el logaritmo de las variables: PIB del Valle del Cauca ( $y_t$ ), PIB nacional ( $y_t^*$ ), y, Producción de azúcar ( $x_t$ ). Sea  $V_t$  el vector 3x1 conformado por el logaritmo de las variables: PIB del Valle del Cauca ( $y_t$ ), PIB nacional ( $y_t^*$ ), y, Toneladas Producidas de caña molida ( $h_t$ ). Por otra parte,  $W_t$  corresponde al vector 3x1 conformado por el logaritmo de las variables: PIB del Valle del Cauca ( $y_t$ ), PIB nacional ( $y_t^*$ ), y, los precios internacionales del azúcar ( $p_t$ ). Por último, sea  $Z_t$  el vector 5x1 conformado por el logaritmo de las variables del sistema<sup>1</sup>: PIB del Valle del Cauca ( $y_t$ ), PIB nacional ( $y_t^*$ ), Producción de azúcar ( $x_t$ ), Toneladas Producidas de caña molida ( $h_t$ ), y los precios internacionales del azúcar ( $p_t$ ). De esta forma, los modelos VAR de orden p, están dados por las siguientes ecuaciones:

$$S_t = A + B(L)S_t + \mu_t \quad (\text{Var1})$$

$$V_t = C + D(L)V_t + \varepsilon_t \quad (\text{Var2})$$

$$W_t = E + F(L)W_t + \gamma_t \quad (\text{Var3})$$

$$Z_t = G + H(L)Z_t + \tau_t \quad (\text{Var4})$$

---

<sup>1</sup> Cabe anotar que se usó el logaritmo de todas las variables, puesto que no fue posible corregir el problema de autocorrelación usando las variables en niveles.

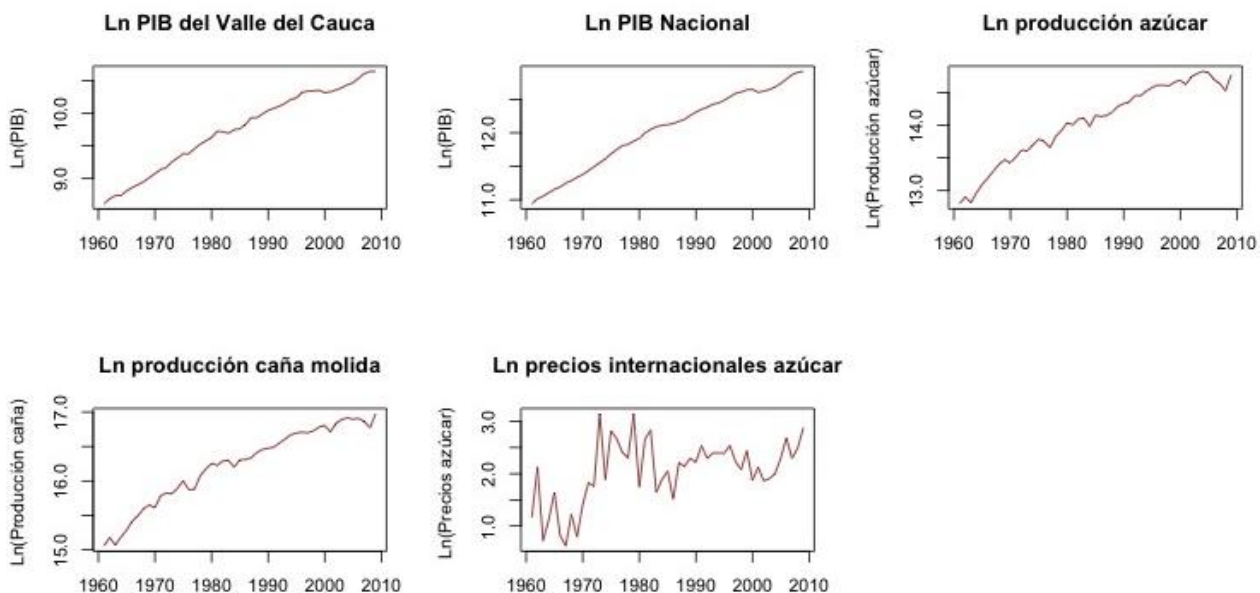
Donde, donde  $A$ ,  $C$ , y  $E$  representan los vectores  $3 \times 1$  de constantes;  $G$  representa el vector  $5 \times 1$  de constantes; Adicionalmente, sean  $B(L)$ ,  $D(L)$ ,  $f(L)$  los polinomios del operador de rezagos ( $L$ ) de dimensiones  $3 \times 3$ ; Sea  $H(L)$  el polinomio del operador de rezagos ( $L$ ) de dimensiones  $5 \times 5$ ; Por últimos sean  $\mu_t$ ,  $\varepsilon_t$ ,  $\gamma_t$ ,  $\tau_t$  los vectores de errores ruido blanco. Los correspondientes modelos VAR ( $p$ ) se calculan sin ningún tipo de restricciones en las matrices de coeficientes.

### *Datos*

Las series empleadas corresponden a datos anuales para el periodo 1961-2009. Estas series son el Producto Interno Bruto del Valle del Cauca en miles de millones de pesos a precios de 2005 ( $y_t$ ), la Producción de azúcar en toneladas métricas ( $x_t$ ), la producción de caña molida en toneladas ( $h_t$ ), y los precios internacionales del azúcar en centavo de dólar por libra ( $p_t$ ). Como variable de control, se incluye en la especificación el Producto Interno Bruto nacional (PIB) en millones de pesos a precios de 2005 ( $y_t^*$ ), la cual permite controlar incrementos en la producción departamental generados por incrementos en la producción nacional (choques externos).

La información correspondiente a la producción de azúcar y de caña molida para el Valle se obtuvo a través del Banco de la República (sucursal Cali); el PIB para Colombia y para el Valle fueron obtenidos a través del DANE, el DNP y cálculos propios para empalmar las series; mientras los precios internacionales del azúcar fueron suministrados por el DNP. A continuación se presentan los gráficos 2 y 3, que muestran el logaritmo de las series PIB Valle del Cauca, PIB nacional, producción de azúcar, caña molida, y precios internacionales del azúcar 1961-2009.

**Gráfico 2. Logaritmo de la Series PIB Valle del Cauca, PIB nacional, producción de azúcar, caña molida, y precios internacionales del azúcar 1961-2009.**



#### *Orden de integración de las series*

Antes estimar de modelo es necesario determinar el orden de integración de los procesos generadores de las series, así como la cointegración entre los procesos para descartar cualquier tipo de relaciones espurias. En primer lugar, y para analizar la estacionaridad de las series, se emplea la prueba de Dickey-Fuller (1979) Aumentada (ADF), la prueba de Phillips-Perron (1988) y la prueba no paramétrica de Breitung (2001). Además 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, se reportan en la tabla 1.

**Tabla 1. Pruebas de Raíces Unitarias para los logaritmos de las series 1961 – 2005.**

	Niveles					Primeras Diferencias						
	ADF	PP	KPSS	Breitung (2002)		ADF	PP	KPSS	Breitung (2002)			
$y_t$	0.299	-1.2552	0.1531	++	0.0208	-8.635	°°°	-6.542	°°°	0.0869	0.00088	°°
$y_t^+$	-0.044	-1.3956	0.1539	++	0.0221	-0.559	°°	-4.2134	°°°	0.0896	0.00177	°°
$x_t$	-0.166	-1.893	0.1663	++	0.0153	-1.275	°°°	-7.9543	°°°	0.0958	0.00042	°°
$h_t$	-0.192	-2.1564	0.1653	++	0.0172	-1.259	°°°	-8.3254	°°°	0.1132	0.00041	°°
$p_t$	-2.731	-4.8817	°°°	0.1118	0.0067	-1.564	°°°	-13.7824	°°°	0.0883	0.00038	°°

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%

nota: 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.

En todos los casos las primeras diférmicas 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.

Para la prueba de Breitung (2002) la decisión es basada en valores críticos simulados a partir de 1000 repeticiones para un proceso Gaussiano

A partir de la tabla se observa que para el logaritmo de las variables PIB del Valle, PIB nacional, producción de azúcar y producción de caña molida, las cuatro pruebas brindan evidencia a favor de que las series son integradas de orden uno I (1). Sin embargo, para la variable precios internacionales del azúcar, se tiene que a partir de la prueba KPSS, la hipótesis nula de estacionaridad no se rechaza; De igual forma, la prueba de Philips y Perron, permite rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria a favor de que la serie es I(0). Sin embargo, empleando las demás pruebas, se puede concluir que la serie es integrada de orden uno I(1). En efecto, se toma este resultado puesto que al graficar dicha serie (Gráfico 3), se nota que esta crece en el tiempo (por tanto su media no es constante), lo que permite suponer que la serie no es estacionaria. Así todas las variables consideradas son I (1).

Una vez se tiene el orden de integración de las series, se puede pasar a realizar las pruebas de cointegración; Sin embargo, antes de hacer al análisis de cointegración de las variables, es necesario determinar el número de rezagos óptimo para el modelo multivariado a través de los criterios de información. Una vez se tiene los candidatos a rezagos óptimos, se necesita hacer las pruebas de autocorrelación de Breusch-Godfrey, de Portmanteau, y de Edgerton and Shukur (1999), de forma a obtener el número de rezagos óptimo. Esto, ya que el test de Johansen no funciona en presencia de autocorrelación. De esta forma, se elegirá el modelo cuyo número óptimo de rezagos no tenga problema de autocorrelación; en caso de que ningún modelo tenga autocorrelación, se escoge el modelo más parsimonioso. Se encontró que el número óptimo de rezagos para el primer y cuarto VAR es p=2, mientras el óptimo de rezagos para los VAR 2 y 3 es p=3; Los resultados de las pruebas de autocorrelación se reportan en el Anexo 1.

Adicionalmente se realizaron las pruebas de heterocedasticidad, y se obtuvo que ninguno de los modelos VAR presenta problemas de heterocedasticidad. Los resultados se reportan en el Anexo 5.

#### IV. RELACIÓN DE LARGO PLAZO.

##### *Cointegración*

Para determinar si las variables empleadas en el análisis están o no relacionadas en el largo plazo, se lleva a cabo en primer lugar, la prueba multivariada de cointegración propuesta por Johansen (1988). Los resultados de esta prueba se reportan en la Tabla 2.

**Tabla 2. Prueba de cointegración de Johansen**

$\lambda$ Max		VAR 1		VAR 2		VAR 3		VAR 4	
$H_0$	$H_A$	Estadístico		Estadístico		Estadístico		Estadístico	
r=0	r=1	29.65	***	24.76	**	27.02	***	39.7	**
r=1	r=2	17.26	**	20.21	**	14.38	**	29.31	**
r=2	r=3	29.65	**	10.36	**	3.5		12.27	
r=3	r=4	-		-		-		9.43	
r=4	r=5	-		-		-		5.16	

Trace		VAR 1		VAR 2		VAR 3		VAR 4	
$H_0$	$H_A$	Estadístico		Estadístico		Estadístico		Estadístico	
r=0	r=3	56.68	***	55.33	***	44.89	***	95.88	***
r=1	r=3	27.03	***	30.57	***	17.88	*	56.18	**
r=2	r=3	9.76	**	10.36	**	3.5		26.87	
r=3	r=4	-		-		-		14.6	
r=4	r=4	-		-		-		5.16	

Los resultados de la prueba de cointegración de Johansen indican para los VAR 2 y 4, la hipótesis nula de no cointegración no se puede rechazar para un nivel de significancia del 1%. Esto implica que en general no hay cointegración entre las variables de los dos modelos VAR propuestos. Por otra parte, para el VAR 3 se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración con el 99% de confianza, por lo que existe al menos un vector de cointegración; Continuando con la prueba, se tiene que la hipótesis nula de que  $r=2$  no se puede rechazar con el 90% de confianza, por lo que el modelo tiene dos vectores de cointegración. Por último, la prueba de Johansen para el VAR 4, indica que existen tres vectores de cointegración si se concluye con un nivel de significancia del 5%; sin embargo, esto no es posible, ya que se estaría afirmando que hay más vectores de cointegración que variables en el modelo. Todo lo anterior indica que la prueba de Johansen no es concluyente en este caso, por lo que se pasará a continuación a realizar las pruebas de Breitung (2002), Engel-Granger y Phillips-Ouliaris (1990) con el fin de concluir si las series de los diferentes modelos están cointegradas o no.

Como se mencionó anteriormente, y con el fin de contrastar los resultados de la prueba de cointegración de Johansen (1988), se realiza la prueba de cointegración no paramétrica de Breitung (2002); En este punto es preciso resaltar que si bien la prueba de Bierens (1997) podría llevarse a cabo -puesto que todas las variables se encuentran expresadas en logaritmos- no fue posible realizarla dado los pocos datos de la muestra. Los resultados de la prueba de cointegración de Breitung (2002) se reportan en la Tabla 3.

**Tabla 3. Prueba de cointegración de Breitung**

$\lambda$ Max		VAR 1	VAR 2	VAR 3	VAR 4
$H_0$	$H_A$	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r=0$	$r>0$	884.41	886.49	963.73	2434.21
$r=1$	$r>1$	388.04	373.73	306.06	1210.82
$r=2$	$r>2$	43.74	43.68	44.54	550.81
$r=3$	$r>3$	-	-	-	190.29
$r=4$	$r>4$	-	-	-	43.57

Nota: Para la prueba de Breitung (2002) la decisión es basada en valores críticos simulados a partir de 1000 repeticiones.

A partir de la tabla anterior, se evidencia que el estadístico es menor a los valores críticos respectivos, lo que permite no rechazar la hipótesis nula de no cointegración al 90% de confianza. Por lo tanto, se puede concluir que las variables  $y_t$ ,  $y_t^*$ ,  $x_t$ ,  $h_t$ , y  $p_t$  no están cointegradas, esto es, no existe una relación de largo plazo entre las variables de cada uno de los modelos.

Hasta el momento, las pruebas de Johansen y Breitung se contradicen, por lo que se pasará a continuación a realizar las pruebas de Engel-Granger y Phillips-Ouliaris (1990); Los resultados se reportan en las Tablas 4 y 5.

**Tabla 4. Prueba de Cointegración de Phillips-Ouliaris (1990)**

Modelos	Prueba de Phillips-Ouliaris	
	PU	PZ
VAR 1	6.2877	23.5938
VAR 2	5.9054	31.9905
VAR 3	5.1782	54.0202
VAR 4	4.6084	85.2451

De acuerdo con esta prueba, la hipótesis nula de no cointegración no se rechaza para ninguno de los cuatro modelos, puesto que el estadístico es menor que los valores críticos. Por lo tanto, las variables no están cointegradas.

En cuanto a la prueba de cointegración de Engel y Granger, se tiene para el modelo 1 (expresado como el logaritmo de la producción de azúcar en función del PIB del Valle y el PIB nacional), que

el estadístico  $t$  (igual a  $-3.621$ ) es menor que los valores críticos; Por tanto, con un nivel de confianza del 95% se puede afirmar que no existe cointegración entre las variables del modelo 1.

Para el modelo 2, expresado como el logaritmo de caña molida en función del logaritmo del PIB del valle y del PIB nacional, se obtienen resultados similares; Con un estadístico  $t$  igual a  $-3.314$ , la hipótesis nula de no cointegración no se puede rechazar con un nivel de confianza del 90%.

Por último, en el modelo 3, expresado como el logaritmo de los precio internacionales del azúcar en función del logaritmo del PIB del Valle y del PIB de Colombia, se evidencia que no existe cointegración entre las variables que lo componen; En efecto, el estadístico  $t$  ( $-3.434$ ) es menor a los  $t$  críticos, por lo que no se posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración con un 90% de confianza.

Así, de acuerdo a estas tres pruebas (Breitung, Granger-Engel, y Phillips-Ouliaris), las series no están cointegradas, y por tanto no es posible estimar los modelos VAR. Este resultado tiene implicaciones importantes en términos de política económica, puesto que al no existir una relación de largo plazo entre el sector azucarero y el PIB del Valle del Cauca, las políticas públicas que favorecen al sector deberían evaluarse.

## **V. RELACIÓN DE CORTO PLAZO.**

El análisis de corto plazo requiere realizar las primeras diferencias de cada una de las series; De esta forma se tendrá que todas las variables son integradas de orden cero  $I(0)$ ; Trabajando con estas series no existe la posibilidad de la presencia de relaciones espurias, por lo que no es necesario hacer la prueba de cointegración de Johansen (1988).

Los gráficos de las primeras diferencias de las series se reporta en el Anexo 6. Una vez se tiene que todas las series son integradas de orden cero, se debe determinar el número óptimo de rezagos para cada uno de los VAR a través de los criterios de información y de las pruebas de autocorrelación. Los resultados se reportan en los anexos 7 a 10. Se encontró que, para el VAR1 en primeras diferencias (esto es, el VAR que incluye  $y_t, y_t^*, x_t$ ), el VAR2 en primeras diferencias (el Var que incluye  $y_t, y_t^*, h_t$ ), y el VAR4 en primeras diferencias (el Var que incluye  $y_t, y_t^*, h_t, p_t$ ) el número óptimo de rezagos es  $p=1$ , mientras que para el VAR3 en primeras diferencias (incluye  $y_t, y_t^*, p_t$ ) el número óptimo de rezagos es  $p=4$ .

*Estimación y causalidad de Granger*

A continuación se presenta la estimación de los modelos VAR en diferencias mencionados anteriormente.

**Tabla 6. Modelo VAR 1 para las primeras diferencias. 1961-2009.**

	Variable dependiente		
	Estadísticos t entre paréntesis		
	FIML $\Delta y_t$	FIML $\Delta y_t^*$	FIML $\Delta x_t$
Constante	0.03398 (3.15) ***	0.013371 (2.19) **	0.06049 (2.24) **
$\Delta y_{t-1}$	0.0801 (0.48)	0.196641 (2.10) **	0.87084 (2.10) **
$\Delta y_{t-1}^*$	0.03083 (0.13)	0.39368 (2.96) ***	-1.29785 (2.21) **
$\Delta x_{t-1}$	0.07857 (1.30)	0.06155 (1.80) *	-2.214 (0.75)
R <sup>2</sup>	0.0435	0.3628	0.1518
Wald	0.6519	8.161 ***	2.565 *
# de obs.	47	47	47

FIML: Full Information Maximum Likelihood.

Nota: Estadístico Wald prueba significancia conjunta de los coeficientes

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

**Tabla 7. Modelo Var 2 para las primeras diferencias. 1961-2009.**

	Variable dependiente		
	Estadísticos t entre paréntesis		
	FIML $\Delta y_t$	FIML $\Delta y_t^*$	FIML $\Delta h_t$
Constante	0.03542 (3.31) ***	0.014756 (2.40) **	0.06013 (2.48) **
$\Delta y_{t-1}$	0.04784 (0.29)	0.172485 (1.81) *	0.77471 (0.05) **
$\Delta y_{t-1}^*$	0.03908 (0.17)	0.401746 (2.97) ***	-1.17052 (2.19) **
$\Delta h_{t-1}$	0.06802 (1.05)	0.043261 (1.16)	-0.17551 (1.20)
R <sup>2</sup>	0.0307	0.3358	0.156
Wald	2.565	7.245 ***	2.649 *
# de obs.	47	47	47

FIML: Full Information Maximum Likelihood.

Nota: Estadístico Wald prueba significancia conjunta de los coeficientes

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

**Tabla 8. Modelo Var 3 para las primeras diferencias. 1961-2009.**

	Variable dependiente		
	Estadísticos t entre paréntesis		
	FIML $\Delta y_t$	FIML $\Delta y_t^*$	FIML $\Delta p_t$
Constante	0.0284 (1.86) *	0.0154 1.76 *	0.0975 (0.44)
$\Delta y_{t-1}$	0.2982 (1.62)	0.3123 2.95 ***	2.0735 (0.78)
$\Delta y_{t-1}^*$	-0.00752 (0.02)	-0.00002 -	-2.677 (0.55) ***
$\Delta p_{t-1}$	-0.0033 (0.26)	-0.0001 (0.02)	-0.8289 (4.58)
$\Delta y_{t-2}$	-0.089 (0.46)	0.221 (2.01) *	4.057 (1.46)
$\Delta y_{t-2}^*$	-0.1089 (0.34)	-0.0784 (0.43)	-2.3150 (0.50)
$\Delta p_{t-2}$	0.0300 (1.95) *	0.013 (1.52)	-0.176 (0.79)
$\Delta y_{t-3}$	0.16495 0.82	0.2777 (2.41) **	1.3919 (0.48)
$\Delta y_{t-3}^*$	-0.1416 (0.48)	-0.1375 (0.82)	-4.5309 (1.07) **
$\Delta p_{t-3}$	0.00503 0.34	0.006734 (0.78)	0.4649 (2.14)
$\Delta y_{t-4}$	-0.1928 (0.91)	0.07464 (0.62)	1.2787 (0.42)
$\Delta y_{t-4}^*$	0.36942 1.40	-0.1212 (0.80)	-0.8955 (0.23)
$\Delta p_{t-4}$	-0.0076 (0.64)	0.005137 (0.76)	0.3039 (1.78) *
R <sup>2</sup>	0.3684	0.5888	0.6002
Wald	1.507	3.699 ***	3.878 ***
# de obs.	47	47	47

FIML: Full Information Maximum Likelihood.

Nota: Estadístico Wald prueba significancia conjunta de los coeficientes

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

**Tabla 9. Modelo Var 4 para las primeras diferencias. 1961-2009.**

	Variable dependiente				
	Estadísticos t entre paréntesis				
	FIML $\Delta y_t$	FIML $\Delta y_t^*$	FIML $\Delta x_t$	FIML $\Delta h_t$	FIML $\Delta p_t$
Constante	0.0300 (2.72) ***	0.0113 (1.80) *	0.0679 (2.43) **	0.0643 (2.48) **	-0.0581 (0.32)
$\Delta y_{t-1}$	0.152 (0.86)	0.245 (2.43) **	0.681 (1.52)	0.692 (1.67)	3.261 (1.14)
$\Delta y_{t-1}^*$	0.060 (0.26)	0.404 (3.02) ***	-1.328 (2.24) **	-1.181 (2.16) **	-0.862 (0.23)
$\Delta x_{t-1}$	0.088 (0.70)	0.108 (1.51)	-0.331 (1.05)	-0.093 (0.32)	0.862 (0.43)
$\Delta h_{t-1}$	-0.009 (-0.068)	-0.055 (0.73)	0.261 (0.78)	-0.092 (0.30)	-1.230 (0.57)
$\Delta p_{t-1}$	-0.012 (-1.536)	-0.005 (1.11)	0.017 (0.83)	0.008 (0.43)	-0.600 (4.63) ***
R <sup>2</sup>	0.096	0.391	0.180	0.162	0.358
Wald	0.873	5.256 ***	1.794	1.587 ***	4.568 ***
# de obs.	47	47	47	47	47

FIML: Full Information Maximum Likelihood.

Nota: Estadístico Wald prueba significancia conjunta de los coeficientes

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

**Tabla 10. Causalidad de Granger para los VAR1, VAR2 y VAR4 (p=1). 1961-2009**

H <sub>0</sub> : A NO causa B	B				
	$y_t$	$y_t^*$	$x_t$	$h_t$	$p_t$
A					
$y_t$	--	-10.045	-11.7643	-11.149	-12.3019
$y_t^*$	-13.4404 *	--	-12.283	-11.4663	-10.3179
$x_t$	-11.5955	-12.0601	--	-11.418	-11.063
$h_t$	-11.545	-12.0764	-10.6265	--	-10.3925
$p_t$	-11.1509	-10.0312	-10.0749	-10.1404	--

(\*): Rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%

(\*\*\*): Rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 1%

A partir de esta tabla vemos que no existe una relación causal de producción de azúcar a producto interno bruto del Valle; En efecto, se tiene que la hipótesis nula de que la producción de azúcar no causa al PIB del Valle no se puede rechazar. Adicionalmente, tampoco existe causalidad de toneladas de caña molida a PIB del Valle, pues al igual que con la producción de azúcar, no se puede rechazar la hipótesis nula de que la producción de caña molida no causa al PIB del Valle con un 90% de confianza. Además, se encuentra que tampoco existe una relación causal que vaya del PIB a alguna de las variables que mide el dinamismo del sector azucarero.

Este resultado, pone de manifiesto que lo encontrado por el estudio de Fedesarrollo (2010), esto es, la existencia de una relación causal entre la producción de azúcar y la dinámica de la economía, no es cierto. Más específicamente se afirma que “existen relaciones de causalidad positiva entre la actividad productiva del sector azucarero y el crecimiento económico”, y como se acaba de probar no hay evidencia de una relación causal entre el PIB y el sector azucarero.

**Tabla 11. Causalidad de Granger para el VAR3 (p=4). 1961-2009**

H <sub>0</sub> : A NO causa B		B		
		y <sub>t</sub>	y <sub>t</sub> <sup>*</sup>	p <sub>t</sub>
A				
y <sub>t</sub>		--	-40.2635	-43.5195 **
y <sub>t</sub> <sup>*</sup>		-44.1242 ***	--	-41.0944
p <sub>t</sub>		-40.7788	-40.8403	--

(\*): Rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%

(\*\*\*): Rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 1%

A partir de esta tabla se evidencia que no existe una relación causal que vaya de PIB a precios internacionales del azúcar. Mientras que se encuentra que la relación de causalidad va de precios internacionales del azúcar al PIB.

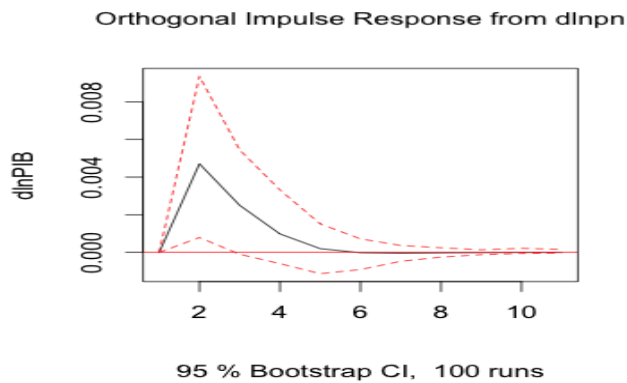
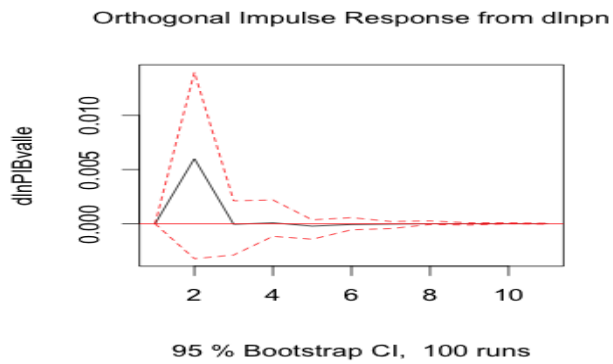
Para corroborar los resultados, se llevó a cabo otra prueba de causalidad, donde la hipótesis nula corresponde, en un primer caso, a que el PIB del valle no causa a lo Granger al PIB nacional y a la producción de azúcar; Se obtuvo un estadístico igual a 1.8376, que no permite rechazar la hipótesis nula, por lo que no hay causalidad que vaya de PIB del Valle, a PIB nacional o a producción azucarera. De igual forma se obtuvo que el PIB del Valle no causa a las toneladas de caña molida (estadístico igual a 1.7619), ni tampoco hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de que el PIB no causa a los precios del azúcar (estadístico igual a 1.1489).

#### *Función impulso respuesta*

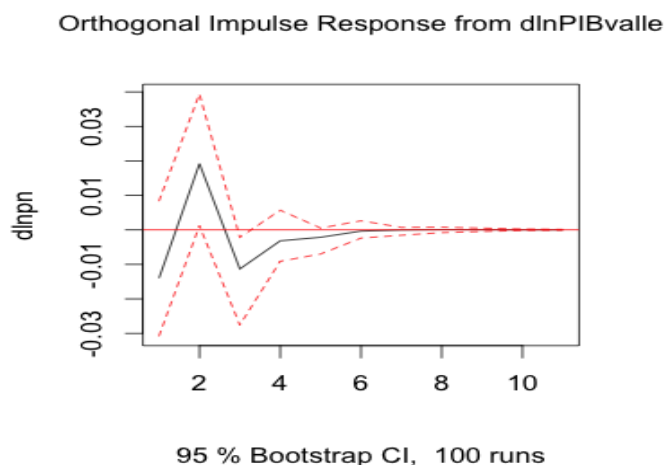
Con el fin de confirmar las conclusiones derivadas de la prueba de causalidad, se van a examinar los efectos que diferentes impulsos puedan generar sobre las variables del sistema. En el Gráfico 4 se presentan las funciones impulso-respuesta de mayor interés. El panel inferior del gráfico muestra la respuesta del PIB nacional (diferencias del log) frente a un impulso de una unidad en la producción de azúcar para un horizonte de 10 periodos. Los puntos alrededor de la función impulso respuesta representan intervalos de confianza del 95%. Se observa que ante un impulso en la producción de azúcar, el PIB nacional responde aumentando, a partir del segundo periodo de estudio (con un nivel de confianza del 95%). Este efecto se mantiene hasta antes del tercer periodo donde comienza a

decaer hasta desaparecer; ya para el tercer periodo el efecto ha desaparecido totalmente, generando que la variable retorne a su equilibrio de largo plazo. Por otro lado, la función impulso respuesta obtenida para el PIB del Valle corrobora los resultados obtenidos por la prueba de causalidad ya que esta variable no responde ante un impulso de una unidad en la producción de azúcar (panel superior del Gráfico 4).

**Gráfico 4. Función Impulso– Respuesta de las primeras diferencias del logaritmo del PIB del Valle, de las primeras diferencias del logaritmo del PIB nacional y de las primeras diferencias del logaritmo de la producción de azúcar.**



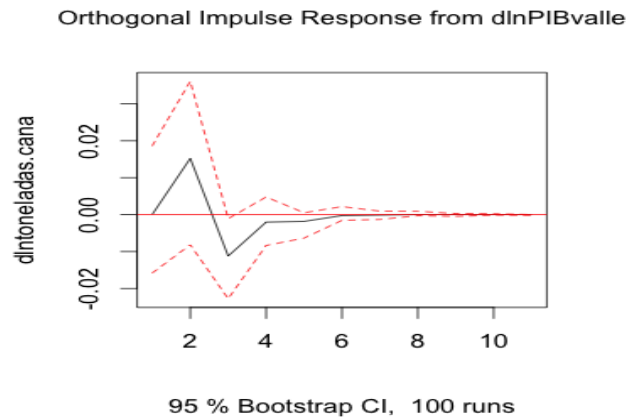
**Gráfico 5. Función Impulso–Respuesta de las primeras diferencias del logaritmo del PIB del Valle y de las primeras diferencias del logaritmo de la producción de azúcar.**



En el gráfico 5 se observa la respuesta de la producción de azúcar (diferencias del log) frente a un impulso de una unidad en el producto interno bruto del Valle para un horizonte de 10 periodos. Se observa que ante un impulso de una unidad en el PIB del Valle, la producción de azúcar responde aumentando, en el segundo periodo de estudio (con un nivel de confianza del 95%). Este efecto desaparece inmediatamente y de hecho, es muy leve; En el tercer periodo, se da nuevamente una reacción (esta vez la producción cae); Sin embargo el efecto también es muy corto y ya para la mitad del tercer periodo el efecto ha desaparecido totalmente, generando que la variable retorne a su equilibrio de largo plazo.

Por último, en el gráfico 6, se observa la respuesta del PIB del valle (log), ante un impulso de una unidad en las toneladas de caña molida.

**Gráfico 6. Función Impulso–Respuesta de las primeras diferencias del logaritmo del PIB del Valle y de las primeras diferencias del logaritmo de la producción de caña molida.**



Se observa que a lo largo de los diez periodos de estudio, el PIB del Valle no responde ante shocks en la producción de caña molida (muy marginalmente lo hace en el tercer periodo). Esto corrobora los resultados de la causalidad de Granger, puesto que las variables que dan información sobre el sector azucarero no tienen impacto en la economía vallecaucana. De esta forma se puede concluir que el PIB del valle no responde ante impulsos en las variables del sector azúcar (producción, caña molida). Segundo, la producción de azúcar responde positivamente frente a un cambio inesperado en el PIB del Valle a un nivel de significancia del 5% hasta el tercer periodo, aunque dicho efecto no es muy contundente. Se puede decir que no hay evidencia contundente de causalidad en ninguna de las direcciones anteriormente planteadas.

## **VI. COMENTARIOS FINALES.**

Este documento investiga la validez de la hipótesis del crecimiento económico basado en la dinámica de un sector líder, en este caso, del azúcar para la economía vallecaucana. Para sacar nuestras conclusiones se emplea un modelo VAR multivariado con el fin de determinar las posibles relaciones causales; Los resultados de las pruebas de cointegración muestran que no existe una relación a largo plazo entre el sistema considerado (entre el PIB del valle, la producción de caña de azúcar, la producción de caña molida y los precios internacionales del azúcar). La prueba de Johansen (1988) no muestra resultados muy claros, por lo que se concluyó con la prueba no

paramétrica de Breitung (2002), la prueba de Engel y Granger y la prueba de Phillips-Ouliaris, que determinan que las series no están cointegradas. Por lo tanto, no es posible encontrar evidencia suficiente para validar la hipótesis de crecimiento económico basado en la dinámica del sector azucarero. Se realizó un análisis de corto plazo, en el que se empleó la prueba de causalidad de Granger, así como las funciones impulso respuesta para las variables más relevantes del sistema. Se encuentra que no existe una relación que vaya de producción de azúcar o de producción de caña molida a PIB del Valle; Ni tampoco existe evidencia que indique la existencia de una relación que vaya del PIB a producción de azúcar. Por otro lado, las funciones de impulso respuesta señalan que el PIB no responde ante variaciones inesperadas en la producción de azúcar mientras que dicha producción aumentan frente a un impulso en el PIB (aunque la respuesta es muy pequeña, casi imperceptible), reforzando la conclusión anteriormente mencionada.

## **REFERENCIAS.**

Alonso, J.C., Patiño, C.I. (2005). ¿Crecer para exportar o exportar para crecer? El caso del Valle del Cauca.

Arbeláez, M. A., Estacio, A., & Olivera, M. (2010). Impacto socioeconómico del sector azucarero colombiano en la economía nacional y regional. *Cuadernos de Fedesarrollo número treinta y uno.*

Bierens, H.J. (1997), "Nonparametric Cointegration Analysis". *Journal of Econometrics* Vol 77, pp 379-404.

Breitung, J. (2002). "Nonparametric tests for unit roots and cointegration". *Journal of econometrics* Vol 108, pp 343 – 363.

Centro Nacional de Productividad (CNP) Colombia (2002). El conglomerado del azúcar del Valle del Cauca, Colombia. *Serie desarrollo productivo número 134 .*

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.

Dueñas, R., Morales, A., et al. (2007). Microeconomics of competitiveness. The sugar cane cluster in Colombia.

Granger, C.W. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica*, Vol 37, pp 424-38.

Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". Journal of Economic Dynamics and Control, Vol 12, pp 231-254.

Miley, Gallo & Associates, LLC (2008) .The Economic Impact Of the Agribusiness Industry In South Carolina.

Woodward, D., Von Nessen, J.C., Watson, v. (2011). The Economic Impact of South Carolina's Automotive Cluster. Division of Research Moore School of Business University of South Carolina.

## ANEXOS

### Anexo 1. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el VAR (1), y $p=2$ .

Rezagos	Breusch-Godfrey		Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	13.23779	0.1521384	134.9704	0.276265	1.261898	0.269616
2	24.70248	0.1333331	134.9704	0.276265	1.2056579	0.2739114
3	32.82159	0.2030214	134.9704	0.276265	1.0302892	0.4406333
4	38.93099	0.3392099	134.9704	0.276265	0.8732456	0.6677952
5	55.92033	0.1274937	134.9704	0.276265	1.0925038	0.3650254

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

### Anexo 2. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el VAR (2), y $p=3$ .

Rezagos	Breusch-Godfrey		Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	10.72418	0.2950902	125.0403	0.2886322	0.9042115	0.5261867
2	17.60736	0.4817863	125.0403	0.2886322	0.7105057	0.7906262
3	23.64334	0.6500183	125.0403	0.2886322	0.5903568	0.9365182
4	38.58104	0.3536772	125.0403	0.2886322	0.7992588	0.7647879
5	56.2773	0.1208381	125.0403	0.2886322	1.0374727	0.4439406

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

### Anexo 3. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el Var (3), y $p=3$ .

Rezagos	Breusch-Godfrey		Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES		
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	
1	13.99621	0.12246	136.2452	0.1078402	1.299825	0.2514318	
2	31.56868	0.02471629	**	136.2452	0.1078402	1.445596	0.1342199
3	37.45294	0.0869187	*	136.2452	0.1078402	1.072276	0.3943465
4	46.81851	0.10698829		136.2452	0.1078402	0.972175	0.5267955
5	70.76957	0.00841932	***	136.2452	0.1078402	1.388359	0.1202477

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

### Anexo 4. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el Var (4), y $p=2$ .

Rezagos	Breusch-Godfrey		Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	36.78109	0.06055546 *	360.189	0.34216	1.193471	0.2641449
2	85.33395	0.00136255 **	360.189	0.34216	1.578825	0.02631558
3	109.22114	0.00606771 ***	360.189	0.34216	1.235927	0.17147241
4	139.43371	0.00563665 ***	360.189	0.34216	1.233208	0.18582948
5	176.92024	0.00155901 ***	360.189	0.34216	1.328624	0.15422124

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

A partir de la tablas anteriores, se observa que los valores p son altos para las tres pruebas de autocorrelación en los tres primeros VAR; Luego, no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, y por lo tanto, el número óptimo de rezagos para Var 1, var 2 y Var 3, es p =2, p=3 y p=3 respectivamente. Por el contrario, para el último modelo la prueba de Breusch-Godfrey parece indicar autocorrelación para algunos niveles de significancia; Sin embargo, las otras dos pruebas señalan que para p=2, no hay autocorrelación; Además vale la pena resaltar que p=2, fue el modelo que mejor se ajustaba a los requerimientos de no autocorrelación.

#### Anexo 5. Prueba de heterocedasticidad de ARCH para los modelos VAR1, VAR2, VAR3, VAR4.

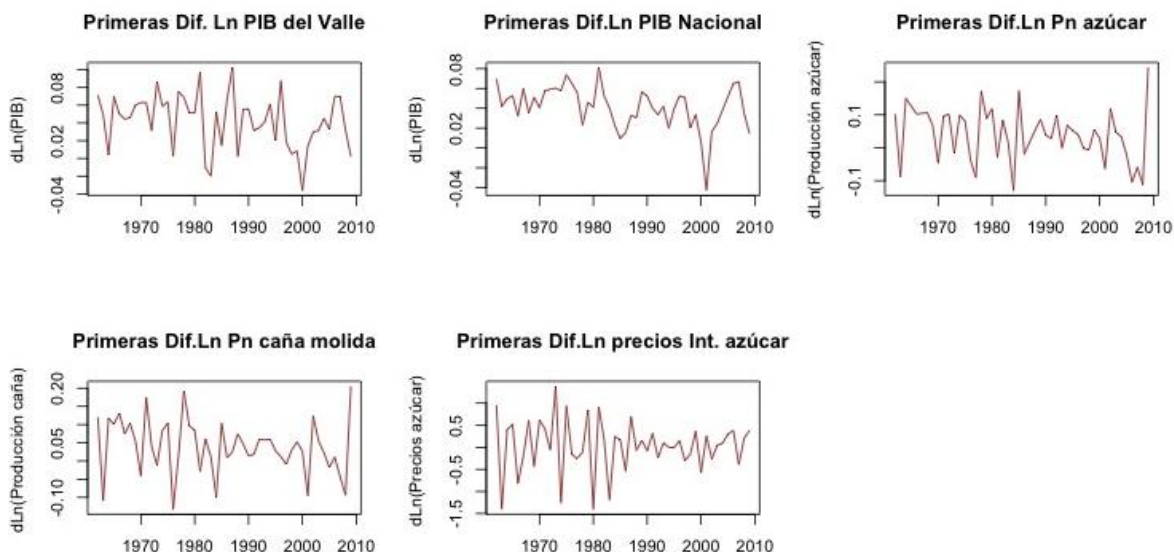
Rezagos	Var 1		Var 2		Var 3		Var 3	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	30.55051	0.7251241	44.82856	0.1484738	21.0563	0.9776342	198.872	0.8945566
2	72.34043	0.4665698	76.38991	0.3394513	51.63811	0.9665819	435.8025	0.6758183
3	96.3403	0.7817257	99.84053	0.6999096	79.76275	0.9809436	660	0.6528893
4	118.87966	0.9377785	127.3093	0.8375931	108.33528	0.9882524	645	1
5	181.5444	0.4537128	172.29573	0.6468093	171.49805	0.66278	630	1

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

#### Anexo 6. Primeras diferencias del logaritmo de las series PIB del Valle del Cauca, PIB nacional, Producción de azúcar, Producción caña molida, y precios internacionales del azúcar 1961-2009.



**Anexo 7. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el Var (1), y p=1.**

Rezagos	Breusch-Godfrey		Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	8.667	0.469	124.218	0.737	0.867	0.558
2	20.647	0.298	124.218	0.737	1.102	0.362
3	28.657	0.378	124.218	0.737	1.016	0.457
4	36.030	0.467	124.218	0.737	0.903	0.626
5	51.825	0.225	124.218	0.737	1.104	0.346

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

**Anexo 8. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el Var (2), y p=1.**

Rezagos	Breusch-Godfrey		Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	12.43351	0.1899584	136.1203	0.4567802	1.308317	0.2434056
2	20.66928	0.2964256	136.1203	0.4567802	1.093464	0.3701056
3	28.05856	0.4079591	136.1203	0.4567802	0.9897445	0.4904335
4	35.40493	0.4967056	136.1203	0.4567802	0.8665039	0.6788878
5	52.75898	0.1992005	136.1203	0.4567802	1.1578724	0.2814603

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

**Anexo 9. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el Var (3), y p=4.**

Rezagos	Breusch-Godfrey		Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	6.1528	0.7245	99.9824	0.6964	0.4379	0.9093
2	21.8791	0.2374	99.9824	0.6964	0.8125	0.6790
3	32.2322	0.2236	99.9824	0.6964	0.7650	0.7748
4	46.1755	0.1192	99.9824	0.6964	0.8516	0.6905
5	53.0708	0.1911	99.9824	0.6964	0.7565	0.8207

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

**Anexo 10. Pruebas de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Portmanteau, y Edgerton and Shukur (1999) para el Var (4), y p=1.**

Rezagos	Breusch-Godfrey			Portmanteau test		Edgerton and Shukur (1999)-ES	
	Estadístico	p-valor		Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	36.721	0.061	*	357.673	0.732	1.371	0.133
2	74.569	0.014	**	357.673	0.732	1.450	0.051
3	94.653	0.062	*	357.673	0.732	1.135	0.270
4	130.284	0.023	**	357.673	0.732	1.231	0.161
5	158.992	0.022	**	357.673	0.732	1.236	0.176

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%

**Anexo 11. Prueba de heterocedasticidad de ARCH para los modelos VAR1, VAR2, VAR3, VAR4 en primeras diferencias.**

Rezagos	Var 1		Var 2		Var 3		Var 3	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
1	54.855	0.023	41.155	0.255	33.036	0.610	245.007	0.172
2	96.276	0.030	79.091	0.265	63.726	0.746	481.127	0.150
3	118.590	0.229	110.991	0.402	113.473	0.340	660.000	0.653
4	152.143	0.305	139.558	0.589	140.888	0.558	645.000	1.000
5	193.823	0.228	181.694	0.451	181.943	0.445	630.000	1.000

(\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 10%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 5%

(\*\*): Rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel de significancia del 1%