

CICLO ECONÓMICO Y EL CONSUMO DE BEBIDAS ALCOHOLICAS: El caso vallecaucano

Carolina Restrepo Palacio¹
Octubre de 2011

RESUMEN

En este estudio investigamos la relación entre el PIB del Valle del Cauca y el consumo de cuatro tipos de licores: cerveza, vinos nacionales, aguardiente blanco y rones, esto tanto en las series originales como en términos per cápita. Para lograr este objetivo, se utilizan series anuales durante el periodo 1963-2009. Para establecer si hay una relación causal entre el PIB y el consumo de cada uno de los licores mencionados se plantean nueve modelos VAR. Los resultados encontrados señalan que la cerveza es un bien elástico, mientras que los vinos nacionales y el aguardiente blanco son bienes inelásticos.

Palabras Claves: Pro-cíclico; Contra-cíclico; Cerveza; Vinos Nacionales; Aguardiente Blanco; Rones; Valle del Cauca; Cointegración; Causalidad.

¹ Estudiante de noveno semestre de Economía con énfasis en políticas públicas en la Universidad ICESI

I. INTRODUCCIÓN

Cómo las condiciones económicas afectan el consumo de alcohol es un tema de debate y controversia entre académicos e investigadores; sin embargo, estudiar la relación existente entre el consumo de bebidas alcohólicas y el crecimiento económico tiene importantes implicaciones en términos de finanzas públicas. En este punto vale la pena resaltar la importancia que tiene el consumo de licores, en términos de impuestos, sobre las finanzas públicas del departamento del Valle del Cauca; los impuestos al consumo de cerveza, licores y vinos es, de acuerdo con Sanabria et al. (2008) una de las principales fuentes de ingresos de este departamento, y de hecho en algunos periodos de tiempo constituyen el rubro con mayor participación en el total de ingresos tributarios del Valle del Cauca.

De acuerdo Ruhm (1996), Blake y Nied (1997), Ruhm y Black (2002) y Freeman (1999, 2001, 2009) las bebidas alcohólicas son bienes normales y tienen un comportamiento pro-cíclico.

A pesar de lo anterior, hay dos puntos de vista adicionales: “investment side” y psicológico. En el primer caso, se afirma que la industria de la cerveza, específicamente, es a-cíclica, esto es, las firmas productoras de cerveza son inmunes a la actividad económica. Por su parte, las teorías psicológicas sugieren que las bebidas alcohólicas son contra-cíclicas; desde este punto de vista, se afirma que las crisis económicas son causantes de estrés en los individuos, induciéndolos a su vez a consumir bebidas alcohólicas como una forma de auto-medicación. Bajo el punto de vista psicológico, es posible inferir, además, que en épocas de crisis disminuyen las posibilidades de empleo, aumentando por tanto el tiempo disponible para el ocio y disminuyendo el costo de oportunidad de consumir bebidas alcohólicas.

Anderson y Moro (2008) encuentran que hay una relación entre recesión económica y el aumento en el consumo de alcohol en los estados de U.S; específicamente encuentran que los individuos pueden recurrir al alcohol, especialmente a la cerveza que es el licor más barato, con mayor frecuencia en las épocas de crisis que en las épocas de prosperidad.

Por su parte, Freeman (2001) encuentra que en U.S el consumo de cerveza es pro-cíclico; esto es, el consumo de cerveza aumenta tanto con el ingreso y con la producción industrial, como con el desempleo. Sin embargo, este autor encuentra que, de acuerdo con la prueba de causalidad de Granger, no hay evidencia de que las variables económicas incluidas (tasa de desempleo, ingreso per cápita e índice de producción

industrial) determinen el consumo de cerveza. Así, su primera conclusión coincide con las encontradas por Blake y Nied (1997) a favor de un comportamiento pro-cíclico, mientras que la segunda conclusión soporta la posición “investment side” de una tendencia a-cíclica.

En un trabajo posterior, Freeman (2009) encuentra que en los estados de U.S el consumo de cerveza es pro-cíclico y que tiene una relación negativa con el desempleo, lo que no coincide con los resultados de su trabajo anterior, pero que puede ser explicado por la consideración de la heterogeneidad no observada (por ejemplo, las diferencias en términos de leyes que regulan la distribución y venta de bebidas alcohólicas entre Estados). Adicionalmente, concluye que la cerveza es un bien normal, y que los impuestos especiales al consumo de cerveza tienen un efecto negativo sobre el consumo de ésta.

Finalmente, Krüger y Svensson (2008) encuentran que, en Suecia, hay una relación pro-cíclica entre las ventas de bebidas alcohólicas, que guardan una estrecha relación con el consumo de éstas, y los periodos de bonanza económica. Encuentran además que la venta de licores es un proceso con memoria de largo plazo y con un comportamiento no estacionario, por lo que un choque en las ventas de alcohol tiene un efecto persistente, lo que puede ser explicado por su efecto adictivo.

De esta forma, se tienen dos posiciones encontradas, en primer lugar, los estudios previos aportan evidencia para afirmar que las bebidas alcohólicas son un bien normal; mientras que de acuerdo con la teoría psicológica éstas son un bien inferior. Esto muestra la importancia que adopta estudiar el comportamiento de diferentes tipos de bebidas alcohólicas, ya que de acuerdo con Anderson y Moro (2008) algunos licores son más adecuados que otros dependiendo de la ocasión (celebración, consuelo, relajación, depresión).

De acuerdo con lo anterior, en este documento, se analizará la relación entre el consumo de cerveza, vinos nacionales, aguardiente y rones, sobre la economía del Valle del Cauca. Este tipo de análisis permitirá analizar las características de los licores como un bien económico. En este estudio se utilizarán datos anuales para el periodo 1963-2009 y se tendrá como base el estudio de Freeman (1998) para el planteamiento del modelo a contrastar.

En este estudio se estiman nueve modelos VAR en los que se relaciona el PIB del Valle del Cauca con el consumo de cuatro tipos de licores: cerveza, vinos nacionales, rones y aguardiente blanco, tanto en las series originales como en términos per cápita. Se

encuentra que hay evidencia de cointegración en los sistemas propuestos. Las pruebas de Johansen, causalidad de Granger y las funciones impulso-respuesta permiten concluir que la cerveza es un bien elástico, mientras que los vinos nacionales y el aguardiente blanco son bienes inelásticos.

Vale la pena resaltar que, al utilizar la serie en términos per cápita no se encontró evidencia suficiente que soportara la hipótesis de que había una relación de largo plazo en los sistemas evaluados. De acuerdo con lo anterior, se pueden encontrar los cálculos referentes a estas series en el Anexo 1.

Este documento está organizado en cuatro secciones. La primera es esta introducción. En el segundo apartado se plantea el modelo a contrastar, se presentan las series con las que se va a trabajar y su respectivo orden de integración. Posteriormente, en la tercera sección, se presentan las pruebas de cointegración, la prueba de causalidad de Granger y las funciones impulso respuesta. Finalmente se exponen los comentarios finales.

II. MODELO A CONTRASTAR, SERIES Y ORDEN DE INTEGRACIÓN.

De acuerdo con Freeman (1998) y Krüger y Svensson (2008), se plantean tres vectores 2×1 : X_t , W_t y Z_t ; cada uno de estos relaciona el PIB del Valle del Cauca (y_t) con el Consumo de Cerveza (c_t), Vinos Nacionales (v_t), Aguardiente (a_t) y Ronces (r_t), respectivamente. El PIB del Valle del Cauca está expresado en miles de millones a precios constantes del 2005; el consumo de Cerveza se refiere a las docenas de cervezas (botellas de 300 c.c) consumidas –para facilitar la ejecución de los cálculos se ha dividido entre 100–; el consumo de Vinos Nacionales se refiere a las botellas de litro; mientras que en lo que respecta al Aguardiente Blanco y a los Ronces, el consumo se expresa en botellas de 750 c.c². Adicionalmente, se ha utilizado la serie de población³ del Valle del Cauca para encontrar las series en términos per cápita.

Teniendo lo anterior como base, el VAR de orden p para cada uno de los sistemas propuestos tiene la siguiente forma:

² Las series del Consumo de Licores provienen del documento “Series históricas del departamento del Valle del Cauca: Un compendio de herramientas para la investigación regional” del Centro Regional de Estudios Económicos Cali.

³ La serie de población se ha construido a partir de la información estadística del DANE y las series históricas del DNP.

$$X_t = a + \hat{a} \sum_{i=1}^p b_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$W_t = g + \hat{a} \sum_{i=1}^p q_i W_{t-i} + m_t \quad (2)$$

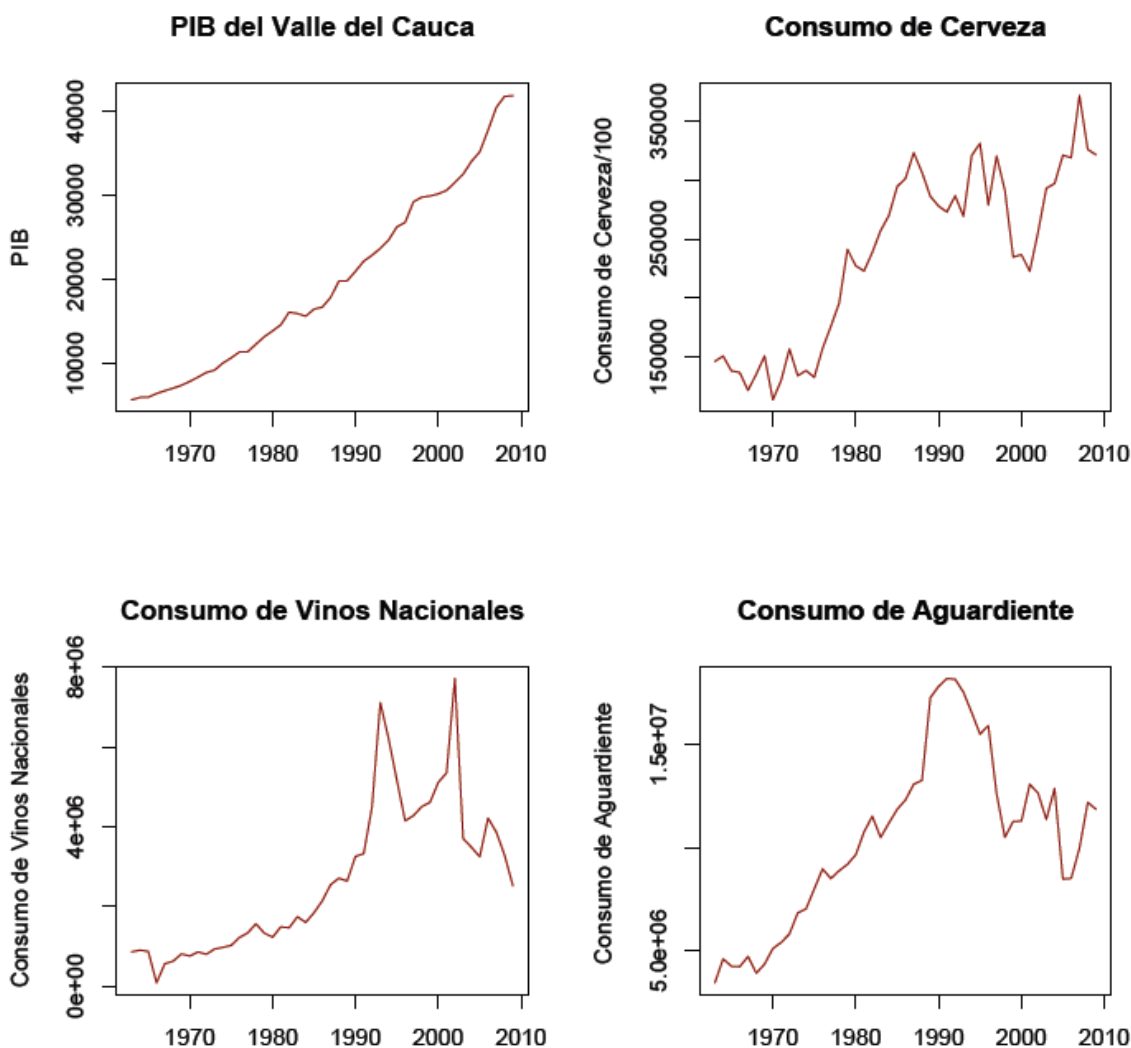
$$Z_t = t + \hat{a} \sum_{i=1}^p w_i Z_{t-i} + e_t \quad (3)$$

donde α , γ , τ son vectores de constantes 2×1 ; X_{t-i} , W_{t-i} , Z_{t-i} son los polinomios del operador de rezagos (L) 2×2 ; β_i , θ_i , ω_i son matrices de coeficientes 2×2 ; y v_t , μ_t , ε_t son vectores de errores ruido blanco no correlacionado 2×1 .

SERIES

Como se mencionó en el apartado anterior, las series que se utilizarán son: PIB del Valle del Cauca (y_t), Consumo de Cerveza (c_t), Vinos Nacionales (v_t) Aguardiente (a_t), Ronas (r_t). La primera serie es facilitada por la base de datos de la Universidad Icesi y, adicionalmente es empalmada utilizando información de las series de Cuentas Regionales del DANE; las series del consumo de licores son obtenidas de los Ensayos sobre Economía Regional del Banco de la República sucursal Cali; y la serie de la población del Valle del Cauca es empalmada a partir de la información adquirida en la Información Estadística del DANE y en las Series Históricas del DNP. En el Gráfico 1 se presentan las series mencionadas.

Gráfico 1: PIB, Consumo de Cerveza, Vinos Nacionales, Aguardiente y Ronnes para el Valle del Cauca 1963-2009.



Orden de Integración

El primer paso para estimar un modelo VAR es determinar el orden de integración de las series en estudio; esto implica analizar la estacionaridad de las variables mediante la ausencia, o presencia, de raíces unitarias. Para cumplir con el objetivo mencionado se realizarán cuatro pruebas: Dickey-Fuller Aumentada (1979), Phillips-Perrón (1988), la prueba no paramétrica de Breitung (2002) y la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992). En la Tabla 1 se reportan los resultados de estas pruebas; al respecto es necesario hacer varias anotaciones.

En primer lugar, en el caso del PIB del Valle del Cauca las cuatro pruebas realizadas indican que la serie tiene una raíz unitaria, esto coincide con el análisis gráfico. En segundo lugar, se observa que, de manera similar, el consumo de cerveza presenta evidencia de una raíz unitaria de acuerdo con las pruebas ADF, PP y Breitung, mientras que en la prueba KPSS no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de un

proceso estacionario; de nuevo, el análisis gráfico lleva a concluir que la serie tiene una raíz unitaria. Para las series del Consumo de Aguardiente y del Consumo de Ronces, se hace la prueba de Zivot y Andrews; en el primer caso se encuentra que, con el 95% de confianza no se la rechaza la hipótesis nula, lo que evidencia un quiebre estructural en la serie, posteriormente se hacen las pruebas iniciales –ADF, PP, KPSS y Breitung- para la serie en diferencias y se llega a conclusión de que la serie es de orden uno. En el caso del Consumo de Ronces, el prueba de Zivot y Andrews indica que, al parecer, no hay quiebre estructural en la serie, posteriormente la prueba ADF brinda evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis nula para la serie en niveles, y para rechazarla cuando se trata de la serie en diferencias. De lo anterior, es posible concluir que todas las series consideradas tienen una raíz unitaria, en otras palabras, son I(1).

Tabla 1: Pruebas de raíces unitarias para las series 1963-2009

	NIVELES				PRIMERAS DIFERENCIAS			
	ADF	PP	KPSS	BREITUNG (2002)	ADF	PP	KPSS	BREITUNG (2002)
y_t	0,281 °	-0,9162	0,1759 +	0,01962	-27,503 °	-5,5898 °°°	0,1097	0,00076 °°
c_t	-1,466 °	-2,3848	0,1071	0,01072	-4,014 °	-7,4915 °°°	0,1051	0,00115 °°
v_t	-2,342 °	-2,3134	0,095	0,00679	-1,046 °°°	-7,71 °°°	0,1311 +	0,00135 °°
a_t	-2,163 °	-1,3958	0,14 +	0,01848	-0,803 °°	-6,4128 °°°	0,0898	0,00152 °°
r_t	-11,434 °	-5,0279 °°°	0,1053	0,00196	-19,67 °°	-10,6952 °°°	0,1149 ++	0,00044 °°

(°) Nivel de significancia del 10% para una hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria

(°°) Nivel de significancia del 5% para una hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria

(°°°) Nivel de significancia del 1% para una hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria

(+) Nivel de significancia del 10% para una hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia

(++) Nivel de significancia del 5% para una hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia

III. RELACIÓN DE LARGO PLAZO

Cointegración

El segundo paso, previo a la estimación de un modelo VAR es determinar si hay o no una relación de largo plazo entre las variables empleadas en cada uno de los sistemas propuestos. Para esto se utiliza la prueba de cointegración de Johansen (1988) y la prueba no paramétrica de Breitung (2002). Antes de realizar estas pruebas, es necesario buscar el número óptimo de rezagos de cada uno de los modelos VAR que se busca estimar; para esto se utilizan los criterios de información, eligiendo el rezago que logre minimizar éstos y que además, el modelo VAR asociado no tenga autocorrelación. De acuerdo con lo anterior, el número óptimo de rezagos asociado a cada uno de los

modelos VAR es 2⁴. En la Tabla 2 se reportan los resultados de la prueba de cointegración de Johansen.

Tabla 2: Prueba de Cointegración de Johansen para X_t, W_t, Z_t

	H ₀	H _A	λ max		λ trace	
			Estadístico		Estadístico	
VAR ₁	r=0	r=1	18,42	**	21,35	**
	r=1	r=2	2,93		2,93	
VAR ₂	r=0	r=1	17,7	**	22,25	**
	r=1	r=2	4,55		4,55	
VAR ₃	r=0	r=1	17,73	**	20,83	**
	r=1	r=2	3,11		3,11	
VAR ₄	r=0	r=1	18,61	**	33,02	***
	r=1	r=2	14,41	***	14,41	***

(*) Se rechaza H₀ con el 10% de significancia

(**) Se rechaza H₀ con el 5% de significancia

(***) Se rechaza H₀ con el 1% de significancia

Los resultados de la prueba de cointegración de Johansen muestran que hay evidencia de cointegración en los tres primeros sistemas evaluados; es posible observar que para el modelo VAR₄, que incluye el consumo de Rones y el PIB del Valle del Cauca, el supuesto que se hizo de que la serie del Consumo de Rones era I(1) no es cierto, ya que esta prueba indica que el orden de integración elegido no es correcto, por lo que dicha serie es I(0). En los 3 modelos VAR mencionados hay un vector de cointegración y, además, hay evidencia de relaciones de largo plazo; en los tres es posible afirmar que hay relación de largo plazo entre las variables con el 95% de confianza. Como se ha mencionado anteriormente, al evaluar las series en términos per cápita no se encuentra relación de largo plazo en ninguno de los sistemas.

La prueba no paramétrica de Breitung (2002) utilizando valores simulados (10000 iteraciones)–los resultados se reportan en la Tabla 3- muestra que en el caso del VAR₁, VAR₂ y VAR₃, con el 90% de confianza, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de la no presencia de relaciones de largo plazo. Por su parte, en el caso del VAR₄, que como ya se ha mencionado incluye las variables respectivas en diferencias, con el 95% de confianza es posible rechazar la mencionada hipótesis nula y por tanto, afirmar que hay relación de largo plazo y un vector de cointegración. A pesar de los resultados contradictorios que refleja esta prueba con relación a la prueba de

⁴ Los resultados de las pruebas de autocorrelación se reportan en el Anexo 2. Adicionalmente se realizaron pruebas de heteroscedasticidad para comprobar si es posible hacer inferencia con los estimadores que se obtendrían del modelo VAR con el número de rezagos encontrado.

Johansen, se decide concluir con la última ya que la prueba no paramétrica de Breitung (2002) tiene poco poder en muestras pequeñas –en este estudio las series empleadas son anuales y sólo se cuenta con 47 observaciones-.

Tabla 3: Prueba de cointegración de Breitung

	H ₀	H _A	λ min	Región de Rechazo	
			Estadístico	10%	5%
VAR ₁	r=0	r>0	299,25	596,2	713,3
	r=1	r>1	45,19	222,4	281,1
VAR ₂	r=0	r>0	203,33	596,2	713,3
	r=1	r>1	50,54	222,4	281,1
VAR ₃	r=0	r>0	250,66	596,2	713,3
	r=1	r>1	45,98	222,4	281,1
VAR ₄	r=0	r>0	2341,93 **	261	329,9
	r=1	r>1	46,57	67,89	95,6

(**) Se rechaza H₀ con el 5% de significancia

Prueba de causalidad de Granger

Siguiendo con las conclusiones aportadas por la prueba de Johansen, hay evidencia de cointegración en las series y, por lo tanto, es posible estimar los modelos VAR planteados –sólo los tres primeros-. De manera similar, es pertinente emplear la prueba de causalidad de Granger (1969) para determinar si de acuerdo con los datos empleados, y no a la teoría económica, hay una relación de causalidad entre las variables en estudio. En la Tabla 4 se reportan los resultados de la estimación del VAR₁ así como de la prueba de causalidad de Granger; en la Tabla 5 los resultados correspondientes al VAR₂ y en la Tabla 6 los del VAR₃.

Tabla 4: Modelo VAR₁ y Causalidad de Granger. 1963-2009

	VARIABLE DEPENDIENTE	
	Estadísticos t entre paréntesis	
	FIML	FIML
	y _t	c _t
Constante	31,2809 (0,089)	21550 (1,497)
y _{t-1}	1,0465 (5,726) ***	-4,400 (-0,591)
c _{t-1}	0,00298 (0,709)	0,8382 (4,884) ***
y _{t-2}	-0,0296 (-0,159)	5,157 (0,676)
c _{t-2}	-0,0012 (-0,305)	0,04247 (0,251)
R ²	0,9967	0,8867
Wald	0,7695	6,5736 **
No. De Obs.	45	45

FIML: Full Information Maximum Likelihood

(*) Nivel de significancia: 10%

(**) Nivel de significancia: 5%

(***) Nivel de significancia: 1%

Wald: prueba de significancia conjunta de acuerdo con la causalidad de Granger

Tabla 5: Modelo VAR₂ y Causalidad de Granger. 1963-2009

	VARIABLE DEPENDIENTE	
	Estadísticos t entre paréntesis	
	FIML	FIML
	y_t	v_t
Constante	260,9 (1,246)	227900 (0,778)
y_{t-1}	1,117 (6,600) ***	-0,02937 (-1,241)
v_{t-1}	-2,74E-05 (-0,241)	0,7434 (4,676) ***
y_{t-2}	-0,09827 (-0,552)	331,7 (1,332)
v_{t-2}	6,40E-05 (0,531)	0,006636 (0,039)
R ²	0,9967	0,7912
Wald	1,2606	0,1503
No. De Obs.	45	45

FIML: Full Information Maximum Likelihood

(*) Nivel de significancia: 10%

(**) Nivel de significancia: 5%

(***) Nivel de significancia: 1%

Wald: prueba de significancia conjunta de acuerdo con la causalidad de Granger

Tabla 6: Modelo VAR₃ y Causalidad de Granger. 1963-2009

	VARIABLE DEPENDIENTE	
	Estadísticos t entre paréntesis	
	FIML	FIML
	y_t	a_t
Constante	182,4 (0,673)	908700 (1,597)
y_{t-1}	1,099 (6,538) ***	258,7 (0,733)
a_{t-1}	-3,05E-05 (-0,405)	0,9881 (6,262) ***
y_{t-2}	-0,07844 (-0,450)	-269,8 (-0,737)
a_{t-2}	0,000045 (0,601)	-0,05986 (-0,381)
R ²	0,9967	0,9001
Wald	0,1159	0,4172
No. De Obs.	45	45

FIML: Full Information Maximum Likelihood

(*) Nivel de significancia: 10%

(**) Nivel de significancia: 5%

(***) Nivel de significancia: 1%

Wald: prueba de significancia conjunta de acuerdo con la causalidad de Granger

Como se puede observar en la Tabla 4, hay evidencia suficiente que permite afirmar que el PIB del Valle del Cauca causa el consumo de cerveza; lo anterior con el 95% de confianza. Por su parte, en las Tablas 5 y 6, el estadístico de Wald de cada uno de los modelos estimados muestra que no se encuentra evidencia de causalidad en ninguna dirección, en ninguno de los sistemas.

En la Tabla 7 se reportan los resultados de la estimación de un modelo VAR adicional, que corresponde a las primeras diferencias del PIB del Valle del Cauca y del Consumo de Rones⁵.

Tabla 7: Modelo VAR₄ y Causalidad de Granger. 1963-2009

	VARIABLE DEPENDIENTE	
	Estadísticos t entre paréntesis	
	FIML Δy_t	FIML Δr_t
Constante	247,7 (0,822)	56535,6924 (0,590)
Δy_{t-1}	0,3053 (1,695)	38,1551 (0,666)
Δr_{t-1}	0,0008302 (1,641)	-0,6838 (-4,248) ***
Δy_{t-2}	0,2705 (1,343)	-59,5943 (-0,930)
Δr_{t-2}	-0,0006307 (-0,951)	-0,681 (-3,228) ***
Δy_{t-3}	0,3229 (1,614)	-56,3435 (-0,885)
Δr_{t-3}	0,001038 (1,486)	-0,579 (-2,604) **
Δy_{t-4}	-0,3815 (-2,038) *	-104,3988 (-1,753) *
Δr_{t-4}	0,001352 (1,798) *	-0,5658 (-2,365) **
Δy_{t-5}	0,05171 (0,270)	-49,0255 (-0,805)
Δr_{t-5}	0,0001314 (0,145)	-0,3447 (-1,193)
Δy_{t-6}	0,2177 (1,191)	165,0503 (2,839) ***
Δr_{t-6}	-0,001602 (-1,497)	-0,2604 (-0,765)
R ²	0,5619	0,6257
Wald	4,663 ***	2,8007 **
No. De Obs.	40	40

FIML: Full Information Maximum Likelihood

(*) Nivel de significancia: 10%

(**) Nivel de significancia: 5%

(***) Nivel de significancia: 1%

Wald: prueba de significancia conjunta de acuerdo

⁵ Para este modelo se encontró que el número óptimo de rezagos era 6. En el Anexo 3 se adjuntan los resultados de las pruebas de Autocorrelación y Heteroscedasticidad de este modelo.

con la causalidad de Granger

De acuerdo con los resultados de la Tabla 7, es posible observar que el estadístico de Wald de la primera ecuación es significativo al 99% de confianza, lo que permite afirmar que hay evidencia de que el crecimiento en términos porcentuales del Consumo de Ronas causa el crecimiento en términos porcentuales del PIB del Valle del Cauca; de manera similar es posible observar que, de acuerdo con el cuarto rezago del crecimiento del PIB del Valle del Cauca, un aumento de 1% en la tasa de crecimiento del PIB generan una disminución en la tasa de crecimiento del Consumo de Ronas. Lo anterior también es cierto si se analiza desde el crecimiento del PIB del Valle del Cauca hacia el crecimiento del Consumo de Ronas, esto es, hay una relación causal en ambos sentidos.

Función Impulso-Respuesta

En aras de reafirmar las conclusiones anteriormente expuestas, se analizarán los efectos que un shock inesperado en una de las variables puede tener sobre la otra serie incluida en cada uno de los modelos VAR. Los puntos alrededor de la función impulso-respuesta representan intervalos de confianza del 95%. El Gráfico 2, muestra que un shock inesperado en el PIB hace que el consumo de cerveza, alrededor del periodo cuatro, presente un aumento, y se aleje de su equilibrio de largo plazo –vale la pena anotar que no se evidencia un retorno a dicho equilibrio en el periodo graficado-. Se encuentra, por el contrario, que un shock en el consumo de cerveza no tiene ningún efecto sobre el PIB del Valle del Cauca.

Con base en el Gráfico 3, es posible afirmar que cuando hay un shock en el PIB del Valle del Cauca, se genera un leve aumento en el consumo de vino alrededor del periodo 8, y no se evidencia un retorno al equilibrio de largo plazo en los periodos siguientes. Por su parte, un shock inesperado en el Consumo de Vinos Nacionales no tiene ningún efecto sobre el PIB del Valle del Cauca. En el gráfico 4, se puede observar que un shock en el PIB no tiene ningún efecto en el consumo de aguardiente; de manera similar ocurre con un shock en el Consumo de Aguardiente: no registra ningún efecto en el PIB del Valle del Cauca. Finalmente, en el Gráfico 5, se puede observar que un shock inesperado en la tasa de crecimiento del PIB del Valle del Cauca genera un aumento en la tasa de crecimiento del Consumo de Ronas en el periodo 7, pero de inmediato se retorna al equilibrio de largo plazo; en el caso contrario, se encuentra que un shock en la tasa de crecimiento del Consumo de Ronas tiene un impacto muy leve, en el periodo 4 y en el periodo 7, sobre la tasa de crecimiento del PIB, en el primer caso

se genera un aumento y en el segundo una disminución, pero en ambos se retorna rápidamente al equilibrio de largo plazo.

Gráfico 2: Función impulso-respuesta del VAR₁

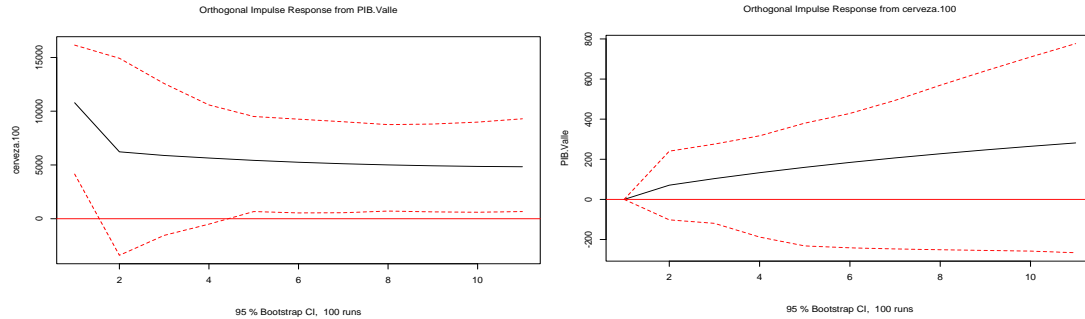


Gráfico 3: Función impulso-respuesta del VAR₂

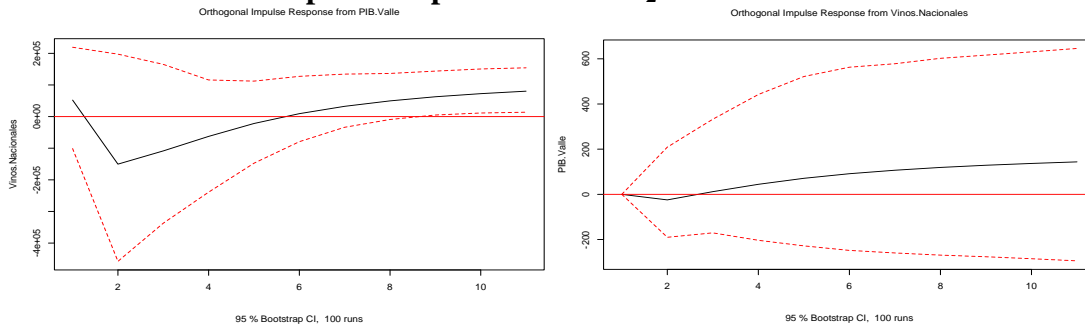


Gráfico 4: Función impulso-respuesta del VAR₃

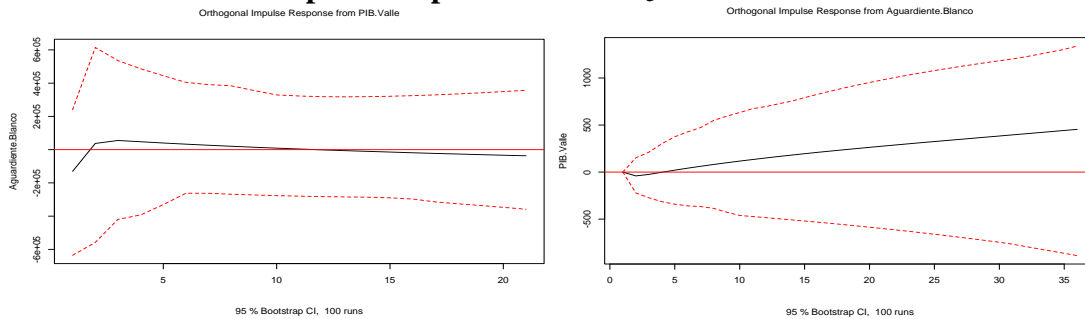
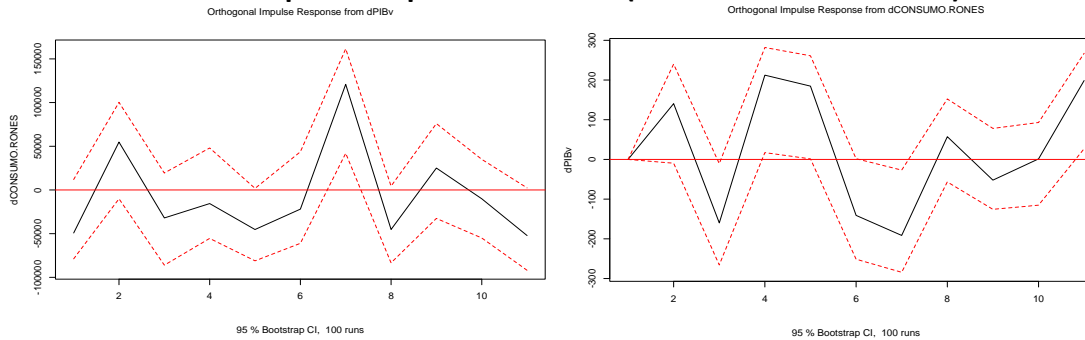


Gráfico 5: Función impulso-respuesta del VAR₄ (Variables en diferencias)



IV. COMENTARIOS FINALES

A lo largo de este estudio se ha buscado establecer si hay relación de largo plazo, así como relación de causalidad, entre el PIB del Valle del Cauca y el consumo de cuatro tipos de licores: cerveza, vino, aguardiente y rones. En aras de llegar a una serie de conclusiones se utilizaron las pruebas de cointegración de Johansen, de causalidad de Granger y las funciones impulso-respuesta.

Utilizando las herramientas mencionadas, es posible concluir que el PIB del Valle del Cauca tiene efectos sobre el consumo de cerveza, por lo que es posible pensar que la cerveza es un bien elástico en el Valle del Cauca; aunque la relación no es bidireccional. Por su parte, en el consumo de vino y en el consumo de aguardiente no se encuentra evidencia de relaciones de causalidad en ningún sentido; esto permite intuir que tanto el vino como el aguardiente es un bien inelástico. Las observar las funciones impulso-respuesta es posible afirmar que ante aumentos en el PIB del departamento del Valle del Cauca, hay un aumento en el consumo de cerveza cuyo efecto es a largo plazo. Esto tiene importantes implicaciones en términos de finanzas públicas, principalmente en el ámbito de la tributación, pero pone al Estado frente un trade-off, ya que por un lado aumenta su recaudo, pero por el otro lado, debe atender las problemáticas sociales, especialmente, que acarrea su consumo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, J.C, et al (2007). ¿Crecer para exportar o exportar para crecer? El caso del Valle del Cauca. Centro Regional de Estudios Económicos Cali. Ensayos sobre Economía Regional No. 46,
- Anderson, B, et al. (2008). Depression Economics and Alcohol Consumption. Draft. Disponible en línea: <http://www.beeronomics.org/papers/2A%20Anderson.pdf> (19/04/11)
- Bierens, H.J. (1997). Nonparametric Cointegration Analysis. Journal of Econometrics, Vol. 77.
- Dickey, D.A, et al. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregression Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, Vol. 74.
- Engle, R.F, et al. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, Vol. 55.
- Freeman, D.G (2001). Beer and the Business cycle. Applied Economics Letters 8
- Freeman, D.G (2009). Beer in Good Times and bad: A U.S state-level Analysis of Economic Conditions and Alcohol Consumption. Draft. Disponible en línea: <http://www.beeronomics.org/papers/1A%20Freeman.pdf> (19/04/11)
- Granger, C.W (1969). Investigating causal relations by Econometrics Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, Vol. 37.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12.
- Sanabria, P, et al. (2008). Seguimiento a las finanzas públicas del Valle del Cauca 2004-2006. Documentos de Políticas Públicas. Policy Paper 2008-001. POLIS.
- Svensson, M, et al. (2008). Good Times are drinking times:empirical evidence on business cycles and alcohol sales in Sweden 1861-2000. Working paper series.

ANEXOS

Anexo 1: Cálculos para las series en términos per cápita

Gráfico 6: PIB per cápita, Consumo de Cerveza per cápita, Vinos Nacionales per cápita, Aguardiente per cápita y Ronces per cápita para el Valle del Cauca 1963-2009.

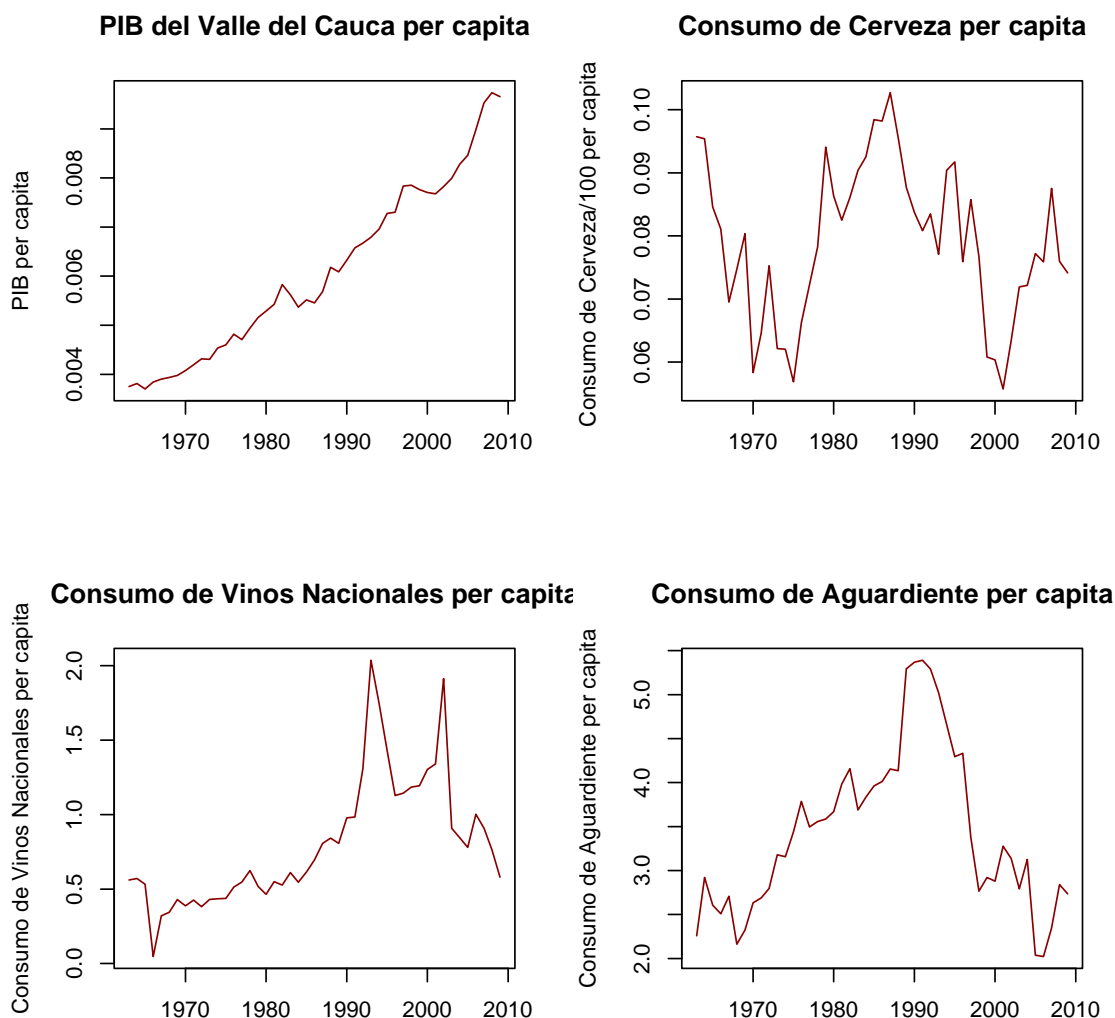


Tabla 8: Pruebas de raíces unitarias para las series en términos per cápita. 1963-2009

	NIVELES				PRIMERAS DIFERENCIAS			
	ADF	PP	KPSS	BREITUNG (2002)	ADF	PP	KPSS	BREITUNG (2002)
y.pc _t	2,113 °	-1,9889	0,1752 ++	0,01260	2,53 °	-6,2424 °°	0,101	0,00075 °°
c.pc _t	-0,195 °	-2,3848	0,091	0,00831	0,365 °	-7,4915 °°	0,1051	0,00139 °°
v.pc _t	-9,189 °	-2,3452	0,1	0,00733	29,407 °	-7,6412 °°	0,1149	0,00135 °°
a.pc _t	0,95 °	-1,5277	0,1451 +	0,01934	-2,105 °°	-6,7703 °°	0,0871	0,00128 °°
r.pc _t	-5,007 °	-4,5817 °°	0,0812	0,00193	-33,591 °°	-8,9239 °°	0,1164	0,00079 °°

(°) Nivel de significancia del 10% para una hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria

(°°) Nivel de significancia del 5% para una hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria

(°°°) Nivel de significancia del 1% para una hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria

(+) Nivel de significancia del 10% para una hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia

(++) Nivel de significancia del 5% para una hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia

Tabla 9: Prueba de Cointegración de Johansen

	H ₀	H _A	λ max		λ trace		H ₀	H _A	λ max		λ trace	
			Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico			Estadístico	Estadístico		
VAR ₅	r=0	r=1	13,06	18,65 *	VAR ₉	r=0	r=1	38,77 **	96,39 ***			
	r=1	r=2	5,59	5,59		r=1	r=2	26,73 *	57,63 ***			
VAR ₆	r=0	r=1	12,68	17,32	r=2	r=3	20,38 *	30,89 ***				
	r=1	r=2	4,64	4,64	r=3	r=4	5,55	10,52				
VAR ₇	r=0	r=1	12,68	15,3	r=4	r=5	4,97	4,97				
	r=1	r=2	2,62	2,62								

(*) Se rechaza H₀ con el 10% de significancia

(**) Se rechaza H₀ con el 5% de significancia

(***) Se rechaza H₀ con el 1% de significancia

Tabla 10: Prueba de Cointegración de Breitung.

	H ₀	H _A	Región de Rechazo			H ₀	H _A	Región de Rechazo			
			λ min	Estadístico	10%			5%	λ min	Estadístico	10%
VAR ₅	r>0	r>0	320,84	596,2	713,3	VAR ₉	r>0	r>0	1892,74	3107	3429
	r=1	r>1	60,05	222,4	281,1		r=1	r>1	950,14	1972	2184
VAR ₆	r=0	r>0	239,14	596,2	713,3	r=2	r>2	461,81	1158	1330	
	r=1	r>1	78,42	222,4	281,1	r=3	r>3	202,12	596,2	713,3	
VAR ₇	r=0	r>0	421,46	596,2	713,3	r=4	r>4	45,53	222,4	281,1	
	r=1	r>1	48,6	222,4	281,1						
VAR ₈	r=0	r>0	1411,69 **	261	329,9						
	r=1	r>1	135,64 **	67,89	95,6						

(**) Se rechaza H₀ con el 5% de significancia

Tabla 11: Modelo VAR₈ (series en diferencias) y Causalidad de Granger. 1963-2009

	VARIABLE DEPENDIENTE	
	Estadísticos t entre paréntesis	
	FIML	FIML
	Δy _{t,pc}	Δr _{t,pc}
Constante	0,0001478 (2,001) *	-0,00442 (-0,183)
Δy _{t-1,pc}	0,07609 (0,401)	40,78487 (0,659)
Δr _{t-1,pc}	0,0007423 (1,393)	-0,53158 (-3,060) ***
Δy _{t-2,pc}	0,1648 (0,841)	-59,49271 (-0,931)
Δr _{t-2,pc}	-0,0007066 (-1,210)	-0,52926 (-2,778) ***
Δy _{t-3,pc}	0,1791 (0,970)	-10,51504 (-0,175)
Δr _{t-3,pc}	0,0007413 (1,258)	-0,42449 (-2,209) **
Δy _{t-4,pc}	-0,3842 (-2,221) **	-78,23832 (-1,387) *
Δr _{t-4,pc}	0,001383	-0,4322

	(2,383) **	(-2,283) **
$\Delta y_{t-5,pc}$	-0,1777	-16,36534
	(-0,950)	(-0,268)
$\Delta r_{t-5,pc}$	0,000425	-0,14206
	(0,653)	(0,669)
$\Delta y_{t-6,pc}$	0,106	112,02721
	(0,563)	(1,825) ***
$\Delta r_{t-6,pc}$	-0,0008281	-0,17051
	(-1,099)	(-0,694)
R ²	0,4929	0,5022
Wald	3,2456 **	1,586
No. De Obs.	40	40

FIML: Full Information Maximum Likelihood

(*) Nivel de significancia: 10%

(**) Nivel de significancia: 5%

(***) Nivel de significancia: 1%

Wald: prueba de significancia conjunta de acuerdo

con la causalidad de Granger

Tabla 12: Pruebas de Autocorrelación

	Rezagos	Breusch-Godfrey	p-valor	PT adjusted	p-valor	Edgerton y Shukur	p-valor
VAR ₅	1	0,4363574	0,9793934	75,3786	0,0431004	0,09029637	0,9852301
	2	2,9036047	0,9402603	75,3786	0,0431004	0,29411397	0,9657079
	3	13,1785449	0,356198	75,3786	0,0431004	1,01706048	0,4439948
	4	15,3531048	0,4989444	75,3786	0,0431004	0,86597585	0,6089482
	5	23,0325472	0,2871992	75,3786	0,0431004	1,02554456	0,4489806
VAR ₆	1	0,2701277	0,99166003	64,6605	0,1999302	0,05572927	0,99409840
	2	6,9019368	0,54724907	64,6605	0,1999302	0,75517675	0,64290800
	3	11,4565840	0,49024665	64,6605	0,1999302	0,80820289	0,64093150
	4	13,7938158	0,61407093	64,6605	0,1999302	0,70743510	0,77576530
	5	29,5638005	0,07723671	64,6605	0,1999302	1,45003123	0,13686920
VAR ₇	1	2,560080	0,6339108	63,3564	0,2329387	0,549812	0,699721
	2	5,144377	0,7420394	63,3564	0,2329387	0,531985	0,828544
	3	6,895475	0,864443	63,3564	0,2329387	0,460542	0,930442
	4	10,736174	0,8254697	63,3564	0,2329387	0,524981	0,923811
	5	16,009150	0,7160565	63,3564	0,2329387	0,635095	0,869103
VAR ₈ *	1	2,20314	0,698454	36,04758	0,6488052	0,3418211	0,8483714
	2	3,15727	0,9241036	36,04758	0,6488052	0,2273002	0,9839048
	3	8,04964	0,7812389	36,04758	0,6488052	0,3766357	0,9643702
	4	13,91290	0,6052029	36,04758	0,6488052	0,4819617	0,9402172
	5	18,62833	0,5460896	36,04758	0,6488052	0,5100184	0,9415799
VAR ₉	1	19,84215	0,755056049	411,7559	0,09262105	0,6342644	0,90578755
	2	55,59563	0,272229298	411,7559	0,09262105	0,9258735	0,61339867
	3	106,23645	0,01027376	411,7559	0,09262105	1,3857058	0,06177196
	4	137,79730	0,007327119	411,7559	0,09262105	1,3867460	0,06312981
	5	161,97631	0,014543101	411,7559	0,09262105	1,3416984	0,10369740

* Modelo con las Series en Diferencias

Tabla 13: Pruebas de Heteroscedasticidad

VAR ₅	VAR ₆	VAR ₇
------------------	------------------	------------------

Rezagos	ARCH	p-valor	ARCH	p-valor	ARCH	p-valor	
1	5,520407	0,7867913	11,38678	0,25012592	15,81739	0,07079425	
2	12,914521	0,7966259	30,47827	0,03304815	27,02403	0,07854591	
3	20,613182	0,8040643	42,03227	0,03267502	29,90026	0,31865384	
4	24,451790	0,9279651	57,92587	0,01170153	33,21609	0,60170462	
5	32,236684	0,923175	69,20019	0,01171157	39,94855	0,6853758	
		VAR ₈		VAR ₉			
1	5,19197	0,8172631	231,6904	0,3655472			
2	10,78531	0,903244	474,8976	0,2012361			
3	18,15627	0,8986708	615	0,9521203			
4	28,02332	0,8263685	600	1			
5	45,97928	0,4314412	585	1			

Anexo 2: Pruebas de Autocorrelación y Heteroscedasticidad

Tabla 14: Pruebas de Autocorrelación

	Rezagos	Breusch-Godfrey	p-valor	PT adjusted	p-valor	Edgerton y Shukur	p-valor
VAR ₁	1	5,20704	0,2667059	80,37943	0,01804599	1,1728820	0,3297539
	2	10,78301	0,2142997	80,37943	0,01804599	1,2580756	0,2795197
	3	15,61040	0,2097391	80,37943	0,01804599	1,2262915	0,2845893
	4	18,68413	0,2853827	80,37943	0,01804599	1,0694941	0,4022493
	5	22,35063	0,3217917	80,37943	0,01804599	0,9906113	0,4863197
VAR ₂	1	0,9712452	0,91412435	75,1002	0,04511799	0,2028864	0,93602522
	2	4,2985372	0,82923407	75,1002	0,04511799	0,4493546	0,88695804
	3	14,4126066	0,27513938	75,1002	0,04511799	1,0877364	0,38490661
	4	16,6264939	0,41015512	75,1002	0,04511799	0,8998779	0,57254754
	5	32,9542455	0,03413284	75,1002	0,04511799	1,6989850	0,06038045
VAR ₃	1	2,350870	0,6715234	64,75940	0,1975648	0,5001841	0,7356471
	2	4,592856	0,8000729	64,75940	0,1975648	0,4706974	0,8727726
	3	5,286546	0,9477169	64,75940	0,1975648	0,3433910	0,9775396
	4	10,157009	0,8583012	64,75940	0,1975648	0,4995954	0,9380793
	5	13,350741	0,8618333	64,75940	0,1975648	0,5111562	0,9508338
VAR ₄	1	2,810681	0,5899904	46,373310	0,2261556	0,4450351	0,7754343
	2	5,220653	0,7337531	46,373310	0,2261556	0,3859433	0,9223723
	3	13,389722	0,3413616	46,373310	0,2261556	0,6904037	0,7505689
	4	21,082584	0,1753579	46,373310	0,2261556	0,8593453	0,6159058
	5	24,092197	0,2383880	46,373310	0,2261556	0,7286542	0,7690254

Tabla 15: Pruebas de Heteroscedasticidad

	VAR ₁		VAR ₂		VAR ₃		VAR ₄	
Rezagos	ARCH	p-valor	ARCH	p-valor	ARCH	p-valor	ARCH	p-valor
1	13,07908	0,1590603	21,546350	0,0104334	16,74487	0,05286453	3,21414	0,9551964
2	25,31732	0,1164222	37,937720	0,0039475	29,31638	0,04464698	10,46983	0,915487
3	37,35513	0,0886273	54,384670	0,0013648	33,66863	0,17589276	21,71682	0,7516245
4	38,66998	0,3499709	72,892370	0,0002661	38,75391	0,34649156	28,86377	0,7950326
5	43,26515	0,5456583	80,721590	0,0008541	43,32033	0,54329506	46,22843	0,4213203

