

“Crecimiento Económico y Apertura Comercial en Ecuador: un análisis de cointegración VAR-VECM (1967-2014)”

Econ. Ángel Maridueña
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad de Buenos Aires-Argentina
angelmariduenaa@hotmail.com , amariduenaa@acmsa.com.ar
Trabajo final de econometría I-Maestría en Economía.
Segundo cuatrimestre 2015.
Docente: Dr. Julio Fabris

Resumen

El presente trabajo pretende analizar empíricamente la relación de largo plazo entre el crecimiento económico y la apertura comercial del Ecuador para el periodo 1967-2014. Los resultados se formularán bajo la metodología VAR y se comprobará la existencia de la relación de cointegración y causalidad entre las variables en mención. De esta forma, se procederá a estimar el modelo de corrección de errores (VECM), así como las respectivas predicciones para los años 2015-2016 y 2017.

Palabras claves: crecimiento económico, apertura comercial, metodología de vectores autorregresivos VAR. , cointegración, modelo de corrección de errores VECM, causalidad.

Abstract

This paper tries to analyze empirically the long relationship between economic growth and the trade liberalization of Ecuador for the period 1967-2014. The results will be formulated by the VAR methodology and verify the existence of cointegrating relationship between them. So, we will proceed to estimate the error correction model VECM, analysis of causality between the variables and the corresponding predictions for the years 2015-2016 y 2017.

I. Introducción:

Esta investigación contribuye con evidencia empírica que pone de manifiesto la relación de equilibrio de largo plazo existente entre apertura comercial y el crecimiento económico en el Ecuador, para las serie de datos entre los años 1967-2014. Esta teoría nos permite formular y validar la hipótesis de que a mayor apertura comercial se puede obtener mayores tasas de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB).

Se procede en primera instancia, en la sección **II** con la exposición del contexto académico, así como de las diferentes posturas e investigaciones que se han realizado a lo largo del tiempo y que han permitido llegar a conclusiones basadas en estudios econométricos a favor y en contra de la teoría que sostiene que a “*mayor apertura mayor crecimiento*”. Luego en la sección **III** se realiza la estimación empírica del modelo, la cual conllevará a desarrollar los siguientes puntos: **3.1)** Aspectos Metodológicos, **3.2)** Análisis Gráfico Preliminar, **3.3)** Análisis de Integración (tests de raíz unitaria), **3.4)** Especificación Empírica del VAR, **3.5)** Diagnostico Econométrico del VAR, **3.6)** Especificación empírica del VECM, **3.7)** Diagnostico Econométrico del VECM.

Para así, poder pasar a la sección **IV** Donde se procederá a realizar el pronóstico para los años 2015 al 2017. Evaluando la capacidad de predicción del modelo con criterios de información estadísticos que nos permitan cuantificar el grado de bondad de pronóstico del mismo. Por último, en la sección **V** se expondrá las consideraciones finales, así como las referencias bibliográficas y anexos correspondientes.

II. Contexto Académico

El modelo VAR es una herramienta de series de tiempo multivariada, la cual fue utilizada para el análisis macroeconómico originalmente por Sims a inicios de la década de los ochenta¹.

En el VAR² todas las variables son consideradas como endógenas, pues cada una de ellas se expresa como una función lineal de sus propios valores rezagados y de los rezagos de las restantes variables del modelo. Lo anterior permite capturar más apropiadamente los comovimientos de las variables y la dinámica de sus interrelaciones de corto plazo.

El modelo VECM es también una herramienta que pertenece al contexto de series de tiempo multivariado, pero se caracteriza por contener variables cointegradas; es decir, variables que guarden una relación de equilibrio en el largo plazo entre ellas.

Los modelos VECM³ han pulido el análisis VAR, pues incluye tanto la dinámica de ajuste de las variables en el corto plazo, cuando ocurre un *shock* inesperado que hace que éstas se aparten transitoriamente de su relación de equilibrio en el largo plazo, como el restablecimiento de éste desequilibrio, siendo especialmente útil la información que brinda sobre la velocidad de ajuste hacia tal equilibrio; por tanto, el VECM brinda mayor información que el VAR (Fernández -Corugedo, 2003).

Por otra parte, en la literatura económica podemos encontrar aquellos que sostienen que una economía más abierta crecerá más rápidamente, mientras que otros defienden que medidas proteccionistas pueden contribuir con la buena *performance* económica de un país. La relación de equilibrio en el largo plazo entre apertura comercial y crecimiento económico ha sido objeto de estudio en reiteradas veces, desde distintos enfoques⁴. Aunque la postura general es que la apertura conlleva a un efecto positivo en el producto, no existe un consenso ni teórico ni empírico que de por asentado esta premisa.

Linthon Delgado (2013), con un análisis dinámico de series de tiempo planteó la relación existente entre apertura y crecimiento para el caso de Ecuador mediante la metodología VAR y causalidad en el sentido de Engle Granger. Obteniendo como resultado que a mayor apertura comercial mayores serán las tasas de crecimiento económico que se pueden obtener.

Awokuse (2008), con un análisis de series de tiempo planteó la relación existente entre apertura comercial y crecimiento económico para los países de Argentina, Colombia y Perú

¹ Véase Sims (1980)

² Tomado de Documento de Investigación Banco Central de Costa Rica DIE-01-2004-DI., marzo 2004.

³ Tomado de Documento de Investigación Banco Central de Costa Rica DIE-01-2004-DI., marzo 2004.

⁴ Tomados de investigación en revista Tiempo económico Núm. 2, vol. III (Diego Linthon Delgado 2013).

mediante pruebas de causalidad de Engle Granger y funciones de impulso respuesta se evidenció que la apertura contribuye al crecimiento en Argentina y Perú.

Romer (1990), con un estudio de corte transversal para noventa países, encontró que la apertura comercial permite a las economías tener acceso a una amplia gama de innovaciones que aumentan la producción nacional.

Yanikkaya (2003), utilizando dos indicadores de apertura comercial, tales como la participación del comercio $((X+M)/PIB)$ y la restricción al comercio por operar con divisas en los pagos bilaterales, para una muestra de 120 países obtuvo, para ambos indicadores que el efecto sobre el crecimiento impulsado por el comercio es positivo.

De esta manera, se expone dentro del contexto académico algunas de las diferentes posturas acerca de la relación entre apertura comercial (o comercio en alguno de ellos) y crecimiento económico. Si bien, estas teorías plantean en algunos casos la metodología VAR para probar cointegración entre las variables, el presente trabajo desarrolla aspectos metodológicos que por diferentes razones los autores citados en los párrafos que anteceden, no tomaron en consideración, como por ejemplo, la formulación del modelo de corrección de errores VECM (una vez probada la cointegración), el cual ilustra la dinámica de ajuste de corto plazo entre las variables ante perturbaciones que hagan que éstas se desvíen del equilibrio hallado en el largo plazo. Así como la postulación del modelo VECM con restricciones, para formular hipótesis de significatividad en los parámetros estimados (vectores de cointegración y de ajuste). Determinación de la exogeneidad débil (causalidad entre las variables), interpretación de los signos de los coeficientes estimados para las variables del modelo y finalmente las predicciones del modelo para los años 2015 al 2017, así como la evaluación de la capacidad del pronóstico en dicho periodo.

III. Estimación empírica

3.1 Aspectos metodológicos

El análisis del presente trabajo abarca series de tiempo del periodo 1967-2014 con frecuencia anual, las cuales fueron tomadas de la base de datos del Banco Mundial⁵ en su sección de indicadores de Desarrollo - América Latina y el Caribe (Países en Desarrollo solamente), los datos tomados son:

- a) Exportaciones en US\$ a precios constantes de 2005.
- b) Importaciones en US\$ a precios constantes de 2005.
- c) PIB (Producto Interno Bruto) en US\$ a precios constantes de 2005.

Para finalmente trabajar sobre la base de las siguientes variables:

- a) PIB (Producto Interno Bruto)= Logaritmo natural del producto interno bruto.
- b) AC (Apertura Comercial)=Exportaciones más importaciones dividido entre el PIB $((X+M)/PIB)$.

⁵ Para mayor referencia se deja constancia del enlace donde se pueden descargar los datos citados: <http://datos.bancomundial.org/pais/ecuador>.

3.2 Análisis gráfico preliminar

Tabla 1 - Estadísticas descriptivas de los datos

Estadísticos	AC	LN_PIB
Mean	0.4425	23.9817
Median	0.4450	24.0328
Maximum	0.6061	24.8251
Minimum	0.2639	22.9573
Std. Dev.	0.0918	0.4997
Skewness	-0.1075	-0.3835
Kurtosis	2.1966	2.4510
Jarque-Bera	1.3834	1.7796
Probability	0.5007	0.4107
Sum	21.24	1,151.12
Sum Sq. Dev.	0.3963	11.7339
Observations	48	48

Donde AC corresponde a la variable "apertura comercial", LN_PIB es el "logaritmo natural del producto interno bruto".

En los gráficos expuestos en los párrafos precedentes se puede observar el comportamiento de los datos para el periodo analizado, tanto considerando las series en niveles como en primeras diferencias, podemos observar que, en primera instancia, las dos variables de interés parecerían ser integradas de orden 1 (I (1)), puesto que los niveles presentan desvíos persistentes respecto a la media, mientras que las primeras diferencias presentan un comportamiento que parecería ajustarse a un proceso estacionario. A efectos de corroborar estas hipótesis, se procederá más adelante a realizar los test pertinentes que nos ayuden a confirmar lo que a primeros rasgos se observa.

Gráfico 1- Variables del modelo en niveles y diferencias

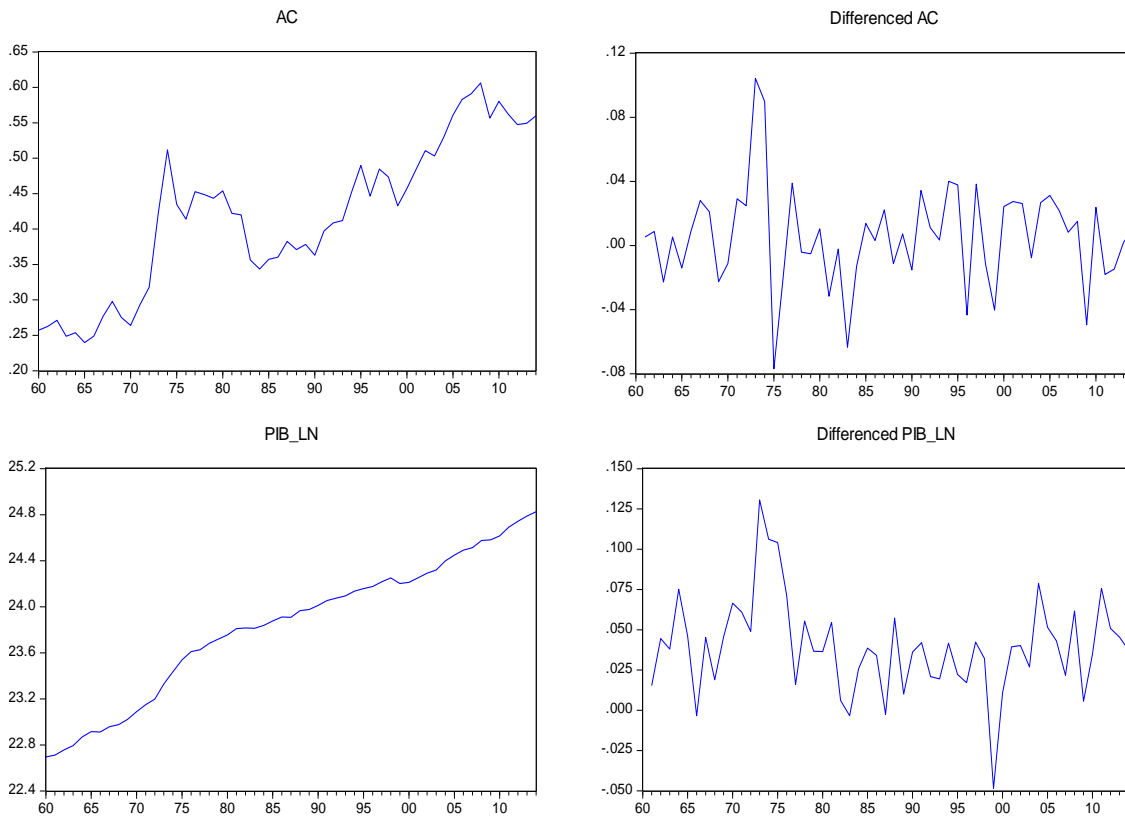
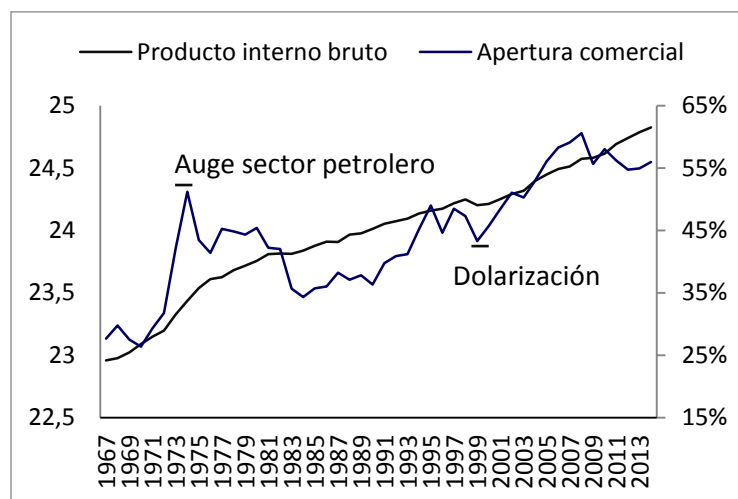


Gráfico 2- Variables en niveles.



Como se puede apreciar en la gráfica para los años 1967 a 2014, la dinámica de las series presenta una tendencia alcista, aunque con cierto grado de volatilidad para el caso de la apertura comercial (AC). Particularidad que es protagonizada por el “auge del sector petrolero”, el cual hizo que el Ecuador tenga un mayor grado de apertura comercial y por ende un mayor crecimiento económico. Por el contrario, a fines de los noventa la economía ecuatoriana redujo su capacidad de

producción de bienes y servicios por lo que tanto el comercio como el producto se vieron afectados (recordemos que Ecuador se dolarizó a inicios del año 2000)

3.3 Análisis de Integración (Test de raíz unitaria)

Dada la naturaleza de las variables (son series de tiempo), los coeficientes obtenidos mediante la estimación del VAR, pueden ser objeto de una regresión espuria. Por lo tanto es necesario verificar el grado de estacionariedad de los procesos estocásticos a través de pruebas de raíz unitaria.

Previo a la ejecución de los test de raíz unitaria, se tiene que determinar la caracterización de la ecuación de la serie mediante el criterio estadístico. Así, podremos determinar si las series en mención poseen constante (o intercepto) y tendencia o ninguna de las dos componentes. Producto de las regresiones efectuadas se obtuvo como resultado lo siguiente:

Tabla 2 – Caracterización de las series⁶.

Endógenas (Yt)	Ecuación a estimar: $yt = \alpha + \beta * t$			
	Prob.		Contraste de Hipótesis	
	α	β	$\alpha = 0$	$\beta = 0$
LN_PIB	0.0000	0.0000	Rechazo	Rechazo
AC	0.0000	0.0000	Rechazo	Rechazo

Notas:

LN_PIB= Producto Interno Bruto tomado en logaritmo
 AC= Apertura Comercial
 α = Intercepto
 β = Coeficiente de la tendencia.

Endógenas (Yt)	Ecuación a estimar: $\Delta yt = \alpha + \beta * t$			
	Prob.		Contraste de Hipótesis	
	α	β	$\alpha = 0$	$\beta = 0$
Δ LN_PIB	0.0000	0.1221	Rechazo	Acepto
Δ AC	0.3103	0.6056	Acepto	Acepto

Notas:

Δ LN_PIB= Primera diferencia del Producto Interno Bruto tomado en logaritmo.
 Δ AC= Primera diferencia de Apertura Comercial
 α = Intercepto
 β = Coeficiente de la tendencia.

⁶ Las regresiones efectuadas formarán parte del anexo al final de la presente investigación.

Si se rechaza el contraste de hipótesis, nos quiere decir que hay evidencia estadística para afirmar que la serie posee tendencia e intercepto (o ambas a la vez). Mientras que si se acepta el contraste de hipótesis, se constatará la existencia de evidencia suficiente para determinar que la serie en cuestión no posee tendencia e intercepto (o ninguna de las dos). Como podemos apreciar, ambas series en niveles poseen constante y tendencia. Mientras que en su versión diferenciadas en el caso del logaritmo natural del PIB, ésta solo tiene constante y para la apertura comercial no presenta ni constante ni tendencia.

Con estas especificaciones se llevará a cabo el test de Dickey Fuller Aumentado (ADF), el cual surge de estimar una de las siguientes tres ecuaciones:

Modelo sin componentes determinísticas:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \epsilon_t ; (\text{con } t=2,3,\dots, T)$$

Modelo que incluye un término constante:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \epsilon_t ; (\text{con } t=2,3,\dots, T)$$

Modelo que incluye, además de la constante, una tendencia lineal:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta * t + \delta y_{t-1} + \epsilon_t ; (\text{Con } t=2,3,\dots, T)$$

Para realizar el test de manera adecuada es necesario observar que tipo de modelo es el que ajusta mejor a la serie sujeta de testeo, razón por la cual se realizó el análisis de la caracterización de las series en los párrafos que anteceden.

Siguiendo con el análisis de estacionariedad, la hipótesis nula del test formula la presencia de raíz unitaria. Sin embargo, dado que el test ADF tiene sesgo a señalar la presencia de raíz unitaria cuando la serie no la tiene. En particular, en presencia de cambio estructural, el ADF tiende a derivar conclusiones erróneas, razón por lo cual también se realizará dos test adicionales. Así, finalmente los test a realizar son: **1)** el test de Dickey Fuller Aumentado (ADF), **2)** test de Phillips-Perrón y **3)** el KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin), los cuales en sus dos primeras versiones, plantean la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en las series (no estacionariedad). Si se rechaza la hipótesis concluimos que las series son estacionarias e integradas de orden cero I (0), mientras que si no se rechaza la hipótesis, habría que diferenciar la serie para volverla estacionaria, siendo ésta integrada de orden uno I (1), en el caso de que el diferenciarla una vez sea suficiente para que la serie se torne estacionaria. Para el tercer test KPSS la hipótesis nula planteada es encontrarse en presencia de estacionariedad, en cuyo caso si se rechaza habría que proceder con la diferenciación de la serie para volverla estacionaria.

Considerando las especificaciones de la caracterización de las series efectuada anteriormente, se procedió a realizar los test de raíz unitaria (1-2 y 3), obteniendo los siguientes resultados:

Tabla 3 – Resumen pruebas de raíz unitaria⁷.

Variable	Especificación de la ecuación de la prueba	Orden de Integración	Estadístico test ADF. (H0: Raíz unitaria)	Estadístico test PP. (H0: Raíz unitaria)	Estadístico test KPSS. (H0: Estacionariedad)
LN_PIB	C-T	I(1)	(2.347171)	(2.072548)	0.147185*
Δ LN_PIB	C	I(0)	(4.743958)**	(4.825803)**	0.246063
AC	C-T	I(1)	(2.391208)	(2.489944)	0.091184
Δ AC	SIN C-T / Para KPSS con C	I(0)	(6.267637)**	(6.267637)**	0.074290

Notas:

C=Constante o Intercepto.

T= Tendencia.

Las pruebas ADF y PP están basadas en los valores críticos de MacKinnon (1996).

La prueba KPSS se basa en los valores críticos de Kwiatowski, Phillips, Schmidt y Shin.

H0=Hipótesis Nula.

* y ** quiere decir rechazo de la hipótesis nula al 5% y 1% respectivamente y para los que no posean asterisco se acepta la hipótesis nula (al 1-5 y 10% de significancia).

El operador Δ significa la variable en su primera diferencia.

Dado que el test KPSS no prueba presencia de raíz unitaria en una serie que no posea ni constante ni tendencia para el caso de la Δ AC se testeó estacionariedad incluyendo una constante.

Como era de esperarse, las series en niveles (logaritmo natural del producto interno bruto y la apertura comercial) son integradas de orden 1 (I (1)). Con leves excepciones, en el caso donde se aplicó el test KPSS para la apertura comercial, obteniendo como resultado que se acepta la hipótesis nula de estacionariedad para ésta serie en nivel.

3.4 Especificación empírica del VAR

La selección de las variables empleadas en el modelo se sustenta teóricamente de la siguiente manera:

Para el caso del modelo VAR planteado puede representarse en forma reducida como⁸:

$$X_t = \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_i X_{t-p} + AZ_t + \mu_t$$

Donde:

Z_t = Vector de variables determinísticas exógenas (normalmente constantes y/o variables Dummy).

X_t = Vector de datos de las n variables en el momento t (Apertura Comercial y Producto Interno Bruto tomado en logaritmo).

Los p vectores X_{t-i} (i=1.....p)= Rezagos de dichos datos hasta el orden p.

β_i = Matrices de coeficientes de regresión a estimar, para los p rezagos.

A= Matriz de los coeficientes correspondientes a las variables exógenas.

μ_t = Vector de innovaciones, las cuales se suponen no serialmente correlacionadas.

3.5 Diagnóstico econométrico del VAR

Una vez que se estableció el orden de integración de las series, se emplea la metodología de desarrollada por Johansen (1995) para estudiar la relación de equilibrio de largo plazo entre el crecimiento económico y la apertura comercial.

⁷ Las pruebas de raíz unitaria efectuadas formarán parte del anexo al final de la presente investigación.

⁸ Cointegración de variables económicas – Fundamentos estadísticos, VAR y VEC, Julio Fabris, FCE-UBA.

Replicando esta metodología, se estima un modelo VAR (p) sin restricciones (las restricciones la estudiaremos más adelante), para explorar la relación entre las series, determinar la cantidad de rezagos a incorporar (p) y determinar los rezagos óptimos del modelo VEC (p-1). El VAR es un modelo econométrico utilizado para capturar la interdependencia lineal entre múltiples series de tiempo. Cada variable dentro del VAR es explicada por sus propios rezagos y los rezagos del resto de las variables incorporadas en el vector. Según la siguiente expresión:

$$X_t = \delta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \mu_t \quad \text{VAR(1)}$$

Donde X_t es un vector que contiene las dos series antes mencionadas (Producto interno bruto en logaritmo y apertura comercial) y δ_0 es el único parámetro que se considerará como exógeno a más de los rezagos de las variables. Como puede apreciarse se plantea un VAR con 1 rezago (lag).

Para poder aplicar el test de cointegración de Johansen, primero se debe verificar la estabilidad del modelo planteado. De tal forma que los residuos del VAR (μ_t) se comporten como un "ruido blanco", es decir presente los siguientes requerimientos: **i)** Ausencia de auto-correlación, **ii)** Ausencia de heterocedasticidad en la varianza de los mismos, **iii)** Normalidad en su distribución. En este sentido, se procede mediante el test "VAR lag order selection criteria", a estimar la cantidad de rezagos adecuados del modelo planteado y en efecto, cuantificar sus resultados:

Tabla 4 – VAR Lag Structure⁹.

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: AC PIB_LN						
Exogenous variables: C						
Sample: 1967 2014						
Included observations: 48						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	42.08477	NA	0.000645	-1.670199	-1.592232	-1.640735
1	209.8258	314.5144*	7.03e-07*	-8.492740*	-8.258840*	-8.404349*
2	211.8836	3.686861	7.63E-07	-8.411815	-8.021981	-8.264496
3	212.7195	1.428123	8.73E-07	-8.27998	-7.734213	-8.073734
4	214.8444	3.452963	9.48E-07	-8.201851	-7.500151	-7.936677
5	217.5051	4.101845	1.01E-06	-8.146045	-7.288411	-7.821944
6	221.5881	5.954363	1.02E-06	-8.149503	-7.135936	-7.766475
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Como se puede apreciar, la mayoría de criterios de información nos sugiere una estimación del VAR incluyendo un rezago. Por lo que, de esa forma se verifica el planteamiento del modelo con estas especificaciones.

De este modo, la estimación es la siguiente:

$$X_t = \delta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \mu_t \quad \text{VAR(1)}$$

⁹ El test efectuado formará parte del anexo al final de la presente investigación.

Modelo definido mediante las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} X_{1t} &= \delta_{01} + \beta_{11}X_{1t-1} + \beta_{12}X_{2t-1} + \mu_{1t} \\ X_{2t} &= \delta_{02} + \beta_{21}X_{1t-1} + \beta_{22}X_{2t-1} + \mu_{2t} \end{aligned}$$

En forma matricial:

$$X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{pmatrix}; \delta_0 = \begin{pmatrix} \delta_{01} \\ \delta_{02} \end{pmatrix}; \beta_1 = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}; X_{t-1} = \begin{pmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \end{pmatrix}; \mu_t = \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{pmatrix}$$

Donde:

X_{1t} = Producto interno bruto en logaritmo.

X_{2t} = Apertura Comercial

Estimación de los parámetros¹⁰:

$$\begin{aligned} X_{1t} &= 1.16 + 0.95 X_{1t-1} + 0.22 X_{2t-1} + \mu_{1t} \\ X_{2t} &= -0.36 + 0.02 X_{1t-1} + 0.83 X_{2t-1} + \mu_{2t} \end{aligned}$$

En forma matricial:

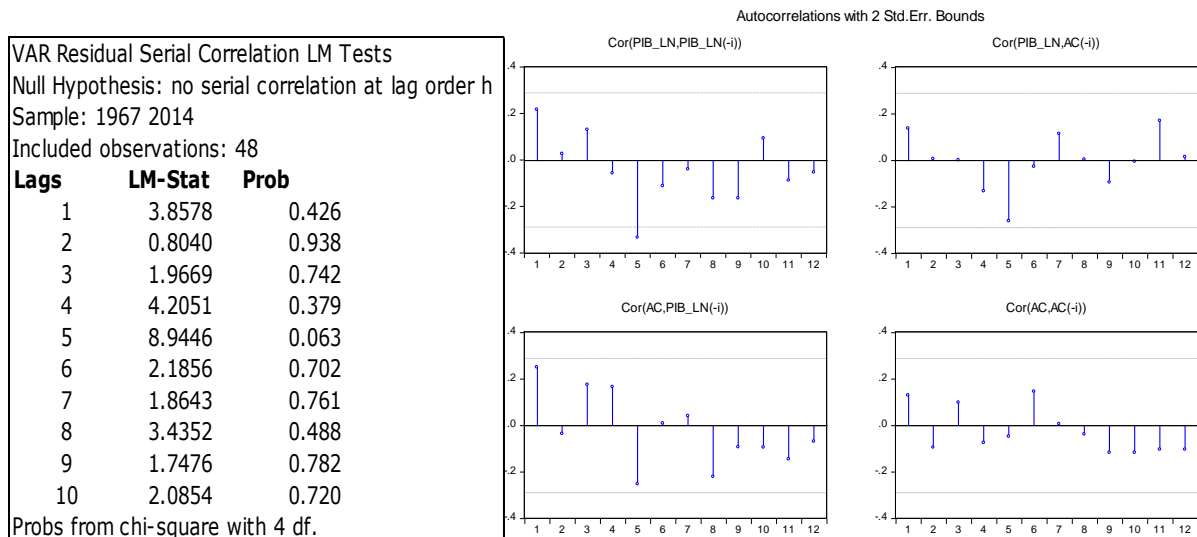
$$X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{pmatrix}; \delta_0 = \begin{pmatrix} 1.16 \\ -0.36 \end{pmatrix}; \beta_1 = \begin{pmatrix} 0.95 & 0.22 \\ 0.02 & 0.83 \end{pmatrix}; X_{t-1} = \begin{pmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \end{pmatrix}; \mu_t = \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{pmatrix}$$

Una vez efectuada la estimación del VAR, se procederá a verificar el cumplimiento de las tres condiciones de estabilidad del modelo planteadas en los párrafos que antecede:

i) Ausencia de auto-correlación:

Tabla 5 – VAR LM Tests.

Gráfico 3 - Autocorrelación y correlación cruzada de los residuos del VAR (1).



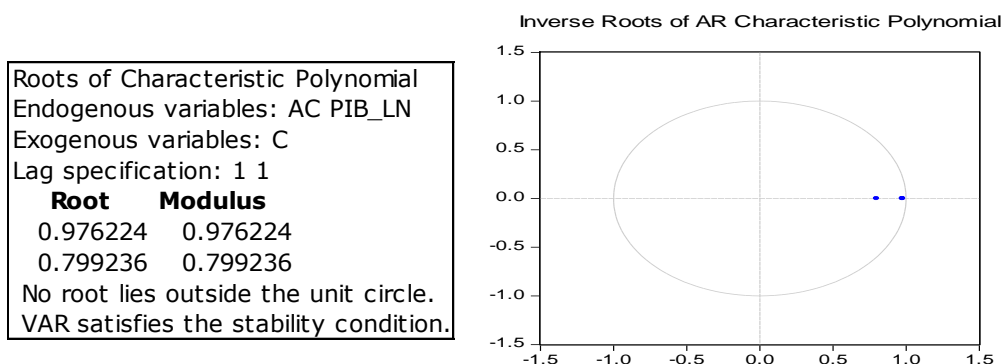
Como se puede apreciar, los resultados del test LM para autocorrelación conjunta de los residuos hasta 10 rezagos, indican que no hay evidencia suficiente para rechazar la

¹⁰ La estimación efectuada formará parte del anexo al final de la presente investigación.

hipótesis de ausencia de autocorrelación serial. Por lo que se verifica el primer requerimiento de estabilidad del modelo.

También se mostrará a continuación, que el modelo cumple con la condición de estabilidad dado que no presenta raíces por fuera del círculo de la unidad.

Gráfico 4 – Roots of Characteristic Polynomial.



ii) Ausencia de heterocedasticidad:

Tabla 6 – VAR Residual Heteroskedasticity Tests.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)						
Sample: 1967 2014						
Included observations: 48						
Joint test:						
Chi-sq	df			Prob.		
19.1329	12			0.0854		
Individual components:						
Dependent	R-squared	F(4,43)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.	
res1*res1	0.018734	0.20524	0.9341	0.899253	0.9247	
res2*res2	0.223957	3.102328	0.025	10.74994	0.0295	
res2*res1	0.031931	0.354579	0.8394	1.532684	0.8208	

iii) Normalidad en la distribución de los residuos:

Tabla 7 – VAR Residual Normality Tests.

VAR Residual Normality Tests					
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)					
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal					
Sample: 1967 2014					
Included observations: 48					
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.	
1	-0.141997	0.161305	1	0.688	
2	-0.03035	0.007369	1	0.9316	
Joint		0.168674	2	0.9191	
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.	
1	4.464167	4.287571	1	0.0384	
2	3.073652	0.010849	1	0.917	
Joint		4.29842	2	0.1166	
Component	Jarque-Bera	df	Prob.		
1	4.448876	2	0.1081		
2	0.018218	2	0.9909		
Joint		4	0.3465		

En estos dos últimos requerimientos, se puede constatar la existencia de homocedasticidad en la varianza de los residuos del modelo estimado, de igual forma, que éstos se distribuyen de forma normal, dado que la probabilidad para que esto suceda tanto en sus componentes individuales como en su conjunto nos hacen aceptar la hipótesis nula planteada por el test.

Como análisis complementario a esta primera parte, se observa la matriz de correlaciones residual del modelo VAR planteado. De esta manera se puede apreciar como un shock positivo sobre los residuos de una variable puede estar correlacionado con shocks del

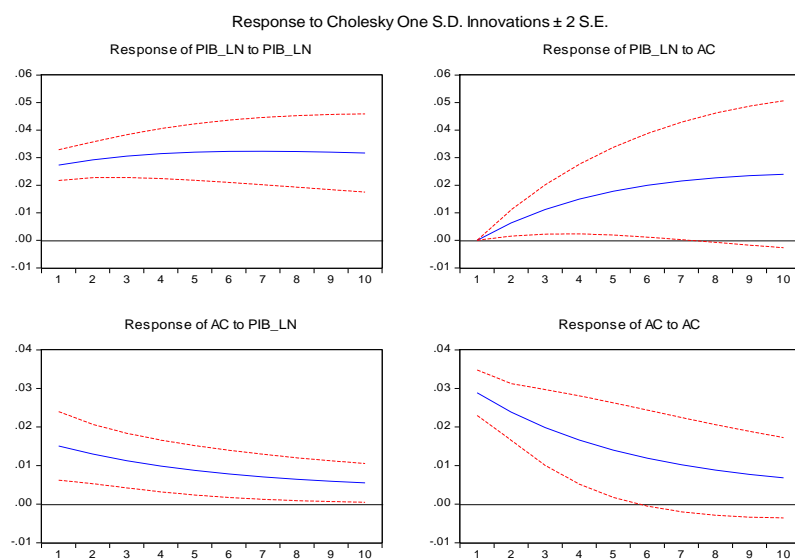
mismo signo, u opuesto, de los residuos de la otra variable. Es decir, observando los resultados, vemos con sentido económico lógico que shocks positivos en la apertura comercial va de la mano generalmente de aumentos en el producto interno bruto y por ende en el incremento de las tasas de crecimiento económico.

Tabla 8 – VAR Residual Correlation Matrix.

Matriz de correlación Residual		
	PIB_LN	AC
PIB_LN	1	0.4630
AC	0.4630	1

Una vez planteado el cumplimiento de las tres premisas **(i)** Ausencia de auto-correlación residual de VAR propuesto, **(ii)** ausencia de heterocedasticidad en la varianza de los residuos, y **(iii)** normalidad en su distribución, procederemos a derivar las Funciones de Impulso Respuesta del VAR, las cuales nos permitirán analizar el comportamiento de las variables cuando se las somete a *shocks* (incrementos sorpresivos) simulados en un horizonte de tiempo de diez años, trazando así, la respuesta de las variables endógenas contemporáneas y futuras a una innovación en una de ellas, asumiendo que el *shock* desaparece en los periodos subsiguientes y que todas las otras perturbaciones permanecen sin cambios.

Gráfico 5 – Función de Impulso-Respuesta (FIR).



De este modo, en los gráficos se observa que ante un *shock* (innovación) en la apertura comercial, no de manera instantánea, pero en los primeros 3 años, se incrementa de forma permanente el producto interno bruto, haciendo que se estabilice en el largo plazo. Por otra parte, ante un *shock* en el PIB la respuesta de la apertura comercial se ve disminuida, haciendo que ésta vuelva a su nivel de equilibrio paulatinamente.

Estas apreciaciones gráficas acerca del comportamiento de las variables ante shocks experimentados por una de ellas, sugiere que para obtener mayores tasas de crecimiento económico, la participación del comercio juega un rol fundamental en ello. A diferencia de que si la economía obtiene mayores beneficios derivados de aumentos en la producción nacional, se evidencia preferencia por dinamismo interno haciendo que haya pocos incentivos para aumentar los volúmenes de comercio, en consecuencia se aprecia una tendencia a la baja para la apertura comercial ante perturbaciones del producto.

Como se puede apreciar, el modelo VAR planteado satisface las condiciones de estabilidad, pues no se observaron comportamientos explosivos (o atípicos) de las FIR ante innovaciones de las variables del modelo. Lo que una vez más descarta la presencia de raíces unitarias y pone en evidencia el cumplimiento de los criterios de estabilidad en los residuos del modelo.

Por otra parte, hemos analizado en líneas previas la matriz de correlaciones de las variables en análisis, detectándose que shocks positivos en la apertura comercial va de la mano generalmente de aumentos en las tasas de crecimiento de la economía ecuatoriana. Si bien correlación no implica causalidad, nos da la pauta para tener una idea hasta ahora de que el modelo refleja los resultados deseados. Por lo que, para corroborar que apertura comercial causa a crecimiento económico se procederá a realizar los test de causalidad de Granger:

Tabla 9 - Causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1967 2014			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PIB_LN does not Granger Cause AC	48	1.10687	0.2984
AC does not Granger Cause PIB_LN		7.48097	0.0089

Los resultados se muestran acorde a lo esperado. En efecto, el test refleja la intuición que en la presente investigación se desea abordar, por un lado, la prueba de Causalidad de Granger (tabla 9) nos dice que la hipótesis de que la apertura

comercial “no” cause en el sentido de Granger al PIB (crecimiento económico), se rechaza a un nivel de confianza del 99%, con lo cual la causalidad de apertura al producto queda evidenciada unidireccionalmente.

Tabla 10 – VAR Causality/block

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1967 2014			
Included observations: 48			
Dependent variable: PIB_LN			
Excluded	Chi-s	df	Prob.
AC	7.48	1	0.0062
All	7.48	1	0.0062
Dependent variable: AC			
Excluded	Chi-s	df	Prob.
PIB_LN	1.11	1	0.2928
All	1.11	1	0.2928

De igual forma, se realizó la prueba de causalidad de Granger aplicable al análisis autorregresivo multivariado (denominada prueba de Wald para exogeneidad en bloque), la cual determina si una variable endógena puede ser tratada como exógena. También ayuda a determinar cuan útiles son algunas variables para mejorar el pronóstico de otras, en nuestro caso

la ecuación de PIB como variable dependiente, nos revela que se rechaza la hipótesis nula de que el bloque de los valores rezagados de la apertura comercial (considerados como explicativos) deba ser excluido del modelo planteado, a un 99% de confianza, por ende una vez más se corrobora que apertura comercial causa al producto, o lo que es lo mismo se rechaza la hipótesis nula de que al PIB (siendo la variable endógena planteada) se lo puedo considerar exógena al 99% de confianza.

3.6 Especificación empírica del VECM

De esta forma, habiendo anteriormente realizado todos y cada uno de los procedimientos que corroboren la estabilidad de nuestro modelo VAR planteado, ahora pasamos a estudiar el modelo que antecede pero aplicado a un modelo de vector de corrección de errores y así poder estudiar los efectos de corto y largo plazo entre ambas variables.

Como se mencionó en el análisis de integración efectuado anteriormente, las series en niveles son integradas de orden uno (I (1)), y en su versión de primeras diferencias se tornaron estacionarias con una constante¹¹.

Algunas consideraciones teóricas¹² llevan a que la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables del modelo no tenga tendencia determinística, aunque cada serie individual puedan tenerla, como es el caso específico considerado. Además, sostienen que criterios estadísticos sugieren que modelar una tendencia determinística en la relación de cointegración no es lo adecuado. Por lo cual, se estimará el VECM sin incluir esta variable.

Como sabemos que las series son I (1), se puede partir del modelo VAR, plasmado anteriormente:

$$X_t = \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_i X_{t-p} + AZ_t + \mu_t$$

Si restamos a ambos lados de la expresión X_{t-1} obtenemos¹³:

$$\begin{aligned} X_t - X_{t-1} &= \beta_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_i X_{t-p} + AZ_t + \mu_t \\ X_t - X_{t-1} &= \Delta X_t = \beta_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_i X_{t-p} + AZ_t + \mu_t \\ \Delta X_t &= (\beta_1 - I) \Delta X_{t-1} + (\beta_1 + \beta_2 - I) \Delta X_{t-2} + \dots + (\beta_{p-1} + \beta_{p-2} + \dots + \beta_2 + \beta_1 - I) \Delta X_{t-(p-1)} + \\ &\quad (\beta_p + \beta_{p-1} + \dots + \beta_2 + \beta_1 - I) X_{t-p} + AZ_t + \mu_t \end{aligned}$$

Por lo tanto, se plantea un modelo VECM de la siguiente manera¹⁴:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-(p-1)} + \Pi X_{t-p} + AZ_t + \mu_t$$

Como puede apreciarse, el modelo es un VAR en primeras diferencias salvo por el término ΠX_{t-p} . Por ser las series I (1), sus primeras diferencias son estacionarias, por lo tanto, como la serie rezagada p periodos en el lado derecho es también no estacionaria, su pre multiplicación por la matriz Π debe dar lugar a una combinación lineal estacionaria.

Se procede en lo posterior a testear el rango de la matriz Π mediante test de cointegración de Johansen, a efectos de determinar la presencia de cointegración para el modelo VECM planteado (se opta por el modelo donde se incluye constante en la ecuación de cointegración). De acuerdo a Johansen (1995), si el rango de la matriz Π es mayor a 0 e inferior al número de variables (en este caso 2), puede decirse que existen "n" relaciones de

¹¹ Para el caso de la apertura comercial en su primera diferencia tomaremos en consideración la inclusión de la constante como resultado de la aplicación del test KPSS, en donde al incluirla se evidenció que la serie es estacionaria.

¹² Lettal y Ludvigson (2001).

¹³ Cointegración de variables económicas-Fundamentos estadísticos del Test de Johansen-Julio Fabris 2005.

¹⁴ El modelo VEC estimado formará parte del anexo de la presente investigación.

cointegración, siendo $n = \text{rango}(\Pi)$. De dicho análisis, no se rechazó la hipótesis nula de existencia de al menos una relación de cointegración.

3.7 Diagnostico econométrico del VECM

De acuerdo con lo postulado anteriormente, se presentan los resultados del test de cointegración para el modelo VECM planteado (se incluye constante en la ecuación de integración y en el VAR).

Tabla 11 – Test de cointegración¹⁵.

Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: PIB_LN AC				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.324759	21.33634	15.49471	0.0059
At most 1	0.050501	2.487420	3.841466	0.1148
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.324759	18.84892	14.26460	0.0088
At most 1	0.050501	2.487420	3.841466	0.1148
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Como se puede apreciar, tanto el test de traza como el test de máximo autovalor reflejan que existe al menos una relación de equilibrio en el largo plazo entre las variables, al 5% de significancia. Como era de esperarse, la evidencia es determinante en favor de encontrarnos en presencia de cointegración.

En el anexo de la presente investigación se presentan los resultados de la estimación del modelo VECM, sin aplicar ninguna restricción sobre los coeficientes de la matriz de cointegración. Recordemos que la matriz Π puede descomponerse en el producto

de 2 vectores α y β , donde α contiene a los coeficientes de ajuste, los cuales miden la velocidad de corrección del desequilibrio, y β contiene los coeficientes de la relación de largo plazo.

De la estimación del modelo no restringido, normalizando los coeficientes asociados al producto interno bruto ($\log(PIB)$) a la unidad ($\beta_{pib}=1$), podemos observar que la relación de largo plazo de $\log(PIB)$ respecto a la apertura comercial (AC), expresada mediante sus vectores de cointegración¹⁶, es la siguiente:

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

PIB_LN	AC
1.000000	-5.223034
	(0.62114)

¹⁵ El test efectuado formará parte del anexo al final de la presente investigación.

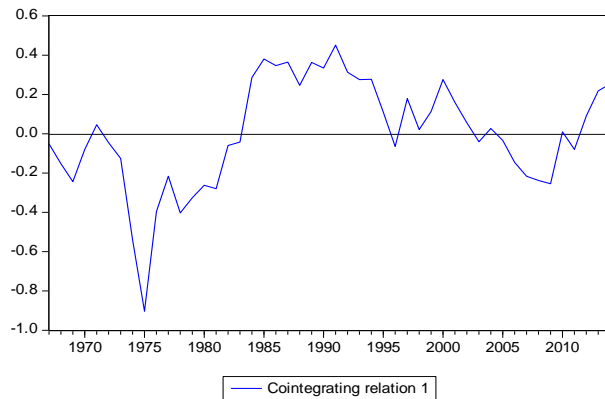
¹⁶ Ambos coeficientes que conforman el vector de cointegración resultaron significativos en términos estadísticos.

$$\text{Vector de Cointegración } (\beta) = [1, -5.223034]$$

$$\log(PIB) = + 5.22(AC)$$

Como puede observarse, los signos asociados a la apertura comercial van de la mano con lo que se desea probar, es decir, que a mayor apertura comercial mayores tasas de crecimiento que la económica ecuatoriana podrá obtener.

Gráfico 6 – Relación de Cointegración modelo VECM sin restringir.



De similar forma, analizaremos el comportamiento a lo largo del tiempo de la relación de cointegración. En el presente gráfico podemos observar esta dinámica, donde se observa nítidamente que esta relación en niveles aparenta una estacionariedad mucho mayor a la que habíamos observado en las variables consideradas individualmente, lo que confirmaría la hipótesis de una relación de equilibrio de largo plazo estable.

Por su parte, el vector de coeficientes de ajuste α estimada para cada una de las ecuaciones de cointegración es el siguiente:

Tabla 12 – Coeficientes de ajuste¹⁷ (α) en el modelo VECM sin restringir.

$\alpha(\Delta \log(PIB))$	$\alpha(\Delta AC)$
-0.047242	+0.024534

Replantando el modelo con los coeficientes de α y β estimados:

$$\Delta Y_{1,t} = \alpha_1(Y_{2,t-1} - \beta Y_{1,t-1}) + \mu_{1,t}$$

$$\Delta Y_{2,t} = \alpha_2(Y_{2,t-1} - \beta Y_{1,t-1}) + \mu_{2,t}$$

Donde:

$$\Delta \log(PIB) = -0.047(-5.22) * AC_{t-1} + (1) * \log(PIB)_{t-1} \quad \mathbf{(1)}$$

$$\Delta AC = +0.024(-5.22) * AC_{t-1} + (1) * \log(PIB)_{t-1} \quad \mathbf{(2)}$$

Los coeficientes estimados nos dan a notar una vez más la correcta interpretación de los signos en las variables. Por un lado, se observa que el término de corrección de error en ambas ecuaciones contribuye a la restauración de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo, cuando éste es perturbado por la ocurrencia de un shock inesperado en el corto plazo que hace que estas se desvíen temporalmente de él. En particular, la ecuación

¹⁷ En vista de que el coeficiente de ajuste para la variable apertura comercial no resultó estadísticamente significativo al 95% de confianza, en lo posterior se procederá a estimar el modelo VEC restringido, suponiendo que éste es cero.

$\Delta \log(\text{PIB})$ (1) corrige un 4,7% del desequilibrio por periodo (año) y la ecuación ΔAC (2) un 2,5%.

Introducción a la estimación del modelo VECM restringido

Siguiendo a Johansen (1995), resulta interesante considerar la posibilidad de testear algunas hipótesis respecto del valor de los parámetros incluidos en β y α . La primera hipótesis (restricción) a considerar es si los valores que toman los elementos de la matriz α son iguales a cero ($\alpha=0$). Si este es el caso, entonces la variable endógena correspondiente a dicho parámetro será débilmente exógena con respecto a la relación de cointegración.

Por ejemplo, sabemos que en nuestro modelo existe una sola relación de cointegración en el VECM, para probar si la primera variable endógena (Producto Interno Bruto "PIB") es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración (de donde obtuvimos los parámetros de β) del modelo VEC planteado, postularemos la siguiente restricción:

$$A(1,1)=0 \text{ para } B(1,1)=1$$

Tabla 13 – Modelo VECM Restringido.

Cointegration Restrictions:

$$A(1,1)=0, B(1,1)=1$$

Convergence achieved after 9 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 8.768344

Probability 0.003065

De aquí concluimos que la prueba de hipótesis del supuesto planteado es rechazada, como lo muestra la baja probabilidad asociada (0.3%) al estadístico Chi Cuadrado. Resultado que nos permite afirmar que el coeficiente de ajuste para la ecuación del PIB es diferente de cero. Pudiendo concluir que la variable PIB no es exógena en el modelo, o lo que es lo

mismo PIB no determina a la apertura comercial, por lo cual, nos queda ahora por imponer la restricción para probar si la segunda variable endógena (apertura comercial "AC") es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración del modelo VECM hallado, de la siguiente manera:

$$A(2,1)=0 \text{ para } B(1,1)=1$$

Tabla 14 – Modelo VECM restringido.

Cointegration Restrictions:

$$A(2,1)=0, B(1,1)=1$$

Convergence achieved after 4 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 1.786460

Probability 0.181358

De aquí concluimos que la prueba de hipótesis del supuesto planteado es aceptada, como lo muestra la relativamente alta probabilidad asociada (18%) al estadístico Chi Cuadrado. De esta estimación, concluimos que existe evidencia estadística para afirmar que el coeficiente de ajuste para la ecuación de la AC es igual a cero, o lo que de forma análoga

significa que la variable apertura comercial es exógena en el modelo, lo que muestra una vez más que la no significatividad reflejada para el coeficiente de ajuste de esta variable en la estimación del modelo VEC sin restringir es válida en el modelo restringido. De esta forma, confirmamos que la apertura comercial determina o permite obtener mayores tasas de crecimiento para la economía ecuatoriana, adicionalmente también podemos afirmar que

la relación de cointegración se mantiene al 95% de confianza, tanto para el test de Traza como para el de Máximo Valor¹⁸.

En este sentido, se postula la siguiente relación de cointegración:

Tabla 15 –Modelo VECM restringido.

Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)	
PIB_LN	AC
1.000000	-4.910715
(0.00000)	(0.63658)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)	
D(PIB_LN)	-0.058161
	(0.01291)
D(AC)	0.000000
	(0.00000)

Con lo cual, ahora el modelo restringido VECM, se plantearía de la siguiente manera, con los coeficientes de α y β estimados:

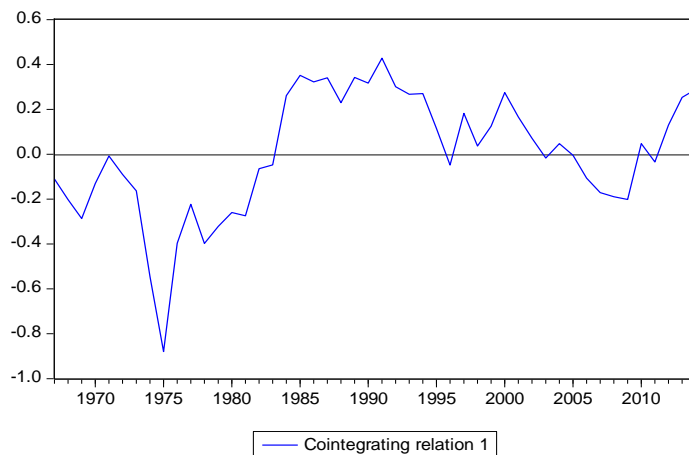
$$\Delta Y_{1,t} = \alpha_1(Y_{2,t-1} - \beta Y_{1,t-1}) + \mu_{1,t}$$

Donde:

$$\Delta \log(PIB) = -0.06(-4.91) * AC_{t-1} + (1) * \log(PIB)_{t-1}$$

Los coeficientes estimados nos confirman una vez más la correcta interpretación de los signos en las variables. Se observa que el término de corrección de error contribuye a la restauración de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo, cuando éste es perturbado por la ocurrencia de un shock inesperado en el corto plazo que hace que estas se desvíen temporalmente de él. En particular, la ecuación corrige un 6% del desequilibrio por periodo (año).

Gráfico 7 – Relación de Cointegración modelo VECM restringido.



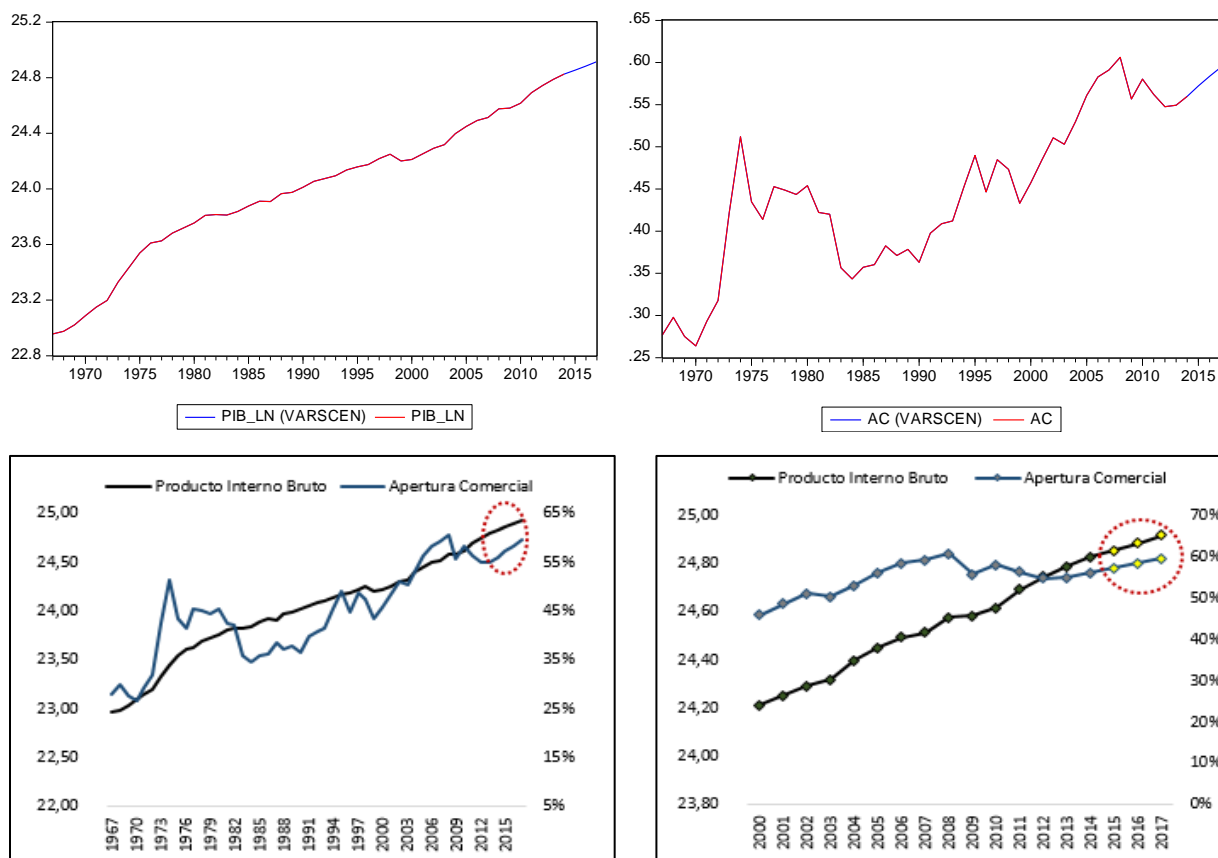
De similar forma, analizaremos el comportamiento a lo largo del tiempo de la relación de cointegración en el modelo restringido, en el presente gráfico se observa nítidamente que esta relación en niveles aparenta una estacionariedad mucho mayor a la que habíamos observado en las variables consideradas individualmente, lo que confirmaría la hipótesis de una relación de equilibrio de largo plazo estable para el modelo VEC restringido.

¹⁸ Los resultados del modelo VECM restringido, así como su test de cointegración, se encontrarán en el anexo del presente trabajo.

IV. EVALUACIÓN DEL PRONÓSTICO DEL MODELO

Para realizar los pronósticos del modelo VEC planteado, se utilizó el *forecast* dinámico, que consiste en estimar los modelos con datos observados hasta una fecha dada (1967-2014) y utilizarlo para pronosticar varios años fuera de la muestra (2015-2017), en un proceso mediante el cual los pronósticos sucesivos se basan en los anteriores. De esta forma, se expone a continuación las proyecciones efectuadas:

Gráfico 7 – Pronósticos de las series del Modelo (PIB y Apertura Comercial: 2015-2017).

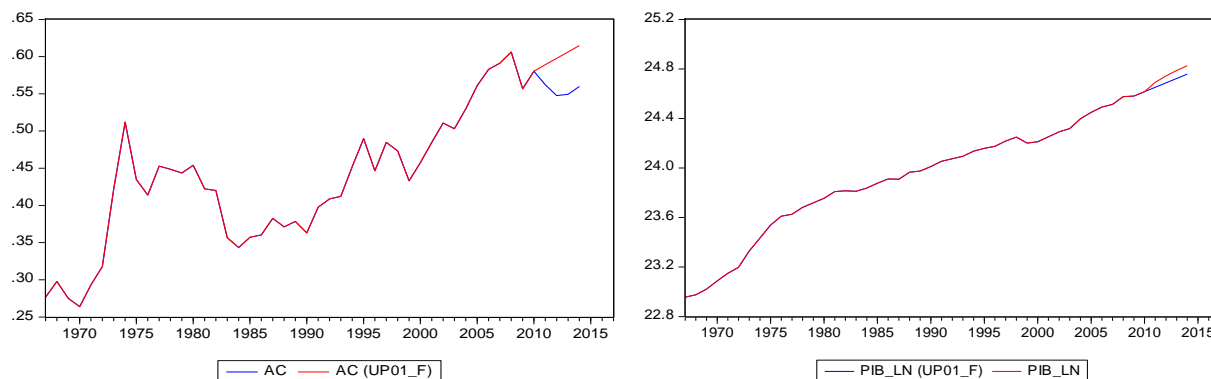


Como se puede apreciar en las gráficas de las predicciones, tanto para la apertura comercial (AC) como para el producto interno bruto (PIB), se refleja una tendencia al alza para los años 2015 al 2017. En este caso, como no se tiene datos observados con los cuales se pueda comparar las estimaciones realizadas para los años del pronóstico y así definir el grado o margen de error encontrado, se realizará una verificación de la metodología implementada, tendiendo como base la proyección de años pasados. De esta forma, se procederá en primera instancia a estimar un VECM desde el periodo de 1967 al 2010¹⁹ y así poder efectuar la proyección de los años 2011 al 2014. Así, tendremos una predicción, la cual podremos compararla con los datos reales que fueron registrados en ese periodo y así saber el margen error que tiene nuestro modelo planteado para predecir. Así, finalmente se utilizará medidas alternativas que nos ayudarán a cuantificar la capacidad de proyección que nuestro modelo tiene; tales como, la raíz del error cuadrático medio (*Root Mean*

¹⁹ Esta estimación formará parte del anexo al final de la presente investigación.

Squared Error-RMSE) y el promedio de los errores, medido como el porcentaje de la diferencia (en valor absoluto) entre el valor observado y el pronosticado (*Mean Absolute Percentage Error-MAPE*), entre otros. De esta forma, se procede a exponer los gráficos en donde se compara la serie original versus el valor que toma el pronóstico de cada serie para los años 2011 al 2014.

Gráfico 8 – Pronósticos de las series del Modelo (PIB y Apertura Comercial: 2012-2014).



Como podemos observar en los graficos que anteceden, el pronostio para la apertura comercial está sesgado respecto del verdadero valor registrado para esta variable en el mismo periodo de análisis (2011-2014). De similar forma, aunque en menor magnitud y no tan sesgado, el pronostico para el producto interno bruto (PIB) se ubica en línea con lo que realmente se observó en el periodo muestral. De todas formas, se expone a continuación varios criterios estadísticos que nos permitirán cuantificar la capacidad de predicción de nuestro modelo planteado:

Tabla 16 –Forecast Evaluation.

Forecast Evaluation					
Sample: 2011 2014					
Included observations: 4					
Variable	Inc. obs.	RMSE	MAE	MAPE	Theil
D(PIB_LN)	4	0.550208	0.549700	91.26978	0.838264
D(AC)	4	24.70986	24.70984	100.0208	0.999687

RMSE: Root Mean Square Error
MAE: Mean Absolute Error
MAPE: Mean Absolute Percentage Error
Theil: Theil inequality coefficient

Como era de esperarse, y tal como se expone en las gráficas de los pronósticos anteriores, los estadísticos de información del *forecast* como por ejemplo el MAPE, nos dice que para el caso de la apertura Comercial (AC) se tiene un margen de error considerable y para el caso del producto interno bruto (PIB), el margen

de error de efectuar una buena predicción es un poco menor que para el caso de la (AC), pero sigue en niveles altos como para considerar a nuestro modelo apto para proyecciones. En este sentido, el coeficiente de desigualdad de Theil nos da un margen de error en menor cuantía que el MAPE con el 0.84 y 0.99 para el PIB y AC, respectivamente. Estos resultados, si bien nos indican que el modelo postulado no posee una buena *performance* para la predicción, esto es de esperarse debido a que como se mencionó en principio, el metodología de vectores autorregresivos implementada, se la realizó con un lag (retardo) y en consecuencia el VECM se estimó con cero retardos, por lo cual al momento de ejecutar la predicción, ésta no posee una oscilación que le permita realizar una proyección más dinámica y como consecuencia lo que hace la metodología del *forecast* es predecir en base a la tendencia que tiene la serie.

V. CONSIDERACIONES FINALES

Luego de haber realizado la estimación empírica del modelo propuesto, lo cual nos llevó a desarrollar una serie de análisis propios de la metodología de cointegración, se corroboró la estabilidad del modelo VAR formulado y se planteó de igual forma el modelo de corrección de errores (VECM), con su respectivo test de cointegración. Tal como lo muestra el análisis del presente trabajo, las variables en cuestión tienden en el largo plazo a moverse de forma proporcional y en el caso de que se aparten de dicho equilibrio, los ajustes de corto plazo se encargarán de hacerlas regresar al sendero original. También se realizó varios abordajes sobre las relaciones de causalidad y la dinámica temporal de las perturbaciones que se efectúa de una variable sobre la otra, como por ejemplo test de causalidad de Granger aplicado a modelos autorregresivos, funciones de impulso respuesta y estimaciones del modelo VECM restringido. Entre ellos, se pudo observar que existe una causalidad que va en una sola dirección, suponiendo que la apertura comercial causa al producto y no al contrario.

Si bien el modelo no ofrece una predicción que podamos considerar sólida, se deja constancia que tal apreciación se da, ya que el modelo originalmente fue formulado con un rezago (cero *lags* en el VECM) y al realizar la proyección para el 2015 al 2017, esto influyó para que no se tenga una dinámica más enriquecedora en términos estadísticos que le permita tener oscilaciones en la tendencia de los pronósticos. De todas formas, los resultados de la presente investigación, pone en evidencia la existencia de la relación de equilibrio de largo plazo entre producto interno bruto (PIB) y la apertura comercial (AC) del Ecuador para el periodo de 1967 al 2014, lo cual señala que un mayor nivel de apertura comercial haría que la economía ecuatoriana obtenga mayores tasas de crecimiento. En este sentido, al ayudar a fomentar la productividad del sector exportador con las políticas, acuerdos y mecanismos adecuados para lograr un aumento sustancial de las exportaciones, en especial las del sector no petrolero, podríamos mejorar en mayor cuantía la *performance* del producto.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS:

- Engle R. y Granger, C. W. J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55: 251-76.
- Johansen, S. (1995). "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models", Oxford University Press.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* vol. 49, Cleveland, Ohio, The Econometric Society.
- Phillips, P. y P. Perron (1998) "Testing for a unit root in time series regression", Oxford University Press.

Sims C (1980) "Macroeconomics and Reality" Econometrica, vol. 48.

Enders (1995) Applied Econometric Time Series. New York, John Wiley and Sons.

Eviews 9 User's Guide, Quantitative Micro Software, LLC.

Cointegración de variables económicas – Fundamentos estadísticos, VAR y VEC, Julio Fabris, FCE-UBA.

Banco Central de Costa Rica DIE-01-2004-DI., marzo 2004.

Diego Linthon Delgado, Apertura Comercial y Crecimiento Económico un análisis VAR y de causalidad.

ANEXOS:

Especificación de las series:

Dependent Variable: AC				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 21:39				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.277649	0.018344	15.13593	0.0000
@TREND	0.005406	0.000548	9.871893	0.0000
R-squared	0.679340	Mean dependent var	0.442526	
Adjusted R-squared	0.672369	S.D. dependent var	0.091821	
S.E. of regression	0.052558	Akaike info criterion	-3.013041	
Sum squared resid	0.127066	Schwarz criterion	-2.935074	
Log likelihood	74.31297	Hannan-Quinn criter.	-2.983577	
F-statistic	97.45427	Durbin-Watson stat	0.407887	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: PIB_LN				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 21:39				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.91461	0.034812	658.2336	0.0000
@TREND	0.034987	0.001039	33.66683	0.0000
R-squared	0.960999	Mean dependent var	23.98171	
Adjusted R-squared	0.960151	S.D. dependent var	0.499658	
S.E. of regression	0.099743	Akaike info criterion	-1.731674	
Sum squared resid	0.457635	Schwarz criterion	-1.653707	
Log likelihood	43.56017	Hannan-Quinn criter.	-1.702210	
F-statistic	1133.455	Durbin-Watson stat	0.094949	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(PIB_LN)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 21:40				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054658	0.010324	5.294292	0.0000
@TREND	-0.000485	0.000308	-1.574953	0.1221
R-squared	0.051164	Mean dependent var	0.039854	
Adjusted R-squared	0.030538	S.D. dependent var	0.030042	
S.E. of regression	0.029580	Akaike info criterion	-4.162671	
Sum squared resid	0.040249	Schwarz criterion	-4.084704	
Log likelihood	101.9041	Hannan-Quinn criter.	-4.133207	
F-statistic	2.480476	Durbin-Watson stat	1.294530	
Prob(F-statistic)	0.122121			

Dependent Variable: D(AC)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 21:40				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012035	0.011732	1.025827	0.3103
@TREND	-0.000182	0.000350	-0.520001	0.6056
R-squared	0.005844	Mean dependent var	0.006481	
Adjusted R-squared	-0.015768	S.D. dependent var	0.033353	
S.E. of regression	0.033615	Akaike info criterion	-3.906926	
Sum squared resid	0.051978	Schwarz criterion	-3.828959	
Log likelihood	95.76621	Hannan-Quinn criter.	-3.877462	
F-statistic	0.270401	Durbin-Watson stat	1.895541	
Prob(F-statistic)	0.605557			

Pruebas de raíz unitaria:

Null Hypothesis: PIB_LN has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			1% level	-4.161144
			5% level	-3.506374
			10% level	-3.183002
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_LN)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 21:58				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_LN(-1)	-0.089033	0.037932	-2.347171	0.0235
D(PIB_LN(-1))	0.357617	0.129218	2.767558	0.0082
C	2.091620	0.876174	2.387219	0.0213
@TREND("1967")	0.002805	0.001378	2.035068	0.0479
R-squared	0.258835	Mean dependent var		0.039854
Adjusted R-squared	0.208301	S.D. dependent var		0.030042
S.E. of regression	0.026731	Akaike info criterion		-4.326350
Sum squared resid	0.031439	Schwarz criterion		-4.170416
Log likelihood	107.8324	Hannan-Quinn criter.		-4.267422
F-statistic	5.121999	Durbin-Watson stat		2.164245
Prob(F-statistic)	0.003986			

Null Hypothesis: PIB_LN is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
Asymptotic critical values*:			1% level	0.21600...
			5% level	0.14600...
			10% level	0.11900...
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.00953...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.04324...
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: PIB_LN				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:30				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.15952	0.028349	816.9409	0.0000
@TREND("1967")	0.034987	0.001039	33.66683	0.0000
R-squared	0.960999	Mean dependent var		23.98171
Adjusted R-squared	0.960151	S.D. dependent var		0.499658
S.E. of regression	0.099743	Akaike info criterion		-1.731674
Sum squared resid	0.457635	Schwarz criterion		-1.653707
Log likelihood	43.56017	Hannan-Quinn criter.		-1.702210
F-statistic	1133.455	Durbin-Watson stat		0.094949
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: PIB_LN has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
Test critical values:			1% level	-4.161144
			5% level	-3.506374
			10% level	-3.183002
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.00076...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.00142...
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_LN)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:29				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_LN(-1)	-0.081769	0.040545	-2.016753	0.0497
C	1.940788	0.936951	2.071386	0.0441
@TREND("1967")	0.002415	0.001469	1.644242	0.1071
R-squared	0.129815	Mean dependent var		0.039854
Adjusted R-squared	0.091141	S.D. dependent var		0.030042
S.E. of regression	0.028640	Akaike info criterion		-4.207534
Sum squared resid	0.036912	Schwarz criterion		-4.090584
Log likelihood	103.9808	Hannan-Quinn criter.		-4.163339
F-statistic	3.356583	Durbin-Watson stat		1.304221
Prob(F-statistic)	0.043778			

Null Hypothesis: D(PIB_LN) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			1% level	-3.574446
			5% level	-2.923780
			10% level	-2.599925
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_LN,2)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:31				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB_LN(-1))	-0.635661	0.133994	-4.743958	0.0000
C	0.025643	0.006623	3.871600	0.0003
R-squared	0.328518	Mean dependent var		0.000848
Adjusted R-squared	0.313920	S.D. dependent var		0.034029
S.E. of regression	0.028186	Akaike info criterion		-4.259196
Sum squared resid	0.036545	Schwarz criterion		-4.181229
Log likelihood	104.2207	Hannan-Quinn criter.		-4.229732
F-statistic	22.50514	Durbin-Watson stat		2.040679
Prob(F-statistic)	0.000021			

Null Hypothesis: D(PIB_LN) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-4.825803	0.0003
Test critical values:				
1% level			-3.574446	
5% level			-2.923780	
10% level			-2.599925	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
			0.00076...	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
			0.00084...	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_LN,2)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:33				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB_LN(-1))	-0.635661	0.133994	-4.743958	0.0000
C	0.025643	0.006623	3.871600	0.0003
R-squared	0.328518	Mean dependent var		0.000848
Adjusted R-squared	0.313920	S.D. dependent var		0.034029
S.E. of regression	0.028186	Akaike info criterion		-4.259196
Sum squared resid	0.036545	Schwarz criterion		-4.181229
Log likelihood	104.2207	Hannan-Quinn criter.		-4.229732
F-statistic	22.50514	Durbin-Watson stat		2.040679
Prob(F-statistic)	0.000021			

Null Hypothesis: D(PIB_LN) is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
				0.24606...
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.73900...
5% level				0.46300...
10% level				0.34700...
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				
				0.00088...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.00192...
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_LN)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:43				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.039854	0.004336	9.190981	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.039854
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.030042
S.E. of regression	0.030042	Akaike info criterion		-4.151818
Sum squared resid	0.042419	Schwarz criterion		-4.112835
Log likelihood	100.6436	Hannan-Quinn criter.		-4.137086
Durbin-Watson stat	1.228215			

Null Hypothesis: AC has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-2.391208	0.3793
Test critical values:				
1% level			-4.161144	
5% level			-3.506374	
10% level			-3.183002	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AC)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:36				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AC(-1)	-0.212013	0.088664	-2.391208	0.0210
C	0.075367	0.028509	2.643590	0.0113
@TREND("1967")	0.001003	0.000597	1.678657	0.1002
R-squared	0.117924	Mean dependent var		0.006481
Adjusted R-squared	0.078721	S.D. dependent var		0.033353
S.E. of regression	0.032013	Akaike info criterion		-3.984875
Sum squared resid	0.046118	Schwarz criterion		-3.867925
Log likelihood	98.63699	Hannan-Quinn criter.		-3.940679
F-statistic	3.008004	Durbin-Watson stat		1.732268
Prob(F-statistic)	0.059414			

Null Hypothesis: AC has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
			-2.489944	0.3315
Test critical values:				
1% level			-4.161144	
5% level			-3.506374	
10% level			-3.183002	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.00096...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.00107...
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AC)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:37				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AC(-1)	-0.212013	0.088664	-2.391208	0.0210
C	0.075367	0.028509	2.643590	0.0113
@TREND("1967")	0.001003	0.000597	1.678657	0.1002
R-squared	0.117924	Mean dependent var		0.006481
Adjusted R-squared	0.078721	S.D. dependent var		0.033353
S.E. of regression	0.032013	Akaike info criterion		-3.984875
Sum squared resid	0.046118	Schwarz criterion		-3.867925
Log likelihood	98.63699	Hannan-Quinn criter.		-3.940679
F-statistic	3.008004	Durbin-Watson stat		1.732268
Prob(F-statistic)	0.059414			

Null Hypothesis: AC is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
Asymptotic critical values*:				
1% level				
5% level				
10% level				
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.00264...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.00956...
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: AC				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 22:38				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.315490	0.014938	21.11988	0.0000
@TREND("1967")	0.005406	0.000548	9.871893	0.0000
R-squared	0.679340	Mean dependent var	0.442526	
Adjusted R-squared	0.672369	S.D. dependent var	0.091821	
S.E. of regression	0.052558	Akaike info criterion	-3.013041	
Sum squared resid	0.127066	Schwarz criterion	-2.935074	
Log likelihood	74.31297	Hannan-Quinn criter.	-2.983577	
F-statistic	97.45427	Durbin-Watson stat	0.407887	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(AC) has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)					
				t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
Test critical values:					
1% level					
5% level					
10% level					
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(AC,2)					
Method: Least Squares					
Date: 01/07/16 Time: 23:02					
Sample: 1967 2014					
Included observations: 48					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
D(AC(-1))	-0.910838	0.145324	-6.267637	0.0000	
R-squared	0.455282	Mean dependent var	3.15E-05		
Adjusted R-squared	0.455282	S.D. dependent var	0.045870		
S.E. of regression	0.033855	Akaike info criterion	-3.912875		
Sum squared resid	0.053868	Schwarz criterion	-3.873892		
Log likelihood	94.90901	Hannan-Quinn criter.	-3.898144		
Durbin-Watson stat	1.968330				

Null Hypothesis: D(AC) has a unit root					
Exogenous: None					
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel					
				Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic					
Test critical values:					
1% level					
5% level					
10% level					
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Residual variance (no correction)				0.00112...	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.00112...	
Phillips-Perron Test Equation					
Dependent Variable: D(AC,2)					
Method: Least Squares					
Date: 01/07/16 Time: 23:02					
Sample: 1967 2014					
Included observations: 48					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
D(AC(-1))	-0.910838	0.145324	-6.267637	0.0000	
R-squared	0.455282	Mean dependent var	3.15E-05		
Adjusted R-squared	0.455282	S.D. dependent var	0.045870		
S.E. of regression	0.033855	Akaike info criterion	-3.912875		
Sum squared resid	0.053868	Schwarz criterion	-3.873892		
Log likelihood	94.90901	Hannan-Quinn criter.	-3.898144		
Durbin-Watson stat	1.968330				

Null Hypothesis: D(AC) is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
Asymptotic critical values*:				
1% level				
5% level				
10% level				
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.00108...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.00114...
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(AC)				
Method: Least Squares				
Date: 01/07/16 Time: 23:03				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006481	0.004814	1.346185	0.1847
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.006481	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.033353	
S.E. of regression	0.033353	Akaike info criterion	-3.942731	
Sum squared resid	0.052284	Schwarz criterion	-3.903748	
Log likelihood	95.62555	Hannan-Quinn criter.	-3.927999	
Durbin-Watson stat	1.884555			

Cantidad de rezagos del modelo VAR planteado:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	42.08477	NA	0.000645	-1.670199	-1.592232	-1.640735
1	209.8258	314.5144*	7.03e-07*	-8.492740*	-8.258840*	-8.404349*
2	211.8836	3.686861	7.63e-07	-8.411815	-8.021981	-8.264496
3	212.7195	1.428123	8.73e-07	-8.279980	-7.734213	-8.073734
4	214.8444	3.452963	9.48e-07	-8.201851	-7.500151	-7.936677
5	217.5051	4.101845	1.01e-06	-8.146045	-7.288411	-7.821944
6	221.5881	5.954363	1.02e-06	-8.149503	-7.135936	-7.766475

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Estimación del modelo VAR-VEC (Sin restringir) y Test de cointegración:

Vector Error Correction Estimates			Vector Autoregression Estimates			Date: 01/19/16 Time: 22:15				
Date: 01/19/16 Time: 21:23			Date: 01/07/16 Time: 23:31			Sample: 1967 2014				
Sample: 1967 2014			Sample: 1967 2014			Included observations: 48				
Included observations: 48			Included observations: 48			Trend assumption: Linear deterministic trend				
Standard errors in () & t-statistics in []			Standard errors in () & t-statistics in []			Series: PIB_LN AC				
Lags interval (in first differences): No lags						Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Cointegrating Eq: CointEq1			PIB_LN AC			Hypothesized No. of CE(s) Eigenvalue Trace Statistic 0.05 Critical Value Prob.**				
PIB_LN(-1) 1.000000			PIB_LN(-1) 0.949068 0.018640			None * 0.324759 21.33634 15.49471 0.0059				
AC(-1) -5.223034			(0.01484) (0.01772)			At most 1 0.050501 2.487420 3.841466 0.1148				
(0.62114)			[63.9568] [1.05208]			Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
[-8.40885]			AC(-1) 0.218281 0.826392			* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
C -21.66438			(0.07981) (0.09529)			**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
[-3.26047]			[2.73514] [8.67283]			Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Error Correction: D(PIB_LN) D(AC)			C 1.164070 -0.364096			Hypothesized No. of CE(s) Eigenvalue Max-Eigen Statistic 0.05 Critical Value Prob.**				
CointEq1 -0.047242 0.024534			(0.32630) (0.38958)			None * 0.324759 18.84892 14.26460 0.0088				
(0.01449) (0.01748)			[3.56753] [-0.93458]			At most 1 0.050501 2.487420 3.841466 0.1148				
[-3.26047] [1.40373]			R-squared 0.997141 0.879299			Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
C 0.039854 0.006481			Adj. R-squared 0.997014 0.873934			* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
(0.00395) (0.00477)			Sum sq. resids 0.033552 0.047829			**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
[10.0888] [1.36001]			S.E. equation 0.027306 0.032602			Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
R-squared 0.187720 0.041076			F-statistic 7846.249 163.9109			PIB_LN AC				
Adj. R-squared 0.170061 0.020230			Log likelihood 106.2715 97.76249			-3.667847 19.15729				
Sum sq. resids 0.034456 0.050136			Akaike AIC -4.302980 -3.948437			0.850272 6.559046				
S.E. equation 0.027369 0.033014			Schwarz SC -4.186030 -3.831487			Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
F-statistic 10.63069 1.970453			Mean dependent 23.98171 0.442526			D(PIB_LN) 0.012880 -0.004340				
Log likelihood 105.6335 96.63220			S.D. dependent 0.499658 0.091821			D(AC) -0.006689 -0.006932				
Akaike AIC -4.318061 -3.943008			Determinant resid covariance (dof adj.) 6.23E-07			1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 208.5821				
Schwarz SC -4.240094 -3.865042			Determinant resid covariance 5.76E-07			Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
Mean dependent 0.039854 0.006481			Log likelihood 209.8258			PIB_LN AC				
S.D. dependent 0.030042 0.033353			Akaike information criterion -8.440919			1.000000 -5.223034				
Determinant resid covariance (dof adj.) 6.27E-07			Schwarz criterion -8.207019			(0.62114)				
Determinant resid covariance 5.76E-07			Schwarz criterion -8.258840			Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
Log likelihood 208.5821						D(PIB_LN) -0.047242				
Akaike information criterion -8.440919						(0.01449)				
Schwarz criterion -8.207019						D(AC) 0.024534				
						(0.01748)				

Modelo VEC restringido-Test de Cointegración y VEC (1967 al 2010):

Vector Error Correction Estimates		
Date: 02/21/16 Time: 20:19		
Sample: 1967 2014		
Included observations: 48		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions: A(1,1)=0, B(1,1)=1 Convergence achieved after 9 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 8.768344 Probability 0.003065		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PIB_LN(-1)	1.000000	
AC(-1)	-6.288223 (0.94454) [-6.65742]	
C	-21.19991	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	0.046801 (0.01328) [3.52342]
C	0.039854 (0.00408) [9.77124]	0.006481 (0.00470) [1.37848]
R-squared	0.134067	0.066594
Adj. R-squared	0.115242	0.046302
Sum sq. resids	0.036732	0.048802
S.E. equation	0.028258	0.032572
F-statistic	7.121867	3.281855
Log likelihood	104.0984	97.27950
Akaike AIC	-4.254098	-3.969979
Schwarz SC	-4.176132	-3.892012
Mean dependent	0.039854	0.006481
S.D. dependent	0.030042	0.033353
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.52E-07	
Determinant resid covariance	5.99E-07	
Log likelihood	204.1979	
Akaike information criterion	-8.258245	
Schwarz criterion	-8.024345	

Vector Error Correction Estimates		
Date: 02/21/16 Time: 20:21		
Sample: 1967 2014		
Included observations: 48		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions: A(2,1)=0, B(1,1)=1 Convergence achieved after 4 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 1.786460 Probability 0.181358		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PIB_LN(-1)	1.000000	
AC(-1)	-4.910715 (0.63658) [-7.71416]	
C	-21.80056	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	-0.058161 (0.01291) [-4.50409]	0.000000 (0.00000) [NA]
C	0.039854 (0.00392) [10.1608]	0.006481 (0.00479) [1.35371]
R-squared	0.199193	0.032128
Adj. R-squared	0.181784	0.011087
Sum sq. resids	0.033969	0.050604
S.E. equation	0.027175	0.033167
F-statistic	11.44206	1.526923
Log likelihood	105.9749	96.40927
Akaike AIC	-4.332287	-3.933719
Schwarz SC	-4.254320	-3.855753
Mean dependent	0.039854	0.006481
S.D. dependent	0.030042	0.033353
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.30E-07	
Determinant resid covariance	5.79E-07	
Log likelihood	207.6888	
Akaike information criterion	-8.403701	
Schwarz criterion	-8.169801	

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.324759	21.33634	15.49471	0.0059
At most 1	0.050501	2.487420	3.841466	0.1148
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.324759	18.84892	14.26460	0.0088
At most 1	0.050501	2.487420	3.841466	0.1148
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Restrictions: a(2,1)=0, b(1,1)=1				
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probabilit...
1	207.6888	1.786460	1	0.18135...
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 4 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
PIB_LN	AC			
1.000000	-4.910715			
(0.000000)	(0.63658)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(PIB_LN)	-0.058161			
	(0.01291)			
D(AC)	0.000000			
	(0.000000)			

Vector Error Correction Estimates		
Date: 02/21/16 Time: 20:29		
Sample: 1967 2010		
Included observations: 44		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PIB_LN(-1)	1.000000	
AC(-1)	-4.406839 (0.57850) [-7.61771]	
C	-22.00011	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	-0.057210 (0.01530) [-3.74036]	0.020278 (0.01949) [1.04018]
C	0.038720 (0.00408) [9.50105]	0.007536 (0.00519) [1.45090]
R-squared	0.249870	0.025114
Adj. R-squared	0.232010	0.001903
Sum sq. resids	0.030692	0.049857
S.E. equation	0.027033	0.034454
F-statistic	13.99028	1.081971
Log likelihood	97.46122	86.78814
Akaike AIC	-4.339146	-3.854006
Schwarz SC	-4.258047	-3.772907
Mean dependent	0.038720	0.007536
S.D. dependent	0.030847	0.034487
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.25E-07	
Determinant resid covariance	5.69E-07	
Log likelihood	191.4666	
Akaike information criterion	-8.430301	
Schwarz criterion	-8.187003	