

**CRECIMIENTO ECONÓMICO Y APERTURA
COMERCIAL EN ECUADOR: UN ANÁLISIS DE
COINTEGRACIÓN VAR-VECM (1967-2014)**

CRECIMIENTO ECONÓMICO Y APERTURA COMERCIAL EN EL ECUADOR: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN VAR-VECM (1967-2014)

Ángel Maridueña Larrea

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
CÓDIGO JEL: F43, O47

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.

Keywords: economic growth, trade liberalization
JEL CODE: F43, O47

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 series de datos entre los años 1967-2014. Esta teoría 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, con la exposición del contexto académico, así como de las diferentes posturas e investigaciones que se han realizado 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 se realiza la estimación empírica del modelo, la cual conllevará a desarrollar los siguientes puntos: Aspectos Metodológicos, Análisis Gráfico Preliminar, Análisis de Integración (tests de raíz unitaria), Especificación Empírica del VAR, Diagnostico Econométrico del VAR, Especificación Empírica del VECM, Diagnostico Econométrico del VECM.

A continuación se pasa a realizar el pronóstico para los años 2015 al 2017 y se evalúa la capacidad de predicción del modelo con criterios de información estadísticos que permitan cuantificar el grado de bondad de pronóstico del mismo. Por último, se expondrán 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 (1980) a inicios de la década de los ochenta.

“... En el VAR¹ 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.

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

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 VECM 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 estas se aparten transitoriamente de su relación de equilibrio en el largo plazo, como el restablecimiento de este 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)...”.

En el análisis de crecimiento económico y apertura comercial, las investigaciones presentadas en este trabajo, comparten una común perspectiva metodológica. No obstante, en la literatura económica están 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 crecimiento económico y apertura comercial ha sido objeto de estudio en reiteradas veces, desde distintos enfoques. 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 dé por asentada esta premisa.

En los orígenes de este debate, juegan un rol de significación indiscutible algunos trabajos como el de Linthon Delgado (2013), con un análisis dinámico de series de tiempo, en los que 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.

De similar forma, M. Sánchez y C. Zambrano (2003), analizaron la estructura del comercio internacional del Ecuador y, además midieron su impacto en el crecimiento económico del país para un lapso de treinta años, por medio de la estimación de una función de producción de la forma Cobb-Douglas, incluyendo dos variables adicionales, como los términos de intercambio y la apertura comercial. Como resultado, obtuvieron una relación positiva existente entre una mayor apertura comercial y el crecimiento económico.

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

Rojas, López y Jiménez (1997), determinaron la importancia de la apertura comercial en el crecimiento de la economía chilena para el período 1960-1996. La particularidad encontrada en el período de análisis fue que no se evidenció una contribución de la apertura al crecimiento, con excepción desde mediados de los años ochenta en adelante. Así, solo entre 1986 y 1996, el aporte del comercio se vuelve significativo para explicar al crecimiento en este país. De esta manera, se exponen, 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 no tomaron en consideración, por ejemplo, la formulación del modelo de corrección de errores VECM (una vez probada la cointegración) que ilustra la dinámica de ajuste de corto plazo entre las variables ante perturbaciones que hagan que estas se desvíen del equilibrio hallado en el largo plazo.

Adicionalmente, se propone un 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 para los años 2015 al 2017, así como la evaluación de la capacidad del pronóstico en dicho período.

III. ESTIMACIÓN EMPÍRICA

3.1 Aspectos metodológicos

El análisis del presente trabajo abarca series de tiempo del período 1967-2014, con frecuencia anual, las cuales fueron tomadas de la base de datos del Banco Mundial². Los datos utilizados fueron:

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

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

Para finalmente trabajar sobre la base de las siguientes variables:

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

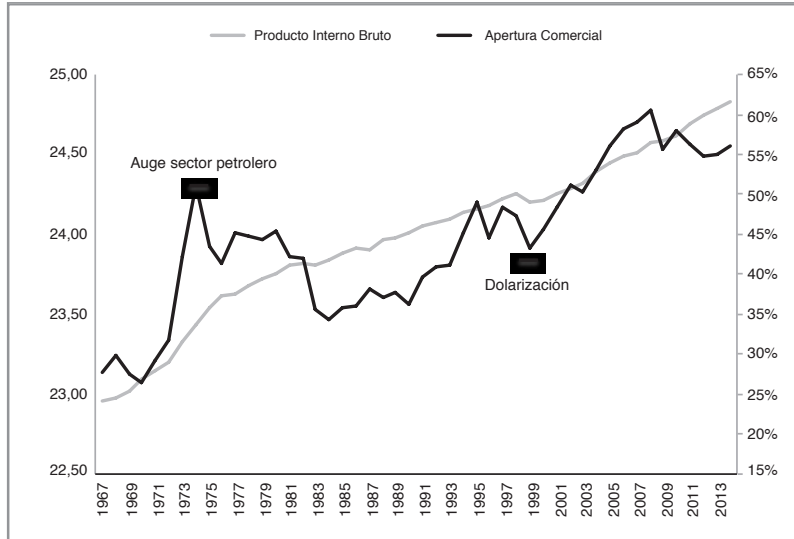
3.2 Análisis gráfico preliminar

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 PIB".

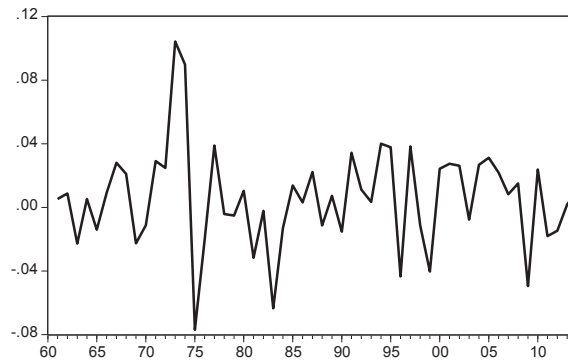
En los gráficos expuestos a continuación se puede observar el comportamiento de los datos para el período analizado, tanto considerando las series en niveles como en primeras diferencias. Se observa en primera instancia, las dos variables de interés parecerían ser integradas de orden 1 (I (1)), puesto 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 ayuden a confirmar lo que a primeros rasgos se observa.

Gráfico 1: Variables del modelo en niveles y diferencias

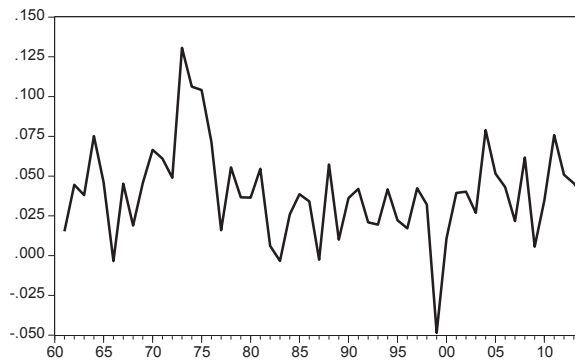


Fuente: Banco Central del Ecuador

Differenced AC



Differenced PIB_LN



Como se puede apreciar en la gráfica anterior, para los años 1967 a 2014, la dinámica de las series presenta una tendencia creciente, 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 (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 resultado 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 se determina 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 series³

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

Notas:
 LN_PIB= Producto Interno Bruto tomado en logaritmo
 AC= Apertura comercial
 α = Intercepto
 β = Coeficiente de la tendencia

Notas:
 Δ LN_PIB= Primera diferencia del PIB tomado en logaritmo.
 Δ AC= Primera diferencia de apertura comercial
 α = Intercepto
 β = Coeficiente de la tendencia

Como se aprecia, ambas series en niveles poseen constante y tendencia. Mientras que en su versión diferenciadas en el caso del logaritmo natural del PIB, esta 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:

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

Modelo sin componentes determinísticas:

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

Modelo que incluye un término constante:

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

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

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

Para realizar el test de manera adecuada es necesario observar qué tipo de modelo es el que se 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, se concluye 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 esta 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 unitaria

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 testea presencia de raíz unitaria en una serie que no posea ni constante ni tendencia, para el caso de la Δ AC se testó estacionariedad incluyendo una constante.

Como era de esperarse, las series en niveles (logaritmo natural del PIB 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, se acepta la hipótesis nula de estacionariedad para esta 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 como⁴:

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

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 PIB tomado en logaritmo).

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

Los p vectores $X_{(t-1)}$ ($i=1 \dots p$) = 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 desarrollada por Johansen (1995) para estudiar la relación de equilibrio de largo plazo entre el crecimiento económico y la apertura comercial.

Replicando esta metodología, se estima un modelo VAR (p) sin restricciones (las restricciones se analizarán 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 (PIB 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 de 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 Structure⁵

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:

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

Modelo definido mediante las siguientes ecuaciones:

$$X_{1t} = \delta_{01} + \beta_{11} X_{1t-1} + \beta_{12} X_{2t-1} + \mu_{1t}$$

$$X_{2t} = \delta_{02} + \beta_{21} X_{1t-1} + \beta_{22} X_{2t-1} + \mu_{2t}$$

En forma matricial:

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

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

Donde:

X_{1t} = Producto Interno Bruto en logaritmo

X_{2t} = Apertura comercial

Estimación de los parámetros⁶:

$$X_{1t} = 1.16 + 0.95 X_{1t-1} + 0.22 X_{2t-1} + \mu_{1t}$$

$$X_{2t} = -0.36 + 0.02 X_{1t-1} + 0.83 X_{2t-1} + \mu_{2t}$$

En forma matricial:

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

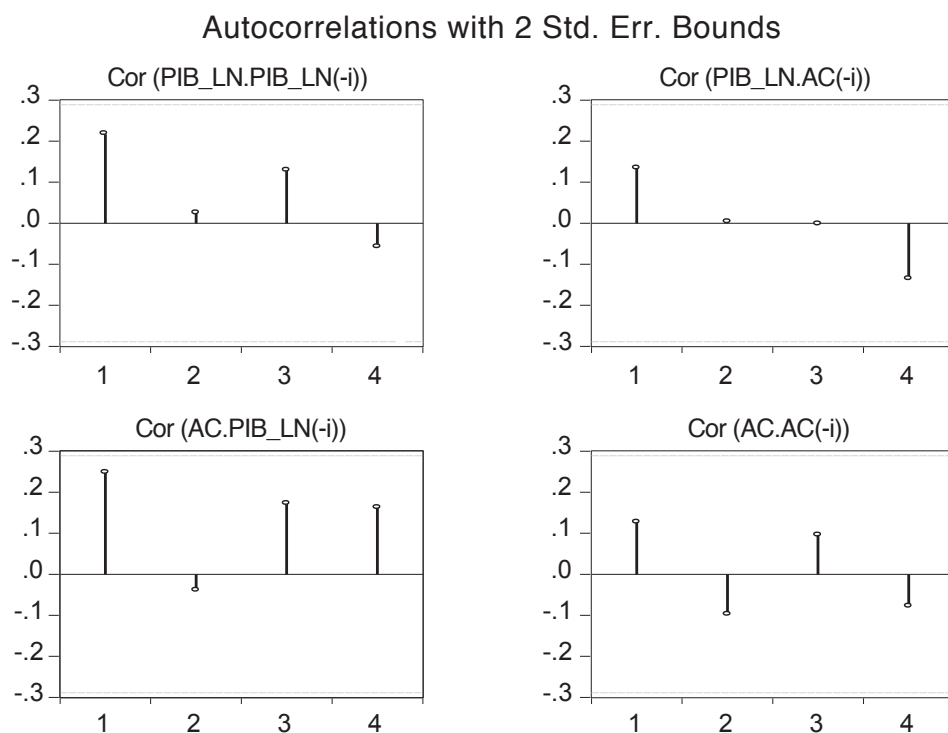
Una vez efectuada la estimación del VAR, se procederá a verificar el cumplimiento de las tres condiciones de estabilidad del modelo planteadas en los párrafos que antecede:

i) Ausencia de auto-correlación:

Tabla 5: VAR LM Tests		
VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1967 2014		
Included observations: 48		
Lags	LM-Stat	Prob
1	3.857806	0.4256
2	0.804025	0.9379
3	1.966922	0.7418
4	4.205077	0.3790
Probs from chi-square with 4 df.		

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

Gráfico 2: Autocorrelación y correlación cruzada
de los residuos del VAR (1)



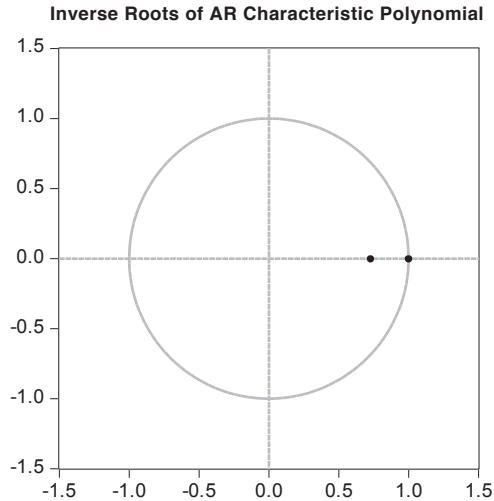
Como se puede apreciar, los resultados del test de Multiplicadores de Lagrange (LM) para autocorrelación serial, indica que se descarta la presencia de correlación serial en el modelo hasta el orden de rezago 4.

En otras palabras, no se puede rechazar la hipótesis nula planteada por el test al nivel de significancia del 5% ni al 10%, 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. De similar forma, se evidencia la estabilidad del modelo VAR estimado, ya que las raíces inversas computadas en valor absoluto son menores a la unidad.

Gráfico 3: Roots of Characteristic Polynomial

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: AC PIB_LN
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 1
Root Modulus
 0.976224 0.976224
 0.799236 0.799236
 No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.



ii) Ausencia de heterocedasticidad:

Por su parte, la prueba conjunta de heterocedasticidad de White aplicada a modelos autorregresivos, pone de manifiesto que la varianza de los residuos es homocedástica al 5% de significancia.

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:

De igual forma, se desprende de la Tabla 7 que los residuos del modelo planteado se distribuyen de forma normal. La estadística de Jarque-Bera y los valores de

probabilidad indican que los residuos siguen una distribución normal multivariada, tanto de manera individual como conjunta.

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		4.467094	4	0.3465	

Como análisis complementario a esta primera parte, se observa la matriz de correlaciones residual del modelo VAR planteado. De esta manera, se puede apreciar cómo 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, los *shocks* positivos en la apertura comercial son seguidos, generalmente de aumentos en el PIB.

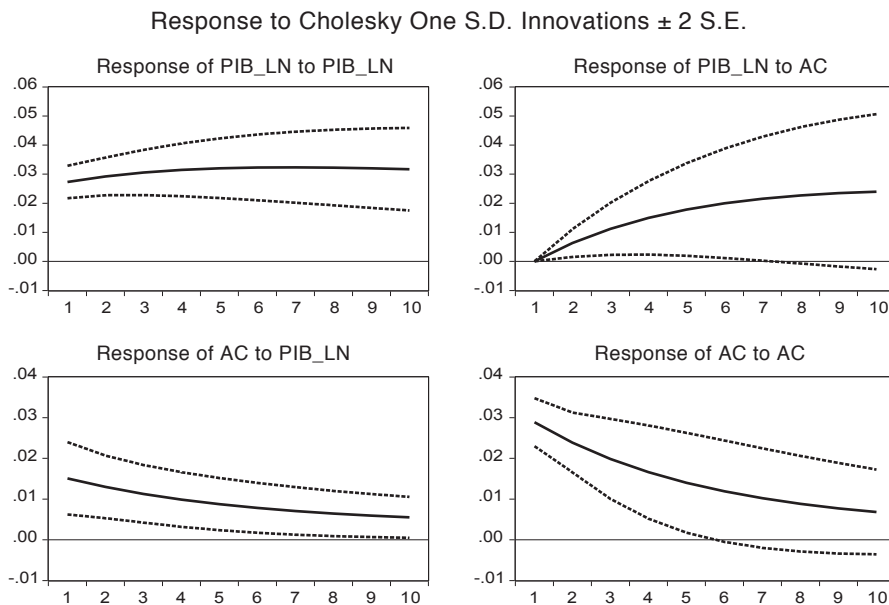
Tabla 8: VAR Residual Correlation Matrix		
Matriz de correlación Residual		
	PIB_LN	AC
PIB_LN	1	0.4630
AC	0.4630	1

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, se deriva las Funciones de Impulso Respuesta del VAR. Así, las FIR permiten 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 períodos subsiguientes y que todas las otras perturbaciones permanecen sin cambios.

De este modo, en el Gráfico 4 se observa que ante un *shock* (innovación) en la apertura comercial, no de manera instantánea, pero en los primeros tres años, se incrementa de forma permanente el PIB, 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 esta vuelva a su nivel de equilibrio paulatinamente.

Gráfico 4: Función de Impulso-Respuesta (FIR)



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 inter-

no 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, *shocks* positivos en la apertura comercial van de la mano generalmente de aumentos en las tasas de crecimiento de la economía ecuatoriana. Si bien correlación no implica causalidad, da la pauta de que el modelo refleja los resultados deseados. Por lo que, para corroborar que apertura comercial causa 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

El test refleja la intuición que en la presente investigación se desea abordar: por un lado, 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.

De igual forma, se realizó la prueba de causalidad de Granger aplicable al análisis autorregresivo multivariado (denominada prueba de Wald para exogeneidad en bloque). También ayuda a determinar cuan útiles son algunas variables para mejorar el pronóstico de otras. La ecuación de PIB como variable dependiente, 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, al 5% e inclusive al 1% de significancia, por ende una vez más se corrobora que apertura comercial causa al producto.

Tabla 10: VAR Causality/bloc

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Dependent variable: PIB_LN			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
AC	7.48	1	0.0062
All	7.48	1	0.0062
Dependent variable: AC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PIB_LN	1.11	1	0.2928
All	1.11	1	0.2928

3.6. Especificación empírica del VECM

De esta forma, se aplica a continuación un modelo de vector de corrección de errores para 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 constante⁷.

Algunas consideraciones teóricas⁸ 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 las series son I (1), se puede partir del modelo VAR, plasmado anteriormente:

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

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

8. Lettau y Ludvigson (2001).

Si se resta a ambos lados de la expresión se obtiene⁹:

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

Por lo tanto, se plantea un modelo VECM de la siguiente manera¹⁰:

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

Como puede apreciarse, el modelo es un VAR en primeras diferencias salvo por el término Π . 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 debe dar lugar a una combinación lineal estacionaria.

Se procede, en lo posterior, a evaluar 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 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).

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.

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

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

Tabla 11: Test de cointegración¹¹

Sample: 1967 2014
 Included observations: 48
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: PIB_LN AC
 Lags interval (in first differences): No lags

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace		0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0,324759	21,33634	15,49471	0,0059	
At most 1	0,050501	2,48742	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		Max-Eigen		0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0,324759	21,33634	15,49471	0,0059	
At most 1	0,050501	2,48742	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

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 PIB ($\log(\text{PIB})$) a la unidad ($\beta_{\text{pib}}=1$), se observa que la relación de largo plazo de $\log(\text{PIB})$ respecto a la apertura comercial (AC), expresada mediante sus vectores de cointegración¹², es la siguiente:

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

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

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Vector de Cointegración (β) = [1, -5.223034]

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

PIB_LN	AC
1.000000	-5,223034
	-0,62114

Como se aprecia, 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 economía ecuatoriana podrá obtener.

Gráfico 5: Relación de Cointegración modelo VECM sin restringir



De similar forma, se analiza el comportamiento a lo largo del tiempo de la relación de cointegración. En el Gráfico 5 se observa esta dinámica, donde se observa nítidamente que esta relación en niveles aparenta una estacionariedad mucho mayor a la observada 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 ajuste¹³ (α) en el modelo VECM sin restringir

$\alpha(\Delta\log(\text{PIB}))$	$\alpha(\Delta\text{AC})$
-0.047242	+0,024534

Replanteando 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:

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

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

Los coeficientes estimados 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 este 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 $\Delta\log(\text{PIB})$ (1) corrige un 4,7% del desequilibrio por período (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 ¹⁴ 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, 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 se obtuvieron los parámetros de β) del modelo VEC planteado, se establece la siguiente restricción:

13. 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 ese es cero.
14. Se realizaron las estimaciones del modelo VEC restringido haciendo que los coeficientes de cointegración sean iguales a cero y en línea con la significatividad mostrada en el VEC sin restringir, se rechazó la hipótesis nula de que estos fuera cero, resultados que formarán parte del presente anexo.

Tabla 13: Modelo VECM Restringido

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

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 se concluye 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 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 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:

Tabla 14: Modelo VECM restringido

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

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

Se concluye 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 se evidencia 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, 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 la apertura comercial determina o permite obtener mayores tasas de crecimiento para la economía ecuatoriana; adicionalmente la relación de cointegración se mantiene al 5% de significancia, tanto para el test de Traza como para el de Máximo Valor¹⁵. En este sentido, se postula la siguiente relación de cointegración:

Tabla 15: Modelo VECM restringido	
Restricted cointegration 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
	(0.00000)

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

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

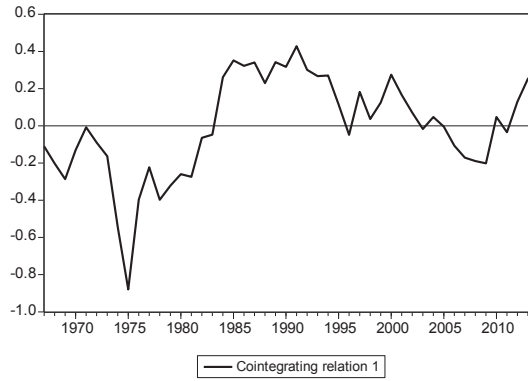
Donde:

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

Los coeficientes estimados 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 este 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 período (año).

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

Gráfico 6: Relación de Cointegración modelo VECM restringido

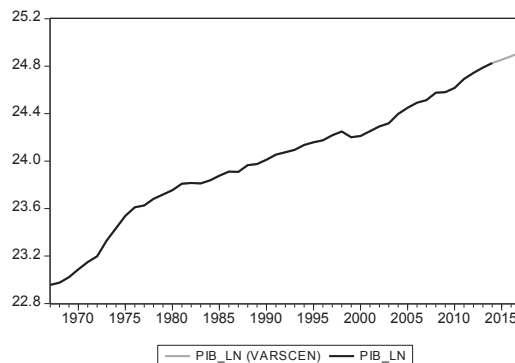


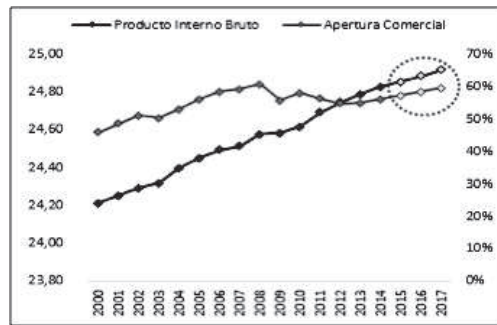
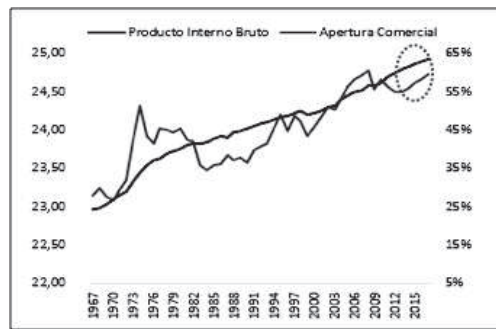
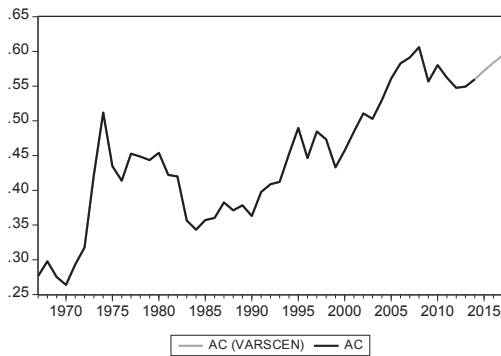
De acuerdo al Gráfico 6, el comportamiento a lo largo del tiempo de la relación de cointegración en el modelo restringido, presenta una estacionariedad mucho mayor a la que se constató en las variables consideradas individualmente, lo que confirmaría una vez más la hipótesis de una relación de equilibrio de largo plazo estable, ahora para el modelo VEC restringido.

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)**



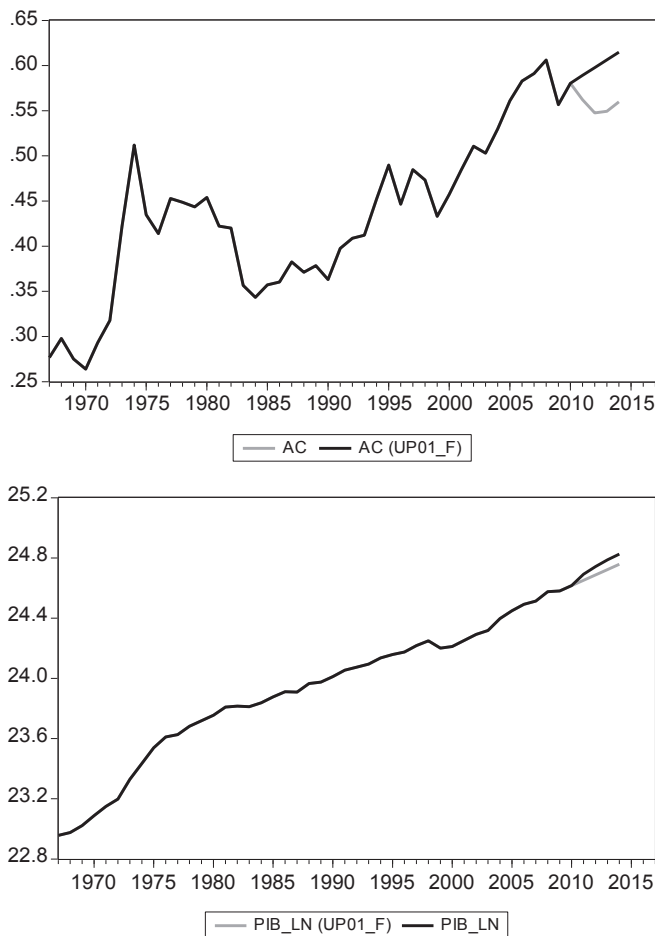


Como se puede apreciar en las gráficas de las predicciones, tanto para la apertura comercial (AC) como para el PIB se refleja una tendencia al alza para los años 2015 al 2017. En este caso, como no se tienen datos observados con los cuales se pueda comparar las estimaciones realizadas para los años del pronóstico y así definir el grado o margen de error encontrado, se realizará una verificación de la metodología implementada, teniendo como base la proyección de años pasados. De esta forma, se procederá, en primera instancia, a estimar un VECM desde el período de 1967 al 2010¹⁶ y así efectuar la proyección de los años 2011 al 2014.

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

Así se obtiene una predicción, la cual podremos compararla con los datos reales que fueron registrados en ese período y así saber el margen error que tiene el modelo planteado para predecir. De esta manera, finalmente, se utilizarán medidas alternativas que ayudarán a cuantificar la capacidad de proyección que el modelo propuesto tiene, tales como, la raíz del error cuadrático medio (*Root Mean 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 se puede observar en los gráficos que anteceden, el pronóstico para la apertura comercial está sesgado respecto del verdadero valor registrado para esta variable en el mismo período de análisis (2011-2014). De similar forma, aunque en menor magnitud y no tan sesgado, el pronóstico para el PIB se ubica en línea con lo que realmente se observó en el período muestral.

De todas formas, se exponen a continuación varios criterios estadísticos que permitirán cuantificar la capacidad de predicción del 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, evidencian que para el caso de la apertura comercial (AC) se tiene un margen de error considerable y para el caso del 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 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, la metodología de vectores autorregresivos implementada, se la realizó con un retardo y en consecuencia el VECM se estimó con cero retardos, por lo cual al momento de ejecutar la predicción, esta 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 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 realizaron varios abordajes sobre las relaciones de causalidad y la dinámica temporal de las perturbaciones que se efectúan de una variable sobre la otra, como, por ejemplo, el 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, ponen en evidencia la existencia de la relación de equilibrio de largo plazo entre PIB y la apertura comercial (AC) del Ecuador para el período 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, podría mejorar en mayor cuantía la *performance* del producto.

BIBLIOGRAFÍA

- Awokuse, T. O. (2008). *Trade openness and economic growth: is growth export-led or import-led?*. Applied Economics, 40(2), 161-173.
- Banco Central de Costa Rica (2004). *Modelos VAR y VECM para el pronóstico de corto plazo de las importaciones de Costa Rica*. Departamento de Investigaciones Económicas.
- Barbery, C. Z., Baquerizo, M. S., & Bocca Ruiz, F. F. (2003). *El rol del comercio internacional en el crecimiento económico del Ecuador: antecedentes y perspectivas*.
- Cointegración de variables económicas – Fundamentos estadísticos, VAR y VEC, Julio Fabris, FCE-UBA.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1057-1072.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. John Willey & Sons Inc.
- Fernandez-Corugedo, E. (2003). *Exercise on unit roots (including structural breaks), estimating a VECM and the implications of the VECM*.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press on Demand.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money*. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 52(2), 169-210.
- Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). *Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns*. The Journal of Finance, 56(3), 815-849.
- Linthon, D. (2013). *Apertura comercial y crecimiento económico en Ecuador: Un análisis VAR y de causalidad, 1960-2012*. Tiempo Económico, 24(8), 49-61.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). *Testing for a unit root in time series regression*. Biometrika, 75(2), 335-346.

Rojas, P., López, E., & Jiménez, S. (1997). *Determinantes del crecimiento y estimación del producto potencial en Chile: el rol del comercio* (No. 24). Central Bank of Chile.

Sims, C. A. (1980). *Macroeconomics and reality*. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.

ANEXOS:

Especificación de las series:

Dependent Variable: AC				
Method: Least Squares				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,28	0,02	15,14	0,00
@TREND	0,01	-	9,87	-
R-squared	0,68	Mean dependent var		0,44
Adjusted R-squared	0,67	S.D. dependent var		0,09
S.E. of regression	0,05	Akaike info criterion		-3,01
Sum squared resid	0,13	Schwarz criterion		-2,94
Log likelihood	74,31	Hannan-Quinn criter.		-2,98
F-statistic	97,45	Durbin-Watson stat		0,40789
Prob(F-statistic)	0,00			

Dependent Variable: PIB_LN				
Method: Least Squares				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22,91	0,035	658,234	0,00
@TREND	0,03	-	33,66683	-
R-squared	0,96	Mean dependent var		23,98
Adjusted R-squared	0,96	S.D. dependent var		0,50
S.E. of regression	0,10	Akaike info criterion		-1,73
Sum squared resid	0,46	Schwarz criterion		-1,65
Log likelihood	43,56	Hannan-Quinn criter.		-1,70
F-statistic	1133,46	Durbin-Watson stat		0,09495
Prob(F-statistic)	0,00			

Dependent Variable: D(PIB_LN)				
Method: Least Squares				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,05	0,010	5,294	0,00
@TREND	-	-	-1,57	0,12
R-squared	0,05	Mean dependent var		0,04
Adjusted R-squared	0,03	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-4,16
Sum squared resid	0,04	Schwarz criterion		-4,08
Log likelihood	101,90	Hannan-Quinn criter.		-4,13
F-statistic	2,48	Durbin-Watson stat		1,29453
Prob(F-statistic)	0,12			

Dependent Variable: D(AC)				
Method: Least Squares				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,01	0,012	1,026	0,31
@TREND	-	-	-0,52	0,61
R-squared	0,01	Mean dependent var		0,01
Adjusted R-squared	-0,02	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-3,91
Sum squared resid	0,05	Schwarz criterion		-3,83
Log likelihood	95,77	Hannan-Quinn criter.		-3,88
F-statistic	0,27	Durbin-Watson stat		1,89554
Prob(F-statistic)	0,61			

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	-2,35	0,40
Test critical values: 1% level	-4,16	
5% level	-3,51	
10% level	-3,18	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB_LN)
 Method: Least Squares
 Included observations: 48
 Sample: 1967 2014

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_LN(-1)	-0,09	0,04	-2,35	0,02
D(PIB_LN(-1))	0,36	0,13	2,77	0,01
C	2,09	0,88	2,39	0,02
@TREND("1967")	0,00	0,00	2,04	0,05
R-squared	0,26	Mean dependent var		0,04
Adjusted R-squared	0,21	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-4,33
Sum squared resid	0,03	Schwarz criterion		-4,17
Log likelihood	107,83	Hannan-Quinn criter.		-4,27
F-statistic	5,12	Durbin-Watson stat		2,16
Prob(F-statistic)	0,00			

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	0,15
Asymptotic critical values*:	
1% level	0,22
5% level	0,15
10% level	0,12

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction) 0,01
 HAC corrected variance (Bartlett kernel) 0,04

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: PIB_LN
 Method: Least Squares
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23,16	0,03	816,94	0,00
@TREND("1967")	0,03	0,00	33,67	0,00
R-squared	0,96	Mean dependent var		23,98
Adjusted R-squared	0,96	S.D. dependent var		0,50
S.E. of regression	0,10	Akaike info criterion		-1,73
Sum squared resid	0,46	Schwarz criterion		-1,65
Log likelihood	43,56	Hannan-Quinn criter.		-1,70
F-statistic	1.133,46	Durbin-Watson stat		0,09
Prob(F-statistic)	0,00			

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	-2,07	0,55
Test critical values: 1% level	-4,16	
5% level	-3,51	
10% level	-3,18	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction) 0,00
 HAC corrected variance (Bartlett kernel) 0,00

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB_LN)
 Method: Least Squares
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_LN(-1)	-0,08	0,04	-2,02	0,05
C	1,94	0,94	2,07	0,04
@TREND("1967")	0,00	0,00	1,64	0,11
R-squared	0,13	Mean dependent var		0,04
Adjusted R-squared	0,09	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-4,21
Sum squared resid	0,04	Schwarz criterion		-4,09
Log likelihood	103,98	Hannan-Quinn criter.		-4,16
F-statistic	3,36	Durbin-Watson stat		1,30
Prob(F-statistic)	0,04			

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	-4,74	0,00
Test critical values: 1% level	-3,57	
5% level	-2,92	
10% level	-2,60	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB_LN,2)
 Method: Least Squares
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB_LN(-1))	-0,64	0,13	-4,74	0,00
C	0,03	0,01	3,87	0,00
R-squared	0,33	Mean dependent var		0,00
Adjusted R-squared	0,31	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-4,26
Sum squared resid	0,04	Schwarz criterion		-4,18
Log likelihood	104,22	Hannan-Quinn criter.		-4,23
F-statistic	22,51	Durbin-Watson stat		2,04
Prob(F-statistic)	0,00			

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	-4,83	0,00
Test critical values: 1% level	-3,57	
5% level	-2,92	
10% level	-2,60	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0,00
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0,00

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB_LN,2)
 Method: Least Squares
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB_LN(-1))	-0,64	0,13	-4,74	0,00
C	0,03	0,01	3,87	0,00
R-squared	0,33	Mean dependent var		0,00
Adjusted R-squared	0,31	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-4,26
Sum squared resid	0,04	Schwarz criterion		-4,18
Log likelihood	104,22	Hannan-Quinn criter.		-4,23
F-statistic	22,51	Durbin-Watson stat		2,04
Prob(F-statistic)	0,00			

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	-2,39	0,38
Test critical values: 1% level	-4,16	
5% level	-3,51	
10% level	-3,18	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AC)
 Method: Least Squares
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AC(-1)	-0,21	0,09	-2,39	0,02
C	0,08	0,03	2,64	0,01
@TREND("1967")	0,00	0,00	1,68	0,10
R-squared	0,12	Mean dependent var		0,01
Adjusted R-squared	0,08	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-3,98
Sum squared resid	0,05	Schwarz criterion		-3,87
Log likelihood	98,64	Hannan-Quinn criter.		-3,94
F-statistic	3,01	Durbin-Watson stat		1,73
Prob(F-statistic)	0,06			

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	0,25
Asymptotic critical values*: 1% level	0,74
5% level	0,46
10% level	0,35

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0,00
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0,00

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB_LN)
 Method: Least Squares
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,04	0,00	9,19	0,00
R-squared	0,00	Mean dependent var		0,04
Adjusted R-squared	0,00	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-4,15
Sum squared resid	0,04	Schwarz criterion		-4,11
Log likelihood	100,64	Hannan-Quinn criter.		-4,14
Durbin-Watson stat	1,23			

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	-2,49	0,33
Test critical values: 1% level	-4,16	
5% level	-3,51	
10% level	-3,18	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0,00
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0,00

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(AC)
 Method: Least Squares
 Sample: 1967 2014
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AC(-1)	-0,21	0,09	-2,39	0,02
C	0,08	0,03	2,64	0,01
@TREND("1967")	0,00	0,00	1,68	0,10
R-squared	0,12	Mean dependent var		0,01
Adjusted R-squared	0,08	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-3,98
Sum squared resid	0,05	Schwarz criterion		-3,87
Log likelihood	98,64	Hannan-Quinn criter.		-3,94
F-statistic	3,01	Durbin-Watson stat		1,73
Prob(F-statistic)	0,06			

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				0,09
Asymptotic critical values*:				
1% level				0,22
5% level				0,15
10% level				0,12
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0,00
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0,01
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: AC				
Method: Least Squares				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,32	0,01	21,12	-
@TREND("1967")	0,01	0,00	9,87	-
R-squared	0,68	Mean dependent var		0,44
Adjusted R-squared	0,67	S.D. dependent var		0,09
S.E. of regression	0,05	Akaike info criterion		-3,01
Sum squared resid	0,13	Schwarz criterion		-2,94
Log likelihood	74,31	Hannan-Quinn criter.		-2,98
F-statistic	97,45	Durbin-Watson stat		0,41
Prob(F-statistic)	-			

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				-6,27	0,00
Test critical values:					
1% level				-2,61	
5% level				-1,95	
10% level				-1,61	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Residual variance (no correction)					0,00
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0,00
Phillips-Perron Test Equation					
Dependent Variable: D(AC,2)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 1967 2014					
Included observations: 48 after adjustments					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
D(AC(-1))	-0,91	0,15	-6,27	-	
R-squared	0,46	Mean dependent var		0,00	
Adjusted R-squared	0,46	S.D. dependent var		0,05	
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-3,91	
Sum squared resid	0,05	Schwarz criterion		-3,87	
Log likelihood	94,91	Hannan-Quinn criter.		-3,90	
Durbin-Watson stat	1,97				

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			-6,27	0
Test critical values:				
1% level			-2,61	
5% level			-1,95	
10% level			-1,61	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AC,2)				
Method: Least Squares				
Sample: 1967 2014				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AC(-1))	-0,91	0,15	-6,27	-
R-squared	0,46	Mean dependent var		0,00
Adjusted R-squared	0,46	S.D. dependent var		0,05
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-3,91
Sum squared resid	0,05	Schwarz criterion		-3,87
Log likelihood	94,91	Hannan-Quinn criter.		-3,90
Durbin-Watson stat	1,97			

Null Hypothesis: D(AC) is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0,07
Asymptotic critical values*:				
1% level				0,74
5% level				0,46
10% level				0,35
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0,00
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0,00
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(AC)				
Method: Least Squares				
Date: 07/15/16 Time: 16:28				
Sample (adjusted): 1967 2014				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,01	0,00	1,35	0,18
R-squared	-	Mean dependent var		0,01
Adjusted R-squared	-	S.D. dependent var		0,03
S.E. of regression	0,03	Akaike info criterion		-3,94
Sum squared resid	0,05	Schwarz criterion		-3,90
Log likelihood	95,63	Hannan-Quinn criter.		-3,93
Durbin-Watson stat	1,88			

Cantidad de rezagos del modelo VAR planteado:

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: AC PIB_LN						
Exogenous variables: C						
Included observations: 48						
Sample: 1967 2014						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	42,08	NA	0,00	-1,67	-1,59	-1,64
1	209,83	314,51 *	0,00 *	-8,49 *	-8,26 *	-8,40 *
2	211,88	3,69	0,00	-8,41	-8,02	-8,26
3	212,72	1,43	0,00	-8,28	-7,73	-8,07
4	214,84	3,45	0,00	-8,20	-7,50	-7,94
5	217,51	4,10	0,00	-8,15	-7,29	-7,82
6	221,59	5,95	0,00	-8,15	-7,14	-7,77

* 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 Autoregression Estimates		
Sample: 1967 2014		
Included observations: 48		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	PIB_LN	AC
PIB_LN(-1)	0,95 (0,01) [63.9568]	0,02 (0,02) [1.05208]
AC(-1)	0,22 (0,08) [2.73514]	0,83 (0,10) [8.67283]
C	1,16 (0,33) [3.56753]	-0,36 (0,39) [-0.93458]
R-squared	1,00	0,88
Adj. R-squared	1,00	0,87
Sum sq. resids	0,03	0,05
S.E. equation	0,03	0,03
F-statistic	7.846,25	163,91
Log likelihood	106,27	97,76
Akaike AIC	-4,30	-3,95
Schwarz SC	-4,19	-3,83
Mean dependent	23,98	0,44
S.D. dependent	0,50	0,09
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,00
Determinant resid covariance		0,00
Log likelihood		209,83
Akaike information criterion		-8,49
Schwarz criterion		-8,26

Vector Autoregression Estimates		
Sample: 1967 2014		
Included observations: 48		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	PIB_LN	AC
PIB_LN(-1)	0,95 (0,01) [63.9568]	0,02 (0,02) [1.05208]
AC(-1)	0,22 (0,08) [2.73514]	0,83 (0,10) [8.67283]
C	1,16 (0,33) [3.56753]	-0,36 (0,39) [-0.93458]
R-squared	1,00	0,88
Adj. R-squared	1,00	0,87
Sum sq. resids	0,03	0,05
S.E. equation	0,03	0,03
F-statistic	7.846,25	163,91
Log likelihood	106,27	97,76
Akaike AIC	-4,30	-3,95
Schwarz SC	-4,19	-3,83
Mean dependent	23,98	0,44
S.D. dependent	0,50	0,09
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,00
Determinant resid covariance		0,00
Log likelihood		209,83
Akaike information criterion		-8,49
Schwarz criterion		-8,26

Sample: 1967 2014					
Included observations: 48					
Trend assumption: Linear deterministic trend					
Lags interval (in first differences): No lags					
Series: PIB_LN AC					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized		Trace		0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0,32	21,34	15,49	0,01	
At most 1	0,05	2,49	3,84	0,11	
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		Max-Eigen		0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0,32	18,85	14,26	0,01	
At most 1	0,05	2,49	3,84	0,11	
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					
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):					
PIB_LN	AC				
	-3,67	19,16			
	0,85	6,56			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):					
D(PIB_LN)	0,01	-0,00			
D(AC)	-0,01	-0,01			
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 208,5821					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
PIB_LN	AC				
1		-5,22			
		(0,62)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(PIB_LN)		-0,05			
		(0,01)			
D(AC)		0,02			
		(0,02)			

Modelo VEC restringido-Test de cointegración y VEC (1967 al 2014):

Vector Error Correction Estimates		
Sample: 1967 2014		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Included observations: 48		
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)	8,77	
Probability	0,00	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PIB_LN(-1)	1	
AC(-1)	-6,29 (0,94) [-6.65742]	
C	-21,20	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	0,0 (0,00) [NA]	0,05 (0,01) [3.52342]
C	0,04 (0,00) [9.77124]	0,01 (0,00) [1.37848]
R-squared	0,13	0,07
Adj. R-squared	0,12	0,05
Sum sq. resids	0,04	0,05
S.E. equation	0,03	0,03
F-statistic	7,12	3,28
Log likelihood	104,10	97,28
Akaike AIC	-4,25	-3,97
Schwarz SC	-4,18	-3,89
Mean dependent	0,04	0,01
S.D. dependent	0,03	0,03
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,00
Determinant resid covariance		0,00
Log likelihood		204,20
Akaike information criterion		-8,26
Schwarz criterion		-8,02

Vector Error Correction Estimates		
Sample: 1967 2014		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Included observations: 48		
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)	1,79	
Probability	0,18	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PIB_LN(-1)	1	
AC(-1)	-4,91 (0,64) [-7.71416]	
C	-21,80	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	-0,06 (0,01) [-4.50409]	0,00 (0,00) [NA]
C	0,04 (0,00) [10.1608]	0,01 (0,00) [1.35371]
R-squared	0,20	0,03
Adj. R-squared	0,18	0,01
Sum sq. resids	0,03	0,05
S.E. equation	0,03	0,03
F-statistic	11,44	1,53
Log likelihood	105,97	96,41
Akaike AIC	-4,33	-3,93
Schwarz SC	-4,25	-3,86
Mean dependent	0,04	0,01
S.D. dependent	0,03	0,03
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,00
Determinant resid covariance		0,00
Log likelihood		207,69
Akaike information criterion		-8,40
Schwarz criterion		-8,17

Sample: 1967 2014
 Included observations: 48
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: PIB_LN AC
 Lags interval (in first differences): No lags

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace		0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,32	21,34	15,49	0,01
At most 1	0,05	2,49	3,84	0,11

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	Max-Eigen		0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,32	18,85	14,26	0,01
At most 1	0,05	2,49	3,84	0,11

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	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	207,69	1,79	1	0,18

1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 4 iterations.

Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

PIB_LN	AC
1	-4,91
(0,00)	(0,64)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(PIB_LN)	-0,06
	(0,01)
D(AC)	0,00
	(0,00)

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

Vector Error Correction Estimates		
Sample: 1967 2010		
Included observations: 44		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions:		
B(1,1)=0		
Convergence achieved after 1 iterations.		
Not all cointegrating vectors are identified		
LR test for binding restrictions (rank = 1):		
Chi-square(1)	19,27	
Probability	0,00	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PIB_LN(-1)	0,00	
AC(-1)	0,52	
C	-0,22	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	-0,07 (0,10)	-0,17 (0,11)
	[-0.72815]	[-1.50077]
C	0,04 (0,00)	0,01 (0,01)
	[8.28064]	[1.47047]
R-squared	0,01	0,05
Adj. R-squared	-0,01	0,03
Sum sq. resids	0,04	0,05
S.E. equation	0,03	0,03
F-statistic	0,53	2,25
Log likelihood	91,41	87,38
Akaike AIC	-4,06	-3,88
Schwarz SC	-3,98	-3,80
Mean dependent	0,04	0,01
S.D. dependent	0,03	0,03
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,00
Determinant resid covariance		0,00
Log likelihood		181,83
Akaike information criterion		-7,99
Schwarz criterion		-7,75

Vector Error Correction Estimates		
Sample: 1967 2010		
Included observations: 44		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions:		
B(1,2)=0		
Convergence achieved after 1 iterations.		
Not all cointegrating vectors are identified		
LR test for binding restrictions (rank = 1):		
Chi-square(1)	14,60	
Probability	0,00	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PIB_LN(-1)	-1,15	
AC(-1)	0,00	
C	27,44	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)
	[2.67112]	[0.65167]
C	0,0 (0,00)	0,01 (0,01)
	[8.90041]	[1.43979]
R-squared	0,15	0,01
Adj. R-squared	0,12	-0,01
Sum sq. resids	0,03	0,05
S.E. equation	0,03	0,03
F-statistic	7,13	0,42
Log likelihood	94,59	86,45
Akaike AIC	-4,21	-3,84
Schwarz SC	-4,13	-3,76
Mean dependent	0,04	0,01
S.D. dependent	0,03	0,03
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,00
Determinant resid covariance		0,00
Log likelihood		184,17
Akaike information criterion		-8,10
Schwarz criterion		-7,86

Vector Error Correction Estimates		
Sample: 1967 2010		
Included observations: 44		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq: CointEq1		
PIB_LN(-1)	1	
AC(-1)	-4,41	
	(0,58)	
		[-7.61771]
C	-22,00	
Error Correction:	D(PIB_LN)	D(AC)
CointEq1	-0,06	0,02
	(0,02)	(0,02)
		[1.04018]
	[-3.74036]	
C	0,04	0,01
	(0,00)	(0,01)
		[1.45090]
	[9.50105]	
R-squared	0,25	0,03
Adj. R-squared	0,23	0,00
Sum sq. resids	0,03	0,05
S.E. equation	0,03	0,03
F-statistic	13,99	1,08
Log likelihood	97,46	86,79
Akaike AIC	-4,34	-3,85
Schwarz SC	-4,26	-3,77
Mean dependent	0,04	0,01
S.D. dependent	0,03	0,03
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,00
Determinant resid covariance		0,00
Log likelihood		191,47
Akaike information criterion		-8,43
Schwarz criterion		-8,19

