

APERTURA COMERCIAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: UN ENFOQUE DE COINTEGRACIÓN VARM-VECM PARA LATINOAMÉRICA Y EL CARIBE (1967-2019)

Ángel Maridueña¹, Edmundo Zea², Gabriela Bustos³

Palabras clave:

Crecimiento económico, apertura comercial, balanza comercial.

Resumen

Esta investigación analiza los efectos que tuvo la apertura comercial de Latinoamérica y el Caribe en su crecimiento económico para el periodo de 1967 al 2019. Mediante un enfoque cuantitativo orientado al análisis de series de tiempo se validará la hipótesis de que una mayor apertura al comercio permite a esta región obtener mayores tasas de expansión de su producción. No obstante, se profundizará sobre la composición del indicador de apertura comercial usado habitualmente por el consenso de los analistas para ahondar en las dinámicas de crecimiento de las economías, ya que este resulta indiferente al hecho de que los flujos comerciales se dirijan hacia o desde el exterior, lo que implica que exista economías con situaciones opuestas respecto a su balanza comercial aun cuando exhiban coeficientes similares de apertura pero con distintas consecuencias sobre su dinámica productiva.

Códigos JEL: F43, O47

Keywords:

Economic growth, trade openness, trade balance

Abstract

This research analyzes the effects that the trade openness of Latin America and the Caribbean had on its economic growth for the period from 1967 to 2019. Through a quantitative approach oriented to the analysis of time series, the hypothesis that a greater opening to trade allows to this region obtain higher rates of expansion of its production. However, the composition of the trade openness indicator commonly used by the consensus of analysts to delve into the growth dynamics of the economies will be delved into, since it is indifferent to the fact that trade flows are directed towards or from the abroad, which implies that there are economies with opposite situations with respect to their trade balance even when they exhibit similar openness coefficients but with different consequences on their productive dynamics.

¹ Universidad Estatal de Milagro (UNEMI), Facultad de Ciencias Sociales, Educación Comercial y Derecho (FACSECYD), Carrera de Economía.
Cdla. Universitaria “Dr. Rómulo Minchala” – Km. 1.5 vía Milagro – Virgen de Fátima; Ecuador.
E-mail: amariduenal@unemi.edu.ec

² UNEMI, FACSECYD, Carrera de Economía.
E-mail: ezeam@unemi.edu.ec

³ UNEMI, FACSECYD, Carrera de Economía.
E-mail: gbustosc@unemi.edu.ec

INTRODUCCIÓN

La literatura a favor de la apertura comercial como determinante del crecimiento económico sin lugar a duda es contundente. Así lo manifiestan autores como Sachs y Andrew (1995), Frankel y Romer (1996), Helliwell (1996), Edwards (1998), quienes establecen, *ceteris paribus*, que los países más abiertos al comercio crecen más que los menos abiertos.

De hecho, según lo expresado por la Organización Mundial del Comercio (OMC) en su informe anual del año 2003, el comercio es uno de los medios más seguros para respaldar los esfuerzos de los países en desarrollo para salir de la pobreza.

En la región de Latinoamérica y el Caribe, destacan algunos trabajos que pueden ayudar a profundizar en el análisis sobre los efectos de la apertura comercial en el crecimiento económico.

En el caso del Ecuador, podemos mencionar estudios como el de Sánchez y Zambrano (2003), Delgado (2013) o Maridueña (2015), autores que evidencian una influencia positiva de la apertura comercial hacia el crecimiento económico en dicho país.

De igual manera, se podría citar a Rojas et al. (1997) para la economía chilena, Awokuse (2008) para el caso de Argentina, o Valdez Roca (2018) para el Perú.

Por último, Valenzuela-Klagges y Fuenzalida-O'Shee (2020) encontraron que la apertura comercial es un factor fundamental para el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) en varios países latinoamericanos, tales como Brasil, Chile, Argentina, México, Perú y Ecuador.

En otras regiones la dinámica se torna similar, en Asia Sudoriental, por ejemplo, Anggraini et al. (2020) identifica un efecto significativo y positivo de la apertura comercial hacia la expansión de la producción. De la misma forma, Bakari y Sofien (2019) encontraron que la apertura comercial justifica un mejor desempeño económico en 31 países de esta zona.

No obstante, Alam y Sumon (2020) manifiestan que existe una relación causal bidireccional entre el crecimiento económico y la apertura comercial en concordancia con Lee, Ricci, y Rigobon (2004) autores que demuestran que el crecimiento influye sobre el grado de apertura de un país y no al revés, es decir que el efecto lleva causalidad inversa.

Como se puede apreciar, la relación positiva entre apertura comercial y crecimiento económico es vasta, aunque la discusión al respecto no está cerrada. Si bien la presente investigación intenta validar la hipótesis de que una mayor apertura comercial puede incidir de forma positiva en el crecimiento económico de la Región de Latinoamérica y el Caribe, tal como lo expone la OMC, busca también realizar ciertas puntualizaciones respecto al indicador que se usa habitualmente para medir a la variable de apertura comercial

Siguiendo a Aronskind et al. (2004) el problema radica en que este indicador evalúa únicamente la magnitud del comercio exterior respecto al producto del periodo correspondiente, permitiendo apreciar cuánto de lo producido y demandado por una nación tiene su justificación más allá de sus fronteras.

Esto implica que la variable así calculada, resulta indiferente al hecho de que los flujos comerciales se dirijan hacia o desde el exterior, lo que implica que exista economías con situaciones opuestas respecto a su balanza comercial aun cuando exhiban coeficientes similares de apertura, pero con distintas consecuencias sobre su dinámica productiva.

En dicho sentido, para profundizar en el análisis, el presente trabajo se divide en cinco capítulos. A esta introducción le sigue un segundo apartado, en el cual se expondrán las variables y la formulación teórica del modelo a utilizar como parte del enfoque cuantitativo para corroborar el tipo de relación que existe entre apertura y crecimiento económico de la zona de Latinoamérica y el Caribe.

Continuaremos con la sección tres, en la cual se exhibirán los resultados del modelo

econométrico propuesto, tomando como base la metodología de cointegración enfocada al tratamiento de series de tiempo. Se incluirá algunas consideraciones sobre la variable de apertura comercial, desagregándola por países e incluyendo varios indicadores para ahondar sobre su composición. Por último, tendremos la sección cuatro con las conclusiones de esta investigación y un capítulo cinco con las referencias bibliográficas concernientes.

MATERIALES Y MÉTODOS/ METODOLOGÍA

Variables

Se utilizarán series de tiempo que corresponden al periodo entre 1967 y 2019 con frecuencia anual, las cuales fueron tomadas de la base de datos del Banco Mundial⁴. Los datos utilizados para el conjunto de la región de Latinoamérica y el Caribe se especifican a continuación:

- X=Exportaciones de bienes y servicios en US\$ constantes de 2010.
- M=Importaciones de bienes y servicios en US\$ constantes de 2010.
- PIB=Producto Interno Bruto a precios constantes de 2010.

El modelo propuesto se sustenta teóricamente de la siguiente manera:

$$\log(PIB) = f(AC) \tag{1}$$

Donde:

Log(PIB)= logaritmo natural del PIB de Latinoamérica y el Caribe.

AC: Apertura comercial de Latinoamérica y el Caribe = $\frac{Exportaciones+importaciones}{PIB}$

A continuación, se expone la dinámica de cada una de las variables a utilizar en el modelo propuesto, tanto en niveles como en sus primeras diferencias.

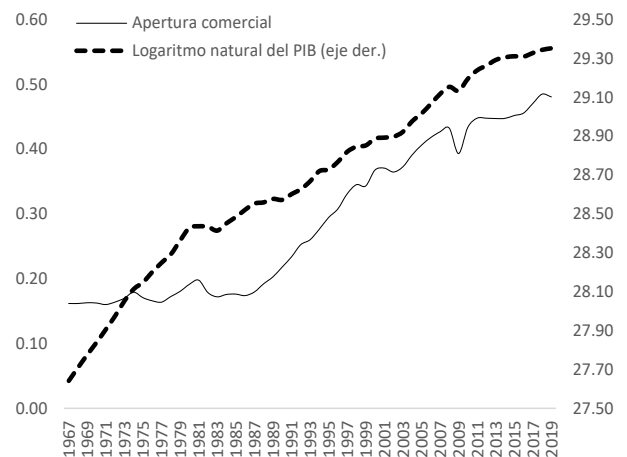


Figura 1. Variables del modelo en niveles
Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia.

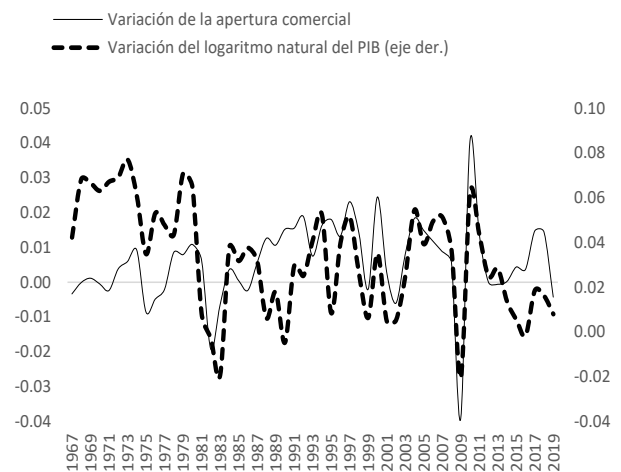


Figura 2. Variables del modelo en diferencia
Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia.

Formulación teórica del modelo

El modelo de Vectores Autorregresivos (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.

⁴ Para mayor referencia, se deja constancia del sitio web en el cual se podrán descargar las series de datos: <https://datos.bancomundial.org/region/america-latina-y-el-caribe?view=chart>.

Siguiendo a Arias & Torres (2004) en el VAR 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.

En este caso, y para ofrecer un análisis con valor agregado en la temática, adicional al VAR, se procederá con la inclusión de un modelo de Vector de Corrección de Error (VECM) como una herramienta que también pertenece al contexto de series de tiempo multivariado, pero se caracteriza por contener variables cointegradas para plasmar no solo las relaciones de corto plazo sino también las de largo plazo.

La ecuación (1) establece una relación funcional desde la variable explicativa (exógena) hacia la variable que se desea explicar (endógena). No obstante, en el caso de la metodología VAR y VECM se asume que las variables que se consideren serán endógenas, por lo que no sería posible establecer una relación funcional unívoca. Por ello, en este caso se procede a representar el VAR en forma reducida como:

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

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} ($i=1 \dots P$) = 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.

De igual manera el VECM se puede representar de la siguiente manera:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p} + AZ_t + \mu_t \quad (3)$$

Donde:

$\Pi = (\sum_{j=1}^p \beta_j) - I_g$ = Matriz que resulta del producto de dos submatrices; α y β' . De β se obtienen los vectores de cointegración y de α los parámetros de ajuste de cada ecuación del VECM, donde I_g es la matriz identidad.

$\Gamma_j = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$ = Matriz de los coeficientes de la regresión a estimar.

Δ = Indica variables en diferencia.

RESULTADOS

Tratamiento de las series

En la gráficas 1 y 2 se puede observar el comportamiento de los datos para el ciclo analizado. Considerando las series tanto en niveles como en primeras diferencias podemos observar que, en primera instancia, las dos variables de interés parecerían estar integradas de orden 1 (I (1)), puesto que los niveles presentan desvíos persistentes respecto a la media, mientras que las primeras diferencias exhiben 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.

Dada la naturaleza de las variables (son series de tiempo), los coeficientes obtenidos mediante la estimación del VAR pudieran ser objeto de una regresión espuria. Por lo tanto, fue necesario verificar el grado de estacionariedad de los procesos estocásticos a través de pruebas de raíz unitaria. Previo a la ejecución de este test, se tuvo que determinar el modelo a utilizar.

Tabla 1.

Caracterización de las series

Ecuación 1: Variable= $\alpha + \beta * t$ Ecuación 2: D(Variable)= $\alpha + \beta * t$			
Variable – ciclo 1967:2019		Contraste de Hipótesis	
		Prob. $\alpha=0$	Prob. $\beta=0$
En niveles	LN_PIB	-	-
	AC	-	-
En diferencia	Δ LN_PIB	-	-
	Δ AC	0.80	0.16

Notas:

LN_PIB= Producto Interno Bruto tomado en logaritmo

AC= Apertura comercial

 α = intercepto β = Coeficiente de la tendenciaEl operador Δ significa la variable en su primera diferencia.

Producto de las regresiones efectuadas, de la tabla 1 se evidencia que las variables en niveles poseen constante y tendencia, mientras que, para su versión diferenciadas, solo el logaritmo natural del PIB continúa teniendo constante y tendencia. No así en el caso de la apertura comercial, pues no posee ni constante, ni tendencia.

Con estas especificaciones se llevaron a cabo distintos test de raíz unitaria, de los cuales se obtuvo lo siguiente:

Tabla 2.

Pruebas de raíz unitaria

Variables	ADF	PP	KPSS
	(Ho= raíz unitaria)	(Ho= raíz unitaria)	(Ho= estacionariedad)
LN_PIB	-3.09	-3.23	0.15**
Δ LN_PIB	-4.85**	-4.85**	0.15
AC	-2.12	-2.12	0.18**
Δ AC	-5.56**	-5.77**	0.33

Notas:

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.

Ho=Hipótesis Nula.

*,** y *** indica que se rechaza la hipótesis nula al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Sin * se acepta la nula, en al menos al 1%, 5% o 10%.

Como era de esperarse, las series en niveles (logaritmo natural del PIB y la apertura comercial) son integradas de orden 1 (I (1)), mientras que en su versión diferenciadas son integradas de orden 0 (I(0)). Así lo indican los resultados de los test de Dickey Fuller Aumentado

(ADF), Phillips-Perrón (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) aplicados.

Análisis empírico

Una vez que se estableció el orden de integración de las series, se empleó la metodología desarrollada por Johansen (1995) para estudiar la relación de equilibrio de largo plazo entre el crecimiento económico y la apertura comercial de la región de Latinoamérica y el Caribe. Replicando esta metodología, se estimó un VARMA (p) sin restricciones según la siguiente expresión:

$$X_t = \delta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \mu_t$$

El modelo propuesto se formuló a un rezago tomando en consideración que el test de especificación respecto a los retardos a incluir en el VARMA indicó que la mayoría de los criterios de información sugerían la incorporación de este. El modelo queda entonces definido mediante las siguientes ecuaciones:

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

Donde:

 X_{1t} = Producto Interno Bruto en logaritmo. X_{2t} = Apertura comercial

La estimación de los parámetros se detalla a continuación:

$$\begin{aligned} X_{1t} &= 1,60 + 0,94 X_{1t-1} + 0,14 X_{2t-1} + \mu_{1t} \\ X_{2t} &= -0,37 + 0,01 X_{1t-1} + 0,96 X_{2t-1} + \mu_{2t} \end{aligned}$$

Los resultados del test de Multiplicadores de Lagrange (LM) para autocorrelación serial indicaron que se descarta la presencia de correlación serial en el modelo hasta el orden de rezago 10 al nivel de significancia del 5%. La prueba conjunta de heterocedasticidad de White aplicada a modelos autorregresivos indicó que la varianza de los residuos fue homocedástica al 5% de significancia. Se verificó que los residuos del modelo planteado se distribuyeran de forma normal pues el estadístico de Jarque-Bera y sus valores de probabilidad indicaron que estos

siguen una distribución normal multivariada tanto de manera individual como conjunta.

De esta forma, habiendo corroborado la estabilidad de nuestro VARMA planteado y el cumplimiento de los supuestos de Gauss – Markov, ahora pasamos a estimar el VECM de la ecuación (3) para así poder estudiar los efectos de corto y largo plazo entre ambas variables.

Se procedió a testear el rango de la matriz Π mediante test de cointegración de Johansen para determinar la presencia de cointegración para el VECM planteado.

De acuerdo con Johansen (1995) si el rango de la matriz Π es mayor a 0 e inferior al número de variables, puede decirse que existen “n” relaciones de cointegración, siendo $n = \text{rango}(\Pi)$.

Los resultados del test de cointegración para el VECM propuesto (se incluyó constante en la ecuación de integración y en el VARMA) sugieren mediante el test de traza como el de máximo autovalor 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 y a favor de encontrarnos en presencia de cointegración.

En este sentido, de la estimación del modelo no restringido, normalizando los coeficientes asociados al logaritmo del PIB ($\log(\text{PIB})$) a la unidad ($\beta_{\text{pib}}=1$), se puede observar que la relación de largo plazo de $\log(\text{PIB})$ respecto a la apertura comercial (AC), expresada mediante su vector de cointegración⁵ es la siguiente:

$$\text{Vector de Cointegración } (\beta) = [1; -2,62]$$

$$\log(\text{PIB}) = -27,89 + 2,62(\text{AC})$$

Los signos asociados están de acuerdo con lo que se desea probar, es decir, que por cada punto porcentual que se incrementa la apertura comercial, el crecimiento económico de la región lo hace en 2.62%, corroborando de esta forma que a mayor apertura comercial mayores serán las

tasas de crecimiento que el conglomerado de Latinoamérica y el Caribe podrá obtener.

Para profundizar sobre el desempeño del modelo propuesto, tanto en el corto como en el largo plazo, recordemos también que la matriz Π de la ecuación (3) 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. Replanteando el modelo con los coeficientes de α y β estimados tenemos:

$$\begin{aligned} \Delta X_{1,t} &= \mathbf{c} + \alpha_1(X_{1,t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{2,t-1}) + \mu_{1,t} \\ \Delta X_{2,t} &= \mathbf{c} + \alpha_2(X_{1,t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{2,t-1}) + \mu_{2,t} \end{aligned}$$

Donde:

$$\Delta \log(\text{PIB}) = +0,03 - 0,06 (\log(\text{PIB})_{t-1} + 27,90 - 2,62 * \text{AC}_{t-1})$$

$$\Delta \text{AC} = +0,01 + 0,01 (\log(\text{PIB})_{t-1} + 27,90 - 2,62 * \text{AC}_{t-1})$$

Los coeficientes estimados nos confirman 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 $\Delta \log(\text{PIB})$ corrige un 6% del desequilibrio por período (año) y la ecuación ΔAC un 1%.

Siguiendo a Johansen (1995), resulta interesante considerar la posibilidad de testear algunas hipótesis respecto del valor de los parámetros incluidos en β ⁶ y α . La primera hipótesis (restricción) a considerar es si los valores que toman los elementos de la matriz α son iguales a cero ($\alpha=0$).

⁵ Ambos coeficientes que conforman el vector de cointegración resultaron significativos en términos estadísticos, lo cual se verificó con un test de restricciones en el VECM.

⁶ 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.

Si este es el caso, entonces la variable endógena correspondiente a dicho parámetro será débilmente exógena con respecto a la relación de cointegración. De la estimación del VECM restringido, se obtuvieron los siguientes resultados:

Tabla 3.

VECM restringido

Restricciones para la relación de cointegración			
Coefficiente de Ajuste Restringido	Sujeto al Vector de Cointegración	Estadístico Chi-Cuadrado	Prob.
$\alpha_1=0$	$\beta_1=1$	21.73	0.00
$\alpha_2=0$	$\beta_1=1$	3.281	0.07

Notas: α_1 =coeficiente de ajuste para la variación del logaritmo natural del PIB, α_2 = coeficiente de ajuste para la variación de la apertura comercial y β_1 =coeficiente del vector de cointegración normalizado.

De la tabla 3 se verifica que la prueba de hipótesis del supuesto planteado para $\alpha_1=0$ es rechazada, como lo muestra la probabilidad asociada al estadístico chi cuadrado. Resultado que nos permite afirmar que la variable PIB no es débilmente exógena en el modelo.

Luego se impuso la restricción para probar si la segunda variable endógena (apertura comercial "AC") es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración del VECM hallado, concluyendo que esta prueba de hipótesis es aceptada, como lo muestra la probabilidad asociada (7%) al estadístico chi cuadrado.

De esta estimación, se afirma que existe evidencia estadística para afirmar que la variable apertura comercial es débilmente exógena en el modelo. Así, confirmamos que la mayor apertura comercial determina mayores niveles del producto para la región de Latinoamérica y el Caribe. Adicionalmente, también podemos afirmar que la relación de cointegración se mantiene al 5% de significancia, tanto para el test de traza como para el de máximo valor. En este sentido, se postula la siguiente relación de cointegración:

$$\text{Vector de Cointegración } (\beta) = [1, -2,59]$$

$$\log(\text{PIB}) = -27,90 + 2,59(\text{AC})$$

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

$$\Delta X_{1,t} = \mathbf{c} + \alpha_1(X_{1,t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{2,t-1}) + \mu_{1,t}$$

Donde:

$$\Delta \log(\text{PIB}) = +0,03 - 0,07(\log(\text{PIB}))_{t-1} + 27,90 - (2,59) * \text{AC}_{t-1}$$

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. En particular, la ecuación corrige un 7% del desequilibrio por período (año).

Hasta aquí se ha podido comprobar una relación positiva entre apertura comercial y crecimiento económico e incluso se determinó mediante la estimación del VECM restringido que la variable apertura comercial es débilmente exógena, siendo el PIB el que contribuye a mantener la relación de largo plazo.

No obstante, no se ha podido aún demostrar el sentido de la causalidad entre ambas variables (producto y apertura). Según Enders (1995) esto no sería posible debido a la no estacionariedad de las variables. Sin embargo, a partir del aporte de Toda y Yamamoto (1995) es posible lograr un testeo asintótico de esta causalidad.

La metodología indica reestimar el VARM en niveles de las variables, agregando a los rezagos indicados por los tests específicos tantos nuevos rezagos como el grado de integración de las series (en nuestro caso 1). En esta nueva estimación se puede testear causalidad en el sentido de Granger de la manera usual, cuidando de no incluir en la prueba a los coeficientes de los rezagos agregados. El test tiene validez asintótica y se puede implementar como un test de Wald usual.

En nuestro caso lo implementamos mediante ecuaciones individuales y realizamos un test de Wald de significatividad del coeficiente del único rezago original como se exhibe a continuación en la tabla 4. La no utilización del test t de significatividad individual se basa en la

característica asintótica del test, aunque los efectos resultan coincidentes.

$$\log(\text{PIB}) = c + \beta_1 * \log(\text{PIB}_{t-1}) + \beta_2 * \text{AC}_{t-1} + \beta_3 * \log(\text{PIB}_{t-2}) + \beta_4 * \text{AC}_{t-2} \quad (4)$$

$$\log(\text{PIB}) = 1,04 + 1,32 * \log(\text{PIB}_{t-1}) - 0,32 * \text{AC}_{t-1} + -0,35 * \log(\text{PIB}_{t-2}) + -0,41 * \text{AC}_{t-2}$$

$$\text{AC} = c + \beta_1 * \log(\text{PIB}_{t-1}) + \beta_2 * \text{AC}_{t-1} + \beta_3 * \log(\text{PIB}_{t-2}) + \beta_4 * \text{AC}_{t-2} \quad (5)$$

$$\text{AC} = -0,37 + 0,01 * \log(\text{PIB}_{t-1}) + 0,96 * \text{AC}_{t-1} + -0,01 * \log(\text{PIB}_{t-2}) + -0,003 * \text{AC}_{t-2}$$

Tabla 4

Resultados del Test de Wald.

Ecuación: Log(PIB)

Test Estadístico	Valor	Prob.
Estadístico t	8.2	0.00
Estadístico F	66.4	0.00
Estadístico chi-cuadrado	66.4	0.00
Hipótesis nula (B2=0)	1.3	
Error estándar	0.2	

Ecuación: AC

Test Estadístico	Valor	Prob.
Estadístico t	-1.3	0.19
Estadístico F	1.8	0.19
Estadístico chi-cuadrado	1.8	0.18
Hipótesis nula (B1=0)	-0.37	
Error estándar	0.27	

Los resultados de los test indican:

Ho: “AC no causa en el sentido de Granger a PIB”: resulta rechazada.

Ho: “PIB no causa en el sentido de Granger a AC”: no resulta rechazada.

Por lo tanto, AC es débilmente exógena y la causalidad en el sentido de Granger es unidireccional desde AC hacia PIB.

En resumen, los test de causalidad en el sentido de Granger indican una dirección de esta, desde la apertura comercial hacia el PIB. Los resultados expuestos en esta primera división, pone en evidencia la existencia de la relación de equilibrio de largo plazo entre producto interno bruto (PIB) y la apertura comercial (AC) de Latinoamérica y el Caribe para el período de 1967 al 2019, lo cual señala que un mayor nivel de apertura comercial haría que esta región obtenga mayores tasas de crecimiento.

Consideraciones sobre la variable apertura comercial

Hasta ahora, hemos podido probar de manera formal, que la variable apertura comercial tiene una influencia positiva en el crecimiento económico de la región de Latinoamérica y el Caribe. De hecho, esta relación también se puede corroborar examinando las cifras durante el periodo de 1967 al 2019.

Tal como se evidencia en la tabla 4, en las últimas seis décadas, a medida que existió un incremento en el comercio global de la región, la expansión del producto se puso de manifiesto. A la par con esta dinámica la variable de apertura comercial, medida como el ratio entre comercio global (exportaciones más importaciones de bienes y servicios) y el PIB tuvo una tendencia al alza.

Tabla 5.

Evolución del comercio y el PIB de Latinoamérica y el Caribe (en billones de US\$ de 2010)

Indicador	1970	1980	1990	2000	2010	2019
PIB	1.2	2.2	2.6	3.5	4.8	5.6
X + M	0.2	0.4	0.6	1.3	2.1	2.7
Relación (X+M/PIB) en %	16.3	19.1	21.8	36.8	43.4	48.1

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia.

Desagregando la variable de apertura comercial de la región, destacan países como Belice y Honduras con más del 100% de su comercio global respecto a su producción. A esta dinámica, se suman países que reflejan un nivel de apertura que va desde el 50.26 de República Dominicana hasta el 97.17 de Nicaragua.

Llama la atención que países como Brasil y Argentina, consideradas como potencias económicas de la zona, por el tamaño de su producción, se encuentren con un nivel de apertura comercial inferior al 30%, es decir, 28.19% y 24.84%, respectivamente. A la par con esta performance se encuentran Ecuador, Perú y Guatemala con un 48% en promedio y por último Colombia con el 38%.

Tabla 6.
Coeficiente de apertura $(X+M)/PIB$ para el año 2019

Países más abiertos	
Belice	115.42
Honduras	100.29
Nicaragua	97.17
Panamá	86.60
Jamaica	85.58
México	77.01
El Salvador	75.46
Paraguay	69.70
Costa Rica	65.12
Bolivia	58.20
Haití	53.28
República Dominicana	50.26
Países menos abiertos	
Guatemala	48.05
Perú	47.64
Ecuador	47.11
Colombia	38.09
Brasil	28.19
Argentina	24.84
Cuba	23.86

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia.

En suma, la mayoría de países de la zona posee un nivel de apertura comercial superior al 50% de su producción y si bien se ha demostrado que este indicador contribuye en cada economía para la obtención de un mayor crecimiento económico, como en el caso de Ecuador según lo expuesto por Maridueña (2015) y Delgado (2013) o centrándonos en lo referido por Awokuse (2008) para Argentina, es importante mencionar que esta variable no permite saber si esa “apertura” es propiciada porque se compra más productos de los que se venden en el exterior o si por el contrario se exporta más de lo que se importa.

Siguiendo a Aronskind et al. (2004) dicho indicador resulta indiferente al hecho de que los flujos comerciales se dirijan hacia o desde el exterior, lo que implica la posibilidad de que existan economías con similar nivel de apertura comercial, pero con diferencias respecto al resultado comercial (déficit o superávit). De similar forma, tampoco permite profundizar sobre su nivel cuando superan el 100% de la producción o si se ubican con un nivel relativamente bajo de apertura comercial.

Tabla 7
Indicadores del perfil aperturista para el año 2019

País	Exportaciones/ Importaciones	Coefficiente de apertura
Belice	0.85	115.42
Honduras	0.74	100.29
Nicaragua	0.94	97.17
Panamá	0.96	86.60
Jamaica	0.67	85.58
México	0.95	77.01
El Salvador	0.66	75.46
Paraguay	1.02	69.70
Costa Rica	1.05	65.12
Bolivia	0.74	58.20
Haití	0.27	53.28
Rep. Dominicana	0.84	50.26
Guatemala	0.60	48.05
Perú	0.97	47.64
Ecuador	0.89	47.11
Colombia	0.66	38.09
Brasil	0.95	28.19
Argentina	1.14	24.84
Cuba	1.06	23.86

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia.

En efecto, tal como se muestra en la tabla previa, de los 12 países que cuentan con un nivel de apertura comercial mayor al 50%, solo Costa Rica y Paraguay poseen un comercio exterior equilibrado, para los demás, en todos los casos se refleja un comercio exterior inclinado hacia la importación de bienes y servicios en detrimento de las exportaciones. Es decir, poseen una balanza comercial deficitaria.

En el caso de Belice y Honduras, por ejemplo, a pesar de tener un nivel de apertura comercial superior al 100%, lo que generan por concepto de exportaciones no les alcanza para financiar sus compras desde el resto del mundo, pues por cada dólar que importan poseen en promedio 0.80 centavos en exportaciones para respaldar la compra.

Las diferencias sobre la situación de cada país se reflejan también comparando su desempeño con los menores registros de apertura comercial. Tal es el caso de Brasil que posee junto con Argentina y Cuba, el menor nivel de apertura comercial de la región al año 2019, con la particularidad, no obstante, de tener una mejor posición relativa en términos de su comercio

exterior en comparación con Belice (país con la mayor apertura comercial en la zona) ya que puede financiar sus importaciones en 10 centavos más por cada dólar que importa (0.95 para ser exactos) y en relación con Honduras hasta 20 centavos más.

El caso de Argentina merece la pena destacar ya que a pesar de tener un nivel de apertura comercial casi 5 veces más bajo que Belice o el propio Honduras, tiene un comercio exterior superavitario con el resto del mundo en 1.14 veces.

Como se ha podido destacar, el indicador de apertura comercial que usa el consenso de los investigadores para realizar análisis de series de tiempo e interrelacionar sus efectos con la economía real, tiene dificultades para reflejar la real posición comercial relativa de una zona o país con respecto al resto del mundo.

En dicho sentido, hay que tomar en consideración las particularidades que posee el país objeto de análisis a la hora de formular herramientas de política para mejorar el panorama económico. Se debe conocer cuál es el mecanismo de transición que hace que la apertura comercial ofrezca mayores tasas de expansión de la producción ya que si un *policy maker* desconoce el origen de su conformación, puede asociar un déficit de balanza comercial como perjudicial para la economía cuando en realidad esta requiere de insumos básicos que no se producen al interior del país para potenciar su matriz productiva y aumentar sus exportaciones.

De forma análoga, en caso de existir una apertura influenciada por una balanza comercial superavitaria el sesgo de la política económica debe de estar orientado a hacer sostenible el crecimiento de las exportaciones con el exceso de recursos que surjan del comercio global de bienes y servicios, adquiriendo tecnología, especializando la mano de obra y mejorando continuamente el esquema de producción.

CONCLUSIONES

Los resultados que ofrece esta investigación se ubican en línea con la visión de la Organización Mundial del Comercio, en el sentido de que la

apertura comercial puede ayudar a la región de Latinoamérica y el Caribe a obtener una mayor tasa de expansión de su producción. De hecho, se ha corroborado no solo su relación positiva, pues con la implementación del enfoque cuantitativo se determinó que el grado de causalidad entre las variables va en una sola dirección, de apertura a crecimiento y no al contrario.

No obstante, se sugiere a raíz de los resultados encontrados, tomar con cierto grado de cautela el indicador de la apertura comercial y proponerlo, *ceteris paribus*, como medida exclusiva para obtener un mayor crecimiento económico, puesto que hay que tomar en consideración su composición, ya que dicho indicador resulta indiferente al hecho de que los flujos comerciales se dirijan hacia o desde el exterior, lo que implica la posibilidad de que existan economías con similar nivel de apertura comercial, pero con resultados comerciales opuestos (déficit o superávit).

Tal fue el caso de algunos países de la región que exhibieron un alto grado de apertura comercial, pero con un impacto diferenciado en sus exportaciones para financiar sus importaciones. En contraposición, se observaron países con un ínfimo nivel de apertura comercial - a pesar de ser considerados como potencias económicas de la región - pero con la suficiente holgura para respaldar sus compras externas con dinero proveniente de sus exportaciones.

En dicho sentido, conocer el canal de transmisión genuino para la obtención de un mayor crecimiento económico puede ayudar al *policy maker* a tomar decisiones eficientes para promover una sostenibilidad de la expansión del producto sobre la base de las reales necesidades de su estructura productiva, pues muchas veces se asocia un déficit de balanza comercial como perjudicial para la economía cuando en realidad esta requiere de insumos básicos que no se producen al interior del país para potenciar su matriz de producción y aumentar sus exportaciones.

De forma análoga, en caso de existir una apertura influenciada por un resultado comercial superavitario, el sesgo de la política económica debe de estar orientado al aprovechamiento del

exceso de recursos que surjan del comercio global de bienes y servicios, adquiriendo tecnología, especializando la mano de obra y mejorando continuamente el esquema de producción.

Con estos antecedentes, se podrá aprovechar las bondades de la apertura comercial como uno de los medios más seguros para respaldar los esfuerzos de los países en desarrollo para promover una sostenibilidad en el crecimiento económico y mejorar sus indicadores ligados al bienestar de su población.

REFERENCIAS

- Alam, K. J., & Sumon, K. K. (2020). Causal Relationship Between Trade Openness and Economic Growth: a Panel Data Analysis of Asian Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 10(1). <https://doi.org/10.32479/ijefi.8657>
- Anggraini, D. E., Riyanto, W. H., & Suliswanto, M. S. W. (2020). Analysis of Economic Growth in ASEAN Countries. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 18(1), 80. <https://doi.org/10.22219/JEP.V18I1.12708>
- Arias, E., & Torres, C. (2004). Modelos VAR y VECM para el pronóstico de corto plazo de las importaciones de Costa Rica. *Banco Central de Costa Rica; Departamento de Investigaciones Económicas DIE-01-2004-DI*, 1-30.
- Aronskind, R., Braunsteni, D., & Schvarzer, J. (2004). La apertura económica: variable, herramienta o utopía? *Centro de Estudios de la Situación y Perspectivas de la Argentina*.
- Awokuse, T. O. (2008). Trade openness and economic growth: is growth export-led or import-led? *Applied Economics*, 161-173.
- Bakari, S., & Sofien, T. (2019). The Impact of Trade Openness, Foreign Direct Investment and Domestic Investment on Economic Growth: New Evidence from Asian Developing Countries.
- Delgado, L. (2013). Apertura comercial y crecimiento económico en Ecuador: un análisis VAR y causalidad, 1960-2012. *Tiempo Económico*, 49-61.
- Edwards, S. (1998). Openness, Productivity and Growth: What do we really know? *Economic Journal*.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- FMI, P. t. (2001). La liberalización del comercio mundial y los países en desarrollo. *Fondo Monetario Internacional (FMI)*.
- Frankel, J., & Romer, D. (1996). Trade and Growth: An Empirical Investigation. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series*.
- Granger, C., & Engle, R. (2004). Econometría de las series de tiempo, cointegración y heteroscedasticidad condicional autoregresiva. *Cuestiones Económicas, Banco Central del Ecuador*.
- Helliwell, J. F. (1996). Economic Growth and Social Capital in Asia. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series*.
- Jiménez, W., Pereira, R., & Hermany, W. (2000). *Bolivia: Efectos de la Liberalización sobre el Crecimiento, Empleo, Distribución y Pobreza*. Bolivia: United Nations Development Programme.
- Johansen. (1995). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 231-254.
- Lee, H. Y., Ricci, L. A., & Rigobon, R. (2004). Once Again, is Openness Good for Growth? *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series*.
- Maridueña, A. (2016). Crecimiento Económico y Apertura Comercial en Ecuador: Un Análisis de Cointegración VAR - VECM (1967 - 2014). *Cuestiones Económicas Banco Central del Ecuador*, 99-140.

- OMC. (2003). *Informe Anual de la Organización Mundial del Comercio*. Francia: OMC.
- Rojas, P., López, E., & Jiménez, S. (1997). Determinantes del crecimiento y estimación del producto potencial en Chile: el rol del comercio. *Banco Central de Chile; Documento de trabajo N°24*.
- Sachs, J., & Andrew, W. (1995). Economic Convergence and Economic Policies. *National Bureau of Economic Research*.
- Sanchez, M., & Zambrano, C. (2003). El rol del comercio internacional en el crecimiento del Ecuador: antecedentes y perspectivas. *Escuela Superior Politécnica del Litoral*.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconometrics and reality. *Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Toda, H., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*.
- Valdez Roca, A. F., & Valdez Roca, A. F. (2018). El efecto de la apertura comercial y la inversión extranjera directa en el crecimiento económico del Perú, 2007-2016. *Revista Universidad y Sociedad*, 10(4), 173–178.
- Valenzuela-Klagges, B., & Fuenzalida-O’Shee, D. (2020). Efectos de la inversión extranjera y competitividad en el comercio y productividad de países latinoamericanos. *Economía y Sociedad*, 25(57). <https://doi.org/10.15359/eyes.25-57.6>