

CONVERGENCIA ESTOCÁSTICA DE DATOS DE PANEL NO ESTACIONARIOS. UN ANÁLISIS PARA LOS PAÍSES DE LA ALADI

Stochastic Convergence of non-stationary panel data. An Analysis for the LAIA countries

Daniela Elizabeth Alejandro Villarroel ¹

RESUMEN

El objetivo de este artículo de investigación es analizar la convergencia estocástica entre las economías que pertenecen a la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) fundamentándose en el marco de datos de panel mediante técnicas de cointegración con las propiedades del ingreso real per-cápita considerando dependencia transversal de los individuos, la cual es capturada por factores comunes inobservables, también se presentan estimaciones con raíces unitarias y múltiples rupturas estructurales para evitar sesgos y que los resultados obtengan buenas inferencias estadísticas. La metodología de investigación es cuantitativa con alcance correlacional. De manera general, se rechaza la hipótesis de convergencia estocástica en la mayoría de los modelos econométricos propuestos. Se deduce que el tratado ALADI, en términos de renta per-cápita con relación a la media regional no ha llevado a la convergencia de las economías dado el bloque de integración.

Palabras clave: Convergencia Estocástica, Dependencia Transversal, Rupturas Estructurales, Técnicas de Cointegración, ALADI.

Códigos JEL: C01, C13, C52, F43.

¹ Estudiante de la Maestría en Economía, Finanzas y Computación, Universidad Internacional de Andalucía, Huelva - España. Correo electrónico: daniela.alejandro100@gmail.com



ABSTRACT

The objective of this research article is to analyze the stochastic convergence between the economies that belong to the Latin American Integration Association (LAIA) based on the panel data framework through cointegration techniques with the properties of real income per capita considering transversal dependency of individuals, which is captured by unobservable common factors, estimates with unit roots and multiple structural breaks are also presented to avoid bias and that the results obtain good statistical inferences. In sum, the hypothesis of stochastic convergence is rejected in most of the econometric models proposed. The research methodology is quantitative with a correlational scope. It follows that the ALADI treaty, in terms of per capita income in relation to the regional average, has not led to the convergence of the economies given the integration bloc.

Keywords: Stochastic Convergence, Cross-Section dependence, Structural Break, Cointegration Techniques, LAIA.

Fecha de recepción: Octubre 1, 2020.

Fecha de aceptación: Noviembre 30, 2020.

INTRODUCCIÓN

Desde hace varias décadas, el estudio del crecimiento económico ha llamado la atención de varios autores, que intentan estudiar las bases fundamentales que provocan el desarrollo de las economías mediante diferentes técnicas, una de ellas es el análisis de datos de panel, uniendo información transversal (N) y temporal (T) para investigar el crecimiento económico en el largo plazo. Esta propuesta fue inicialmente descrita por Islam (1995) quien fue uno de los primeros en combinar información transversal y temporal para inferir en buenos resultados estadísticos. Entre la diversa literatura existente sobre crecimiento económico y convergencia surgen los fundamentos de Carlino & Mills (1993) y Bernard & Durlauf (1995) que proponen técnicas de cointegración para datos de panel buscando presencia de convergencia entre las economías.

El marco de crecimiento económico para los países que pertenecen a la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI), es estudiado a partir de estadísticas econométricas dados los fundamentos de Cointegración para evaluar convergencia en el sentido de crecimiento y desarrollo. La propuesta de esta investigación es el estudio de la convergencia estocástica durante el periodo de estudio comprendido entre 1950 – 2019 tomando datos del ingreso real per-cápita relativo de 12 economías de ALADI excluyendo a Cuba por limitaciones en sus datos.

La importancia de esta investigación recae en la falta de estudios sobre crecimiento económico de los países miembros de Aladi dado el marco de Integración. En general, trabajar con datos macroeconómicos se deriva en la posibilidad de la existencia de relación entre las unidades del panel, dando paso a la dependencia en sección transversal y no tomar en cuenta esta característica a la hora de hacer los diversos contrastes, recae en sesgos estadísticos para el análisis de cointegración. Por tal motivo y evitando inferencias erróneas, se prueba el supuesto de dependencia transversal con las estimaciones de Pesaran (2004) y Ng (2006). Si los acontecimientos concluyen en la existencia de dependencia en sección transversal para las unidades, los contrastes que se deberían utilizar son los de “segunda generación” asumiendo esa dependencia entre los individuos. De lo contrario, si los acontecimientos conducen la existencia de independencia transversal, se utilizan los

contrastes de “primera generación”.

Otra de las características a destacar cuando se trabaja con datos macroeconómicos es no atender la realidad del comportamiento de las series, cuando los diferentes países han sufrido choques que influyen directamente en el crecimiento económico. Se trata de temas como crisis económicas, crisis financieras, crisis políticas u otras de diversa índole, que pueden derivarse de situaciones como la baja de los precios internacionales del petróleo, cambios climáticos, cambios de moneda nacional, entre otras. A esta situación se lo conoce como rupturas estructurales que afectan al Producto Interno Bruto de las economías.

El hecho de no considerar las rupturas estructurales supone una vez más sesgos en los resultados para el encuentro de posible convergencia estocástica entre las economías. Por tal motivo, se utiliza el contraste propuesto por Banerjee & Carrión-i-Silvestre (2015) que se fundamenta en un análisis completo, tomando en cuenta la dependencia transversal de los individuos capturados mediante factores comunes con la presencia de múltiples rupturas estructurales. Tomando en consideración todas las circunstancias descritas anteriormente para evitar malas interpretaciones, se tiene la evidencia a favor de No Cointegración en la mayoría de los casos, es decir que en términos de Renta per-cápita, no hay presencia de Convergencia Estocástica para las economías integrantes con el tratado de ALADI.

Revisión de literatura

En los últimos años, el debate sobre convergencia ha llevado consigo la resolución de varios métodos que abordan diferentes autores buscando explicar de mejor manera la teoría del crecimiento económico, básicamente los autores proponen investigar aquellos factores o características que provocan crecimiento económico en el largo plazo y estudiar a su vez aquellas políticas que estimulen el desarrollo de los países.

De los primeros estudios sobre convergencia surge el trabajo de (Barro & Sala-i-Martin, Convergence, 1992) en el cual contrastan la convergencia en términos del ingreso per-cápita basándose en el modelo de crecimiento neoclásico, la principal cuestión es estudiar la posibilidad de que los países o regiones pobres, tienden a crecer de manera más rápida que los países ricos. (Barro & Sala-i-Martin, 1991) utilizan los términos “ β Convergencia” y “ σ

Convergencia” para referirse a dos situaciones, la primera para estudiar qué tan rápido los países pobres alcanzan el crecimiento de los países ricos, y la segunda para referirse a la dispersión transversal de la renta per-cápita.

Por los mismos años, surge el estudio de Mankiw et al. (1992) basándose en el modelo de crecimiento neoclásico para predecir la convergencia, mostrando que el modelo aumentado de Solow que incluye la acumulación de capital físico y humano proporciona buenas referencias para la convergencia en los niveles de vida, es decir busca la trama de que los países pobres crecen más rápido de lo que lo hacen los países ricos. Mankiw et al. (1992) concluyen que manteniendo constante el aumento de la población y la acumulación de capital, los países convergen gracias al modelo.

Por su parte Islam (1995) recomienda el uso de técnicas de datos de panel, haciendo una combinación de datos de corte transversal y temporal para estudiar el crecimiento y la convergencia de los países. Partiendo del trabajo de Mankiw et al. (1992) el autor examina los cambios en los resultados si adopta un enfoque de datos de panel, por lo tanto, se obtiene tasas más altas de convergencia condicional y tasas más bajas de la estimación de la elasticidad de la producción con respecto al capital.

Otras técnicas para el estudio de convergencia son las propuestas por Carlino & Mills (1993) y Bernard & Durlauf (1995) que utilizan las herramientas de cointegración en datos de panel.

El planteamiento definido por Carlino & Mills (1993) examina dos condiciones para la presencia de convergencia: “ β Convergencia” y “Convergencia Estocástica”. El primer término se refiere a los países o regiones cuyos ingresos per-cápita están inicialmente por debajo de su diferencial de compensación; el segundo término relaciona al hecho de que los ingresos per-cápita relativos deben ser temporales. Por otro lado, Bernard & Durlauf (1995) fundamenta su trabajo en un marco de convergencia explícitamente estocástica, donde a través de las técnicas de cointegración proporcionan pruebas para ver la relación entre países con movimientos de producción permanentes o contantes.

Siguiendo la metodología de Carlino & Mills (1993) se considera la estimación del ingreso per-cápita de países o regiones en relación con una economía de referencia. Dada esta

característica los autores “asumen que existe un nivel de equilibrio de diferenciales compensadores invariantes en el tiempo del ingreso relativo de los países hacia el cual cada país se está moviendo a lo largo del tiempo” (pág. 33). La afirmación anterior puede denotarse de la siguiente forma:

$$R_{i,t} = R_i^e + \mu_t \quad (1)$$

$$\mu_t = v_0 + \beta t + v_t \quad (2)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta t + v_t \quad \text{donde: } \alpha = R_i^e + v_0 \quad (3)$$

Donde $R_{i,t}$ es el logaritmo del ingreso per-cápita relativo de los países o regiones i en el momento t ; R_i^e es el diferencial del equilibrio invariante en el tiempo, μ_t son las desviaciones del equilibrio y v_0 es la desviación inicial del equilibrio. El término μ_t en (1) se desarrolla en la ecuación (2) donde se modela con una tendencia lineal determinista β (tasa de convergencia) y un proceso estocástico; esta ecuación da paso a la ecuación (3) permitiendo que la tasa de convergencia β sea distinta de cada país o región. Carlino & Mills (1993) modelan el término v_t en ésta última ecuación como un ARMA (2,0) representada de la siguiente manera:

$$(1 - \rho L)(1 - \phi L)v_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

En el cual L es el operador de retardos, los parámetros ρ y ϕ son dos raíces y ε_t es el choque no correlacionado en v_t . En este contexto, los choques sobre los ingresos relativos de las regiones o los países serán temporales si $|\rho| < 1$, por otro lado, si $|\rho| = 1$, el parámetro v_t contiene una raíz unitaria y los choques en los ingresos relativos de las regiones o países son permanentes. De esta manera Carlino & Mills (1993) integran la ecuación (4) en (3) para obtener la ecuación (5) de Dickey-Fuller siendo ésta una prueba más completa para verificar la prueba de existencia de raíces unitarias.

$$\Delta R_{i,t} = a + bt + c\Delta R_{i,t-1} + dR_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Sin embargo, existe la posibilidad de que los componentes permanentes que influyen en las

series no sean el causante de la presencia de raíces unitarias en las series, por tal motivo, los autores utilizan métodos paramétricos y no paramétricos. De manera general, si el componente ρ en la ecuación (5) sigue siendo igual a 1, hay presencia de cierto grado de persistencia en los ingresos relativos de las regiones o países, por lo que se concluye que no hay convergencia estocástica que conduzca hacia un equilibrio constante.

En el contexto que no ocurra convergencia estocástica, los autores consideran que puede ser por rupturas estructurales desatendidas, donde hacen un nuevo estudio, considerando estos efectos en cada una de las series.

Por otro lado, la metodología desarrollada por Bernard & Durlauf (1995) para probar la teoría del crecimiento a largo plazo considera la relación de cointegración, factores comunes y convergencia estocástica. En este marco existe convergencia estocástica cuando el logaritmo del ingreso relativo de las regiones o países $y_{i,t}$ y la media del país de referencia adoptado siguen un proceso estacionario con media 0 permitiendo tendencias deterministas lineales y estocásticas.

Las principales definiciones para encontrar la convergencia se las puede denotar de la siguiente manera:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(y_{1,t} - y_{i,t}) = 0 \quad (6)$$

Donde $i = 1, \dots, N$, son las economías de estudio las que convergen en el largo plazo si los pronósticos de producción son iguales y fijos para todos los países. Por lo que si $y_{1,t} - y_{i,t}$ es un proceso estacionario de media cero, hay evidencia de convergencia. Sin embargo, bajo esta definición se impone el vector de cointegración $[1, -1]$.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(y_{1,t} - \alpha' \bar{y}_t) = 0 \quad (7)$$

Hay evidencia de cointegración bajo la ecuación (7) cuando las economías de estudio contienen una tendencia común si los pronósticos de producción en el largo plazo son proporcionales y fijos en el tiempo. A través de esta definición se intenta verificar si hay un grupo pequeño de tendencias estocásticas que influyen en el ingreso relativo y que sean diferentes entre los países. En conclusión, Bernard & Durlauf (1995) examinan presencia de convergencia estocástica cuando los ingresos relativos de las regiones o países en relación

con una economía de referencia sigue un proceso estacionario $I(0)$.

Este trabajo se basa en estimaciones teniendo en cuenta los fundamentos de Carlino & Mills (1993) y Bernard & Durlauf (1995) para probar la presencia de convergencia estocástica entre las unidades de panel formado por los países de la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) en relación con el ingreso total de la región (ALADI) tomado como economía de referencia el periodo de estudio comprendido entre 1950-2019

MÉTODO

Este trabajo de investigación empleó datos estadísticos provenientes de la base de datos Penn World Table versión 10, con información del ingreso real per-cápita anual a precios constantes del 2017 en USD estadounidenses, correspondiente a 12 economías que integran la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) durante el periodo de tiempo 1950 – 2019. Los países son los siguientes: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Se excluye a el país del Caribe, Cuba, por limitaciones en los datos.

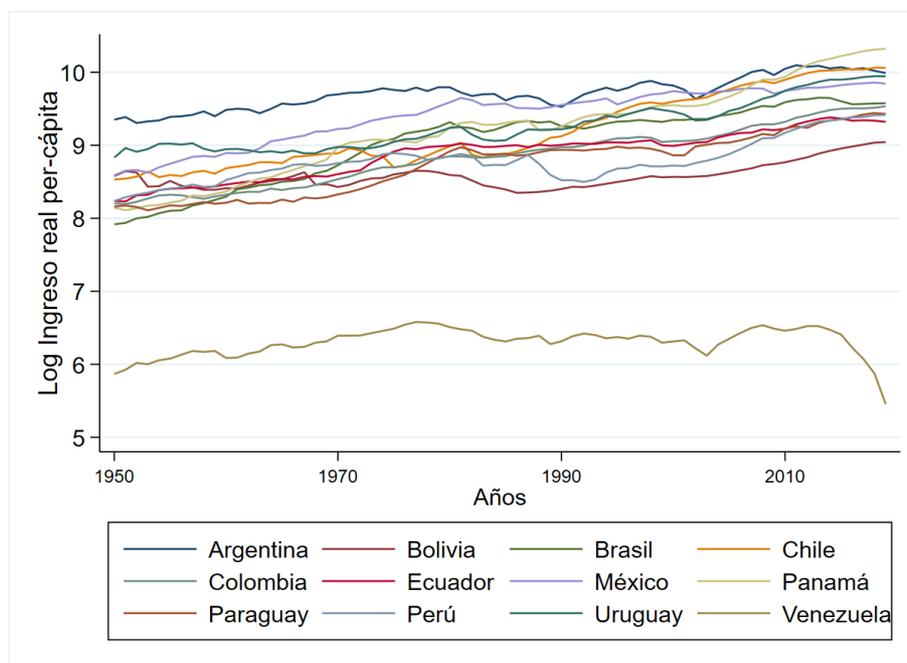


Figura 1. Logaritmo del Ingreso real per-cápita de los países de la ALADI, 1950-2019
Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

Se investigó la presencia de convergencia estocástica entre los 12 países que conforman la Asociación Latinoamericana de Integración frente a la media de la región a través del análisis de cointegración con datos de panel tomando en cuenta la definición de (Bernard & Durlauf, 1995). Los autores determinan que hay existencia de convergencia estocástica cuando la producción real per-cápita de las economías de estudio en relación con una economía de referencia, es $I(0)$ es decir Estacionario. Para llegar a los resultados de convergencia, (Bernard & Durlauf, 1995) proponen primero probar la existencia de tendencias estocásticas a través de pruebas de raíces unitarias en la producción.

Para ello se realizaron contrastes de raíces unitarias y estacionariedad, tomando en cuenta la relación que existe entre las unidades del panel, ya que trabajar con datos macroeconómicos supone la posibilidad de cierta dependencia transversal, dando paso a conclusiones erróneas de estacionariedad.

Una primera aproximación se aprecia en la Figura 1, donde los países de estudio a lo largo del tiempo han seguido un mismo patrón en sus ingresos relativos a diferencia de Venezuela. Esto indica que las unidades del panel tienen cierta relación o dependencia transversal por tal motivo, los contrastes de primera generación no serán estimaciones válidas por suponer independencia entre individuos. Para corroborar esta hipótesis se aplicó el contraste de (Pesaran, 2004) y Ng (2006) sobre dependencia transversal.

Contraste de Pesaran

Dado el siguiente modelo de datos de panel:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' X_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

Donde $i = 1, 2, \dots, N$, se refiere a las unidades que conforman el panel, es decir la sección transversal, $t = 1, 2, \dots, T$, es la dimensión temporal de la serie que en este caso es medido en años, X_{it} es el vector de regresores observados específicos de cada unidad, la intersección individual α_i y los coeficientes de pendiente β_i se definen como un conjunto compacto que pueden variar a través de i . Para cada unidad del panel, i , $\mu_{it} \sim iid(0, \sigma_{\mu}^2)$ las variables son independientes e idénticamente distribuidas, aunque puede existir entre ellas correlación de manera transversal.

Según (Pesaran, 2004) la existencia de dependencia de μ_{it} a través de i puede darse de diferentes vías, ya sea por dependencia espacial, factores comunes no observados que son omitidos o dependencia idiosincrática dada por pares.

En base a las propiedades de la muestra con una N pequeña y T grande se aplica el contraste propuesto por (Pesaran, 2004) que confronta la existencia de dependencia entre las unidades del panel con el siguiente estadístico que converge hacia una distribución normal estándar:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{n}} \sum_{j=1}^n \hat{\rho}_j \sim N(0,1) \quad (9)$$

Donde $\hat{\rho}_j$ es la estimación de la correlación de Pearson por pares de los residuos de la ecuación del Dickey-Fuller para cada individuo del panel $\hat{\rho}_j, j = 1 \dots n; n = N(N - 1)/2$, posteriormente se suma y se re-escala adecuadamente. (Pesaran, 2004) muestra que bajo la hipótesis nula (H_0) las series son independientes, el CD converge hacia una distribución normal (0,1) mientras que, bajo la hipótesis alternativa (H_1) hay evidencia de que las series son dependientes entre sí, es decir que existe alguna relación entre las economías que conforman el panel.

Según Bailey et al. (2015) “la dependencia entre las unidades puede deberse a efectos comunes que provienen de factores agregados omnipresentes por naturaleza” (pág. 251). La presencia de estos factores pueden ser la razón de la relación o dependencia entre las unidades del panel. En este punto, Bailey et al. (2015) proponen aplicar el estadístico CD del contraste de (Pesaran, 2004) y si se rechaza la hipótesis nula (H_0) sobre dependencia débil o independencia entre las series, se modela la dependencia semi-fuerte implícita en el contraste utilizando modelos factoriales. En el contraste de Pesaran, se utiliza el criterio de rechazo al nivel de significancia del 5% con un valor crítico de 1.645, en el cual valores del p-valor cercanos a cero indican que los datos están correlacionados entre los grupos del panel.

Tabla 1. Contraste de Pesaran sobre dependencia transversal para las economías de la ALADI

Países ALADI		
	Estadístico	p-valor
CD	51.563	0.000*

Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

Contraste de Ng

Adicional al contraste de Pesaran, la propuesta definida por (Ng, 2006) utiliza spacings para evaluar el grado de correlación transversal en datos de panel donde existe la posibilidad que algunas de las unidades (no necesariamente todas) tengan cierta relación transversal. En resumen, el análisis se basa en representar el vector de muestra de los coeficientes de correlación denotados por $\hat{p} = (\hat{p}_1, \hat{p}_2, \dots, \hat{p}_n)$, por lo tanto, si se utiliza el coeficiente de correlación de Pearson, se tiene: $\bar{p} = (|\hat{p}_1|, |\hat{p}_2|, \dots, |\hat{p}_n|)$ donde existe una combinación de pares de los individuos que se crea a través de $n = N(N - 1)/2$. En este punto (Ng, 2006) plantea dividir la muestra en 2 partes, un grupo de correlaciones “pequeñas” y otro grupo para las correlaciones “grandes”. Se considera que bajo la hipótesis nula $H_0: p_j = 0$, no existe correlación asumiendo que los individuos convergen hacia una distribución normal (0,1) donde $\sqrt{T}\hat{p} \sim N(0,1)$, se obtiene $\sqrt{T}\bar{p} = |\sqrt{T}\hat{p}| \sim \chi_1$. Se procede a ordenar \bar{p} valores desde el más pequeño hasta el más grande $(\bar{p}_{[1:n]}, \bar{p}_{[2:n]}, \dots, \bar{p}_{[n:n]})$ teniendo en cuenta el valor absoluto en la correlación, esta situación permite que correlaciones negativas sean consideradas de manera igual que las correlaciones positivas. (Ng, 2006) define $\bar{\phi}_j$ como $\Phi(\sqrt{T}\bar{p}_{[j:n]})$, donde Φ es la función de distribución acumulada de la distribución normal estándar donde se tiene $\bar{\phi} = (\bar{\phi}_1, \bar{\phi}_2, \dots, \bar{\phi}_n)$, finalmente se obtienen los spacings $\Delta\bar{\phi}_j = \bar{\phi}_j - \bar{\phi}_{j-1}, j = 1, \dots, n$, en la que considera estimar $E(\Delta\bar{\phi}_j)$ al dividir la muestra de manera arbitraria en grupos pequeños (P) y grupos grandes (G) además se toma en cuenta que $\tilde{\theta} \in (0,1)$. Tomando el criterio de (Ng, 2006) para hacer la división de la muestra en las partes que se especifican, se minimiza la suma de los residuos cuadrados:

$$Q_n(\tilde{\theta}) = \sum_{j=1}^{[\tilde{\theta} n]} (\Delta \bar{\phi}_j - \bar{\Delta}_S(\tilde{\theta}))^2 + \sum_{j=[\tilde{\theta} n]}^n (\Delta \bar{\phi}_j - \bar{\Delta}_L(\tilde{\theta}))^2 \quad (10)$$

Donde $\bar{\Delta}_S(\tilde{\theta})$ es la media de los spacings (espacios) para los grupos pequeños (P) y $\bar{\Delta}_L(\tilde{\theta})$ es la media de los spacings para los grupos grandes (G), la estimación consistente donde ocurre el punto de ruptura en (10) se obtiene como $\hat{\theta} = \arg \min_{\tilde{\theta} \in (0,1)} Q_n(\tilde{\theta})$. Sin embargo, dividir la muestra en dos grupos, no es suficientemente informativo para verificar la existencia de correlación entre las unidades, para ello se usa el estadístico de prueba Spacings Variance Ratio estandarizado (SVR):

$$svr(\eta) = \frac{\sqrt{\eta} SVR(\eta)}{\sqrt{\omega_q^2}} \quad (11)$$

El estadístico converge hacia una distribución normal estándar, donde η hace referencia a toda la muestra $\eta = n$, una pequeña muestra $\eta = \hat{m}$ o una gran muestra $\eta = n - \hat{m}$; en el cual la hipótesis nula H_0 indica que los coeficientes no están correlacionados el cual se tiende a rechazar cuando la probabilidad es cercana a 1. Se aplica el *svr* con $q = 2$, y el valor crítico para una prueba del 5% con dos colas es igual a 1.96.

Dados los datos de la producción real per-cápita de 12 economías durante 70 años, se obtiene $n = 66$ combinaciones para las t observaciones dadas, esto se aprecia en la figura 2 donde se demuestra que las observaciones $\bar{\phi}_j$: tasa de crecimiento de la producción real no se sitúan a lo largo de la línea recta, lo que significa que existe heterogeneidad en las correlaciones.

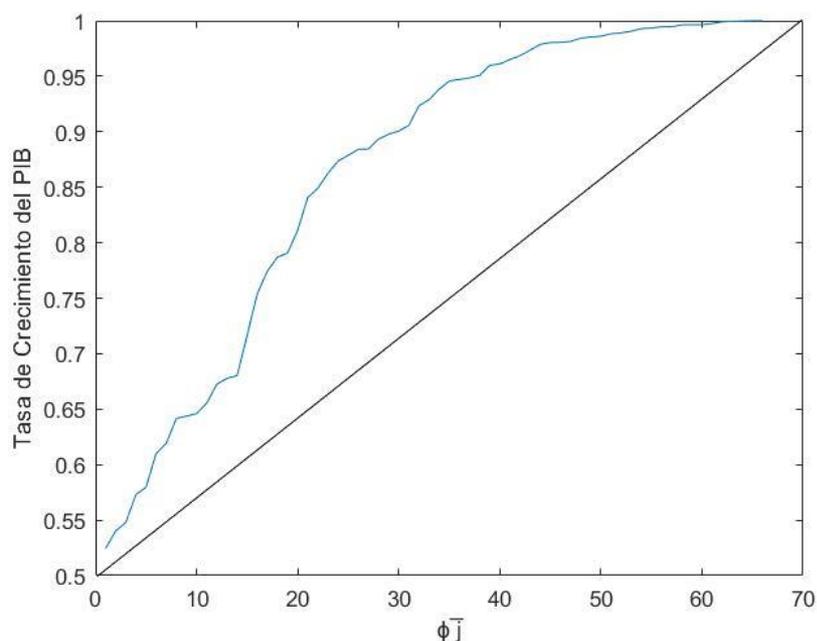


Figura 2. $\bar{\phi}_j$: Tasa de crecimiento del Ingreso real per-cápita para 12 economías de ALADI 1950-2019.

Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

Tabla 2. Correlación en el Ingreso real per-cápita para las economías de la ALADI

Países ALADI					
Grupo pequeño			Grupo Grande		
Países		$\hat{\rho}_j$	Países		$\hat{\rho}_j$
BOL	PAN	-0,007	ARG	PAN	0,139
BRA	CHI	-0,012	PER	VEN	0,142
BOL	CHI	0,015	CHIL	PER	0,145
PAR	VEN	-0,022	PAR	PER	0,145
BOL	VEN	0,024	CHIL	ECU	-0,151
BOL	COL	-0,034	ARG	BRA	0,154
COL	PAR	0,037	CHIL	PAN	0,156
ARG	BOL	0,044	COL	PAN	0,160
BRA	URU	0,045	BOL	PER	0,173
ARG	ECU	0,045	PAN	VEN	0,178
ARG	PAR	0,048	MEX	VEN	0,187
CHIL	MEX	0,054	ARG	VEN	0,195
URU	VEN	0,056	BRA	MEX	0,196
CHIL	VEN	-0,057	ECU	PER	0,198
BOL	BRA	-0,069	BOL	MEX	0,20
PAR	URU	0,083	BOL	ECU	0,212
BOL	URU	0,091	CHIL	COL	0,214

COL	MEX	0,097	BRA	VEN	0,220
CHIL	PAR	0,098	MEX	PER	0,226
ECU	URU	0,107	ARG	MEX	0,235
ECU	PAN	0,121	ARG	CHIL	0,246
ARG	COL	0,125	COL	PER	0,250
PAN	PAR	0,132	MEX	PAN	0,251
			PAN	URU	0,252
			COL	VEN	0,261
			MEX	PAR	0,265
			BRA	COL	0,267
			MEX	URU	0,275
			ECU	PAR	0,278
			CHIL	URU	0,285
			BRA	PAR	0,298
			BRA	PER	0,302
			COL	URU	0,309
			ECU	MEX	0,309
			BRA	PAN	0,326
			BRA	ECU	0,328
			ARG	PER	0,328
			BOL	PAR	0,341
			PER	URU	0,380
			PAN	PER	0,397
			COL	ECU	0,419
			ECU	VEN	0,486
			ARG	URU	0,495

Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

La estimación consistente donde ocurre el punto de ruptura para separar la muestra se produce cuando $\hat{\theta} = 0.3485$, dando lugar a 23 correlaciones pequeñas y 43 correlaciones grandes; las estadísticas de prueba *svr* para la muestra pequeña y grande son 0.8218 y 2.7983 respectivamente, tomando en cuenta el valor crítico ± 1.96 , se rechaza hipótesis nula donde los coeficientes no están correlacionados para el *svr* de correlaciones grandes, por lo tanto, se afirma que hay correlación o dependencia entre los individuos.

Los resultados de la tabla 2 indican que existe correlación entre las 12 unidades del panel, siendo las más altas los pares de Colombia – Ecuador ($\hat{\rho}_j = 0.42$), éste último altamente correlacionado con Venezuela ($\hat{\rho}_j = 0.49$), y por último el par Argentina – Uruguay ($\hat{\rho}_j = 0.50$).

Contrastes de Raíces Unitarias

Los resultados a las pruebas anteriores concluyen rotundamente la presencia de

dependencia transversal en las unidades del panel, lo que significa que no se podrán estimar pruebas de primera generación porque éstas suponen independencia en los individuos, en ese contexto las estimaciones próximas se fundamentan en pruebas de segunda generación tomando en cuenta la dependencia transversal fuerte de las economías calculando los estadísticos de prueba basados en factores comunes.

Siguiendo los fundamentos para encontrar la presencia de convergencia estocástica entre las economías que conforman el bloque regional ALADI, el siguiente paso es estimar la posible existencia de tendencias estocásticas en el panel.

La propuesta de Taylor & Sarno (1998) es modelizar de manera implícita la dependencia a través de la ecuación del Dickey-Fuller.

$$\Delta y_{i,t} = \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{P_i} \gamma_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Donde Δy_{it} es la primera diferencia del logaritmo correspondiente al ingreso real per-cápita de los países de estudio, $t = 1, \dots, T$; $i = 1, \dots, N$; así mismo $\Delta y_{i,t-k}$ son los retardos respecto a la variable, d_{mt} es el vector que se utiliza para indicar la componente determinista, α_{mi} es el vector de coeficientes para un modelo y ε_{it} son los residuos. Lo primero es mirar la relación de residuos $\varepsilon_{i,t}$ de la ecuación (10) para cada uno de los individuos y definir la prueba estadística denominada Dickey – Fuller ampliado multivariante (MADF) capturando $\Omega = E(\varepsilon\varepsilon')$ que es la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de las diferentes ecuaciones estimadas.

Bajo el parámetro δ se indica el rechazo o no rechazo de la hipótesis nula, si $H_0: \delta = 0$, el panel de datos contiene raíz unitaria $I(1)$; mientras que, bajo la hipótesis alternativa $H_1: \delta \leq 0$, al menos una de las unidades es $I(0)$ es decir, estacionaria.

El estadístico de prueba se estima utilizando mínimos cuadrados generalizados como se aprecia en la siguiente ecuación:

$$MADF = \frac{(R\beta - r)'(R(X'\Omega^{-1})R')(R\beta - r)/q}{\varepsilon'\Omega^{-1}\varepsilon/(NT - m)} \quad (11)$$

Otra de las pruebas de raíz unitaria para datos de panel en presencia de dependencia transversal es la propuesta por Pesaran (2007) que considera un solo factor común inobservable (elemento que genera la dependencia) suponiendo que es estacionario. Pesaran (2007) demuestra que es posible capturar los factores comunes a través del cálculo de las medias transversales de los individuos para cada periodo de tiempo partiendo de la siguiente estimación:

$$\Delta y_{i,t} = \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{P_i} \gamma_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \alpha_{mi} d_{mt} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{k=1}^{P_i} \vartheta_{i,k} \Delta \bar{y}_{t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

Es decir, a la ecuación de Dickey-Fuller se le aumenta variables adicionales como la media transversal \bar{y}_t y los retardos de la primera diferencia de la media transversal encargados de capturar la posible relación entre las unidades de panel, una vez capturados los residuos pasan a ser independientes entre sí. En este contexto Pesaran (2007) calcula el estadístico de prueba “Dickey-Fuller Aumentado con medias transversales” (*CADF*) es decir el t-ratio estandarizado de δ_i . Se contrasta hipótesis de raíz unitaria $H_0: \delta = 0$ frente a la alternativa donde las unidades del panel son $I(0)$ es decir, estacionarias.

Cuando existe más de un factor común, el estadístico de prueba que se calcula con el promedio de los *CADF* como se denota a continuación.

$$CIPS = \frac{\sum_{i=1}^N CADF}{N} \quad (13)$$

Tabla 3. Contraste de Pesaran y Taylor & Sarno sobre raíces unitarias para los países de ALADI

Países ALADI			
	Retardos	Estadístico	P-valor
Pesaran (Zt-bar)	1	2.547	0.995
	2	2.641	0.996
	3	2.947	0.998
	Retardos	Estadístico	Valor crítico

Taylor y	1	46.796	19.032
Sarno	2	35.861	19.121
(MADF)	3	28.163	19.214

Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

La tabla 3 muestra los resultados del contraste de Pesaran tomando hasta 3 retardos en la ecuación Dickey-Fuller para las economías de ALADI no rechaza $H_0: \delta=0$ para cada una de las unidades del panel, es decir, hay evidencia significativa de presencia de raíces unitarias. Tomando en cuenta un solo factor común no observable, y con 5% de significatividad, no se rechaza el estadístico de prueba para cada uno de los retardos debido a que el p-valor es mayor al 5%.

El contraste de Taylor & Sarno que captura la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de las ecuaciones del Dickey-Fuller a través del estadístico de prueba (MADF) demuestra que para las economías de ALADI tomando en cuenta hasta 3 retardos, se rechaza $H_0: \delta=0$, es decir que algunas de las unidades (no todas) contienen raíces unitarias, algunas son $I(0)$ y otras son $I(1)$. Esto se observa a través del estadístico de prueba donde los resultados son más grandes que el valor crítico en todos los casos. En este contexto, asumiendo dependencia transversal, los contrastes de raíces unitarias demuestran que en las economías de la ALADI hay evidencia de raíz unitaria, es decir, de manera general el ingreso real per-cápita de las 12 economías no son estacionarias lo que indica que las series presentan tendencias estocásticas.

Cointegración con múltiples rupturas estructurales

En esta sección se analizó la cointegración de datos de panel permitiendo la presencia de múltiples rupturas estructurales, así como la dependencia transversal entre las unidades, para ello se aplica el procedimiento estadístico propuesto por Banerjee & Carrión-i-Silvestre (2015) para verificar la Hipótesis nula H_0 de no cointegración de los datos.

Dado $Y_{i,t} = (y_{i,t}, x'_{i,t})'$ un vector de proceso estocástico no estacionario cuyos elementos

son $I(1)$, el proceso de generación de datos se define como:

$$y_{i,t} = D_{i,t} + x'_{i,t}\delta_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (14)$$

$$\mu_{i,t} = F'_t\pi_i + e_{i,t} \quad (15)$$

$$(I - L)F_t = C(L)w_t \quad (16)$$

$$(1 - \rho_i L)e_{it} = H_i(L)\varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$x_{i,t} = \kappa_i + x_{i,t-1} + G'_t\zeta_i + \Xi_i(L)v_{i,t} \quad (18)$$

$$G_t = \Gamma(L)\bar{\omega}_t \quad (19)$$

Según Banerjee & Carrión-i-Silvestre (2015) la función determinista $D_{i,t}$ viene dada de la siguiente forma:

$$D_{i,t} = \mu_i + \beta_i t + \sum_{j=1}^{m_i} \theta_{i,j} DU_{i,j,t} + \sum_{j=1}^{m_i} \gamma_{i,j} DT_{i,j,t} \quad (20)$$

Donde $DU_{i,j,t} = 1$, es una variable *dummy* que recoge una característica o fenómeno que haya ocurrido a lo largo de la historia y $DT_{i,j,t} = (t - T_{i,j}^b)$ para $t > T_{i,j}^b$ y 0 en caso contrario, así mismo $T_{i,j}^b = \lambda_{i,j}^b T$ expresa la fecha o tiempo de la j -ésima ruptura, donde $j = 1, \dots, m_i$ e $i = 1, \dots, N$, denota las unidades, $\lambda_{i,j}^b T \in \Lambda$, siendo Λ un subconjunto cerrado $(0,1)$. El vector de cointegración en la ecuación (14) se precisa en función del tiempo, como se expresa a continuación:

$$\delta_{i,t} = \delta_{i,j} \text{ para } T_{i,j-1}^c < t \leq T_{i,j}^c \quad (21)$$

En consecuencia se tiene que $T_{i,0}^c = 0$ y $T_{i,n_i+1}^c = T$, donde $T_{i,j}^c = \lambda_{i,j}^c T$ expresa el j -ésimo momento de ruptura $j = 1, \dots, n_i$ para la i -ésima unidad $i = 1, \dots, N$, $\lambda_{i,j}^c \in \Lambda$.

El componente F'_t en la ecuación (15) es un vector $(r \times 1)$ que abarca los factores comunes no observables en el modelo, π_i es el vector de cargas que dependen de cada individuo, por lo tanto, π_i recoge información acerca de cómo el componente común F'_t afecta a cada una de las unidades. Banerjee & Carrión-i-Silvestre (2015), consideran que los regresores estocásticos son independientes de la parte transversal imponiendo $\zeta_i = 0$ en la ecuación

(18), a sí mismo se repara que los regresores estocásticos son dependientes de la parte transversal cuya dependencia se debe a un conjunto de factores comunes, G_t considera $\zeta_i \neq 0$ en la ecuación (18). Se asume a su vez que los factores comunes que impactan a x_i son diferentes de los que impactan a y_i .

En la ecuación (16) dada la presencia del operador $(I - L)$ junto a F_t , se admite que F_t no tiene que ser $I(1)$, según Banerjee & Carrión-i-Silvestre (2015), éstos pueden ser $I(0)$, $I(1)$ o una combinación de ambos, esta situación depende del rango de $C(1)$. Por ejemplo, si $C(1) = 0$, F_t es estacionario, es decir $I(0)$, por su parte si $C(1)$ es de rango completo, F_t es integrada de orden 1, es decir $I(1)$, por último cuando $C(1) \neq 0$, pero no de rango completo, F_t es en algunos casos $I(1)$ y en otros casos $I(0)$. Para que exista cointegración entre $Y_{i,t} = (y_{i,t}, x'_{i,t})'$ el componente F_t debe ser estacionario $I(0)$.

Modelos de Datos de Panel

A continuación, se muestra la combinación de distintos modelos dadas ciertas restricciones en las ecuaciones (20) y (21) donde se obtiene el término determinista y el vector de cointegración en función del tiempo.

- Modelo 1: Sin tendencia lineal

$$\begin{aligned}\beta_i &= \gamma_{i,j} = 0, & \forall_{i,j} \\ \kappa_i &= 0, & \forall_{i,j} \\ \delta_{i,j} &= \delta_i, & \forall_j\end{aligned}$$

El primer modelo supone que no existe tendencia lineal en los datos, los parámetros β_i y $\gamma_{i,j}$ son iguales a 0 en la ecuación (20) para cada una de las unidades, $\kappa_i = 0$ en la ecuación (18) y el vector de cointegración estable $\delta_{i,j} = \delta_i$ en la ecuación (21).

- Modelo 2: Tendencia estable

$$\begin{aligned}\beta_i &\neq 0, & \forall_i \\ \gamma_{i,j} &= 0, & \forall_i \\ \delta_{i,j} &= \delta_i, & \forall_j\end{aligned}$$

El modelo 2 supone tendencia estable, donde el parámetro β_i es distinto de 0 y el parámetro $\gamma_{i,j}$ es igual a 0 para cada una de las unidades en la ecuación (20), el vector de cointegración

estable $\delta_{i,j} = \delta_i$ en la ecuación (21).

- Modelo 3: Cambios de nivel y tendencia

$$\begin{aligned}\beta_i \neq \gamma_{i,j} \neq 0, & \quad \forall_{i,j} \\ \delta_{i,j} = \delta_i, & \quad \forall_j\end{aligned}$$

El modelo 3 especifica cambios de nivel y tendencia donde los parámetros β_i y $\gamma_{i,j}$ son distintos de 0 en la ecuación (20), el vector de cointegración estable $\delta_{i,j} = \delta_i$ en la ecuación (21).

- Modelo 4: Sin tendencia lineal

$$\begin{aligned}\beta_i = \gamma_{i,j} = 0, & \quad \forall_{i,j} \\ \kappa_i = 0, & \quad \forall_i\end{aligned}$$

El cuarto modelo supone que no existe tendencia lineal en los datos, los parámetros β_i y $\gamma_{i,j}$ son iguales a 0 en la ecuación (20) para cada una de las unidades, κ_i es igual a 0 en la ecuación (18) sin embargo, existe la presencia de múltiples rupturas estructurales que alteran el nivel y al vector de cointegración del modelo.

- Modelo 5: Tendencia estable

$$\begin{aligned}\beta_i \neq 0, & \quad \forall_i \\ \gamma_{i,j} = 0, & \quad \forall_{i,j}\end{aligned}$$

El modelo 5 supone tendencia estable, donde el parámetro β_i es distinto de 0 y el parámetro $\gamma_{i,j}$ es igual a 0 para cada una de las unidades en la ecuación (20), sin embargo, existe la presencia de múltiples rupturas estructurales que alteran el nivel y al vector de cointegración del modelo.

- Modelo 6: Cambios en el nivel y tendencia

El modelo 6 supone cambios en el nivel, tendencia y vector de cointegración, en este modelo no se imponen restricciones en los parámetros específicos de las ecuaciones (20) y (21).

Es importante aclarar que, para efectos de esta investigación, se excluyó los modelos 3 y 6 porque consideraban que las fechas de ruptura eran conocidas y que se podían estimar, sin

embargo, se deduce que dichas fechas de ruptura para el bloque de la ALADI son desconocidas y diferentes para cada individuo.

Estadística de Prueba

El análisis de cointegración en panel exige evaluar el orden de integración del componente idiosincrático, éste puede ser $I(0)$ o $I(1)$, y evalúa a su vez el número de tendencias estocásticas globales dadas por F'_t . Primero se toma el modelo de la ecuación (14) en primeras diferencias como se escribe a continuación:

$$\Delta y_{i,t} = \Delta D_{i,t} + \Delta X'_{i,t} \delta_i + \Delta F'_t \pi_i + \Delta e_{i,t} \quad (22)$$

La estimación de los factores comunes inobservables para el modelo se obtiene a través de componentes principales como la propuesta de Bai & Ng (2004) donde se analiza los datos de panel de la no estacionariedad en componentes idiosincráticos y comunes (PANIC). En este contexto, las estimaciones residuales se definen como:

$$\tilde{z}_{i,t} = y_{i,t}^* - \tilde{f}'_t \tilde{\pi}_i \quad (23)$$

Según Banerjee & Carrión-i-Silvestre (2015), a través de la suma de $\tilde{z}_{i,t}$ se pueden obtener los términos de perturbación idiosincrática, es decir:

$$\tilde{e}_{i,t}^* = \sum_{j=2}^t \tilde{z}_{i,t} \quad (24)$$

Dado los valores de la ecuación (24) se prueba el contraste de raíces unitarias con el estadístico de Dickey-Fuller aumentado:

$$\Delta \tilde{e}_{i,t}^* = \alpha_{i,0} \tilde{e}_{i,t-1}^* + \sum_{j=1}^{k_i} \alpha_{i,j} \Delta \tilde{e}_{i,t-j}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

El parámetro $\alpha_{i,0}$ es el que se utiliza para el contraste de raíces unitarias, es decir, $H_0: \alpha_{i,0} = 0$. Cuando se tiene un solo factor común inobservable, se emplea la ecuación (25) para ver el orden de integración.

Contraste de Pesaran

Dado el modelo de datos de panel:

$$y_{i,t} = \beta'_i x_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (26)$$

Se tiene que $i = 1, \dots, N$ es la dimensión transversal y $t = 1, \dots, T$ es la dimensión temporal,

X_{it} es un vector ($k \times 1$) de regresores observados variables en el tiempo, específicos y comunes. Para cada unidad del panel, i , $\mu_{it} \sim iid(0, \sigma_{i\mu}^2)$ las variables son independientes e idénticamente distribuidas, aunque puede existir entre ellas correlación de manera transversal. Por lo tanto, el estadístico de prueba propuesto por (Pesaran, 2015) es el siguiente:

$$CD_{NT} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T \xi_{i,t} \xi_{j,t} \quad (27)$$

El término $\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T \xi_{i,t} \xi_{j,t}$ se define como $\hat{\rho}_{i,j}$ que son los coeficientes de correlación por pares de las unidades del panel, donde $\xi_{i,t}$ son los residuos escalados definidos como $\xi_{i,t} = \frac{e_{i,t}}{(\frac{1}{T} e_i' e_i)^{1/2}}$ a su vez $e_{i,t}$ son los residuos de mínimos cuadrados ordinarios de las regresiones específicas de cada individuo.

Análisis de Cointegración

En esta sección se analizó la cointegración entre el ingreso real per-cápita relativo de las economías de la ALADI, frente al ingreso total de la región ALADI. En una primera instancia, se estimó los modelos 2 y 5 que suponen una tendencia estable tomando en cuenta los fundamentos de Carlino & Mills (1993), esta situación también se aprecia en la figura 1 donde los datos toman forma de tendencia estable. Adicional a eso se estima los modelos 1 y 4 suponiendo que no hay tendencia lineal tomando en cuenta los fundamentos de Bernard & Durlauf (1995). Este contexto lleva a excluir los modelos 3 y 6 porque éstos examinan fechas de rupturas que son conocidas de cada individuo y en este trabajo se tomó en cuenta rupturas estructurales desconocidas y heterogéneas.

También se considera 3 escenarios para el caso de las rupturas estructurales:

- *Escenario 1*: No se estiman rupturas estructurales
- *Escenario 2*: Se estima con una ruptura estructural
- *Escenario 3*: Se estima con dos rupturas estructurales

Dado los escenarios de las rupturas, éstos influyen tanto a los parámetros de la componente determinista, así como al vector de cointegración, es decir $T_{i,j}^b = T_{i,j}^c, \forall i,j$. En vista que el número de individuos que conforman el panel en este trabajo de investigación es pequeño, el número máximo de factores comunes que se permiten $r_{max} = 3$. Se utiliza el criterio de información bayesiano (BIC) para estimar el número de factores comunes (\hat{r}) en el modelo.



Figura 3. Ingreso real per-cápita a precios constantes del 2017 para los países de ALADI 1950-2019

Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

Tabla 4. Contraste de Pesaran (WCD) y estadísticos de prueba sobre cointegración de las unidades del panel

Test de Pesaran WCD										
<i>k</i>	Tendencia estable					Sin tendencia lineal				
	Sin ruptura estructural	Una ruptura Estructural		Dos rupturas Estructurales		Sin ruptura estructural	Una ruptura Estructural		Dos rupturas Estructurales	
		Modelo 2	Modelo 5	Modelo 2	Modelo 5		Modelo 1	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 4
0	-3,670	-2,822	-2,631	-1,866	-2,935	-3,591	-1,694	-3,473	-2,650	-3,037
1	-3,557	-3,045	-2,595	-2,020	-2,767	-3,683	-0,964	-2,987	-2,443	-2,720
2	-3,671	-3,011	-2,599	-1,914	-2,604	-3,697	-0,936	-3,076	-2,221	-2,489
3	-3,799	-2,949	-2,429	-1,842	-2,426	-3,498	-0,534	-2,765	-1,952	-2,228
4	-3,821	-2,829	-2,316	-1,734	-2,377	-3,293	-0,382	-2,699	-1,686	-2,001
5	-3,812	-2,757	-2,103	-1,639	-2,134	-3,264	0,059	-2,489	-1,561	-1,975
6	-3,825	-2,865	-2,038	-1,717	-1,993	-3,199	0,237	-2,467	-1,723	-2,064
7	-3,932	-3,043	-2,182	-1,952	-2,139	-3,178	0,131	-2,312	-1,547	-2,109
8	-3,864	-2,951	-2,096	-1,764	-2,137	-3,112	0,217	-2,368	-1,507	-2,296
9	-3,951	-2,900	-2,199	-1,524	-2,072	-3,129	-0,354	-2,366	-1,539	-2,277
10	-3,895	-2,866	-2,133	-1,419	-1,921	-3,115	-0,150	-2,361	-1,429	-2,210
11	-3,681	-2,940	-2,019	-1,495	-2,003	-2,843	-0,029	-2,193	-1,382	-2,333

Análisis de Cointegración										
% de rechazos*	16,67%	25,00%	16,67%	16,67%	33,33%	0,00%	0,00%	0,08%	0,00%	0,00%
Test Estadístico	-0,5785	0,9288	0,1351	0,8139	-0,7973	-1,4788	1,6897	-0,847	-0,0278	-0,8125
\hat{r}	3	3	1	3	1	3	1	3	3	3
\hat{r} paramétrico	3	3	1	3	1	3	1	3	3	3
\hat{r} no paramétrico	3	3	1	3	1	3	1	3	3	3

* Criterio de rechazo al nivel de significancia del 5% para pruebas individuales y Valor crítico (± 1.645)

Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

Tabla 5. Estimaciones de rupturas estructurales heterogéneas para cada uno de los países

Países	Tendencia Estable						Sin tendencia lineal					
	Una ruptura estructural		Dos rupturas estructurales				Una ruptura estructural		Dos rupturas estructurales			
	Modelo 2	Modelo 5	Modelo 2	Modelo 5	Modelo 2	Modelo 5	Modelo 1	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 4
Argentina	2001	1982	1988	2001	1982	2001	2001	1984	1984	2001	1984	2001
Bolivia	1988	1967	1982	2007	1967	1979	1967	1967	1967	1979	1967	1979
Brasil	1982	1989	1970	1982	1980	1991	1960	1980	1960	1980	1980	1991
Chile	1981	1989	1981	2008	1974	1988	1974	1974	1974	1988	1974	1988
Colombia	1998	1974	1981	1998	1964	1998	1998	1998	1982	1998	1963	1998
Ecuador	1998	1998	1982	1998	1972	1998	1998	1972	1972	1998	1972	1998
México	2008	1972	1982	2008	1985	2008	1994	1994	1963	1994	1980	1994
Panamá	1987	1985	1969	1987	1969	1987	1969	1969	1969	1987	1969	1987
Paraguay	1998	2001	1982	1998	1985	2001	2001	2001	1976	2001	1987	2001
Perú	1982	1988	1982	2005	1977	1988	1988	1988	1977	1988	1977	1988
Uruguay	1981	1974	1981	2001	1974	2008	2001	1974	1974	2001	1974	2008
Venezuela	2003	1960	1988	2003	1960	2003	1982	1960	1982	2003	1960	2003

Fuente: (Penn World Table, 2021). Elaboración propia

Debido a que la distribución límite de las estadísticas de datos de panel presenta la condición que las estadísticas individuales sean independientes en sección transversal, se calcula la prueba WCD de (Pesaran, 2015) cuya (H_0) Hipótesis nula supone dependencia transversal débil (independencia de los individuos). La tabla 4 muestra el estadístico de prueba WCD calculado para diferentes vectores autorregresivos k para los términos de perturbación idiosincrática, con un valor crítico de -1.645 de cola inferior se rechaza (H_0) hipótesis nula de dependencia transversal débil o independencia de los individuos para las estimaciones que no toman en cuenta rupturas estructurales, y para los modelos 2 y 5 implicando tendencia estable en la función determinista $D_{i,t}$. Es decir, aun así, para el modelo 2 tomando 3 factores comunes inobservables, sigue prevaleciendo dependencia transversal entre las unidades del panel, lo mismo ocurre para el modelo 5 tomando 1 factor común inobservable. A su vez, se rechaza (H_0) hipótesis nula de dependencia transversal débil o independencia de los individuos para las estimaciones del modelo 4 considerando una ruptura estructural y los modelos 1 y 4 considerando hasta dos rupturas estructurales. Se concluye que para estos modelos, aun así, capturando 3 factores comunes inobservables, sigue habiendo dependencia transversal. Las estimaciones de la prueba WCD para el modelo 1 con una ruptura estructural capturando un factor común inobservable no rechaza (H_0) hipótesis nula deduciendo de esta manera que entre las unidades del panel hay dependencia transversal débil o independencia de los individuos. Por lo tanto, para los casos anteriores a excepción del modelo 1 con una ruptura estructural no se podrá inferir sobre el análisis de cointegración. Suponiendo que los factores comunes hayan capturado la dependencia transversal de los individuos, los resultados del estadístico de prueba de Dickey-Fuller tomando el valor crítico cola izquierda de la distribución normal ($\pm 1,645$) no rechazan (H_0) hipótesis nula de no cointegración para los modelos específicos, es decir que no hay evidencia de convergencia estocástica.

Sin embargo, para el modelo 1 tomando en cuenta una ruptura estructural cuando en la función determinista no hay tendencia lineal, un solo factor común captura la dependencia transversal haciendo posible una potencial relación a largo plazo que se verifica con el estadístico de prueba Dickey-Fuller donde $1,6897 > 1,645$ por lo tanto, se rechaza la

hipótesis nula de no cointegración, aceptando la existencia de cointegración deduciendo el hallazgo de convergencia estocástica para la unidades del panel utilizando este modelo en específico. Los puntos de ruptura evaluados por el modelo 1 dados en la Tabla 5, responden a tiempos en los que cada uno de los países han sufrido eventos que han influido de manera negativa en las actividades económicas de la región. Por ejemplo, en la República de Argentina en el año 2001 estalló una crisis financiera que condujo rápidamente a una crisis económica, política y social que venía arrastrando de años anteriores con situaciones como el alto desempleo, inflación, deuda externa y déficit fiscal (Macías, 2002). El crecimiento económico del país se vio influenciada por una decisión política y económica que consistía en limitar la extracción de los ahorros de las personas para evitar salida de capitales, que tuvo el nombre de “corralito”, lo que desencadenó inmediatamente la renuncia del presidente dejando inestabilidad económica y financiera en todo el país. En el mismo año, la República Oriental de Uruguay se aquejaba también de la crisis financiera contagiado por su vecino Argentina, y la crisis que desencadenó la epidemia de la gripe aftosa generando el cierre de la carne uruguaya en los mercados internacionales (Rosenblatt, 2006). A su vez, la crisis de la República del Paraguay en 2001 también se vio afectada por la crisis desencadenada en Argentina, con la devaluación del guaraní frente al dólar, el cierre de entidades bancarias extranjeras, entre otras. Según (Molinier, 2002), otra de las circunstancias que afectaron en el crecimiento económico del país fueron las altas tasa de empleo y subempleo de los guaraníes.

La república del Ecuador, por su parte presenta un punto de ruptura estructural en 1998 que coincide con los inicios de la crisis inflacionaria y financiera que estalló en el año 2000 con la implementación de la dolarización en la economía desapareciendo con ello la política monetaria. Los sucesos que desencadenaron a la posterior crisis se evidenciaron con la depreciación del sucre frente al dólar y la fuga de capitales hacia el exterior, dejando como consecuencia falta de liquidez en el sistema financiero. Esta situación provocó el cierre de bancos dando paso a lo que se conoce como feriado bancario en 1999 para luego dolarizar la economía en el 2020 (García, 2019). El mismo punto de ruptura lo presenta la República de Colombia, país que en 1998 enfrentaba una crisis aguda más severa de su historia con la desaceleración del crecimiento económico en términos del PIB por varios factores, entre

ellos el aumento de la tasa de desempleo, crisis bancaria y la caída del sistema cambiario. En los años siguientes se presentó la salida de capitales internacionales iniciando de esta manera la contracción del producto interno bruto y el aumento de los indicadores impagos del país (Torres, 2011).

De 1982 a 1986, la República Bolivariana de Venezuela se enfrentó a la caída de los precios internacionales del petróleo, al ser un país altamente dependiente de las exportaciones del oro negro enfrentó una crisis que desencadenó en dificultades económicas. El país venía arrastrando de años anteriores procesos de inflación y estancamiento económico.

A finales del año de 1994, en la República Federal de México estalló la crisis económica y financiera por hechos insostenibles que había heredado de años anteriores cuando los precios internacionales del petróleo bajaron desencadenando fuga de capitales de los inversores a pesar de la competitividad de las tasas de interés. En 1994 la paridad cambiaria peso-dólar se ubicaba en el límite de las bandas de flotación, provocando desconfianza de los inversores porque el Banco central perdía reservas internacionales comenzando a su vez la especulación (Banda & Chacón, 2005).

Otro de las economías que presenta ruptura estructural es la República de Panamá, país que sufrió en 1968 un golpe de Estado militar por la crisis del sistema político que para ese entonces se encontraba desacreditada y sin prestigio, hecho que tuvo influencia en el crecimiento económico del país en 1969 (Ayala, 1998). Por otro lado, un poco más al sur y años después, la República de Chile sufría también un golpe de Estado militar en contra del presidente de turno Salvador Allende y la posterior dictadura de Augusto Pinochet entre 1973 – 1990 (Waldman, 2014).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En un principio, trabajar con datos macroeconómicos supone la posibilidad de una relación entre las unidades que conforman el panel, es decir, los individuos son dependientes entre sí. Sin embargo, no atender a la dependencia supone un sesgo en los resultados de las estimaciones a los diferentes contrastes. Primero se debe verificar si las series son

independientes o dependientes en la sección transversal, para ello se utilizan los contrastes sobre dependencia transversal basados en los fundamentos de Pesaran (2004) y Ng (2006). El contraste de Pesaran (2004) utiliza las estimaciones de la correlación de Pearson por pares de países de los residuos de la ecuación de Dickey-Fuller, donde se considera que bajo la hipótesis nula las economías son independientes. Los resultados de este contraste para las economías de ALADI muestran el rechazo de la hipótesis nula, asumiendo de esta manera que las economías son dependientes en sección transversal.

El mismo resultado se obtiene con el contraste de Ng (2006) donde a partir de spacing se divide los países de n pares dada la fórmula $n=N(N-1)/2$, para 12 países, se crea 66 pares de correlaciones, dando lugar a 23 correlaciones pequeñas y 43 correlaciones grandes, el estadístico de prueba svr para las correlaciones grandes rechaza hipótesis nula de no correlación, por lo que se infiere que las 12 economías están altamente relacionadas en sección transversal.

Una vez comprobado que las series presentan dependencia transversal, los estadísticos de prueba de primera generación no se podrán estimar porque éstos suponen independencia entre individuos, por lo que los próximos estadísticos de prueba se basaron en contrastes de segunda generación asumiendo la dependencia entre las unidades. Siguiendo con los fundamentos de Bernard & Durlauf (1995) se debe encontrar la presencia de tendencias estocásticas en el panel a través de contrastes de raíz unitaria. En este trabajo se realizó las estimaciones de Taylor & Sarno (1998) y Pesaran (2007). Los resultados de Taylor & Sarno (1998) utilizan la prueba estadística Dickey-Fuller ampliado multivariante (MADF) capturando la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos, demostrando que, para las 12 economías de ALADI, se rechaza $H_0: \delta=0$, es decir que algunas unidades del panel contienen raíces unitarias (no todas).

En consideración con las afirmaciones anteriores, se calcula el contraste de Banerjee y Carrión-i-Silvestre (2015) permitiendo presencia de dependencia transversal con factores comunes y múltiples rupturas estructurales. En este marco, se consideran cuatro modelos, 2 de ellos con tendencia lineal según lo propuesto por Carlino & Mills (1993) y los otros dos sin tendencia lineal según las bases de Bernard & Durlauf (1995). Se presentaron 3 escenarios, uno sin ruptura estructural, el segundo con una ruptura estructural y el tercero

con dos rupturas estructurales. Debido a que la distribución límite de las estadísticas de panel presenta la condición que las estadísticas individuales deben ser independientes en sección transversal para realizar el análisis de Cointegración, se calcula el contraste WCD de Pesaran (2015). Los resultados de este contraste indican que para las estimaciones del modelo 1 con una ruptura estructural y sin tendencia lineal, es posible inferir sobre el análisis de cointegración debido a que 1 factor común capta la dependencia transversal, siendo ahora independientes entre sí. La cointegración es válida para este modelo concluyendo que existe convergencia estocástica solo para este modelo. Sin embargo, para los demás modelos presentados (en su mayoría) no existe evidencia a favor de convergencia estocástica dado el bloque de integración.

CONCLUSIONES

El marco de integración económica y regional dado por la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) es la más grande organización regional de integración latinoamericana conformada por trece economías: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Cuba, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela.

Uno de los principios fundamentales del bloque es promover un mercado común que proporcione ventajas económicas a los países miembros convergiendo de manera gradual tomando en cuenta el nivel de crecimiento o desarrollo de cada integrante (ALADI, 2021). Sin embargo, dadas las disparidades de los países ya sea en expansión de territorio, como en materia económica, las economías no logran converger en términos de renta per-cápita dado el bloque regional. Se concluye que los países más pobres como Bolivia, Ecuador y Paraguay no alcanzan la misma senda de crecimiento económico que los países más ricos de la región como Chile, Argentina o Brasil.

Según Clemata & Barrere (2008) dentro del bloque se observa que las asimetrías o las desigualdades de los países es muy grande, situación que lleva a una desventaja ya que no se logra aprovechar todas las bondades de la integración. Hay países como Venezuela, que es grande en territorio, pero su situación económica, política y financiera está muy por debajo de los demás países. Esta problemática es una de las tantas características que no

dejan que se aprovechen de una manera equitativa la distribución del ingreso. Sobre esta situación (Durán & Masi, 2007) proponen que haya acuerdos de solidaridad y cooperación en base a políticas que ayuden a disminuir las diferentes disparidades o asimetrías dentro del bloque.

Al observar los resultados, se identifica que hay patrones que implican que el comportamiento de un país es contagiado por sus vecinos. Por ejemplo, cuando se presenta una fecha de estimación de quiebre para la República de Argentina en 2001 generada por la crisis financiera, inmediatamente la República Oriental de Uruguay se aquejaba de la crisis financiera que fue desencadenada por otro país, paralelamente la República de Paraguay se vio afectada por la devaluación del guaraní frente al dólar y el cierre de entidades bancarias. Son algunas de las situaciones que afectan directamente en el crecimiento económico de los países.

Lo mismo sucedió con la República del Ecuador, país que presenta un cambio estructural en 1998, año que coincide con los inicios de la crisis inflacionaria y financiera que dos años después, en 2000 estalló por completo con el cierre de entidades bancarias y el cambio de moneda nacional dando paso a una economía dolarizada. Por el mismo año, la República de Colombia, atravesaba la crisis financiera más aguda de toda su historia, provocando estancamiento económico.

En conclusión, las diferencias y asimetrías de los países miembros, adicional a las situaciones estructurales presentadas en la historia del bloque regional, indican que las economías no convergen en términos de renta per-cápita, por lo que el crecimiento económico generalizado es aún una esperanza en América Latina.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALADI. (2021). Asociación Latiniamericana de Intergración . Obtenido de <https://www.aladi.org/sitioaladi>
- Ayala, R. (1998). Antecedentes históricos del Golpe de Estado de 1968 en Panamá. Anuario de Estudios Centroamericanos, 163 - 189. Obtenido de www.redalyc.org
- Bai, J., & Ng, S. (2004). A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*,

1127 - 1177. doi:10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x

- Bailey, N., Holly, S., & Pesaran, H. M. (2015). A Two-Stage Approach to Spatio-Temporal Analysis with Strong and Weak Cross-Sectional Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 31, 249-280. Obtenido de <https://doi.org/10.1002/jae.2468>
- Banda, H., & Chacón, S. (2005). La crisis financiera Mexicana de 1994: Una visión Política-Económica. *Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal*, 445 - 465. Obtenido de www.redalyc.org
- Banerjee, A., & Carrión-i-Silvestre, J. L. (2015). Cointegration in Panel Data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 30, 1 - 23. Obtenido de <https://doi.org/10.1002/jae.2348>
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence across States and Regions. *JSTOR*, 107-182. Obtenido de <https://www.jstor.org/stable/2534639>
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Harvard Library*, 223-251. doi:10.1086/261816
- Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1995). Convergence in International Output. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108. Recuperado el 2021, de <https://www.jstor.org/stable/2284967>
- Carlino, G. A., & Mills, L. O. (1993). ¿Are U.S regional incomes converging? A time series analysis. *Journal of Monetary Economics*, 32(2), 335-346. Recuperado el 2021
- Clemata, F., & Barrere, G. (2008). Asimetrías y convergencia en el marco de la ALADI. *Cuaderno de Economía*, 133 - 154.
- Durán, J., & Masi, F. (2007). Diagnóstico de las Asimetrías en los procesos de integración de América del Sur. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Obtenido de <https://repositorio.cepal.org/>
- Feenstra, R., Inklaar, R., & Timmer, M. (2021). Penn World Table. Obtenido de <https://www.rug.nl/ggdc/>
- García, N. (2019). La crisis financiera del Ecuador, 1998 - 2000. *Economía y Negocios - Revista Científica*, 5 - 13. Obtenido de <https://revistas.ute.edu.ec/>
- Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 1127-1170. Obtenido de <https://www.jstor.org/stable/2586993>

- Macías, H. (2002). La crisis argentina: Origen, Evolución y lecciones. *Semestre Económico* - Universidad de la Rioja, 1-17.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economics Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 407-437. Obtenido de <https://eml.berkeley.edu/>
- Molinier, L. (2002). La crisis se profundiza. *Análisis Económico*, 25 - 33.
- Ng, S. (2006). Testing Cross-Section Correlation in Panel Data using Spacings. *Journal of Business & Economics Statistics*, 24(1), 12-23. doi:10.1198/073500105000000171
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Springer*, 13-48. Recuperado el 2021, de <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 265-312. Recuperado el 2021, de <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2015). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Economics Reviews*, 1089 - 1117. doi:abs/10.1080/07474938.2014.956623
- Rosenblatt, F. (2006). El dispar desenlace de la crisis económica en Argentina y Uruguay (2001-2002): Una explicación desde la teoría de las perspectivas. *Revista de Ciencia Política* , 97 - 119.
- Taylor, M., & Sarno, L. (1998). The behavior of Real Exchange Rates during the Post Bretton Woods period. *Journal of International Economics*, 46, 281 - 312.
- Torres, A. (2011). La crisis colombiana de finales del siglo XX: ¿Un choque real o financiero? *Perfil de Coyuntura Económica*, 79 - 96. Obtenido de www.scielo.org.co
- Waldman, G. (2014). A cuarenta años del golpe de militar en Chile. Reflexiones en torno a conmemoraciones y memorias. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 243 - 266.