



TÍTULO

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

AUTORA

Daniela Elizabeth Alejandro Villarroel

	Esta edición electrónica ha sido realizada en 2022
Tutor	Dr. D. Josep Lluís Carrión i Silvestre
Instituciones	Universidad Internacional de Andalucía ; Universidad de Huelva
Curso	<i>Máster en Economía, Finanzas y Computación (2020/21)</i>
©	Daniela Elizabeth Alejandro Villarroel
©	De esta edición: Universidad Internacional de Andalucía
Fecha documento	2021



**Atribución-NoComercial-SinDerivadas
4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0)**

Para más información:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.en>

«Convergencia estocástica de datos de panel no estacionarios. Un análisis para los países de la ALADI»

by

Alejandro Villarroel Daniela Elizabeth

A thesis submitted in conformity with the requirements
for the MSc in Economics, Finance and Computer Science

University of Huelva & International University of Andalusia

uhu.es

un
i Universidad
Internacional
de Andalucía
A

September 2021

Convergencia estocástica de datos de panel no estacionarios. Un análisis para los países de la ALADI

Alejandro Villarroel Daniela Elizabeth

Máster en Economía, Finanzas y Computación

Supervisor: Josep Lluís Carrión i Silvestre, PhD

Universidad de Huelva y Universidad Internacional de Andalucía

2021

Abstract

The stochastic convergence analysis between the economies that belong to the Latin American Integration Association (LAIA) is based on the panel data framework through cointegration techniques with the properties of real per-capita income considering cross-sectional dependence, which is captured by unobservable common factors, estimates of multiple structural ruptures are also presented to avoid bias and that the results obtain good statistical inferences. In sum, the convergence hypothesis is rejected in most of the evaluations where two scenarios are considered, the first is a complete panel where Cuba is excluded due to data limitations; the second is a shorter panel including the Caribbean country. It follows that the LAIA treaty, in terms of per-capita income, has not led to the convergence of the member economies.

JEL classification: C12, C14, C23, F15, F43.

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

Resumen

El análisis de convergencia estocástica entre las economías que pertenecen a la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) se fundamenta 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 de múltiples rupturas estructurales para evitar sesgos y que los resultados obtengan buenas inferencias estadísticas. De manera general, se rechaza la hipótesis de convergencia en la mayoría de las evaluaciones donde se consideran dos escenarios, el primero es un panel completo donde se excluye a Cuba por limitaciones en los datos; el segundo es un panel más corto incluyendo al país del Caribe. Se deduce que el tratado de ALADI, en términos de renta per-cápita no ha llevado a la convergencia de las economías integrantes.

Clasificación JEL: C12, C14, C23, C32, F15, F43.

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

Agradecimientos

A Dios primero, por guardarme siempre en los caminos de la vida, su sabiduría me ha traído hasta aquí, justo donde estoy.

A mis padres, fuente de soporte, consuelo y protección. Gracias por permitirme culminar el proceso.

A Danna Emiliana, me salvó de la locura un par de veces.

A mis dos hermanos, por ser el soporte económico hacia la familia durante mis estudios.

A los comentarios y sugerencias de Joseph Lluís Carrión-i-Silvestre, su genialidad y paciencia hizo posible la culminación de este trabajo de investigación.

A la Universidad Internacional de Andalucía por la beca concedida, las circunstancias no me permitieron conocer el alma máter de postgrado, pero pronto nos veremos.

A los profesores de la Universidad de Huelva, sus conocimientos se ven reflejados en un pedacito de este trabajo de investigación.

A mis compañeros del Máster, por los momentos de gozo y estudio compartidos, los llevaré siempre presente.

A Stefy, por ayudarme en mi proceso de matrícula, jamás lo olvidaré.

A Athos José, por todas las madrugadas que me acompañó a recibir clases a deshoras.

A toda mi familia, por su apoyo.

Daniela Elizabeth

Tabla de Contenido

Resumen.....	iii
Agradecimientos	iv
Tabla de Contenido.....	v
Lista de Figuras.....	vii
Lista de Apéndices	viii
1 Introducción	1
2 Revisión de la Literatura	3
3 Datos y metodología econométrica.....	7
3.1 Contrastes de dependencia en la sección transversal	9
3.1.1 Contraste de Pesaran.....	9
3.1.2 Contraste de Ng.....	11
3.2 Contrastes de raíces unitarias.....	18
3.2.1 Contraste de Taylor & Sarno	18
3.2.2 Contraste de Pesaran.....	19
3.3 Contraste de cointegración con dependencia transversal.....	21
3.3.1 Contraste de Westerlund.....	21
3.4 Cointegración con múltiples rupturas estructurales	25
3.4.1 Modelos de datos de panel.....	26
3.4.2 Estadística de prueba.....	28
3.4.3 Contraste de Pesaran.....	29
3.4.4 Análisis de Cointegración.....	30
4 Resultados	40
5 Implicaciones Económicas.....	42
Referencias.....	44
Apéndice	47

Lista de Tablas

Tabla 1. Contraste de Pesaran sobre dependencia transversal para las economías de la ALADI	10
Tabla 2. Correlación en el Ingreso real per-cápita para 12 economías de la ALADI.....	14
Tabla 3. Correlación en el Ingreso real per-cápita para 13 economías de la ALADI.....	16
Tabla 4. Contraste de Pesaran y Taylor & Sarno sobre raíces unitarias para los países de ALADI	20
Tabla 5. Contraste de cointegración de Westerlund sobre dependencia transversal	23
Tabla 6. Contraste de Pesaran (WCD) y estadísticos de prueba sobre cointegración de las unidades del panel (No incluye Cuba)	32
Tabla 7. Estimaciones de rupturas estructurales heterogéneas para cada uno de los países (No incluye Cuba)	33
Tabla 8. Contraste de Pesaran (WCD) y estadísticos de prueba sobre cointegración de las unidades del panel (Incluye Cuba).....	37
Tabla 9. Estimaciones de rupturas estructurales heterogéneas para cada uno de los países (Incluye Cuba)	38

Lista de Figuras

Figura 1. Logaritmo del Ingreso real per-cápita de los países de la ALADI, 1950-2019 (No incluye Cuba).....	7
Figura 2. Logaritmo del Ingreso real per-cápita de los países de la ALADI, 1971-2019 (Incluye Cuba).....	8
Figura 3. ϕ_j : Tasa de crecimiento del Ingreso real per-cápita para 12 economías de la ALADI 1950 – 2019 (No incluye Cuba).....	13
Figura 4. ϕ_j : Tasa de crecimiento del Ingreso real per-cápita para 13 economías de la ALADI 1971 – 2019 (Incluye Cuba)	13
Figura 5. Ingreso real per-cápita a precios constantes del 2017 para 12 países de la ALADI 1950 – 2019 (No incluye Cuba).....	31
Figura 6. Ingreso real per-cápita a precios constantes de 2017 para 13 países de la ALADI 1971 – 2019 (Incluye Cuba)	31

Lista de Apéndices

Apéndice A. Fórmulas para la conversión del PIB real per cápita 2010 al PIB real per cápita 2017.....	47
Apéndice B. Conversión del PIB real per cápita 2010 al PIB real per cápita 2017 (El caso de Cuba, periodo 1971 - 2019)	47
Apéndice C. Coeficientes de Correlación de Pearson por pares de 12 economías de la ALADI, periodo 1950 – 2019.	48
Apéndice D. Coeficientes de Correlación de Pearson por pares de 13 economías de la ALADI, periodo 1971 – 2019.	49

1 Introducción

Desde hace varias décadas, el estudio del crecimiento económico ha llamado la atención de varios autores, que tratan de 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 en este trabajo de investigación es estudiar la convergencia estocástica de las economías durante dos periodos de estudio, el primero tomando datos del ingreso real per-cápita relativo de 12 economías de ALADI sin incluir a Cuba en un periodo de 1950 – 2019; y el segundo con datos del ingreso real per-cápita relativo de 13 economías incluyendo a Cuba durante el periodo 1971 – 2019. Esta situación se da por varias razones, una de ellas es la falta de estudios sobre crecimiento económico incluyendo al país de caribe comparándolos con otros; otra razón es por la falta de disponibilidad de los datos, muchas fuentes estadísticas entre ellas el Banco Mundial, el Fondo Monetario Internacional y la Comisión Económica para América Latina y el Caribe disponen datos de Cuba a partir de 1971. Es por esa razón que intentando no dejar de lado al país del análisis estadístico, se permitió descomponer el estudio en esas dos etapas.

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.

Este trabajo de investigación está compuesto de la siguiente manera: En el apartado 2 se presenta los principales fundamentos de la literatura sobre la existencia de convergencia estocástica en datos de panel. El apartado 3 se exponen los datos estadísticos y la metodología econométrica que se utiliza. En el apartado 4 se evidencian los resultados obtenidos de los diferentes contrastes. Finalmente, en el apartado 5 se muestran las implicaciones económicas de los países en la Asociación Latinoamericana de Integración.

2 Revisión de la 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, 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) basandose 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 de investigación 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 durante dos periodos de estudio; el primer periodo comprende 1950-2019 y el segundo periodo desde 1971-2019.

3 Datos y metodología econométrica

Este trabajo de investigación emplea 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 correspondientes a 13 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. Los datos sobre el ingreso real per-cápita anual de Cuba provienen de la base de datos del Banco Mundial con información desde los años 1971 – 2019.

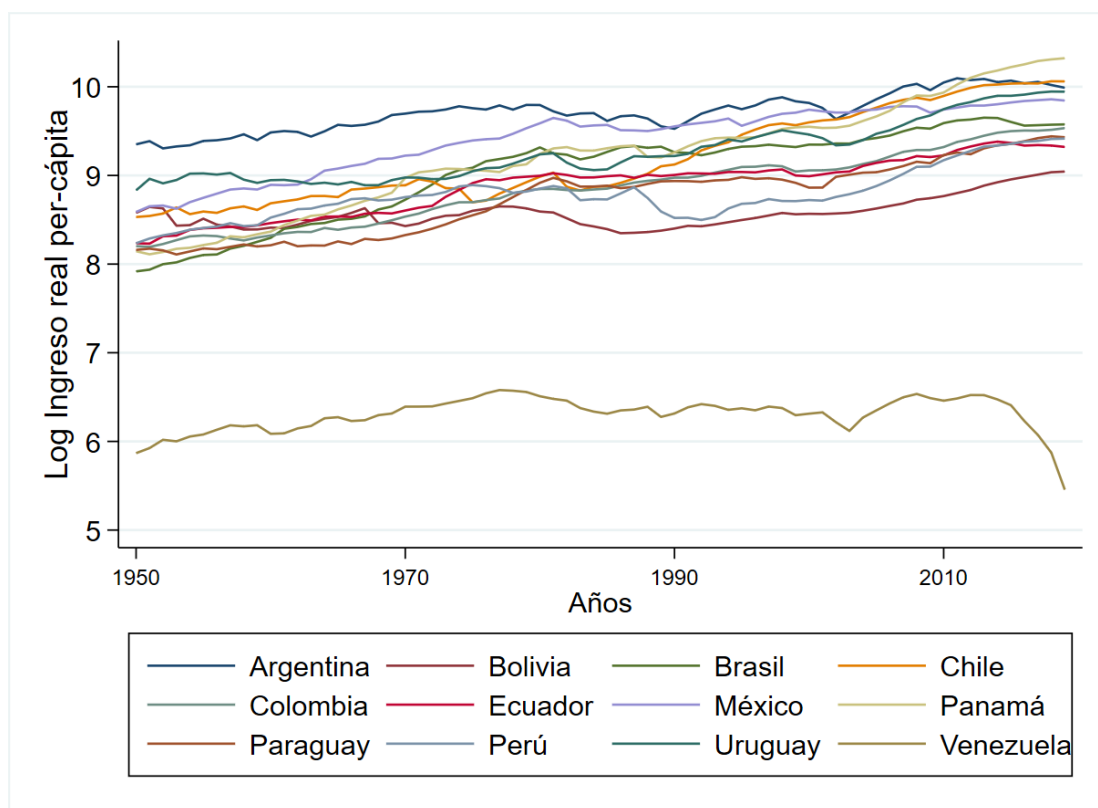


Figura 1. Logaritmo del Ingreso real per-cápita de los países de la ALADI, 1950-2019 (No incluye Cuba). Fuente: (Penn World Table, 2021)

Los datos anuales disponibles para el país del caribe existen a precios constantes del 2010, por lo que se ha hecho una conversión de datos al 2017 a través de la fórmula de la deflación del PIB implícito para que de esta manera todos los países tengan el mismo año base (Ver Apéndice B).

Algunos estudios sobre convergencia estocástica con datos de panel ya sea sobre América Latina o sobre la Asociación Latinoamericana de Integración omiten a Cuba por algún motivo, en este

trabajo de investigación se plantea incluirlo por ser parte del bloque, así se analiza todos los países integrantes en su conjunto. Debido a la falta de datos sobre los primeros años (periodo comprendido entre 1950-1970) correspondiente al país del Caribe, el trabajo se dividirá en dos partes; en una primera parte se abordará el análisis de convergencia estocástica sobre las 12 economías con el panel de datos completo, y en una segunda parte se explica el mismo análisis con la diferencia que se integra Cuba al grupo, esta vez con una dimensión temporal más pequeña que la anterior. Siendo de esta manera $N = 12$ y $T = 70$ en la primera fase sin incluir a Cuba; versus $N = 13$ y $T = 49$ en una segunda fase agregando al país en mención.

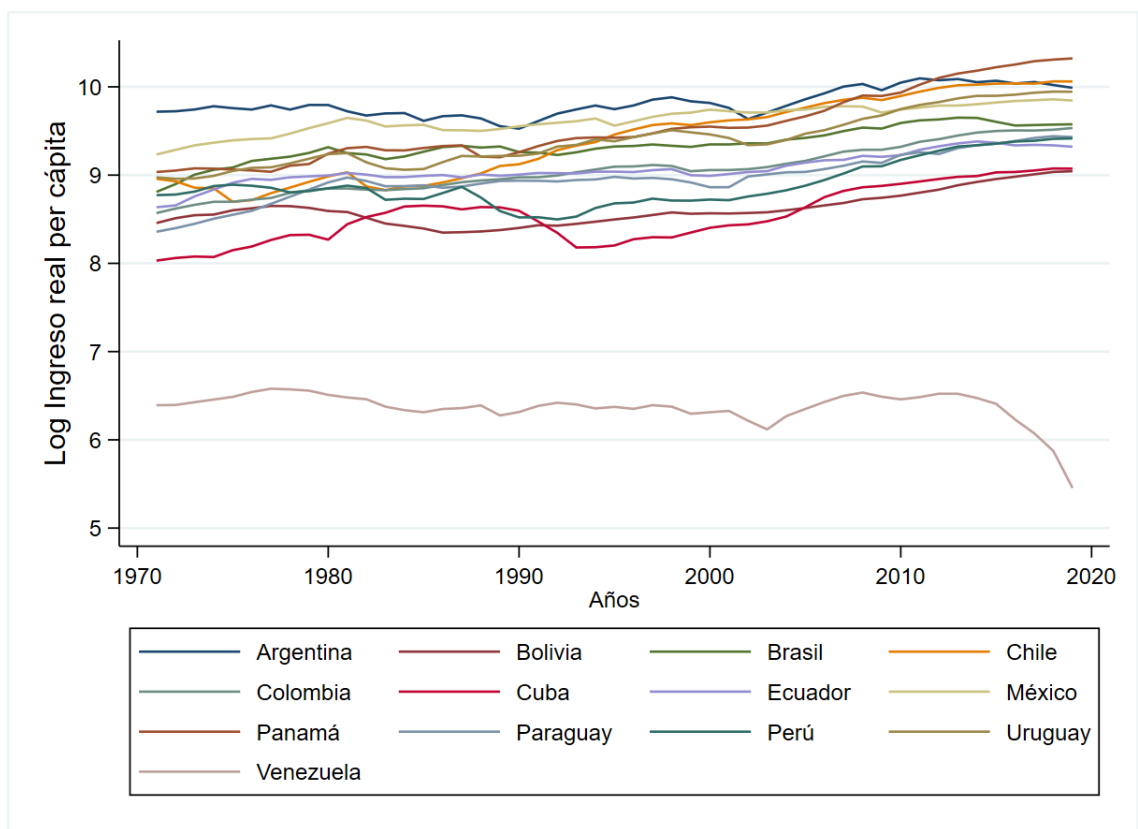


Figura 2. Logaritmo del Ingreso real per-cápita de los países de la ALADI, 1971-2019 (Incluye Cuba). Fuente: (Penn World Table 2021; Banco Mundial, 2021).

Se investiga la presencia de convergencia estocástica entre los 13 países que confirman la ALADI 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 hacen los 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 que se aprecia en la Figura 1 y Figura 2 -incluyendo y excluyendo a Cuba- es que 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 porque suponen independencia entre individuos. Para corroborar esta hipótesis se aplica el contraste de (Pesaran, 2004) sobre la dependencia transversal y la prueba de correlación transversal mediante *spacings* definida por (Ng, 2006).

3.1 Contrastes de dependencia en la sección transversal

3.1.1 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 , $\mu_{it} \sim iid(0, \sigma_{i\mu}^2)$ 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:

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

Donde \hat{p}_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 $\hat{p}_j, j = 1 \dots n; n = N(N - 1)/2$, 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.

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

		Países ALADI (Excluye a Cuba)		Países ALADI (Incluye a Cuba)	
		Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
Pesaran	CD	51.563	0.000*	40.697	0.000*

Notas:

- * Valores del p-valor cercanos a cero indican que los datos están correlacionados entre los grupos de panel.
- Criterio de rechazo al nivel de significancia del 5%
- Valor crítico (1.645)

El contraste de Pesaran sobre dependencia transversal para 12 economías que integran ALADI excluyendo al país del Caribe, indica que no hay evidencia a favor de la hipótesis nula y se verifica

que las series son dependientes entre sí porque el estadístico de prueba $CD = 51.56$ es mayor al valor crítico (1.645), esta situación también se visualiza con el p-valor cuyo resultado es inferior al 5% y muy cercano a cero; lo que refleja que el supuesto de independencia de las series no se cumple ya que existe cierto grado de relación que puede deberse a la dependencia idiosincrática o factores comunes no observables que están presentes en las 12 economías. A su vez, el mismo contraste sobre dependencia transversal para 13 economías de ALADI, incluyendo esta vez a Cuba, pero con un periodo mucho más corto que el anterior (1970 – 2019) indica que sigue existiendo dependencia transversal entre los individuos en una menor proporción, pero hay evidencia de una relación entre las unidades del panel porque el estadístico de prueba $CD = 40.679$ es mayor al valor crítico (1.645), esta situación también se visualiza con el p-valor cuyo resultado es inferior al 5% y muy cercano a cero, por lo que el supuesto de independencia no es válido. En una primera conclusión, los valores de la prueba de Pesaran indican que no se puede trabajar con contrastes de primera generación porque éstos asumen independencia transversal, en cuyo caso, el siguiente paso es estimar con contrastes de segunda generación asumiendo dependencia transversal debido a la presencia de factores comunes no observables.

3.1.2 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

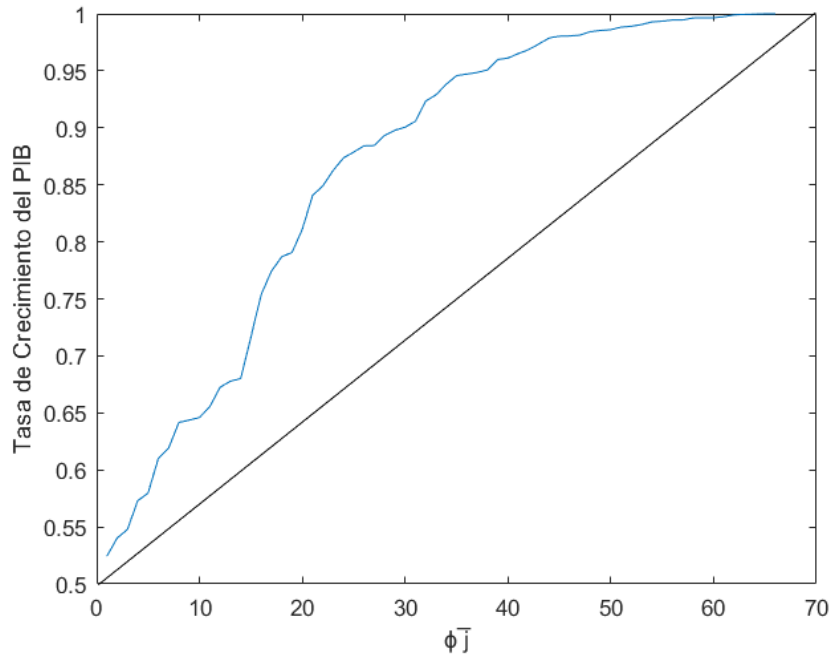


Figura 3. $\bar{\phi}_j$: Tasa de crecimiento del Ingreso real per-cápita para 12 economías de la ALADI 1950 – 2019 (No incluye Cuba). Fuente: (Penn World Table, 2021)

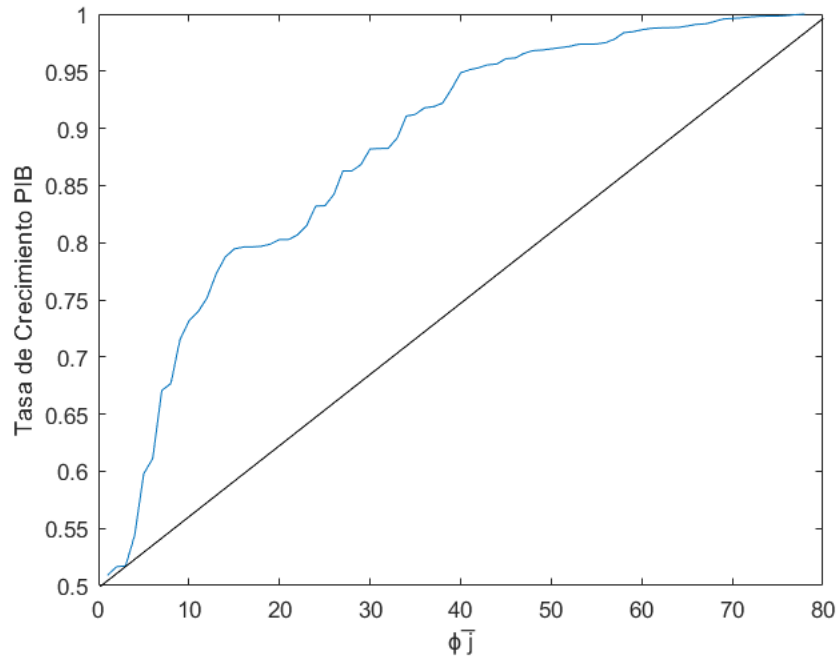


Figura 4. $\bar{\phi}_j$: Tasa de crecimiento del Ingreso real per-cápita para 13 economías de la ALADI 1971 – 2019 (Incluye Cuba). Fuente: (Penn World Table 2021; Banco Mundial, 2021).

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 4 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.

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.

La siguiente tabla presenta la división de la muestra por pares según su nivel de correlación:

Tabla 2. Correlación en el Ingreso real per-cápita para 12 economías de la ALADI

Países ALADI (Excluye a Cuba)					
Grupo pequeño			Grupo Grande		
Países		\hat{p}_j	Países		\hat{p}_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

Notas:

- Coeficientes de correlación por pares de países ordenados de menor a mayor.

Los resultados de la tabla 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 ($\hat{\rho}_j = 0.50$).

Así mismo, para los datos de la producción real per-cápita de 13 economías, se obtienen $n = 78$ combinaciones posibles, esto se aprecia en la figura 5 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 una vez más que existe heterogeneidad en las correlaciones.

La estimación consistente donde ocurre el punto de ruptura para separar la muestra se produce cuando $\hat{\theta} = 0.1667$, dando lugar a 13 correlaciones pequeñas y 65 correlaciones grandes; las estadísticas de prueba *svr* para la muestra pequeña y grande son -0.2137 y 2.3079 respectivamente. La siguiente tabla presenta la división de la muestra por pares según su nivel de correlación:

Tabla 3. Correlación en el Ingreso real per-cápita para 13 economías de la ALADI

Países ALADI (Incluye Cuba)					
Grupo pequeño			Grupo Grande		
Países		\hat{p}_j	Países		\hat{p}_j
CUB	PER	0,003	CHIL	PER	0,116
CUB	PAR	0,006	COL	MEX	0,120
BOL	BRA	0,006	ARG	BOL	0,121
CUB	URU	-0,016	ECU	PAN	0,121
CHIL	ECU	-0,036	PAN	VEN	0,121
PAR	VEN	-0,041	ARG	CUB	-0,122
PAR	URU	0,064	PAN	PAR	0,124
ARG	PAR	-0,067	CUB	ECU	0,124
CHIL	CUB	-0,083	COL	CUB	-0,126
CUB	VEN	0,090	MEX	VEN	0,131
BRA	CHIL	0,094	URU	VEN	0,140
BOL	PAN	0,099	ARG	ECU	0,140
CHIL	VEN	0,109	CUB	MEX	0,146
			CHIL	PAN	0,159
			BRA	VEN	0,159
			CHIL	MEX	0,163
			BRA	MEX	0,173
			ECU	PER	0,173
			BOL	VEN	0,173
			BOL	CHIL	0,180
			PER	VEN	0,196
			BOL	CUB	0,198
			ARG	PAN	0,203
			BOL	COL	0,204
			CUB	PAN	-0,207
			ARG	MEX	0,220
			ARG	BRA	0,238
			BRA	PAN	0,242
			BRA	URU	0,244
			MEX	PER	0,248
			BOL	URU	0,249
			COL	PER	0,257
			BOL	PER	0,258
			PAR	PER	0,266
			CHIL	PAR	0,270
			COL	VEN	0,271
			ECU	URU	0,273
			BOL	MEX	0,276

COL	PAR	0,278
MEX	PAR	0,282
BRA	CUB	-0,283
ARG	CHIL	0,283
COL	PAN	0,286
ARG	COL	0,294
ECU	PAR	0,312
BOL	PAR	0,315
BRA	ECU	0,321
COL	URU	0,327
BOL	ECU	0,329
BRA	PAR	0,330
ARG	VEN	0,331
ECU	MEX	0,337
PER	URU	0,345
CHIL	URU	0,348
ARG	PER	0,362
BRA	COL	0,383
PAN	URU	0,389
MEX	URU	0,396
CHIL	COL	0,411
COL	ECU	0,421
MEX	PAN	0,425
BRA	PER	0,425
PAN	PER	0,440
ECU	VEN	0,476
ARG	URU	0,566

Notas:

- Coeficientes de correlación por pares de países ordenados de menor a mayor.

Los resultados de la tabla indican que existe correlación entre las 13 unidades del panel, siendo las más altas los pares de México - Panamá ($\hat{\rho}_j = 0.43$), éste último altamente correlacionado con Perú ($\hat{\rho}_j = 0.44$), Perú – Brasil ($\hat{\rho}_j = 0.43$), el par de Ecuador – Venezuela ($\hat{\rho}_j = 0.48$), y por último el par Argentina – Uruguay ($\hat{\rho}_j = 0.57$). Se distingue que la mayor parte de correlaciones está en el grupo grande, esta es una razón suficiente para modelizar la dependencia usando factores comunes no observables.

3.2 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.

3.2.1 Contraste de Taylor & Sarno

La propuesta de Taylor & Sarno (1998) es modelizar de manera implícita la dependencia a través de la ecuación del Dickey-Fuller (9).

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

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 (9) 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.

$$MADF = \frac{(R\beta - r)'(R(X'\Omega^{-1})R')(R\beta - r)/q}{\varepsilon'\Omega^{-1}\varepsilon/(NT - m)} \quad (13)$$

3.2.2 Contraste de Pesaran

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:

$$\Delta y_{i,t} = \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{P_i} \gamma_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \alpha_{mi} d_{mt} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{k=1}^{P_i} \vartheta_{i,k} \Delta \bar{y}_{t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

Es decir, a la ecuación de Dickey-Fuller dado por (9) 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 de la ecuación (9) 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.

$$CIPS = \frac{\sum_{i=1}^N CADF}{N} \quad (15)$$

Tabla 4. Contraste de Pesaran y Taylor & Sarno sobre raíces unitarias para los países de ALADI

	Países de la ALADI (Excluye a Cuba)			Países de la ALADI (Incluye a Cuba)	
	Retardos	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
Pesaran (<i>Zt-bar</i>)	1	2.547	0.995	-1.054	0.146
	2	2.641	0.996	-0.555	0.290
	3	2.947	0.998	-0.620	0.267
	Retardos	Estadístico	Valor crítico	Estadístico	Valor crítico
Taylor y Sarno (<i>MADF</i>)	1	46.796	19.032	122.440	21.578
	2	35.861	19.121	50.330	21.751
	3	28.163	19.214	41.817	21.931

Notas:

- Las pruebas de raíces unitarias asumen dependencia en la sección transversal teniendo en cuenta un único factor común no observado.
- En el contraste de Pesaran se asume tendencia en la función determinista

Los resultados del contraste de Pesaran tomando hasta 3 retardos en la ecuación Dickey-Fuller para 12 economías de la ALADI (No incluye Cuba) 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 mismo contraste para 13 economías de ALADI (Incluye Cuba) no rechaza $H_0: \delta = 0$ para las economías del panel, con 5% de efectividad y con un solo factor común no observable, las unidades presentan raíces unitarias.

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 12 economías de ALADI (No incluye Cuba) 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. La misma situación ocurre para las estimaciones de las 13 economías de ALADI (Incluye Cuba) donde los resultados del estadístico de prueba son más grandes que el valor crítico, por lo tanto, algunas unidades contienen raíces unitarias y otras no.

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 13 economías no son estacionarias lo que indica que las series presentan tendencias estocásticas.

3.3 Contraste de cointegración con dependencia transversal

3.3.1 Contraste de Westerlund

La prueba de (Westerlund, 2007) propone cuatro pruebas de cointegración para datos de panel basadas en el mecanismo de corrección del error (MCE). Estas pruebas están diseñadas para probar la hipótesis nula (H_0) de no cointegración al deducir si el término de corrección de errores en un modelo de corrección del error condicional es igual a 0. Por lo tanto, si se rechaza hipótesis nula de no correcciones del error, se rechaza (H_0) de no cointegración. Se estima la posible existencia de relación a corto plazo con el siguiente modelo de Corrección del Error:

$$\Delta y_{i,t} = \delta'_i d_t + \gamma_i \beta'_i z_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + e_{i,t} \quad (16)$$

Donde $i = 1, \dots, N$ y $t = 1, \dots, T$ se refiere al corte transversal y temporal respectivamente, $\Delta y_{i,t-j}$ son las primeras diferencias de la variable explicada (Logaritmo del ingreso real per-cápita de las economías), $\Delta x_{i,t-j}$ son primeras diferencias de la variable explicativa (Logaritmo de la región ALADI), d_t contiene los componentes deterministas, $z_{i,t} = (y_{i,t}, x_{i,t})'$ es el vector que contiene las variables siendo γ_i el parámetro asociado al término de corrección del error.

Para determinar la presencia de cointegración, se mira la significatividad de los parámetros γ_i , el contraste de la hipótesis nula $H_0: \gamma_i = 0$ para todas las unidades, es decir, si γ_i no es significativo

hay evidencia de no Cointegración; por otro lado, cuando el parámetro la $H_1: \gamma_i < 0$ para alguna de las unidades, hay evidencia de Cointegración. Para ello se utilizan las estadísticas de la media del grupo (EG) que permiten heterogeneidad del parámetro γ_i y las estadísticas de panel (EP) permiten homogeneidad de γ .

- Estadísticas de la media del grupo

En las estimaciones para esta estadística según (Westerlund, 2007) primero se estima la ecuación (16) por mínimos cuadrados para cada individuo, permitiendo que los retardos p_i se diferencien entre las unidades. El siguiente paso es estimar γ_i y por último se calculan las estadísticas de prueba que se presentan:

$$G_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\gamma}_i}{SE(\hat{\gamma}_i)} \quad (17)$$

$$G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\gamma}_{i1}}{\hat{\gamma}_i(1)} \quad (18)$$

Donde $SE(\hat{\gamma}_i)$ es el error estándar convencional de $\hat{\gamma}_i$

- Estadísticas de Panel

Dada la ecuación (16) estimada por mínimos cuadrados para cada individuo, se permite que los retardos p_i sean diferentes, pero se permite homogeneidad de γ calculando los siguientes estadísticos de prueba:

$$P_t = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})} \quad (19)$$

$$P_\alpha = T\hat{\gamma} \quad (20)$$

- Enfoque Bootstrap

Si el supuesto de independencia en la sección transversal no se cumple, (Westerlund, 2007) propone que las estadísticas anteriores se generalicen para tener en cuenta la dependencia

transversal, obteniendo la distribución empírica de los 4 contrastes donde se usan los residuos de la regresión de mínimos cuadrados:

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\phi}_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\lambda}_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + \hat{e}_{i,t} \quad (21)$$

A partir de la regresión (21) se forma el vector $\hat{w}_t = (\hat{e}'_t, \Delta x'_t)'$ que es la base de las pruebas Bootstrap para permitir dependencia transversal.

Tabla 5. Contraste de cointegración de Westerlund con dependencia transversal

		Países ALADI (Excluye a Cuba)			Países ALADI (Incluye a Cuba)		
		Asumiendo independencia transversal	Valores de la distribución Bootstrap*		Asumiendo independencia transversal	Valores de la distribución Bootstrap*	
		Estadístico	p- valor	p-valor robusto	Estadístico	p- valor	p-valor robusto
$\hat{\gamma}_i$	G_t	-2.080	0.132	0.335	-2.863	0.000	0.025
	G_a	-7.726	0.369	0.356	-11.533	0.002	0.033
$\hat{\gamma}$	P_t	-5.155	0.482	0.483	-8.373	0.001	0.066
	P_a	-4.856	0.353	0.302	-8.018	0.002	0.069

Notas:

- Criterio de rechazo al nivel de significancia del 5%
- * Distribución Bootstrap basada en 800 replicas

El contraste de Westerlund con dependencia en la sección transversal estima la posible existencia de relación en el corto plazo a través del Mecanismo de Corrección del Error, las estimaciones para los cuatro estadísticos tomando en cuenta la dependencia transversal no rechaza la hipótesis

nula $H_0: \gamma_i = 0$ para todas las unidades son 5% de significatividad, es decir, que el parámetro γ_i asumiendo heterogeneidad u homogeneidad no es significativo, por lo tanto hay evidencia que entre las economías de la ALADI (No incluyendo a Cuba) no hay Cointegración. Paralelamente, las estimaciones de la distribución empírica tomando 13 países de ALADI (Incluyendo a Cuba) permite el no rechazo de la hipótesis nula para los estadísticos de panel (*EP*), es decir que hay evidencia de no Cointegración para estas unidades del panel. Sin embargo, cuando se permite la heterogeneidad del parámetro $\hat{\gamma}$, las estimaciones de la distribución empírica no permiten el rechazo de H_0 , porque el p-valor robusto es menos al 5% de significancia, lo que concluye que hay presencia de Cointegración entre estas unidades aprobando la posibilidad de existencia de convergencia estocástica.

A pesar de los resultados de las estimaciones de los estadísticos de panel, media del grupo y distribuciones bootstrap basada en 800 réplicas, no es concluyente que en las 13 economías de ALADI haya convicción de Cointegración, puede haber sesgos es los resultados, primero porque la segunda estimación (Incluyendo a Cuba) toma en cuenta un dato de panel mucho más corto. Segundo, porque no se asumen presencia de factores comunes que captan la dependencia transversal y tercero, el crecimiento económico de las economías pudo haber sufrido en el tiempo algún tipo de ruptura estructural, por ejemplo, golpes de estado, inflaciones, catástrofes naturales, crisis financieras, entre otras, situaciones que influyen directamente en los ingresos reales de las economías, dando como resultados sesgos en las estimaciones de no considerarse dichas rupturas.

Por lo tanto, tomar en cuenta dependencia transversal con la estimación de factores comunes inobservables y cambios estructurales en los datos de panel, es una sugerencia que hacen muchos autores para evitar sesgos en los resultados.

3.4 Cointegración con múltiples rupturas estructurales

En esta sección se analiza 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:

$$y_{i,t} = D_{i,t} + x'_{i,t}\delta_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (22)$$

$$\mu_{it} = F'_t \pi_i + e_{i,t} \quad (23)$$

$$(I - L)F_t = C(L)w_t \quad (24)$$

$$(1 - \rho_i L)e_{it} = H_i(L)\varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$x_{i,t} = \kappa_i + x_{i,t-1} + G'_t \zeta_i + \Xi_i(L)v_{i,t} \quad (26)$$

$$G_t = \Gamma(L)\bar{\omega}_t \quad (27)$$

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

$$D_{i,t} = \mu_i + \beta_i t + \sum_{j=1}^{m_i} \theta_{i,j} DU_{i,j,t} + \sum_{j=1}^{m_i} \gamma_{i,j} DT_{i,j,t} \quad (28)$$

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 (22) se precisa en función del tiempo, como se expresa a continuación:

$$\delta_{i,t} = \delta_{i,j} \text{ para } T_{i,j-1}^c < t \leq T_{i,j}^c \quad (29)$$

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 (23) 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 (26), 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 (26). 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 (24) 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 $I(0)$.

3.4.1 Modelos de datos de panel

A continuación, se muestra la combinación de distintos modelos dadas ciertas restricciones en las ecuaciones (28) y (29) 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 (28) para cada una de las unidades, $\kappa_i = 0$ en la ecuación (26) y el vector de cointegración estable $\delta_{i,j} = \delta_i$ en la ecuación (29).

- 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 (28), el vector de cointegración estable $\delta_{i,j} = \delta_i$ en la ecuación (29).

- 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 (28), el vector de cointegración estable $\delta_{i,j} = \delta_i$ en la ecuación (29).

- 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 (28) para cada una de las unidades, κ_i es igual a 0 en la ecuación (26) sin embargo, existe la presencia de múltiples rupturas estructurales que alteran el nivel y al vector de cointegración del modelo.

- Modelo 5: Tendencia estable

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

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 (28), 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 (28) y (29).

Es importante aclarar que, para efectos de esta investigación, se excluye los modelos 3 y 6 porque consideran que las fechas de ruptura son conocidas y que se pueden estimar, sin embargo, se deduce que dichas fechas de ruptura para el bloque de la ALADI son desconocidas y diferentes para cada individuo.

3.4.2 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 (22) en primeras diferencias como se escribe a continuación:

$$\Delta y_{i,t} = \Delta D_{i,t} + \Delta X'_{i,t} \delta_i + \Delta F'_t \pi_i + \Delta e_{i,t} \quad (30)$$

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:

$$\tilde{z}_{i,t} = y_{i,t}^* - \tilde{f}'_t \tilde{\pi}_i \quad (31)$$

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:

$$\tilde{e}_{i,t}^* = \sum_{j=2}^t \tilde{z}_{i,t} \quad (32)$$

Dado los valores de la ecuación (32) se prueba el contraste de raíces unitarias con el estadístico de Dickey-Fuller aumentado:

$$\Delta \tilde{e}_{i,t}^* = \alpha_{i,0} \tilde{e}_{i,t-1}^* + \sum_{j=1}^{k_i} \alpha_{i,j} \Delta \tilde{e}_{i,t-j}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (33)$$

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 (33) para ver el orden de integración.

3.4.3 Contraste de Pesaran

En la sección 3.1.1 de este trabajo de investigación, se calcula el estadístico de prueba CD de (Pesaran, 2004) que muestra que bajo la hipótesis nula (H_0) las series son independientes convergiendo hacia una distribución normal (0,1). Sin embargo, en una actualización de la prueba estadística (Pesaran, 2015) propone un término más apropiado que la anterior, por lo cual propone que bajo la hipótesis nula (H_0) hay dependencia transversal débil donde N y $T \rightarrow \infty$ en cualquier orden.

Dado el modelo de datos de panel:

$$y_{i,t} = \beta' x_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (34)$$

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:

$$CD_{NT} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T \xi_{i,t} \xi_{j,t} \quad (35)$$

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.

3.4.4 Análisis de Cointegración

En esta sección se analiza 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 estima 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 las figuras 1 y 2 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 toma 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.

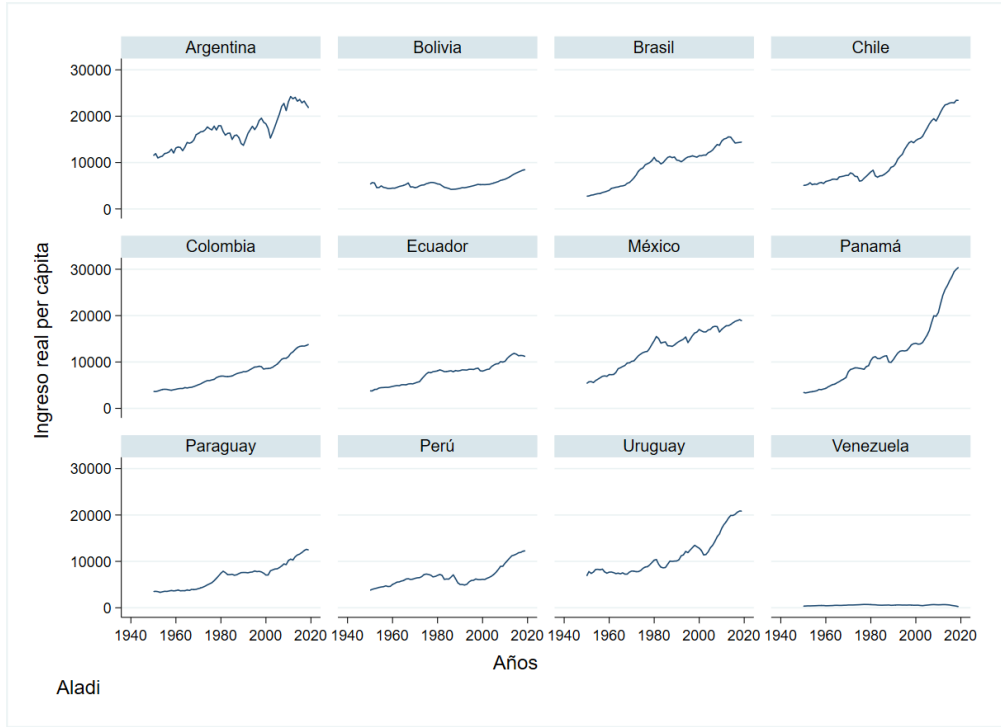


Figura 5. Ingreso real per-cápita a precios constantes del 2017 para 12 países de la ALADI 1950 – 2019 (No incluye Cuba). Fuente: (Penn World Table, 2021)

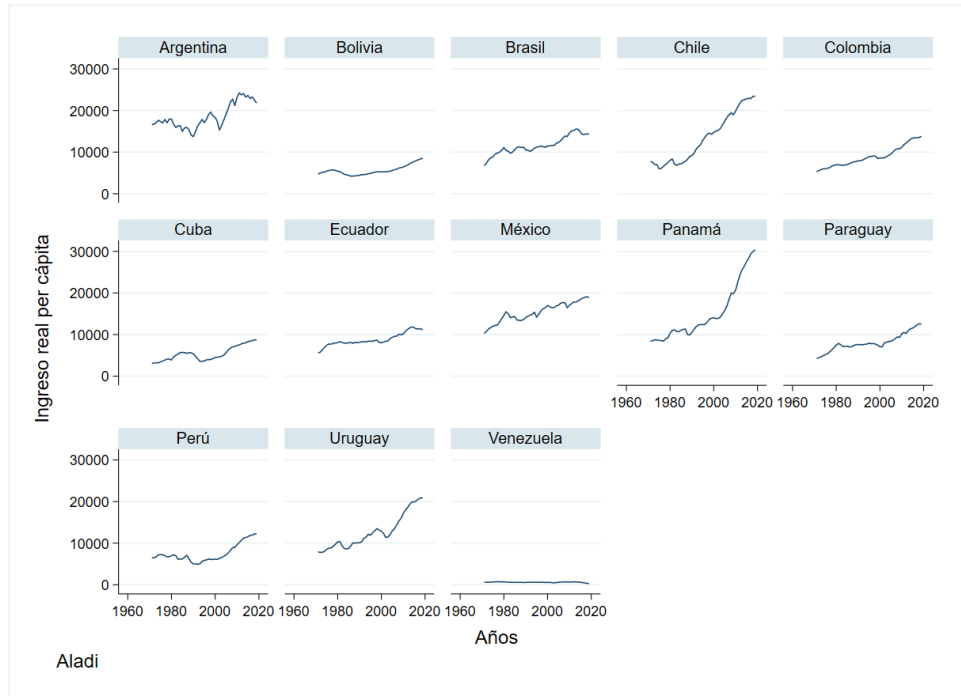


Figura 6. Ingreso real per-cápita a precios constantes de 2017 para 13 países de la ALADI 1971 – 2019 (Incluye Cuba). Fuente: (Penn World Table 2021; Banco Mundial, 2021).

Tabla 6. Contraste de Pesaran (WCD) y estadísticos de prueba sobre cointegración de las unidades del panel (No incluye Cuba)

Test de Pesaran WCD										
k	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

Notas:

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

Tabla 7. Estimaciones de rupturas estructurales heterogéneas para cada uno de los países (No incluye Cuba)

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

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 xx 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. Lo que se concluye para estos modelos es que, 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 7, 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).

Tabla 8. Contraste de Pesaran (WCD) y estadísticos de prueba sobre cointegración de las unidades del panel (Incluye Cuba)

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	-3,276	-3,151	-2,176	-2,593	-1,859	-3,227	-2,659	-2,620	-1,976	-1,844
1	-2,984	-2,855	-2,312	-2,274	-1,929	-2,882	-2,573	-2,376	-1,943	-1,536
2	-2,851	-2,973	-2,240	-1,915	-1,579	-2,748	-2,419	-2,303	-1,795	-1,279
3	-2,926	-2,780	-2,328	-1,722	-1,850	-2,807	-2,302	-2,337	-1,900	-1,594
4	-2,930	-2,832	-2,222	-2,010	-1,539	-2,782	-2,080	-2,373	-1,669	-1,235
5	-2,959	-2,684	-1,932	-1,881	-1,338	-2,777	-1,628	-2,004	-1,304	-0,715
6	-2,746	-2,720	-1,856	-1,782	-1,354	-2,642	-1,541	-2,053	-1,532	-0,817
7	-2,950	-2,729	-1,735	-1,879	-1,424	-2,858	-1,524	-2,117	-2,000	-1,117
8	-2,987	2,867	-1,729	-2,021	-1,627	-2,886	-1,892	-2,181	-2,184	-1,266
9	-3,034	-2,719	-1,664	-1,648	-1,851	-2,811	-1,742	-2,152	-2,090	-1,663
10	-2,776	-2,367	-1,617	-1,632	-1,668	-2,562	-1,441	-2,158	-2,071	-1,143
11	-2,348	-1,839	-1,448	-1,420	-1,424	-2,131	-1,155	-2,137	-1,734	-1,224
Análisis de Cointegración										
% de rechazos*	23,08%	23,08%	30,77%	30,77%	23,08%	0,08%	0,15%	0,15%	0,00%	0,00%
Test Estadístico	-0,2598	0,2528	-0,3971	-0,0225	0,1529	-2,457	-2,215	-2,187	0,671	-1,629
$\hat{\tau}$	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
$\hat{\tau}$ paramétrico	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
$\hat{\tau}$ no paramétrico	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3

Notas:

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

Tabla 9. Estimaciones de rupturas estructurales heterogéneas para cada uno de los países (Incluye Cuba)

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	1996	2018	2016	2018	1982	1984	1993	2018	1993	2018
Bolivia	1982	1985	2016	1979	2013	2006	1979	1981	2013	2006	2013	2006
Brasil	1982	1980	2016	2009	1990	2009	1980	1980	1990	2009	1990	2009
Chile	1981	1981	2003	2011	2003	1996	1981	1981	2003	1996	2003	1996
Colombia	1998	1998	1979	1988	1973	1979	1998	1998	1983	1979	2013	1979
Cuba	1981	1992	2003	1979	1999	1972	1992	1992	1990	1999	1999	1972
Ecuador	1998	1978	2016	1979	2013	1979	1998	1978	1983	1979	2013	1979
México	1982	1985	2016	2011	2006	1976	1994	1994	2006	1976	2006	1976
Panamá	1987	1987	1977	1983	1977	1983	1987	1987	1977	1983	1977	1983
Paraguay	1982	1985	2016	1975	2006	2018	2001	2001	1983	2018	1990	2018
Perú	1982	1988	2016	2009	2013	1996	1988	1988	1996	2018	2013	1996
Uruguay	1981	2008	2003	2018	2018	2011	2008	2001	2018	2011	2018	2011
Venezuela	2003	2003	1996	1995	1983	1995	2003	2011	1996	1995	1996	1995

El análisis de cointegración de datos de panel con una sección temporal un poco más pequeña es la que está conformada por 13 economías de la ALADI incluyendo Cuba que va del periodo 1971 – 2019. Así mismo al igual que los contrastes para las 12 economías en la sección anterior, se estima la prueba WCD de (Pesaran, 2015) para 13 países. La Tabla 8, muestra los resultados de la prueba calculado para diferentes vectores autorregresivos k para los términos de perturbación idiosincrática. Se rechaza (H_0) hipótesis nula de dependencia transversal débil o independencia de los individuos para los cálculos que no toman en cuenta las rupturas estructurales, a su vez se rechaza para los modelos 2 y 5 considerando una y dos rupturas estructurales implicando tendencia estable en la función determinista $D_{i,t}$. Estos modelos toman hasta 3 factores comunes inobservables para capturar la dependencia transversal entre las unidades, aun así, sigue existiendo dependencia, es por esta razón que el análisis de cointegración para estos modelos queda excluido porque incumplen la condición de independencia transversal. Por otro lado, las estimaciones de la prueba WCD para los modelos que no toman en cuenta la tendencia lineal, es decir, los modelos 1 y 4 rechazan la (H_0) hipótesis nula de dependencia transversal débil o independencia de los individuos. Por ejemplo, para el modelo 1 considerando una ruptura estructural no se rechaza la independencia para valores de $k \geq 5$, excepto cuando $k = 8$ y $k = 9$, este modelo en su mayoría rechaza la hipótesis nula concluyendo que hay fuerte dependencia entre los individuos. Lo mismo ocurre en el modelo 1 considerando dos rupturas estructurales, donde no se rechaza la independencia solo para los valores de $k = 5$ y $k = 6$, el resto supone que los individuos son altamente dependientes.

Con dos rupturas estructurales, el modelo 4 implica que los 3 factores comunes no observados capturan con éxito la dependencia transversal, cumpliendo el supuesto que las unidades son independientes se hace el análisis de cointegración con el estadístico de prueba. Los resultados para este modelo no rechazan la (H_0) hipótesis nula de No Cointegración, es decir no hay convergencia estocástica para las economías que integran la ALADI.

4 Resultados

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. Antes que nada, 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 12 economías de la ALADI (No incluye Cuba) muestra que se rechaza hipótesis nula, asumiendo de esta manera que las economías son dependientes en sección transversal. El mismo resultado se obtuvo para 13 economías de ALADI (Incluyendo Cuba), donde se rechaza hipótesis nula, verificando una vez más que las series son dependientes entre sí.

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. Por su parte, la misma estimación para 13 economías (Incluyendo Cuba), crea 78 pares de correlaciones, dando lugar a 13 correlaciones pequeñas y 65 correlaciones grandes; el estadístico de prueba *svr* para las correlaciones grandes rechaza la hipótesis nula de no correlación, concluyendo que las 13 economías que pertenecen a ALADI son dependientes 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 basan 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, (Sin Cuba) se rechaza $H_0: \delta = 0$, es decir que algunas unidades del panel contienen raíces unitarias (no todas). El mismo contraste para 13 economías (Con Cuba) se demuestra que algunas unidades del panel contienen raíces unitarias, es decir, son no estacionarias presentando tendencias estocásticas.

Tomando en cuenta las características anteriores, y siguiendo los fundamentos de Carlino & Mills (1993) se estima el contraste de Cointegración con dependencia transversal, para ello se calcula el contraste de Westerlund (2007) que permite ver la relación a corto plazo con el modelo de Corrección del error. Los resultados de los cuatro estadísticos de prueba tomando dependencia transversal para las 12 economías no rechaza la hipótesis nula de no cointegración, lo mismo sucede para las 13 economías tomando en cuenta homogeneidad del parámetro de corrección del error. Sin embargo, si se toma en cuenta heterogeneidad del parámetro se rechaza la hipótesis nula de no cointegración. Es evidente que la estimación del cálculo de cointegración presenta sesgos en los resultados porque no toman en cuenta factores comunes inobservables y la posible presencia de rupturas estructurales. 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 proponen 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) para las 13 economías de ALADI. Los resultados de este contraste para 12 economías 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. Los resultados para 13 economías con un panel de datos un poco más pequeño, no hay evidencia de cointegración para ninguno de los modelos estimados.

5 Implicaciones Económicas

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.

Referencias

- ALADI. (2021). *Asociación Latinoamericana 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>
- Banco Mundial. (2021). *Banco de datos - Indicadores del desarrollo mundial*. Obtenido de <https://databank.bancomundial.org/source/world-development-indicators>
- 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 Economic 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.
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709 - 748. Obtenido de <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>

Apéndice

Apéndice A. Fórmulas para la conversión del PIB real per cápita 2010 al PIB real per cápita 2017.

$$\text{Deflactor PIB}_{2010} = \frac{\text{PIB per cápita Nominal}_{2010}}{\text{PIB per cápita Real}_{2010}} * 100$$

$$\text{Deflactor implícito PIB}_{2017} = \frac{\text{Deflactor PIB}_{2010}}{\text{Año base}_{2017}} * 100$$

$$\text{PIB per cápita Real}_{2017} = \frac{\text{PIB per cápita Nominal}_{2010}}{\text{Deflactor implícito PIB}_{2017}} * 100$$

Apéndice B. Conversión del PIB real per cápita 2010 al PIB real per cápita 2017 (El caso de Cuba, periodo 1971 - 2019)

Años	PIB per cápita Real 2010	PIB per cápita Nominal	Índice de deflación PIB 2010	Índice de deflación 2017 (implícito)	PIB per cápita Real 2017
1971	2400,016627	779,7237894	32,48826615	25,35677525	3075,011635
1972	2472,020925	901,3671044	36,46276191	28,45883048	3167,266853
1973	2514,172603	1088,126973	43,27972437	33,77940327	3221,273519
1974	2500,208656	1223,691349	48,94356902	38,19997885	3203,382269
1975	2700,7756	1379,081841	51,06243706	39,85373471	3460,357858
1976	2815,262082	1443,302433	51,26707182	40,01345015	3607,043202
1977	3031,282286	1472,729582	48,58437595	37,91963215	3883,818218
1978	3205,339382	1835,111536	57,25170778	44,68440022	4106,828171
1979	3218,11033	2000,280189	62,15697983	48,51291727	4123,190898
1980	3043,82986	2021,724635	66,42042192	51,84049229	3899,894747
1981	3624,915962	2035,607231	56,15598408	43,82919855	4644,408975
1982	3931,741679	2107,932429	53,61319744	41,84457834	5037,528188
1983	4127,486988	2224,653486	53,89849786	42,06725254	5288,326077
1984	4432,42682	2396,353662	54,06414498	42,1965385	5679,029008
1985	4473,64982	2269,825219	50,73765962	39,60024909	5731,845812
1986	4440,10573	2378,910723	53,57779448	41,81694668	5688,86758
1987	4290,160897	2451,132999	57,13382453	44,59239349	5496,751368
1988	4401,691152	2640,918422	59,99781292	46,82770852	5639,649057
1989	4386,715877	2572,691695	58,64732905	45,77366903	5620,462047
1990	4220,00005	2703,168294	64,05611996	49,99517764	5406,858065

1991	3741,739534	2278,210387	60,88639699	47,52123974	4794,088705
1992	3289,05565	2057,103595	62,54389753	48,81490276	4214,089303
1993	2785,970311	2073,093712	74,4119097	58,07777065	3569,513239
1994	2793,219707	2624,757035	93,96887141	73,34178876	3578,801498
1995	2848,769299	2794,738808	98,10337429	76,56872798	3649,974189
1996	3057,743921	2286,929054	74,79138585	58,37394809	3917,722082
1997	3128,42762	2308,146615	73,7797672	57,58438959	4008,285286
1998	3119,504242	2331,462691	74,73824398	58,33247138	3996,852244
1999	3298,825869	2558,904101	77,57014777	60,5427447	4226,607356
2000	3480,833082	2747,100303	78,92077094	61,59689293	4459,803365
2001	3579,39259	2837,73573	79,27981239	61,87712129	4586,082337
2002	3619,051109	2999,241763	82,87370563	64,68211995	4636,894656
2003	3746,437148	3197,133185	85,33796401	66,6054496	4800,107504
2004	3955,16526	3395,710843	85,85509377	67,00906435	5067,539557
2005	4393,828487	3786,66345	86,18141244	67,26375289	5629,57505
2006	4924,132669	4683,569067	95,11459949	74,23601836	6309,025147
2007	5286,482544	5208,718388	98,52900004	76,90092473	6773,284464
2008	5511,045003	5411,269492	98,18953555	76,635976	7061,00421
2009	5596,138685	5529,669375	98,81222905	77,12198222	7170,030147
2010	5730,354264	5730,354264	100	78,04902587	7341,993318
2011	5885,254101	6139,718783	104,3237671	81,423684	7540,45811
2012	6051,679833	6497,314764	107,363822	83,79641722	7753,690408
2013	6203,842163	6837,71168	110,2173701	86,02358373	7948,647781
2014	6255,422288	7133,337679	114,0344704	89,00279332	8014,734609
2015	6522,739103	7694,014637	117,9568049	92,06413717	8357,233201
2016	6550,274951	8060,796598	123,0604312	96,04746776	8392,513395
2017	6666,33408	8541,213686	128,1245972	100	8541,213686
2018	6816,891999	8824,194008	129,4459999	101,0313419	8734,115414
2019	6804,866784	9099,673146	133,7230167	104,3695119	8718,708156

Fuente: (Banco de datos - Indicadores del desarrollo mundial, 2021)

Apéndice C. Coeficientes de Correlación de Pearson por pares de 12 economías de la ALADI, periodo 1950 – 2019.

	ARG	BOL	BRA	CHIL	COL	ECU	MEX	PAN	PAR	PER	URU	VEN
ARG	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
BOL	0,044	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
BRA	0,154	-0,069	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
CHIL	0,246	0,015	-0,012	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-
COL	0,125	-0,034	0,267	0,214	1,000	-	-	-	-	-	-	-
ECU	0,045	0,212	0,382	-0,151	0,419	1,000	-	-	-	-	-	-
MEX	0,235	0,200	0,196	0,054	0,097	0,309	1,000	-	-	-	-	-
PAN	0,139	-0,007	0,326	0,156	0,16	0,121	0,251	1,000	-	-	-	-
PAR	0,048	0,341	0,298	0,098	0,037	0,278	0,265	0,132	1,000	-	-	-
PER	0,328	0,173	0,302	0,145	0,25	0,198	0,226	0,397	0,145	1,000	-	-
URU	0,495	0,091	0,045	0,285	0,309	0,107	0,275	0,252	0,083	0,380	1,000	-

VEN 0,195 0,024 0,22 -0,057 0,261 0,486 0,187 0,178 -0,022 0,142 0,056 1,000

Apéndice D. Coeficientes de Correlación de Pearson por pares de 13 economías de la ALADI, periodo 1971 – 2019.

	ARG	BOL	BRA	CHIL	COL	CUB	ECU	MEX	PAN	PAR	PER	URU	VEN
ARG	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
BOL	0,121	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
BRA	0,238	0,006	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
CHIL	0,238	0,180	0,094	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
COL	0,294	0,204	0,383	0,411	1,000	-	-	-	-	-	-	-	-
CUB	-0,122	0,198	-0,283	-0,083	-0,126	1,000	-	-	-	-	-	-	-
ECU	0,140	0,329	0,321	-0,036	0,421	0,124	1,000	-	-	-	-	-	-
MEX	0,220	0,276	0,173	0,163	0,120	0,146	0,337	1,000	-	-	-	-	-
PAN	0,203	0,099	0,242	0,159	0,286	-0,207	0,121	0,425	1,000	-	-	-	-
PAR	-0,067	0,315	0,330	0,270	0,278	0,006	0,312	0,282	0,124	1,000	-	-	-
PER	0,362	0,258	0,425	0,116	0,275	0,003	0,173	0,248	0,440	0,266	1,000	-	-
URU	0,566	0,249	0,244	0,348	0,327	-0,016	0,273	0,396	0,389	0,064	0,345	1,000	-
VEN	0,331	0,173	0,159	0,109	0,271	0,090	0,476	0,131	0,121	-0,041	0,196	0,140	1,000