



# Convergencia estocástica en la productividad media laboral; un análisis para Ecuador

## *Stochastic convergence in average labor productivity; An analysis for Ecuador*

Stefany Dayana Contenido Jiménez, Diego Alejandro Ochoa Jiménez,  
Patricia Yolanda Guerrero Riofrío\*

Universidad Técnica Particular de Loja, Ecuador

Recibido el 23 de septiembre de 2024; aceptado el 17 de agosto de 2025  
Disponible en Internet el: 1 de mayo de 2026

### Resumen

El artículo proporciona evidencia empírica sobre convergencia económica de la productividad media laboral de las provincias del Ecuador hacia las economías líderes: Pichincha y Guayas, en el periodo 2009-2024. Para lograrlo, se emplea una metodología estocástica que incorpora cinco pruebas estándar de raíces unitarias con quiebre estructural, el test de convergencia de Bernard y Durlauf, y siete pruebas de cointegración de Pedroni. Los resultados revelan que algunas estadísticas exhiben tendencias convergentes, mientras que otras presentan procesos menos definidos en relación con las provincias de referencia. Estos hallazgos sugieren la existencia de barreras estructurales y condiciones económicas que podrían dificultar la capacidad de algunas provincias para alcanzar niveles de productividad equiparables a los de Pichincha y Guayas. Además, se destaca la influencia de factores externos como la variabilidad en los precios del petróleo, crisis financieras, desastres naturales y la pandemia de Covid-19 en la dinámica de convergencia.

Código JEL: C33, O47, R11

Palabras clave: convergencia económica; convergencia estocástica; crecimiento económico; cointegración; raíces unitarias

---

\* Autor para correspondencia

Correo electrónico: pyguerrero1@utpl.edu.ec (P. Y. Guerrero Riofrío).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2026.5731>

0186- 1042/© 2019 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-SA (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>)

## **Abstract**

The paper provides empirical evidence on economic convergence of the average labor productivity of Ecuador's provinces towards the leading economies: Pichincha and Guayas, in the period 2009-2024. To achieve this, a stochastic methodology is employed that incorporates five standard unit root tests with structural breaks, the Bernard and Durlauf convergence test, and seven Pedroni cointegration tests. The results reveal that some statistics exhibit convergent trends, while others exhibit less well-defined processes relative to the benchmark provinces. These findings suggest the existence of structural barriers and economic conditions that could hinder the ability of some provinces to reach productivity levels comparable to those of Pichincha and Guayas. In addition, the influence of external factors such as variability in oil prices, financial crises, natural disasters and the Covid-19 pandemic on the dynamics of convergence is highlighted.

*JEL Code:* C33, O47, R11

*Keywords:* economic convergence; stochastic convergence; economic growth; cointegration; unit roots

---

## **Introducción**

Es el crecimiento económico a lo largo de los años, uno de los tópicos de mayor relevancia entre quienes intentan comprender y a su vez, discutir los principios fundamentales del desarrollo económico de una nación por medio de diversos métodos como lo es el uso de datos de panel. Uno de los primeros autores en desarrollar esta propuesta fue Islam (1995) quien se centra en el estudio del crecimiento económico a largo plazo, permitiendo examinar cambios en el tiempo y destacando una mayor precisión y validez de los resultados. Otro enfoque importante es el uso de técnicas de cointegración para datos panel, basado en los trabajos propuestos por Carlino & Mills (1993) así como Bernard & Durlauf (1995). Estos autores proponen la identificación de relaciones de cointegración a largo plazo como un medio para comprender los fenómenos económicos en el tiempo.

La convergencia es entendida como la disminución de las diferencias económicas entre países o regiones a lo largo del tiempo, medidas a través de la renta per cápita, el PIB, empleo y la productividad (Barro y Sala-i-Martin, 2009). En la evolución metódica del estudio de convergencia económica, Abramovitz (1986) y Baumol (1986) establecen los preceptos en una nueva etapa de estudios cuantitativos. La teoría endógena como respuesta aparece en el mismo año bajo los estudios de Romer (1986) y dos años después Lucas (1988), finalizando este despliegue histórico con Barro y Sala-i-Martin (1990, 1991, 1994).

La historia de la economía ecuatoriana ha presentado una constante fluctuación debido a fenómenos sociales, económicos y naturales, que influyen directa o indirectamente al crecimiento económico del país (López, 2021). En este sentido, su estudio en un marco de crecimiento y desarrollo, parte por lo general de la evaluación de convergencia de forma tradicional, limitando la disponibilidad de

evidencia empírica para el caso ecuatoriano. Por lo que el uso de un proceso estocástico en el análisis de la hipótesis de convergencia en Ecuador, ha sido empleado en un único trabajo a nivel sectorial por Espinoza et al. (2022). De forma que, la importancia y particularidad de esta investigación radica en el hecho de una contribución empírica para futuros trabajos.

En este contexto, la presente investigación se centra en la evaluación de convergencia en la productividad media laboral durante el periodo 2009-2024, bajo un proceso estocástico, de las provincias de Ecuador. Con el fin de examinar, si las disparidades medidas en términos de la productividad del trabajo, han disminuido o por el contrario estas han aumentado en el largo plazo. Para lo cual, se abordando en una primera parte el estudio de la literatura pertinente, examinada a mayor detalle en teoría clásica de la convergencia económica. Además de la conceptualización del término convergencia estocástica según los exponentes de la teoría. Una segunda parte busca estudiar la evidencia empírica y la metodología a emplear. Y finalmente, en un último apartado, se examinan los resultados obtenidos a partir del uso de la modelación econométrica en un análisis estocástico, tras aplicar diversas pruebas como Bernard y Durlauf, así como la de Pedroni.

## **Teoría clásica de la convergencia económica**

En la extensa literatura empírica del crecimiento económico, se ha presentado un arduo debate desde un punto de vista espacial en la distinción de un proceso de convergencia, convirtiéndolo en un particular de gran interés dentro de los estudiados cuantitativos, debido a su importancia en la argumentación evolutiva de los factores que intervienen en el crecimiento y desarrollo de las economías. Siendo los primeros aportes a la teoría del crecimiento, el enfoque neoclásico y endógeno, cuya búsqueda pretende establecer los factores que inciden en el desempeño económico de los países.

La teoría neoclásica surge de la necesidad de comprender por qué algunas economías no logran un crecimiento sostenido en línea con su plena capacidad de trabajo (Jiménez, 2010). En este sentido, Solow (1956) y Swan (1956) destacan el papel del ahorro como impulsor de crecimiento, argumentando que una mayor acumulación de capital influye significativamente en las decisiones de inversión. Un aspecto fundamental del modelo es la relación inversa entre la tasa de retorno del capital y su tasa de crecimiento, lo que significa que las economías con bajos niveles de capital crecerán más rápido. Esta idea de rendimientos decrecientes se explica por el hecho de que, a medida que la productividad marginal del capital aumenta y los ingresos son bajos, el crecimiento también lo es. De manera que si los países pobres aspiran alcanzar el nivel de ingreso de los países ricos, estos deben crecer más rápido.

A partir del supuesto de rendimientos marginales decrecientes de capital, el modelo predice que las disparidades en el ingreso per cápita tienden a disminuir con el tiempo, lo que resulta en una relación

inversa entre la renta inicial y su tasa de crecimiento (Botero, 2002). Sala-i-Martin denomina a esta relación negativa entre el nivel inicial y la tasa de crecimiento del ingreso como la "hipótesis de convergencia".

En contraste con los postulados neoclásicos, durante los años 1980 y 1990 emerge otro modelo que aborda la hipótesis de convergencia: la teoría de crecimiento endógeno. Esta respalda la hipótesis de divergencia al sugerir que en el largo plazo las economías tienden a aumentar sus diferencias, lo que contradice la noción de estado estacionario propuesta por Solow (Díaz et al., 2009). Este enfoque incorpora nuevas variables, como el cambio tecnológico endógeno y los rendimientos decrecientes, lo que aumenta las disparidades en el crecimiento regional al reconocer que las tasas de crecimiento sostenible están condicionadas por las particularidades de cada economía y son influenciadas por la política macroeconómica.

Bajo esta misma línea, el primer y más importante aporte es el de Romer (1986), quien plantea un modelo de crecimiento con externalidades en el capital. Dejando en claro que, los estudios neoclásicos no toman en cuenta los rendimientos crecientes de los factores, mismos que podrían tomar lugar bajo los supuestos de cambio tecnológico como factor endógeno en las tasas de crecimiento y por lo tanto, las economías con niveles altos de capital, crecerán en tasas superiores a aquellas de menor capital.

### *Convergencia económica y regional*

Una de las primeras nociones de convergencia entre países y regiones, se manifiesta en un marco de referencia de las implicaciones de los modelos de crecimiento económico, tanto en los exógenos como los de crecimiento endógeno. Para Sala-i-Martin (2000) el estudio de convergencia se origina desde un inicio como un test fundamental de las teorías de crecimiento: neoclásica y endógena; es decir, representa la forma de comprobar cuál de los dos modelos muestra o refleja de mejor manera la realidad.

Es a partir de este punto donde se comienza a explorar la perspectiva histórica que abarca el estudio de convergencia. Siendo Baumol (1986) seis meses después de Abramovitz (1986), el primero en comprobar la hipótesis de convergencia a través de la relación de la tasa de crecimiento del ingreso per cápita de una economía con su nivel inicial. Esta relación inversa entre ambas variables fue interpretada como una señal de convergencia.

No obstante, Krugman (1991) ofrece una perspectiva crítica que matiza la visión convencional de la convergencia, destacando que este fenómeno no constituye un proceso automático. En su análisis, Krugman argumenta que, aunque las economías más pobres tienden a experimentar un crecimiento más acelerado, la concentración de la actividad económica en determinadas regiones puede inducir efectos de aglomeración que amplifiquen, en lugar de mitigar, las disparidades regionales.

En otras palabras, la localización de la actividad económica y la concentración de recursos en áreas específicas tienen un impacto significativo en las dinámicas de convergencia. Así contrariamente a la visión de Baumol y Abramovitz, Krugman sostiene que la convergencia no necesariamente se materializa si las economías más avanzadas continúan acumulando ventajas tecnológicas o de capital humano en polos de desarrollo, lo cual podría obstaculizar la reducción de las disparidades regionales y; en última instancia, frenar el proceso de convergencia esperado.

A medida que la discusión sobre la convergencia económica se fue desarrollando, un año más tarde, Barro y Sala-i-Martin (1992b) amplían el análisis, examinando empíricamente los conceptos de convergencia sigma ( $\sigma$ ) y beta ( $\beta$ ), que miden la reducción de las disparidades económicas a través del crecimiento y el nivel inicial de ingresos. Estas concepciones están estrechamente vinculadas con la idea de la distribución del ingreso per cápita entre grupos de economías en el tiempo. Por lo tanto, la convergencia sigma es entendida como la disminución de la dispersión del ingreso per cápita en el largo plazo, lo que ciertamente expresa algún tipo de disparidad en la distribución del ingreso y; la convergencia beta, como la relación inversa entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial del ingreso per cápita, lo que implica un proceso de convergencia en el largo plazo hacia un mismo estado estacionario.

Una de las condiciones para la existencia de convergencia sigma ( $\sigma$ ) es la convergencia beta ( $\beta$ ). Sala-i-Martin (1994) lo explica al mencionar que: “Si no hay convergencia  $\beta$ , no puede haber convergencia  $\sigma$  (en otras palabras, convergencia  $\beta$  es una condición necesaria para la convergencia  $\sigma$ )” (p. 7). Algo similar expresa López (2021), ya que señala que para la existencia de convergencia  $\beta$  es necesario más no suficiente la convergencia sigma.

De la misma manera, Atarihuana y Ochoa (2019) señalan que, la convergencia beta puede concebirse como sigma solo si los países o regiones tiendan al mismo estado estacionario o convergen en el mismo punto. Y de esta forma, se cumple el supuesto en el que un grupo de economías con similares características, comparten una senda de crecimiento, alcanzando el mismo punto de equilibrio e igualando sus ingresos per cápita.

En este sentido, Barro y Sala-i-Martin (1992a) introducen dos nuevos enfoques a partir de la división de la convergencia  $\beta$ : convergencia absoluta y condicional. Según lo establecido por Mendieta (2015), la convergencia absoluta implica que las economías pobres, tienden al equilibrio en el largo plazo a una mayor velocidad que las desarrolladas, coincidiendo en el mismo punto y llegando así a cumplirse los supuestos de convergencia. Mientras que, la convergencia condicional posee las características contrarias a la absoluta, al tener presente que las economías no tenderán al mismo estado estacionario, sino a estados estacionarios particulares; es decir, cada una apuntará a su propio equilibrio bajo su realidad actual.

## Convergencia estocástica

Otra de las metodologías para la comprobación de convergencia, es el uso de un enfoque estocástico en la utilización de herramientas de cointegración en datos de panel propuestas por Carlino & Mills (1993) y Bernard & Durlauf (1996).

La propuesta clara de Carlino y Mills (1993) examina las condiciones para la presencia de convergencia estocástica, relacionando el hecho de que los ingresos per cápita relativos son estacionarios en tendencia. Cuyo concepto es explicado por medio de  $d_{it}$  como la desviación del ingreso del país  $i$  con respecto al ingreso per cápita de referencia:

$$d_{it} = y_i^* + \mu_t \tag{1}$$

$$u_t = v_0 + \beta_t + v_t \tag{2}$$

$$d_{it} = a + \beta_t + v_t \quad \text{donde: } a = y_{it} + v_0 \tag{3}$$

En el cual  $d_{it}$  representa el logaritmo del PIB per cápita de la economía  $i$  en el periodo  $t$ ;  $y_i^*$  es el diferencial del equilibrio invariante en el tiempo y  $\mu_t$  las variaciones del equilibrio. La variable  $\mu_t$  en (1), se desarrolla con mayor detenimiento, bajo la tasa de convergencia  $\beta$  y un proceso estocástico, tal como se muestra en la ecuación (2). Dando paso a la ecuación (3), en las que  $\beta$  es distinto para cada economía.

Además, los autores modelan el término  $v_t$  en la ecuación (3) como un ARMA (2,0) tal cual se presenta a continuación:

$$(1 - \rho L)(1 - \phi L)v_t = \varepsilon_t \tag{4}$$

Siendo  $L$  el operador de retardos, las variables  $\rho$  y  $\phi$  dos raíces y; el parámetro  $\varepsilon_t$  el choque no correlacionado en  $v_t$ . Estos choques sobre los ingresos relativos de las economías serán temporales si  $|\rho| < 1$ , mientras que si  $|\rho| = 1$ , el parámetro  $v_t$  posee una raíz unitaria, lo que implica que los choques en los ingresos relativos son permanentes. Razón por lo cual Carlino y Mills (1993) unifican las ecuaciones (3) y (4), dando como resultado una ecuación de Dickey-Fuller (5) como una prueba más robusta en la comprobación de raíces unitarias.

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

De forma que, si el parámetro  $|\rho|$  es igual a 1 en (5), existe evidencia de cierto grado de persistencia en los ingresos per cápita relativos, concluyendo que no hay convergencia estocástica que origine un equilibrio constante, lo que puede deberse a cambios estructurales significativos o disrupciones estructurales desatendidas, sugiriendo un nuevo estudio, en el que se considera estas implicaciones en cada una de las series.

Bernard y Durlauf (1995) explican que la "convergencia estocástica" se basa en la estacionariedad de las series temporales, indicando que hay convergencia entre las economías a largo plazo cuando las diferencias entre ellas tienden a cero (Torralba, 2001). Esto significa que, el logaritmo del ingreso per cápita relativo de los países estudiados ( $y_{i,t}$ ) y la media del país de referencia siguen un proceso estacionario con media 0, lo que permite un curso predecible y directo sin considerar otros factores. Sin embargo, Bernard y Durlauf (1996) sugieren que esto puede no ocurrir si la trayectoria a largo plazo se ve afectada por efectos permanentes, como shocks específicos.

Para lo cual, los autores se fundamentan en un marco estrictamente estocástico, bajo el uso de cointegración, lo cual puede denotarse de la siguiente forma:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(y_{j,t} - y_{i,t} | I_0) = 0 \quad (6)$$

Siendo  $i$  y  $j$  las economías de estudio que convergen en el largo plazo en el momento  $t$  y; el parámetro  $I_0$  la información disponible en el periodo 0. De manera que bajo la ecuación (6) se denota cointegración cuando las economías de estudio presentan una tendencia común ante factores proporcionales y fijos en el tiempo. A través de esta noción se intenta verificar que las diferencias en el ingreso relativo entre los distintos países o economías, puedan tender a disminuir en el largo plazo debido a fuerzas estocásticas o aleatorias. Por lo tanto, Bernard y Durlauf (1995) evalúan la presencia de convergencia estocástica cuando los ingresos per cápita relativos de un grupo de economías en relación con una de referencia, sigue un proceso estacionario  $I_0$ .

En la conceptualización del término estocástico en el análisis de convergencia, se presenta la "convergencia estocástica por pares" diseñada por Pesaran (2007), quien sugiere la aplicación de pruebas de raíces unitarias y cointegración en panel; este último como un tipo de convergencia más débil, ya sea entre pares de países o en comparación con una economía en referencia (Desli y Gkoulgkoutsika, 2020). El enfoque por pares puede ajustarse a varias pruebas de raíces unitarias con diferentes niveles de indulgencia hacia la convergencia, lo que puede dar lugar a una variedad de resultados y conclusiones. Esto puede evaluarse mediante la ecuación (7).

$$d_{ijt} = \ln(y_{i,t}) - \ln(y_{j,t}) \quad (7)$$

Donde  $y_{i,t}$  corresponde al PIB per cápita de la economía (i) en el momento (t). De manera que,  $d_{ijt}$  no debe evidenciar raíz unitaria y de este modo sugerir convergencia. Se crea una variable dummy  $Z_{ij,T}$ , la cual toma el valor de 1 si la brecha del producto no presenta raíz unitaria y por lo tanto se afirma convergencia o caso contrario, ante un valor de 0, se evidencia la presencia de raíz unitaria; es decir, la no convergencia.

De forma que la brecha de producción para todos los pares posibles de N economías se describe a continuación:

$$[N * (N - 1) / 2] \quad (8)$$

Donde N corresponde al número de economías, además de la raíz unitaria para cada par y el conteo de casos en los que se encuentra evidencia de convergencia estocástica. De manera, si la producción per cápita de N economías presenta una tendencia similar, se constata por medio de N-1, mismo que representa el número de relaciones de cointegración.

Bajo la propuesta de una prueba de raíz unitaria y una de estacionariedad diseñada por Pesaran (2007) en la determinación de convergencia, se tiene que bajo el estadístico t al rechazar la hipótesis nula (de raíz unitaria) se sugiere convergencia, mientras que al emplear una prueba de estacionariedad se rechaza la hipótesis alternativa para la existencia de convergencia. Desli & Gkoulgkoutsika (2021) afirman que, al analizar ambos resultados, se obtiene una conclusión más sólida y se reduce la posibilidad de errores tipo 1 y 2.

## Evidencia empírica

Existen diversos estudios que abordan el tema de convergencia económica en Ecuador, entre los que se destaca; Ramón-Mendieta et al. (2013); Mendieta Muñoz (2015); Mendieta Muñoz & Pontarollo (2016); Tinizhañay (2020); López (2021), entre otros más.

Ramón-Mendieta et al. (2013) examinan la dinámica regional y la concentración económica, concluyendo que si bien la convergencia sigma permite reducir brechas entre regiones, esta no es sostenida en el largo plazo; en contraste, la convergencia beta muestra un acercamiento de economías rezagadas a las más desarrolladas, pero sin una disminución significativa de las disparidades regionales.

Desde una perspectiva cantonal, Mendieta Muñoz (2015) utiliza datos de corte transversal y mínimos cuadrados no lineales (NCNL) para evidenciar una lenta convergencia entre municipios (1.12% anual), afectada por factores como el analfabetismo, el acceso a servicios básicos y la estructura económica local. En una investigación posterior, junto a Pontarollo (2016), se encuentra que los cantones más desarrollados presentan una velocidad de convergencia del 2.77%; sin embargo, el 35% de los cantones no alcanzan el estado estacionario, lo cual compromete la equidad territorial.

Por otro lado, Tinizhañay (2020) estima convergencia sigma y beta, haciendo uso de la metodología propuesta por Quah (1993) y los supuestos de Barro y Sala-i-Martin (2004). Demostrando así una tasa de convergencia absoluta del 3.26% en Ecuador; al incorporar factores como la infraestructura o el consumo de electricidad en hogares, esta tasa asciende al 4.67% de forma anual.

En cuanto a los estudios más recientes, se tiene a López (2021). Quien centra su investigación en la determinación de convergencia sigma y beta a nivel provincial en el periodo 2007-2019, evidenciando la existencia de divergencia en una primera etapa (2012-2014). Mientras que, convergencia entre los años 2015-2019, cuya tasa de velocidad fue del 3.72%, como respuesta a la estabilidad de la renta nacional y el crecimiento poblacional.

En el ámbito latinoamericano, investigaciones como las de Kido-Cruz y Kido-Cruz (2017) en México, Rodríguez y Ceballos (2022) en Colombia y Paredes (2023) en Perú, destacan la existencia de clubes de convergencia o procesos divergentes asociados a características regionales. En México, por ejemplo, se identificó convergencia absoluta entre 1940 y 1990, pero una reversión hacia la divergencia en décadas posteriores. En Colombia, las regiones se agrupan en clubes diferenciados según sus condiciones iniciales o políticas públicas, mientras que en Perú se identificaron tres clubes de convergencia relacionados con factores como el capital humano, la transferencia de recursos y la ubicación geográfica.

En lo que respecta a convergencia estocástica, existen menos estudios en comparación con los enfoques tradicionales, aunque algunos resultados son reveladores. Holmes (2006), Cermeño y Llamosas (2007) y; Rodríguez Benavides et al. (2012) muestran una tendencia limitada o condicional a la convergencia frente a economías líderes como Estados Unidos. Estos trabajos sugieren que las diferencias estructurales y los choques persistentes dificultan un ajuste sostenido entre economías, aun cuando exista cierta trayectoria común.

En Ecuador, la convergencia estocástica es estudiada por un único trabajo, realizado por Espinoza et al. (2022). Cuya investigación se centra en la comprobación de convergencia entre los sectores productivos del país. Con el uso de MCO y pruebas de raíz unitaria en un análisis estocástico. Los autores evidencian una disminución de las brechas entre los sectores económicos hacia el sector líder, en este caso la explotación de minas y canteras; es decir, convergencia estocástica a nivel sectorial en Ecuador.

## Datos y metodología

El estudio parte de la hipótesis según la cual, las provincias del Ecuador experimentan un proceso de convergencia económica hacia las economías líderes del país, particularmente Pichincha y Guayas. Es decir, se plantea que la productividad media laboral de las provincias tiende a igualarse con las de las economías líderes a lo largo del tiempo, condicionado por factores estructurales, dinámicas sectoriales y eventos económicos relevantes. En este sentido, se busca responder si la productividad media laboral en las provincias ecuatorianas tiende a igualarse con las líderes y bajo qué condiciones se manifiesta dicha convergencia.

Para el análisis, se emplea la base de datos “Cuentas Nacionales Regionales” del Banco Central del Ecuador (2024), de la cual se obtiene el Valor Agregado Bruto (VAB) por provincia, expresado en miles de dólares del 2007. Y datos del empleo adecuado o pleno por provincia, del Visualizador de Estadísticas Empresariales 2020 por el INEC (2024); ambas variables a partir del año 2009 al 2024. Cuyo cociente representa la productividad media laboral o también conocida como PMEL, de cada provincia. Según la nota metodológica sobre indicadores sectoriales de competitividad y productividad del Banco Central del Ecuador, este indicador se mide a través de la siguiente ecuación:

$$PMEL = \frac{x_{i,t}}{L_{i,t}} \quad (9)$$

Donde  $x_{i,t}$  es el valor agregado en volumen (a precios constantes del año base de Cuentas Nacionales) del sector  $i$  en el periodo  $t$ ;  $L_{i,t}$  son las unidades de trabajo utilizadas por el sector  $i$  en el periodo  $t$ .

Se construye un panel de datos estructurado por veintiún provincias de Ecuador, excluyendo a Sucumbios y Orellana debido a su destacada actividad petrolera, la cual podría influir en la variabilidad de la productividad laboral. Se sugiere que estas economías tienen un impacto directo en las diferencias de productividad debido a su histórica actividad en este sector.

Los datos analizados comprenden series anuales continuas desde 2009 hasta 2024. Uno de los principales desafíos en la evaluación de la convergencia económica en Ecuador es la disponibilidad limitada de datos oficiales desagregados a nivel provincial. En particular, los registros del Valor Agregado Bruto (VAB), disponibles únicamente desde 2007, mientras que las series sobre empleo adecuado por provincia inician en 2009, por lo que este año marca el punto de partida del análisis. La elección del periodo 2009-2024 responde a la necesidad de contar con series emparejadas de VAB y empleo adecuado,

que permitan construir un indicador robusto de productividad laboral, asegurando así la coherencia temporal del análisis.

Sin embargo, no se cuenta con registros oficiales completos del VAB provincial ni del empleo adecuado a partir de 2020, debido a retrasos en la publicación de estadísticas económicas nacionales. Ante esta limitación, y con el propósito de ampliar la base de datos y fortalecer la robustez del análisis econométrico, se procedió a extrapolar los valores correspondientes al período 2020-2024. Para ello, se emplearon modelos econométricos ajustados a las series históricas del VAB y del empleo adecuado, aplicando técnicas de suavizamiento exponencial y regresión ARIMA. Estas proyecciones consideraron posibles impactos estructurales, tales como la crisis derivada de la pandemia de COVID-19 y la posterior recuperación económica.

La inclusión de datos extrapolados permitió mantener la coherencia temporal de la serie y garantizar la aplicabilidad de pruebas estadísticas, asegurando así una evaluación rigurosa de las dinámicas de convergencia regional en el país.

Para el análisis de convergencia, se han seleccionado Pichincha y Guayas, dos provincias con alta concentración tanto de actividad productiva como de población en el país. La Figura 1 muestra la evolución del Valor Agregado Bruto de estas provincias líderes y el VAB promedio del resto de provincias.

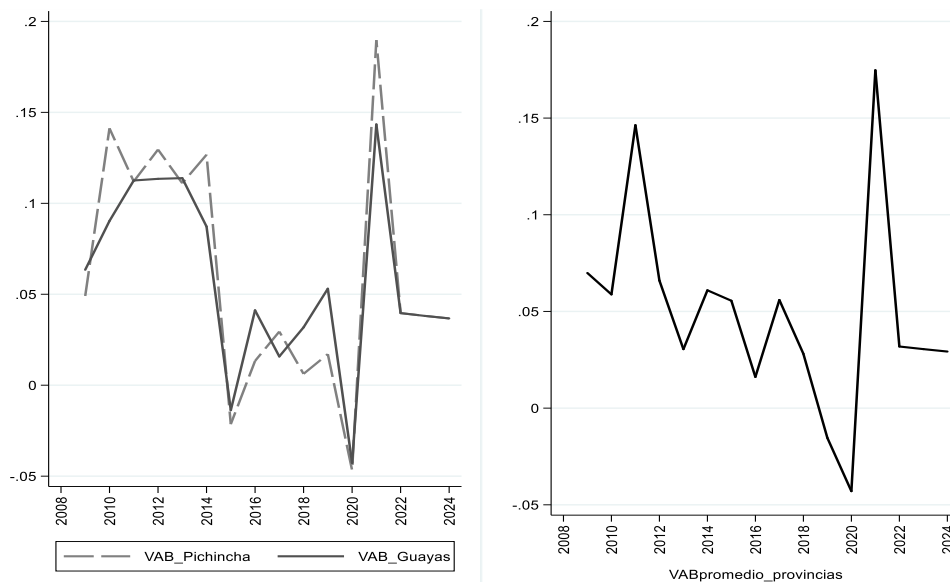


Figura 1. Valor Agregado Bruto de las provincias del Ecuador (2009-2024)

VABpromedio\_provincias corresponde al Valor Agregado Bruto promedio de las provincias de Ecuador; VAB\_Pichincha y VAB\_Guayas el Valor Agregado Bruto de las provincias líderes.  
Fuente: Datos del Valor Agregado Bruto (VAB) por provincia del Banco Central del Ecuador (2024).

Tanto Pichincha como Guayas experimentaron una marcada disminución en su Valor Agregado Bruto desde 2014 hasta el año siguiente, seguida de fluctuaciones que indican una contracción notable de la actividad económica en los años posteriores. Este fenómeno puede atribuirse a varios factores, como la variación en el precio del petróleo, uno de los principales productos de exportación del país, además del terremoto de abril de 2016 y la emergencia sanitaria por COVID-19, que impactaron la economía mundial a partir de principios de 2019 y en los años siguientes. Eventos que culminaron en una caída absoluta del VAB para 2020, debido al cierre de negocios y reducción del comercio internacional, lo que afectó especialmente a sectores como el turismo, la industria manufacturera y el comercio. Finalmente, para 2021, el VAB muestra un crecimiento notable; la reapertura de los sectores productivos, el aumento de la demanda y las políticas de estímulo económico contribuyeron a esta recuperación. Las exportaciones de petróleo, que son cruciales para la economía del país, también se vieron favorecidas por un alza en los precios internacionales.

En cuanto a las demás provincias, se revela un comportamiento decreciente en el valor promedio del VAB, principalmente entre los periodos 2011-2013 y 2017-2020, cuya tendencia en general es descendente a lo largo del horizonte de tiempo. Y una recuperación significativa del indicador para los años siguientes, cuya principal razón de ser fue la reactivación económica del país.

La estrategia econométrica empleada en la evaluación de convergencia estocástica en Ecuador se divide en tres etapas: la aplicación de pruebas de raíz unitaria en la comprobación de convergencia absoluta, el uso del enfoque de Bernard y Durlauf (1995) en la estimación de convergencia condicional y el estudio de cointegración en panel por Pedroni (1999).

En este marco, se parte de un sistema de  $i$  ecuaciones (9), en el que se relaciona la tasa de crecimiento de la productividad de una economía en términos per cápita, con el nivel inicial de cada una de las  $i$  economías o en este caso provincias.

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i - \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Donde  $y_{i,t}$  comprende el logaritmo de la productividad per cápita de las economías  $i$  en un periodo de tiempo  $t$ . En cuanto al error, este está representado por  $\varepsilon_{it}$ , encargado de medir los choques aleatorios con media 0 y varianza  $\sigma_\varepsilon^2$ , de manera autónoma para cada economía. Si hay convergencia, la diferencia entre economías tenderá a disminuir a través del tiempo, es decir que,  $\alpha_i$  debe ser igual a 0 para que las disparidades se hayan eliminado por completo (convergencia absoluta) y; caso contrario, de no cumplirse lo anterior, se tenderá a un determinado nivel diferenciado, lo que se conoce como convergencia condicional. Por lo tanto, la convergencia absoluta bajo el enfoque propuesto por Bernard y Durlauf

(1995) requiere que  $\beta$  sea igual a 1 y  $\alpha_i$  igual a 0, ya que si  $\alpha_i \neq 0$ , se habla entonces de convergencia condicional.

De acuerdo con esto, al entender por convergencia como la tendencia de una economía  $i$  a acercarse a la economía líder ( $l$ ). La mejor forma de adaptarlo a un modelo econométrico sería tal cual lo muestra la ecuación (10).

$$Dy_{it} = \log(y_{i,t}) - \log(y_{l,t}) \quad (10)$$

En el cual,  $i = 1, \dots, 22$  o  $24$  representa las provincias de Ecuador; mientras que,  $t = 2012 \dots 2020$  comprende el periodo de tiempo de estudio. En cuanto a la economía líder, esta está diferenciada del resto por la letra  $l$ , misma que en el caso presente es Pichincha y Guayas. Razón por lo cual, la hipótesis de convergencia, podría ser medida por medio de un proceso estocástico, haciendo uso de pruebas de raíces unitarias y el empleo de pruebas de cointegración en panel en series no estacionarias. Por lo que, la ecuación (10) se aproxima a la siguiente:

$$\Delta Dy_{i,t} = \alpha_i - \beta_i Dy_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta Dy_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Según la cual, la ecuación (11) indica si la productividad media laboral de las provincias de Ecuador, presentan una tendencia aleatoria o estacionaria bajo  $\beta_i$ , en una perspectiva de raíz unitaria. Algunas de las pruebas de raíz unitaria más empleadas en paneles de datos son: Levin, Lin y Chu (2002) e Im, Pesaran y Shin (2003). De forma que, para la comprobación de convergencia estocástica, autores como Pesaran (2007) sugieren el uso de la prueba de Levin, Lin y Chu (2002), también llamada (LLC). En la que se supone que,  $\{y_{it}\}$  de la ecuación (11) es causada por los siguientes tres modelos en la generación de datos:

$$\Delta y_{it} = \delta_{y_{it-1}} + \zeta_{it} \quad (12)$$

$$\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta_{y_{it-1}} + \zeta_{it} \quad (13)$$

$$\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta_{y_{it-1}} + \zeta_{it} \quad (14)$$

La primera ecuación (12) como la totalidad de datos sin intercepto individual, el modelo (13) en el que se considera un intercepto individual pero no una tendencia y la última ecuación (14), en la que se contempla un intercepto individual y una tendencia. En conjunto, evalúan la hipótesis nula de  $H_0: \delta = 0$ , para todo el conjunto de datos (i), frente a la hipótesis alternativa  $H_0: \delta < 0$ , para todo (i).

En la prueba LLC, la ecuación (15) se ajusta a la estimación del estadístico  $t$  ajustado, como un paso más dentro del proceso de prueba, según los señala Levin et al. (2002). Sin embargo, previo a este, se debe estimar una regresión Dickey Fuller Aumentado (ADF) y generar residuos, para poder así evaluar la relación entre las desviaciones estándar en el corto y largo plazo.

$$t_{\delta}^* = \frac{t_{\delta} - N\tilde{T}\tilde{S}_{N\tilde{\sigma}_{\varepsilon}^2}STD(\tilde{\delta})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \quad (15)$$

En el que, bajo la hipótesis nula  $H_0: \delta = 0$ ; el estadístico ajustado está representado por  $t_{\delta}^*$ ; mientras que,  $t_{\delta}$  corresponde al estadístico  $t$  de regresión. Por su parte,  $\mu_{m\tilde{T}}^*$  es la media ajustada, entre tanto que,  $\sigma_{m\tilde{T}}^*$  es interpretada como el ajuste de la desviación estándar y;  $\tilde{T}$  como la dimensión de la serie temporal.

Otra de las pruebas de primera generación en el proceso estocástico, es la planteada por Im, Pesaran y Shin (2003); también llamada más adelante IPS. En el cual, se tiene como un primer supuesto, la generación de un proceso autorregresivo de primer orden  $\{y_{it}\}$ , cuyas variables iniciales  $y_{0t}$  están dadas.

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (16)$$

Su principal supuesto afirma que,  $\varepsilon_{it}$ , al igual que  $i = 1, \dots, N$  y  $t = 1, \dots, T$ , son variables aleatorias, distribuidas de forma independiente. Tanto la prueba LLC como IPS, comparten la existencia de raíz unitaria en las series como su hipótesis nula; por otro lado, la hipótesis alternativa apoya la estacionariedad de estas.

Por lo que, se parte de la ecuación (17) en el cálculo del estadístico de prueba de medias grupales en la prueba IPS.

$$\frac{\sqrt{N}(\bar{\varepsilon}_{NT} - E(\bar{\varepsilon}_{NT}))}{\sqrt{var(\bar{\varepsilon}_{NT})}} \quad (17)$$

Donde,

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \bar{t}_{i,T}(\gamma_i, \theta_i)$$

En el que, T representa el número de años, N por su parte, muestra el número de grupos. Siendo  $\bar{t}_{i,T}(\gamma_i, \theta_i)$  el estadístico de prueba individual; es decir, bajo el mismo se evalúa la presencia de raíz unitaria de  $\gamma_i = 0$ , o en su defecto, la estacionariedad conjunta de las series. En cuanto a la media y varianza, estas están representada por  $(\bar{t}_{NT})$  y  $var(\bar{t}_{NT})$  respectivamente.

A estas, se suman tres pruebas adicionales, todos de primera generación: Maddala y Wu (1999) (Fisher tipo ADF), Breitung (2000) y Choi (2001) (Fisher tipo PP). El test planteado por Maddala y Wu (1999), una prueba de tipo ADF, retoma la idea de Fisher (1932)<sup>1</sup>, con el fin de evaluar convergencia en un conjunto de datos panel. Para lo cual propone una metodología bootstrapping, encargada de corregir la existencia de una dependencia cruzada, al estimar los errores ( $\hat{v}_{it}^*$ ) y mediante el Bootstrap obtener ( $\hat{v}_{it}$ ), tal como lo indica la ecuación siguiente (18):

$$\hat{\varepsilon}_{it}^* = \rho_{i,1}\hat{\varepsilon}_{it-1}^* + \rho_{i,2}\hat{\varepsilon}_{it-2}^* + \rho_{i,3}\hat{\varepsilon}_{it-3}^* + \dots + \rho_{i,\rho_i}\hat{\varepsilon}_{it-\rho_i}^* + v_{it}^* \quad (18)$$

Es además Breitung (2000), quien se encarga de plantear un modelo de una sola constante, el cual carece de efectos fijos. Esta prueba también se la conoce como (UB), siendo una prueba potente y robusta con respecto a la presencia de rezagos en la generación de datos. El autor parte del modelo ADF, en el planteamiento de la prueba (19). Cuya hipótesis nula, similar a las pruebas antes estudiadas, afirma un proceso de raíz unitaria común en su hipótesis nula frente a la estacionariedad de las series como alternativa.

$$e_{it}^* = \rho v_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}^* \quad (19)$$

Otro de los métodos en la estimación de convergencia estocástica, es el test de convergencia de Bernard y Durlauf (1995), el cual examinan convergencia, haciendo uso del modelo (20):

$$y_{i,t} = \alpha_{ij} + \beta y_{j,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (20)$$

---

<sup>1</sup> Choi (2001) presenta una prueba similar, conocida como Fisher de tipo PP; misma que, difiere en la escala empleada en la obtención de la normalidad asintótica para  $N \rightarrow \infty$ .

Donde  $y_{i,t}$  representa la productividad media laboral de cada una de las provincias. Mientras que,  $y_{j,t}$  es la misma variable para la provincia líder y;  $\alpha_{ij}$  la constante que señala la diferencia entre ambas partes.

En un sentido absoluto, la convergencia estocástica, preceptúa el cumplimiento de los supuestos  $\beta = 1$  y  $\alpha = 0$ , de forma que las diferencias quedan cubiertas por completo en el largo plazo, tanto para  $i$  como para  $j$ . Si, por el contrario,  $\alpha \neq 0$  se llega a un cierto nivel diferenciado, conocido como divergencia (Cermeño y Llamosas, 2007).

En este tipo de prueba, se emplea la versión restringida e irrestricta de la ecuación (20); considerando a priori que  $\beta = 1$  y  $\alpha = 0$ , se cumple en la primera de ellas. Lo que reduce a la ecuación en:

$$y_{i,t} - y_{j,t} = \varepsilon_t \quad (21)$$

Esta versión, señala el orden de integración del diferencial ( $Dy_{it}$ ) entre la productividad media laboral de  $i$  y  $j$ . En tanto que, la versión irrestricta, no señala nada a priori y al igual que la anterior, hace uso del modelo (20) en la estimación de los parámetros  $\beta$  y  $\alpha$ .

Finalmente, dentro de un análisis estocástico de convergencia, se encuentran las pruebas de cointegración en panel. En el cual se destaca a Pedroni (1999), como una extensión de la metodología de Engle y Granger (1987), según lo afirman Díaz et al. (2009), al constituir una manera de comprobar equilibrio en el largo plazo, partiendo del siguiente modelo (19):

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_1 t + \beta_i y_{it} + e_{it} \quad (22)$$

En la comprobación de la no cointegración, tal cual lo afirma la hipótesis nula, sobre los residuos del modelo, por medio de un proceso semejante al detallado en (19). Permitiendo una variación de  $\alpha_i$  y  $\beta_i$ , entre los miembros del panel. Este proceso (más flexible) comprende una importante heterogeneidad en el corto y largo plazo, de forma que los efectos fijos podrían variar entre cada economía. Lo que sugiere un vector de cointegración distinto para cada uno bajo la hipótesis alternativa.

El estudio emplea los residuos de las pruebas de Pedroni (1999) para evaluar la relación de largo plazo entre variables, dividiéndolas en siete pruebas agrupadas en dos categorías. La primera incluye cuatro estadísticos de panel con dimensiones internas comunes: panel-v, panel-rho, panel-PP y panel ADF. La segunda categoría consta de tres estadísticos entre grupos: grupo rho, grupo PP y grupo ADF, que calculan la media de grupo de las series de tiempo. Estas pruebas buscan identificar la presencia de raíz unitaria en los residuos, rechazando la hipótesis nula en caso de ausencia de cointegración.

Siendo el estadístico inicial Phillips y Ouliaris (1990), cimentado por la ecuación (23).

$$\tilde{Z}_p = \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_{it-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{(\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it-1}^2)} \quad (23)$$

En el cual,  $\hat{\varepsilon}_{it}$  es evaluado a través de (24):

$$\lambda_i = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2) \quad (24)$$

Donde,  $\hat{\sigma}$  es la varianza en el largo plazo y  $\hat{s}$  la varianza contemporánea. En cuanto al segundo grupo, este se basa en la varianza y covarianza, según lo expresa Robledo (2012), medidas en el largo plazo. Por lo tanto, una vez ajustada las siete pruebas en una distribución normal, se obtiene el siguiente modelo (25):

$$\frac{\tau_{nt} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{v}} \approx N(0,1) \quad (25)$$

En el cual, el estadístico de grupo o panel está representado por  $\tau_{nt}$ , mientras que,  $N$  corresponde al tamaño de este y;  $(\mu)$  y  $(v)$  son los factores de correlación, dependientes del número de regresores o de la existencia de tendencia y constante en el modelo.

## Resultados y discusión

En esta sección, se aplica la metodología planteada por Pesaran (2007) descrita anteriormente. Los resultados de la primera fase de la estimación de convergencia estocástica mediante el uso de las pruebas de raíz unitaria LLC e IPS, en conjunto con las pruebas complementarias: ADF-Fisher, Breitung y PP-Fisher en el diferencial del logaritmo de la productividad media laboral de cada provincia, se muestran a continuación.

Las pruebas consideran tres casos para la misma cantidad de categorías de cambios estructurales: 1) intercepto individual; 2) intercepto y tendencia y; 3) sin intercepto para el caso de Pichincha, así como la incorporación de uno y dos rezagos al análisis, tal cual se muestra en la tabla 1. Bajo estas consideraciones, se evidencia diferentes resultados. Para ciertos escenarios, las pruebas indican la presencia de no estacionariedad tras considerar la posibilidad de quiebre estructural en componentes

determinísticos clave, como el intercepto o la tendencia lineal de las series de datos. Las pruebas de Im, Pesaran y Shin (IPS) muestran una mayor variabilidad. Con un intercepto individual, la prueba IPS solo rechaza la hipótesis nula al 5% cuando se incluyen uno o dos rezagos, indicando que la serie podría ser estacionaria en esos casos. Por otro lado, cuando se considera quiebres estructurales, la significancia disminuye considerablemente, ya que la hipótesis nula de raíces unitarias individuales no se rechaza en la mayoría de los casos, lo que sugiere la presencia de estacionariedad en estas condiciones. Esto implica que la tendencia juega un papel importante en la persistencia de la raíz unitaria en las series.

Las pruebas de tipo Fisher, tanto Dickey-Fuller (ADF) como Phillips-Perron (PP), muestran de igual forma resultados mixtos. La prueba ADF con intercepto individual alcanza significancia al 5% cuando se incluyen rezagos, sugiriendo que las series podrían ser estacionarias. Sin embargo, en los siguientes niveles, la misma disminuye, especialmente cuando se incluye dos rezagos, lo que refuerza la presencia de no estacionariedad. En contraste, la prueba PP muestra rechazo significativo de la hipótesis nula en todos los escenarios, lo que podría indicar una mayor robustez frente a cambios estructurales.

Por su parte, la prueba Breitung, que evalúa la presencia de raíces unitarias bajo la hipótesis de una raíz unitaria común, presenta resultados que dependen de la consideración de intercepto y tendencia. Sin intercepto y sin tendencia, la prueba Breitung rechaza la hipótesis nula de manera consistente al 1% en todos los rezagos, lo que sugiere la estacionariedad de las series. Sin embargo, al incluir intercepto y tendencia, la prueba solo muestra significancia al 5% para dos rezagos, reflejando cierta debilidad en la evidencia de estacionariedad bajo estas condiciones.

En consecuencia, la evidencia obtenida a partir de las pruebas de raíz unitaria para el análisis de convergencia en Pichincha podría ser ambigua. Algunos escenarios muestran una tendencia hacia la no estacionariedad o indican una convergencia potencial debido a la presencia de quiebres estructurales. Sin embargo, otros escenarios sugieren que persisten diferencias significativas en relación con la economía líder, lo que contribuye a la incertidumbre en la evaluación de convergencia.

Tabla 1  
 Pruebas de raíz unitaria en panel para Pichincha

Periodo (2009-2024)	NIVELES					
	Intercepto individual			Intercepto individual y tendencia		
	0 Rezago	1 Rezago	2 Rezago	0 Rezago	1 Rezago	2 Rezago
Prueba Levin, Lin y Chu (H0: raíces unitarias comunes)	-5.2002 (0.0000)	-7.1568 (0.0000)	-5.1781 (0.0000)	-5.7316 (0.0000)	-5.7316 (0.0000)	-4.9391 (0.0000)
Prueba Im, Pesaran y Shin (H0: raíces unitarias individuales)	-1.3862 (0.0828)	-3.5941 (0.0002)	-3.3858 (0.0004)	-5.9020 (0.0000)	-1.9227 (0.0273)	-1.8666 (0.0310)
Prueba Fisher tipo Dickey-Fuller (ADF) (H0: raíz unitaria individual)	78.0154 (0.0022)	77.1506 (0.0027)	87.0067 (0.0002)	111.1734 (0.0000)	62.4791 (0.0531)	69.0310 (0.0156)
Prueba Breitung (H0: raíz unitaria)	0.7848 (0.7837)	0.6889 (0.7546)	1.2995 (0.9031)	-2.6787 (0.0037)	-3.1983 (0.0007)	-2.8612 (0.0021)
	78.0154	77.3849	75.1158	111.1734	112.5225	114.9907

Prueba Fisher tipo Phillips-Perron (PP) (H0: raíz unitaria individual)	(0.0022)	(0.0026)	(0.0043)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Periodo (2009-2024)	Sin intercepto y sin tendencia					
	0 Rezago	1 Rezago		2 Rezago		
Prueba Levin, Lin y Chu (H0: raíces unitarias comunes)	-10.0357 (0.0000)	-10.0357 (0.0000)		-8.6741 (0.0000)		
Prueba Breitung (H0: raíz unitaria)	-8.2936 (0.0000)	-7.5763 (0.0000)		-7.2746 (0.0000)		

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la tabla 2, se realiza el mismo ejercicio con respecto a Guayas como provincia líder. Al igual que Pichincha, mientras que algunas pruebas, como LLC y la PP, sugieren la presencia de estacionariedad otras como IPS y la ADF con tendencia no rechazan la hipótesis de no estacionariedad en varios escenarios. Esto sugiere que la convergencia económica respecto a Guayas como economía líder, no es un fenómeno uniforme, sino que está influenciado por la estructura y dinámica de los factores económicos locales. Es por ello que los resultados no son del todo concluyentes y por tal motivo se plantea más adelante el uso del enfoque de Bernard y Durlauf, así como pruebas de cointegración, en la predicción de la versión absoluta de convergencia.

Tabla 2  
Pruebas de raíz unitaria en panel para Guayas

Periodo (2009-2024)	NIVELES					
	Intercepto individual			Intercepto individual y tendencia		
	0 Rezago	1 Rezago	2 Rezago	0 Rezago	1 Rezago	2 Rezago
Prueba Levin, Lin y Chu (H0: raíces unitarias comunes)	-5.2439 (0.0000)	-6.9922 (0.0000)	-5.0281 (0.0000)	-6.6798 (0.0000)	-6.6798 (0.0000)	-5.8769 (0.0000)
Prueba Im, Pesaran y Shin (H0: raíces unitarias individuales)	-1.5561 (0.0598)	-3.5207 (0.0002)	-3.3151 (0.0005)	-5.6011 (0.0000)	-2.7214 (0.0032)	-2.8364 (0.0023)
Prueba Fisher tipo Dickey-Fuller (ADF) (H0: raíz unitaria individual)	80.9066 (0.0011)	78.7643 (0.0019)	85.6421 (0.0003)	90.7876 (0.0001)	74.2275 (0.0052)	85.1050 (0.0004)
Prueba Breitung (H0: raíz unitaria)	0.9000 (0.8159)	0.8004 (0.7883)	1.1384 (0.8725)	-3.5033 (0.0002)	-3.8781 (0.0001)	-2.6090 (0.0045)
Prueba Fisher tipo Phillips-Perron (PP) (H0: raíz unitaria individual)	80.9066 (0.0011)	80.9432 (0.0011)	79.3104 (0.0016)	90.7876 (0.0001)	92.6363 (0.0001)	91.0472 (0.0001)
Periodo (2009-2024)	Sin intercepto y sin tendencia					
	0 Rezago	1 Rezago		2 Rezago		
Prueba Levin, Lin y Chu (H0: raíces unitarias comunes)	-7.8457 (0.0000)	-7.8457 (0.0000)		-6.2705 (0.0000)		
Prueba Breitung (H0: raíz unitaria)	-5.8653 (0.0000)	-5.4806 (0.0000)		-5.2482 (0.0000)		

Fuente: Elaboración propia.

Por lo tanto, los resultados obtenidos por medio del estudio de las pruebas de raíz unitaria en la comprobación de convergencia respecto a las economías líderes, son comparables con los presentados por Molero et al. (2022), cuyos resultados buscan comprobar un proceso de convergencia estocástica en el Índice de Complejidad Económica para el caso de Latinoamérica y el Caribe. En ambos estudios, bajo el uso de pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural en la evaluación de convergencia respecto a dos puntos de comparación, se obtuvo resultados ambiguos, al presentarse evidencia mixta en el rechazo y no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria.

En la segunda fase, tras la aplicación del enfoque de Bernard y Durlauf (1995) se obtienen los siguientes resultados, presentes en la tabla 3. En la cual se demuestra, tanto para el caso de Pichincha como Guayas, un coeficiente  $\beta$  no significativo, es decir no se encuentra evidencia de convergencia respecto a las economías líderes.

Tabla 3  
 Test de convergencia de Bernard & Durlauf

Productividad media laboral	Pichincha	Guayas
$\beta$	0.0538 (0.58)	0.166 (1.36)
$\alpha$	4.327*** (10.52)	3.815*** (6.95)

Estadístico t en paréntesis \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

Fuente: Elaboración propia.

Para el cálculo de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$ , bajo la metodología antes expuesta. Fue necesario el uso de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS), con el fin de corregir los problemas de correlación y heteroscedasticidad presentes en el panel de datos. De manera que, en un análisis condicional, los resultados obtenidos son similares a los expuestos por Espinoza et al. (2022), al optar por el enfoque de Bernard y Durlauf, en la estimación de convergencia; así como, el uso del modelo GLS en la corrección de autocorrelación y heteroscedasticidad para la aplicación del test antes descrito. En ambos casos se concluye la no existencia de convergencia condicional hacia las economías líderes, al presentar un coeficiente  $\beta$  no significativo.

Una última fase, establece el uso de pruebas de cointegración en panel, en la estimación de convergencia estocástica. Por lo que, con el propósito de complementar las pruebas de raíz unitaria y el enfoque de Bernard y Durlauf, se sugiere una especificación de cointegración en panel, utilizando la función (22) entre la productividad del trabajo por provincia y la provincia líder. De forma que, se hizo uso de las pruebas planteadas por Pedroni (1999), siendo estas potentes en muestras pequeñas.

Al momento no se conoce estudio alguno que emplee una metodología similar en el análisis de convergencia estocástica en Ecuador. La utilización de esta brinda un gran aporte empírico a los estudios de convergencia en el país. Razón por lo cual, los resultados sugieren una relación de equilibrio de largo

plazo entre la productividad media laboral de las provincias de estudio respecto a las líderes; es decir, resultados a favor de convergencia en Ecuador, tal como se describe a continuación.

Tabla 4  
 Pruebas de cointegración de Pedroni para Pichincha y Guayas

	Pichincha		Guayas	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
Panel v-statistic	-1.7390	(0.0410)	-0.9254	(0.1774)
Panel rho-statistic	-0.6091	(0.2712)	-0.2115	(0.4163)
Panel PP-statistic	-6.5343	(0.0000)	-4.5454	(0.0000)
Panel ADF-statistic	-4.3295	(0.0000)	-4.1154	(0.0000)
Grupo rho-statistic	1.2374	(0.1080)	1.7637	(0.0389)
Grupo PP-statistic	-6.3692	(0.0000)	-3.7259	(0.0001)
Grupo ADF-statistic	-3.5565	(0.0002)	-3.2951	(0.0005)

Pruebas realizadas con efectos fijos y tendencia individual. Se presentan los estadísticos y la probabilidad asociada.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de las pruebas de cointegración de Pedroni (1999) muestran una fuerte evidencia de convergencia a largo plazo entre las variables analizadas, tanto en el conjunto completo de datos como en los grupos específicos considerados. A pesar de que algunos estadísticos arrojan probabilidades por encima de 0.05, los valores excepcionalmente bajos de los estadísticos PP y ADF indican evidencia significativa en contra de la hipótesis nula de no cointegración en niveles, lo que sugiere la posibilidad de convergencia. En resumen, estos resultados respaldan la existencia de una relación establecida en el tiempo entre las variables estudiadas, fortaleciendo la idea de convergencia a largo plazo entre las provincias de Ecuador, especialmente en Pichincha y Guayas.

Los análisis de cointegración señalan una sólida evidencia de convergencia a largo plazo entre las variables tanto en Pichincha como en Guayas. En Pichincha, los bajos valores de los estadísticos PP y ADF en el análisis de panel como de grupo, respaldan la presencia de cointegración, destacando así a Pichincha como una economía líder en el contexto provincial de Ecuador. Por otro lado, en Guayas, aunque el estadístico "v" no alcanza significancia al nivel del 0.05, tanto el estadístico PP como el estadístico ADF muestran evidencia significativa en contra de la hipótesis nula de no cointegración en niveles, lo que sugiere la posibilidad de convergencia entre las variables en estudio. Además, los estadísticos de grupo rho, PP y ADF también apoyan la presencia de convergencia a largo plazo en Guayas al mostrar valores de probabilidad inferiores al 0.05.

## Conclusiones

Los aspectos metodológicos, así como los resultados, se desarrollan en el marco de los procesos estocásticos de convergencia. A diferencia de las especificaciones lineales de los modelos comúnmente

utilizados en la comprobación de convergencia, la metodología empleada en este documento se basa en pruebas de raíces unitarias de primera y segunda generación en un panel de datos. Esta metodología mejora las propiedades de los estimadores y corrige la heterogeneidad no observada. La relevancia de esta metodología radica en su capacidad para verificar la convergencia: si las disparidades de productividad laboral entre un grupo de provincias y las economías líderes resultan estacionarias, se evidencia convergencia; de lo contrario, si se detecta una raíz unitaria, indica un proceso de divergencia. Sin embargo, al aplicar estas pruebas al estudio de la productividad del trabajo en las provincias de Ecuador, se encontraron resultados ambiguos. La evidencia mixta no permite concluir de manera definitiva sobre la presencia de convergencia en el grupo analizado, lo que se refleja en ambas economías de referencia. De forma que, la hipótesis inicial no puede ser confirmada plenamente, aunque algunos resultados sugieren tendencias parciales de convergencia.

A pesar de la ausencia de evidencia concluyente de convergencia condicional según el enfoque de Bernard & Durlauf (1995), los resultados obtenidos mediante las pruebas de cointegración de Pedroni (1999), indican la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo de las provincias hacia las economías líderes, lo que podría interpretarse como una forma de convergencia. Esta discrepancia metodológica pone de manifiesto la complejidad del fenómeno analizado y guarda coherencia con trabajos anteriores, como el de Espinoza et al. (2022), que también reportan resultados mixtos respecto a la convergencia regional en el contexto ecuatoriano.

Si bien algunos hallazgos sugieren una tendencia hacia la convergencia con las economías líderes, persiste la ambigüedad inherente a las pruebas de raíz unitaria, así como la contradicción con las pruebas de convergencia de Bernard y Durlauf. La significancia en algunas pruebas sugiere una reducción a largo plazo de las disparidades en la productividad laboral entre provincias y economías líderes, mientras que la falta de significancia podría señalar la persistencia de brechas entre las economías estudiadas. Esto podría indicar la existencia de barreras estructurales o condiciones económicas que limitan la capacidad de las provincias para alcanzar niveles de productividad comparables a Pichincha y Guayas. Además, los procesos de ajuste o convergencia en curso podrían ser difíciles de identificar debido a otros factores como la volatilidad en los precios del petróleo, crisis financieras, desastres naturales o la pandemia de Covid-19, que han impactado la economía ecuatoriana y la dinámica de convergencia entre provincias y economías líderes como Pichincha y Guayas.

En particular, eventos macroeconómicos de gran magnitud como la crisis financiera global de 2009 y la pandemia de COVID-19 en 2020 han ejercido un impacto significativo en estas dinámicas. La crisis de 2009 afectó indirectamente al país mediante la caída de la demanda externa, menores remesas y restricciones fiscales, lo que pudo haber limitado las capacidades de inversión pública y privada en provincias menos desarrolladas. A su vez, la pandemia profundizó las desigualdades regionales al

impactar de forma diferenciada sectores como el comercio, turismo y la manufactura, afectando con mayor severidad a las provincias con menor resiliencia económica. Estas perturbaciones exógenas podrían haber interrumpido o ralentizado los procesos de convergencia, generando resultados mixtos en las pruebas econométricas y resaltando la necesidad de políticas con enfoque territorial.

La misma política regional ha favorecido a ciertas zonas, principalmente a aquellas en donde ha existido mayor concentración de actividad económica. Tal es el caso de la ciudad capital (Quito) en la provincia de Pichincha y, por otro lado, ciudades estratégicas en el sector naviero como Guayaquil en la provincia del Guayas, que cuenta con uno de los más grandes puertos de comercialización del país. Ante esta situación, una política regional diferenciada emerge como una posible solución. La cual debería contemplar medidas que incentiven la inversión en sectores clave dentro de las provincias menos desarrolladas, con el objetivo de reducir las disparidades regionales en comparación con economías como Pichincha y Guayas. A medio plazo, esto podría generar un efecto multiplicador en otros sectores productivos del país, mejorando su competitividad y fortaleciendo la innovación y el conocimiento.

## Referencias

- Abramovitz, M. (1986). Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. *The Journal of Economic History*, 46(2), 385–406. <https://doi.org/10.1017/S0022050700046209>
- Atarihuana, R., & Ochoa Jiménez, D. (2019). Convergencia del PIB per cápita en los países de América Latina. *Crecimiento Económico: Una Mirada Empírica a Nivel Global*, 153–166.
- Banco Central del Ecuador. (2024). Cuentas Regionales Anuales. Disponible en: <https://contenido.bce.fin.ec/documentos/Estadisticas/SectorReal/CuentasProvinciales/Indice.htm> Consultado: 04 de abril de 2024.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1992a). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223–251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1992b). Public Finance in Models of Economic Growth. <https://doi.org/10.3386/w3362>
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (2009). *Crecimiento económico*. Reverté.
- Baumol, W. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. *The American Economic Review*, 1072–1085.

- Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1995). Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), 97–108. <https://doi.org/10.1002/jae.3950100202>
- Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71(1–2), 161–173. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01699-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01699-2)
- Botero, C. (2002). Tres enfoques para el estudio de convergencia económica: neoclásico, sigma convergencia y Quah: una aplicación al caso colombiano, 1985-1999. Universidad de Los Andes.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. In *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics* (Vol. 15, pp. 161–177). [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- Carlino, G. A., & Mills, L. O. (1993). Are U.S. regional incomes converging? *Journal of Monetary Economics*, 32(2), 335–346. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90009-5)
- Cermeño, R., & Llamosas, I. (2007). Convergencia del PIB per cápita de 6 países emergentes con Estados Unidos: un análisis de cointegración. *EconoQuantum*, 4(1), 59–84.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- Cuervo, L. (2004). Estudios de convergencia y divergencia regional en América Latina: balance y perspectivas Investigaciones Regionales. *Asociación Española de Ciencia Regional*, 29–65.
- Desli, E., & Gkoulgkoutsika, A. (2020). World economic convergence: Does the estimation methodology matter? *Economic Modelling*, 91, 138–147.
- Desli, E., & Gkoulgkoutsika, A. (2021). Economic convergence among the world's top-income economies. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 841–853. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.03.001>
- Díaz, J., Sánchez, A., & Mendoza, M. Á. (2009). Convergencia hacia la economía regional líder en México: Un análisis de cointegración en panel. *El Trimestre Económico*, 407–431.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Espinoza, W., Ochoa, D., Ochoa, W., & Moreno, C. (2022). Productivity convergence across economic activities in Ecuador: What about the mines and quarries sector? *Studies of Applied Economics*, 40(2). <https://doi.org/10.25115/eea.v40i2.6330>
- Fisher, R. (1932). *Statistical Methods for Research Workers*. Edinburgh.
- Holmes, M. (2006). Convergencia del producto dependiente del régimen en América Latina. *Estudios de Economía*, 65–81.

- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- INEC. (2024). Visualizador de Estadísticas Empresariales 2020: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Disponible en: <https://public.tableau.com/app/profile/instituto.nacional.de.estad.stica.y.censos.inec/viz/VisualizadordeEstadsticasEmpresariales2020/Dportada>. Consultado: 04 de abril de 2024.
- Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127–1170. <https://doi.org/10.2307/2946651>
- Jiménez, F. (2010). Crecimiento económico: enfoques y modelos. Pontificia Universidad Católica de Perú.
- Kido-Cruz, A., & Kido-Cruz, M. T. (2017). Convergencia regional en México considerando la participación del PIB agropecuario (1940-2010). *Agricultura, Sociedad y Desarrollo*, 14(2), 175–194.
- Krugman, P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483–499. <https://doi.org/10.1086/261763>
- Larsson, R., Lyhagen, J., & Löthgren, M. (2001). Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *The Econometrics Journal*, 4(1), 109–142. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00059>
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- López, B. (2021). Análisis de Convergencia Económica en el Ecuador: Un estudio a nivel provincial, período 2007-2019. Universidad Nacional de Chimborazo.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631–652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Mendieta Muñoz, R. (2015). La hipótesis de la convergencia condicional en Ecuador: un análisis a nivel cantonal. *Retos*, 9. <https://doi.org/10.17163/ret.n9.2015.01>
- Mendieta Muñoz, R., & Pontarollo, N. (2016). Cantonal Convergence in Ecuador: A Spatial Econometric Perspective. *Journal of Applied Economic Sciences*, 39(11), 107–126.
- Molero, L., Villegas, E., Borgucci, E., & Labarca, N. (2022). Convergencia estocástica en el Índice de Complejidad Económica: el caso de América Latina y el Caribe, 1995-2019. *Revista Finanzas y Política Económica*, 14(2). <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v14.n2.2022.2>
- Paredes, R. (2023). Clubes de convergencia regional y sus determinantes en Perú. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 94, 159–190. <https://doi.org/10.13043/DYS.94.5>

- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 653–670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Pesaran, M. H. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics*. *Journal of Econometrics*, 138(1), 312–355.
- Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165. <https://doi.org/10.2307/2938339>
- Quah, D. (1993). Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, 37(2–3), 426–434. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(93\)90031-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(93)90031-5)
- Ramón-Mendieta, M., Ochoa Jiménez, D., & Ochoa Moreno, W. (2013). Growth, clusters, and convergence in Ecuador: 1993-2011. *Regional Problems and Policies in Latin America*. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-39674-8>
- Robledo, J. (2012). Impacto de las Patentes sobre el crecimiento económico: Un modelo panel cointegrado. *Documentos de Trabajo No. Grupo de Estudios Económicos, Superintendencia Industria y Comercio*, 2, 1–18.
- Rodríguez Benavides, D., Perrotini Hernández, I., & Venegas-Martínez, F. (2012). La hipótesis de convergencia en América Latina: Un análisis de cointegración en panel. *Econoquantum*, 9(2), 99–122. <https://doi.org/10.18381/eq.v9i2.151>
- Rodríguez, D., & Ceballos, O. (2022). Clubes de convergencia regional en Colombia 2000-2016. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, 53, 47–65. <https://doi.org/10.38191/iirr-jorr.22.010>
- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 5(94), 1002–1037.
- Sala-i-Martin, X. (1994). *Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence*. Yale University, 1(716), 1–46.
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de crecimiento económico* (2nd ed.). Antoni Bosch editor.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Swan, T. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334–361. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x>
- Tinizhañay, J. (2020). Análisis de Convergencia para el Caso Ecuatoriano a Nivel Cantonal en el período: 2007-2017. *Retos*, 10(19), 168–186. <https://doi.org/10.17163/ret.n19.2020.10>
- Toral, A. (2001). El factor espacial en la convergencia de las regiones de la Unión Europea: 1980-1996.