



Revista Finanzas y Política Económica

ISSN: 2248-6046

ISSN: 2011-7663

Universidad Católica de Colombia

Oliva, Leobaldo Enrique Molero; Pocaterra, Esmeralda Matilde Villegas;
García, Emmanuel Victorio Borgucci; Ferrer, Nelson José Labarca

Convergencia estocástica en el Índice de Complejidad
Económica: el caso de América Latina y el Caribe, 1995-2019

Revista Finanzas y Política Económica, vol. 14, núm. 2, 2022, Julio-Diciembre, pp. 313-350
Universidad Católica de Colombia

DOI: <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v14.n2.2022.2>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323573504002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEM  redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Leobaldo Enrique Molero Oliva*
Esmeralda Matilde Villegas Pocaterra**
Emmanuel Victorio Borgucci García***
Nelson José Labarca Ferrer****

Recibido: 31 de enero de 2022

Evaluación: 13 de marzo de 2022

Aprobado: 10 de mayo de 2022

Artículo de investigación

© 2022 Universidad Católica de Colombia.

Facultad de Ciencias

Económicas y Administrativas.

Todos los derechos reservados

* Doctor (c) en Ciencias Económicas.
Docente-investigador Agregado en la
Escuela de Economía de la Universidad
del Zulia. Venezuela. Correo electrónico:
lmolerooliva@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-4024-7441>

** Doctora en Ciencias Económicas.
Docente-investigadora Titular en la
Escuela de Economía de la Universidad
del Zulia. Venezuela. Correo electrónico:
esmeraldavillegas@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-4547-2023>

*** Doctor en Ciencias Sociales. Docente-
investigador Titular en la Escuela
de Economía de la Universidad del
Zulia. Venezuela. Correo electrónico:
eborgucci@yahoo.com

 <https://orcid.org/0000-0002-4078-006X>

**** Doctor en Ciencias Sociales. Docente de
la Universidad Técnica de Manabí. Ecuador.
Correo electrónico: nlabarca@utm.edu.ec

 <https://orcid.org/0000-0001-8846-769X>

Convergencia estocástica en el Índice de Complejidad Económica: el caso de América Latina y el Caribe, 1995-2019

Resumen

Este artículo tiene como objetivo examinar la hipótesis de la convergencia en el Índice de Complejidad Económica durante el lapso 1995-2019, para una muestra representativa de países de América Latina y el Caribe con respecto a dos referentes: la complejidad económica de Estados Unidos y la complejidad promedio entre diez países líderes de la distribución mundial del 2019. Se utilizó la metodología de convergencia estocástica y se realizaron los contrastes de la hipótesis mediante pruebas de raíces unitarias estándar y con quiebre estructural. Los resultados muestran que la dispersión de la complejidad entre los países aumentó sostenidamente. Además, estos no revelan convergencia absoluta, excepto para Costa Rica y México, mientras que otros países comparten tendencias comunes o presentan divergencia frente a los países de referencia. Estos hallazgos implican que algunos problemas económicos, como el lento crecimiento o los niveles de desarrollo económico, no podrían solventarse si no mejoran las interacciones sistémicas a nivel productivo, asumidas como complejidad económica. Una de las limitaciones del estudio es que no contempla explícitamente la relación con otras dimensiones del desarrollo sostenible.

Palabras clave: complejidad económica, crecimiento económico, convergencia estocástica, series de tiempo, raíces unitarias.

JEL Classification: C02, F43, F63, Q01, O47, O54.

Stochastic convergence in the Economic Complexity Index: the case of Latin America and the Caribbean, 1995-2019

Abstract

The aim for this article is to examine the hypothesis of convergence in the Economic Complexity Index during the period 1995-2019, for a representative sample of Latin American and Caribbean countries, regarding two references: the economic complexity of the United States and the average complexity among ten leading countries of the world distribution in 2019. A stochastic convergence methodology was used, and the contrasts of the hypothesis were carried out through standard unit root tests and with structural break. The results show that the dispersion of complexity between countries increased steadily. In addition, these do not reveal absolute convergence, except for Costa Rica and Mexico, while other countries share common trends or present divergence compared to the reference countries. These findings imply that some economic problems, such as slow growth or levels of economic development, could not be solved if the systemic interactions at the productive level, revealed in the degree of economic complexity, do not improve. One of the limitations of the study is that it does not explicitly contemplate the relationship with other dimensions of sustainable development.

Keywords: economic complexity, economic growth, stochastic convergence, time series, unit roots.

INTRODUCCIÓN

Las metas en torno al crecimiento económico han sido una preocupación constante para la mayoría de países y organismos internacionales especializados, además por sus posibles implicaciones en la prosperidad material de la población, reflejada en términos de ingreso *per cápita* (Pozo, 2021; Herrero, Figueroa & Sanz, 2010). En la actualidad, una innovadora interpretación sobre cómo se da el proceso de crecimiento y desarrollo productivo es ofrecida mediante el concepto y la teoría de la complejidad económica (Hidalgo & Hausmann, 2009; Hausmann, 2018; Crespi et al., 2014).

Bajo este esfuerzo teórico, el nivel de complejidad refleja el tipo de estructura productiva de un país y la interrelación entre sus sectores, a partir de dos componentes: a) la diversidad, la cual expresa qué bienes produce y exporta el país, y b) la ubicuidad, la cual transmite el número de países que producen y exportan un bien específico. El tratamiento metodológico y empírico de esta teoría y los criterios de diversidad y ubicuidad conllevan al Índice de Complejidad Económica (ICE), que mide “la suma de capacidades y conocimientos técnicos que se involucran en la producción de un determinado producto” (Hausmann, 2018, p. 207) y, a su vez, deviene como una herramienta para interpretar las perspectivas de transformación productiva y fomento del crecimiento a largo plazo en los países (Sciarra et al., 2020).

De acuerdo con García et al. (2021), la complejidad de un país está estrechamente ligada con los recursos y las capacidades que posee, con especial atención al conocimiento productivo, los cuales pueden tener imperfecta movilidad, de modo que no están disponibles para todos. Ante ello, se registran disparidades entre grupos de economías nacionales en relación con el grado de complejidad que manifiestan individualmente. Estas diferencias constituyen a su vez un determinante de las disparidades internacionales en niveles de ingreso *per capita*.

Ahora bien, si esos recursos contenidos en el conocimiento productivo, o capacidad para hacer cosas nuevas y más complejas, se derrama en cierta forma hacia economías con procesos tecnológicamente menos complejos, entonces es posible que las brechas entre las economías líderes y las seguidoras puedan disminuir en términos de niveles de complejidad económica, así como por extensión en crecimiento. A lo anterior se suma que, una vez un país logra reunir ciertas habilidades requeridas en la producción de un bien, tanto por empresas de capital y tecnología extranjera o nacional, puede enlazar nodos con otros productos y sectores; es decir, mayores capacidades productivas, destrezas y recursos le pueden permitir a una economía

obtener productos más complejos. De ahí que su convergencia hacia los países más avanzados en complejidad implicaría crecimiento sostenido con diversificación.

En ese sentido, conviene indagar si, en una región con tantas experiencias y programas de desarrollo como América Latina y el Caribe los principales países que componen esta región muestran una aproximación respecto al grado de sofisticación de las economías con mayor complejidad en sus estructuras económicas y sectores productivos. Ello es relevante para esta región debido a que la mayor parte de sus países han tenido un crecimiento históricamente bajo respecto a otros, por lo que suelen estar anclados en la trampa del ingreso medio (Alarco & Castillo, 2018).

La eventual convergencia en esta medición podría interpretarse como un proceso que, en última instancia, conduciría a una complementariedad productiva y redes de producción entre países (Nieto & Rendón, 2019), así como constituir la antesala para una completa convergencia económica y la superación de las trampas de pobreza y de ingreso medio; de ahí la relevancia de plantear en este estudio la siguiente interrogante: ¿qué países de América Latina presentan convergencia en complejidad económica y, como resultado, se acercan a los países con mayor grado de sofisticación?

Para responder a tal cuestionamiento, el presente artículo tiene como objetivo examinar la hipótesis de la convergencia en el ICE durante el lapso 1995-2019, para una muestra representativa de países de América Latina y el Caribe con respecto a dos referentes (*Benchmark*): la complejidad económica de Estados Unidos y la complejidad promedio entre diez países líderes de la distribución mundial del 2019 (Hidalgo & Hausmann, 2009). El análisis empírico se lleva a cabo usando metodologías bajo entornos estocásticos (Bernard & Durlauf, 1995, 1996; Durlauf et al., 2005).

Dado que la complejidad económica es un enfoque y una herramienta útil tanto para el diagnóstico de las restricciones que frenan el crecimiento como para diseñar e implementar políticas efectivas para trazar una ruta hacia la prosperidad y estimular el desarrollo económico a largo plazo, esto significa, elevar el nivel de ingreso *per cápita* (Hausmann, 2018), entonces este estudio provee un aporte empírico a la interpretación del lento crecimiento económico y las brechas que la región mantiene con respecto a los países desarrollados (Villegas et al., 2020).

En los términos planteados por este concepto, una de las limitaciones del estudio es que no deriva consecuencias sociales de las conexiones productivas que

envuelve el grado de complejidad de los productos de un país. Si bien existe evidencia de la relación entre complejidad y desempeño en desarrollo humano, inclusión social y sostenibilidad ambiental (Hidalgo, 2021), el concepto y posible convergencia de los países de América Latina y el Caribe no provee toda la información sobre el estatus actual de desarrollo en la región, pero puede ser recibido como una contribución en torno al balance actual, las tendencias y perspectivas a futuro.

MARCO CONCEPTUAL

Complejidad económica como fuente del crecimiento

En el campo de las ciencias sociales, el término *complejidad*¹ o, concretamente, *complejidad desorganizada* (Weaver, 1948) está muy relacionado con el concepto de *sistema social*, un conjunto significativo de partes y formas de interacción de carácter adaptativo, interdependiente o diverso, donde hay un énfasis en la interconectividad de los retículos que conforman las relaciones sociales de todo tipo (Giddens, 1979).

Desde la perspectiva de los sistemas económicos, la división de los conocimientos entre individuos permite sobrepasar los límites del progreso técnico emprendido por la sociedad en el pasado (Balland et al., 2022), y este progreso técnico consta de tres componentes: herramientas, conocimiento codificado y conocimiento tácito (Hausmann, 2013). De hecho, mayor diversificación en términos de variedad de productos y servicios está correlacionada positivamente con el nivel de desarrollo económico de los países (Imbs & Wacziarg, 2003; Tacchella et al., 2013; Petralia et al., 2017; Castañeda, 2018). Junto a lo anterior, las sociedades producen procesos de creación de nuevos conocimientos (Weitzman, 1998; Fleming & Sorenson, 2001). Además, como el número de posibilidades crece exponencialmente, los países con muchas (pocas) capacidades tendrán fuertes (débiles) incentivos para acumular más (menos) elementos con los que pueden producir más (menos) combinaciones (Hausmann & Hidalgo, 2011).

1 La palabra *complejo* viene del latín *complexus* (que significa “abrazado, contenido, comprendido”) (De Col, 2007), que es el participio del verbo *complexor* (“abrazar, rodear, comprender”). Pero el verbo *complexi* está, a su vez, formado por el prefijo *-con* (que significa “junto”) y el verbo *plectere* (“trenzar, entrelazar”), que es el frecuentativo de *plicare* (“plegar”). En otras palabras, la palabra *complejo* sugiere una estructura (sistema) complicada (adjetivo de mezclar más aún o hacer más difícil algo), porque es una estructura cuyos componentes están muy bien transados y entrelazados.

El aporte de Hidalgo y Hausmann (2009) a la noción de la complejidad económica consiste en el empleo de matrices de capacidades y habilidades Cca y matrices tecnológicas Ppa. De esta manera, una economía determinada fabricará un producto si tiene todas las condiciones y facilidades disponibles para su realización. Con la Cca y la Ppa se obtiene la llamada matriz de países y productos $[Mcp] = 1$ si el vector de producto $\vec{P}_p$ es un subconjunto de $\vec{C}_c$, que es el vector de capacidades.

La matriz Mcp es una matriz de 1/0, que se obtiene considerando la producción-exportación de bienes y servicios de un país, tanto en términos de valores monetarios como en términos de participaciones, y una vez que se obtengan las llamadas ventajas comparativas reveladas (VCR), que es el cociente entre la participación de mercado del producto de un determinado país con relación al resto del mundo; es decir, el porcentaje de exportaciones de un determinado producto de un país en relación con la producción y exportación de ese mismo bien realizada por el resto del mundo. En consecuencia, un alto valor de VCR implica que ese país es intensivo en la producción-exportación de ese bien, de modo que cuenta con una gran ventaja comparativa en ese producto.

Lo anterior lleva al análisis de la diversidad y la ubicuidad. El primero se refiere a cuántos productos hace un país $k_{c,0} = \sum_c M_{c,p}$, en términos de la matriz Mpp es la suma de la fila del país, siendo las columnas los productos. Por su parte, la ubicuidad es la suma de las columnas, o cuántos países hacen un mismo producto, formalmente $k_{p,0} = \sum_c M_{c,p}$.

En el trabajo de Hidalgo & Hausmann (2009) se introdujo el método de las reflexiones, que trata de responder la interrogante acerca de qué tan ubicuos son los productos que hace un país; es decir, un país puede producir un producto que no lo puede hacer el resto del mundo, y existen productos que los hace todo el mundo. La reflexibilidad permite precisar que los países que cuentan con mayores capacidades productivas tienen una canasta de productos muy diversificada. Formalmente, la diversidad está dada por la siguiente expresión: $k_{c,1} \equiv \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p M_{c,p} k_{p,0}$; en otros términos, se relaciona la cantidad de productos que produce un país contra el número de países que hacen ese mismo producto.

En conclusión, un producto es complejo si para producirlo implica el uso de muchas capacidades, y esas capacidades sugieren que pocos países podrán hacerlo y posiblemente sea demandado por muchos países. Por lo que sigue, la complejidad de los productos lleva a la complejidad económica de los países. Así, surge el ICE (*Economic Complexity Index* [ECI]) (Hidalgo & Hausmann, 2009) o la complejidad

ajustada o adecuada (*Fitness*) (Tacchella et al., 2012) o la habilidad de producción (*Production ability*) (Bustos & Yildirim, 2021).

La complejidad económica de un país determinado es originalmente calculada sobre la base de un algoritmo iterativo y autorreferencial (método de las reflexiones), donde se calculan inicialmente la diversidad y la ubicuidad, y recursivamente usa la información de una etapa para corregir la otra. El método de las reflexiones es equivalente a encontrar *eigenvalues* de la matriz M_{pc} conocida como $\tilde{M}$, donde las filas y las columnas corresponden a los países y cuya expresión es:

$$k_{c,n} \equiv \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p M_{cp} \frac{1}{k_{p,0}} \sum_{c'} M_{c'p} k_{c',n-2}$$

$$= \sum_{c'} k_{c',n-2} \sum_p \frac{M_{c'p} M_{cp}}{k_{c,0} k_{p,0}} = \sum_{c'} k_{c',n-2} \tilde{M}_{c,c'}^c \quad [1]$$

$$\tilde{M}_{c,c'}^c \equiv \sum_p \frac{M_{cp} M_{c'p}}{k_{c,0} k_{p,0}} \quad [2]$$

Que para Mealy et al. (2019) matricialmente se puede expresar así: $\tilde{M} = D^{-1} M U^{-1} M'$. Donde $D = I x M x 1_{(p)}$, que es la matriz diagonal formada con el vector de diversidad, $U = I x M' x 1_{(c)}$, que es la matriz diagonal formada con el vector de ubicuidad, $1_{(i)}$ es un vector de unos de longitud i y I es la matriz identidad.

Así, $\tilde{M}$ es una matriz estocástica fila en la que la suma de sus filas es igual a 1, su *eigenvalue* es 1 y que su *eigenvector* asociado es constante. De esta manera, el ICE se define como el *eigenvector* asociado con el segundo *eigenvalue* más largo de $\tilde{M}$. Desde el punto de vista económico, el ICE muestra las capacidades de los países; un país más complejo desde el punto de vista económico tiene más capacidades y es capaz de hacer más productos complejos y poco ubicuos. A todo esto, como lo expresan Hidalgo y Hausmann (2009), el ICE puede predecir el crecimiento futuro de la economía, o como señala Hidalgo (2021),

más precisamente, que el futuro crecimiento económico (tal como el PIB *per capita*) estuvo correlacionado con el ICE después de controlar su nivel inicial de ingreso y otros factores. Este hallazgo puede ser descrito por medio de un modelo básico de la forma: $\log(GFPPC_c(t - dt)) = A \log(GDPPC_c(t) + BECI_c(t) + CF_c + \dots + \epsilon$.

Como resultado, el ICE se puede considerar como un buen predictor del crecimiento y desarrollo económico a largo plazo de la economía, y puede ser interpretado como evidencia de que la complejidad de una economía tiene conexión con determinado nivel de equilibrio en los ingresos. Eso quiere decir que puede existir evidencia de una relación entre el grado de complejidad y las capacidades de los componentes de, por ejemplo, una función de producción tipo Cobb-Douglas, y con ello a esquemas de crecimiento del tipo Solow-Swan y continuadores y los conceptos surgidos a partir del estudio de enfoques de crecimiento económico a largo plazo de carácter exógeno y endógeno.

Por último, como la adquisición de capacidades de un país, empleadas en la producción y exportación de bienes, es un factor determinante para su crecimiento económico (Sciarra et al., 2020), el análisis de convergencia extendido a este campo brinda una forma empírica de comprender las trayectorias de los países de una región en relación con unos referentes y, con ello, ubicar tanto la complejidad como la posibilidad de mayor crecimiento a largo plazo. Como estas capacidades están asociadas con insumos no transables, como el conocimiento tácito (Britto et al., 2019), el acercamiento de un país respecto a otro más complejo brindaría evidencia adicional sobre el éxito o fracaso de su estrategia endógena de crecimiento basada en estos cambios estructurales, y la interrelación que permite detonar un proceso de aprendizaje, imitación, repetición y mejora a partir de los más países más ricos.

Una limitación de esta propuesta conceptual es que no distingue si la capacidad productiva del espacio geográfico, basada en la estructura de sus exportaciones, es el efecto de cierto grado de dependencia espacial con respecto a los países desarrollados (como en el caso de México con Estados Unidos, donde se reflejan asimetrías regionales en la localización de la actividad económica), o si es consecuencia exclusiva de las habilidades y capacidades técnicas desarrolladas endógenamente para promocionar una estructura económica diversificada a nivel interno.

Convergencia

Las primeras ideas de acercamiento o convergencia entre países surgen en el contexto de las implicaciones de los modelos de crecimiento económico, tanto en la línea de los modelos exógenos tipo Solow-Swan y sus extensiones, como en las versiones de crecimiento endógeno. Para los modelos de crecimiento neoclásico, los países con menores niveles de ingreso *per capita* ostentarán una tasa de crecimiento más elevada en un periodo de tiempo, respecto al crecimiento promedio de los países más ricos.

Esta hipótesis se refleja y evalúa empíricamente con el concepto de convergencia beta (β) absoluta (Barro & Sala-i-Martin, 1992), y supone que el proceso de convergencia de largo plazo es hacia un mismo estado estacionario. La extensión de tal hipótesis dentro del modelo de crecimiento endógeno asume que la transición puede ocurrir hacia distintos estados estacionarios, y que el país rico puede crecer a un mayor ritmo debido a que no existen rendimientos decrecientes en los factores acumulables y por el nivel de progreso técnico (Nieto & Rendón, 2019). De ese modo, el concepto de convergencia- β absoluta es cuestionado por las trayectorias que, teóricamente, suponen los modelos endógenos; aun así, luego de controlar por distintas variables de estado estacionario, la correlación entre nivel inicial de ingreso *per capita* y tasa de crecimiento es negativa, proponiéndose el concepto de convergencia- β condicional (Barro & Sala-i-Martin, 1992).

En el marco de este trabajo, una primera aproximación a la cuestión se realiza con la definición de convergencia sigma (convergencia- σ). Según esta medida basada en especificaciones con la información transversal de una distribución de economías, se dice que existe convergencia- σ si se cumple la desigualdad:

$$\sigma_t < \sigma_{t-1} \quad [3]$$

Donde σ_t constituye la desviación estándar de la variable de interés en la distribución de cada período t . Una especificación fuerte de este tipo de convergencia demanda que la desigualdad se cumpla para todo t (González et al., 2021), de modo que los niveles de dispersión en las observaciones de la variable dentro de un grupo se reducen consistentemente en el tiempo. Otros contrastes formales de la convergencia- σ se llevan a cabo evaluando si la serie de la desviación estándar es estacionaria o no estacionaria, empleando para ello pruebas de raíz unitaria, o con una regresión de la desviación del ICE frente a una variable de tendencia temporal, conforme la siguiente forma funcional (González et al., 2021):

$$\sigma_t = \alpha + \phi t + \mu_t \quad [4]$$

Siendo $\phi < 0$, donde t es la variable de tiempo del panel y μ_t es un término de error aleatorio. La convergencia- σ requiere que el coeficiente estimado ϕ sea negativo y estadísticamente significativo, lo que significa una reducción de la dispersión conforme crece el tiempo.

El segundo esquema formal de evaluación de convergencia, abordado para efectos de este trabajo, se conoce como convergencia de series de tiempo o estocástica (Bernard & Durlauf, 1995, 1996; Pincheira, 2014). De acuerdo con Rabanal

(2016), el análisis de las series de tiempo ha proporcionado otras herramientas y parámetros para comprender el proceso de convergencia, diferentes a las del análisis transversal, configurando un marco alternativo para analizar el fenómeno.

Para el ICE, la convergencia en un sentido estocástico existe si la diferencia entre el índice de un país y el mejor índice que se puede tomar como un promedio de un grupo de países (o el correspondiente a un país fijado como líder o referente) sigue un proceso estacionario, esto es, la serie de la diferencia es integrada de orden cero $I(0)$.

Lo anterior se entiende también, desde la formalidad estadística, como contrastes de cointegración con series de tiempo para la i -ésima economía respecto a un patrón de referencia (caso bivariado) (Bernard & Durlauf, 1995, 1996; Ayala et al, 2011). En ese orden de ideas, la noción de convergencia en el sentido de Bernard y Durlauf se definen del siguiente modo. Sea ICE_{it} el Índice de Complejidad Económica para el país i en el período t , mientras que ICE_{jt} define la misma variable para el país j (líder) en el período t ; la relación entre ambas es:

$$ICE_{it} = \alpha_{ij} + \beta ICE_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad [5]$$

La constante α_{ij} denota diferencias que son permanentes entre ambas economías (Rodríguez et al., 2016), mientras que ε_{ijt} es un término de error normalmente distribuido, independiente y con varianza y media constante. La convergencia estocástica en un sentido absoluto (también llamada estricta o no condicional) exige el cumplimiento de las restricciones $\alpha_{ij} = 0$ y $\beta = 1$. Bajo este tipo de convergencia fuerte, las diferencias en complejidad entre la economía i y la j deberían disminuir y desaparecer en el tiempo, por lo que es posible señalar que:

$$ICE_{it} = ICE_{jt} + \varepsilon_{ijt} \rightarrow ICE_{it} - ICE_{jt} = DICE_{ijt} = \varepsilon_{ijt} \quad [6]$$

Esta versión restringida o estricta se verifica por medio de pruebas de raíz unitaria para series de tiempo, identificándose el orden de integración de la diferencia entre el índice del país i y el índice del país j , denotada como $DICE_{ijt}$.

Concretamente, esta definición requiere, para que dos economías o países i y j converjan, que su diferencia en la variable converja a cero arbitrariamente en un futuro lejano, independientemente de la situación actual; expuesto de otro modo, dicha diferencia disminuye a lo largo del tiempo hasta que desaparece completamente conforme el horizonte temporal de pronóstico tiende a infinito (Bernard & Durlauf,

1995; Avilés et al., 1997; Li & Papell, 1999; Durlauf et al., 2005), según la siguiente condición (Islam, 2003):

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(ICE_{i,t+k} - ICE_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad [7]$$

Donde I_t denota toda la información establecida en el tiempo t . Esto implica que la serie de tiempo de la diferencia bivariada sea estacionaria de media cero y varianza constante —o lo que es lo mismo: no posea raíz unitaria (Hobijn & Franses, 2001)—, definiendo el tipo de convergencia más fuerte a largo plazo con una relación de cointegración caracterizada por un único vector $(1, -1)$ (Moral de Blas, 2004).

Si la variable que recoge la diferencia es estacionaria, entonces hay convergencia estocástica entre el ICE del país i respecto al correspondiente a j , aunque estos sean integrados de orden uno. En contraste, si la serie de la diferencia entre los índices sigue una caminata aleatoria (contiene una raíz unitaria) o tiene una media diferente de cero, la anterior definición de convergencia no se cumple (Bernard & Durlauf, 1995; Avilés et al., 1997). Moral de Blas (2004) lo resume del siguiente modo:

Para que tenga lugar la convergencia a largo plazo, la diferencia entre las dos variables no ha de presentar ni tendencia estocástica ni tampoco determinista; es decir, esa diferencia ha de ser estacionaria sin que para ello haya que introducir ninguna tendencia ni término independiente. (p. 36)

Si hay una raíz unitaria en la serie de la diferencia, se viola la definición [7]. El caso puntual de raíz unitaria refleja divergencia estocástica (Bernard & Durlauf, 1995). La presencia de componentes determinísticos también viola la definición señalada, pues no permiten la convergencia a cero.

Por otro lado, en el caso que $\beta \neq 1$, la ecuación reflejaría una variante de convergencia estocástica condicional (Islam, 2003). Un caso específico menos estricto se presenta cuando $1 > \beta > 0$, el cual requiere que ambas series no estacionarias estén cointegradas, y su diferencia $DICE_{ijt}$ sea estacionaria, pero en tendencias. Bajo este caso, se refleja una noción de convergencia más débil que la convergencia de series de tiempo. La definición de tendencias comunes plantea que los países i y j contienen una tendencia común si las previsiones a largo plazo son proporcionales en un tiempo fijo t :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(ICE_{i,t+k} - \beta ICE_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad [8]$$

Esta definición de tendencia común envuelve como contrapartida un vector de cointegración igual a $(1, -\beta)$ (Bernard & Durlauf, 1995). Una última versión, también menos estricta, es expresada por la convergencia como *catching-up*, la cual implica que los países i y j convergen entre los períodos t y $t+k$ si la diferencia $DICE_{ijt}$ en el índice de la variable estudiada entre el país i y el país j se espera que disminuya en el tiempo. Formalmente:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(ICE_{i,t+k} - ICE_{j,t+k} | I_t) < ICE_{i,t} - ICE_{j,t} \quad [9]$$

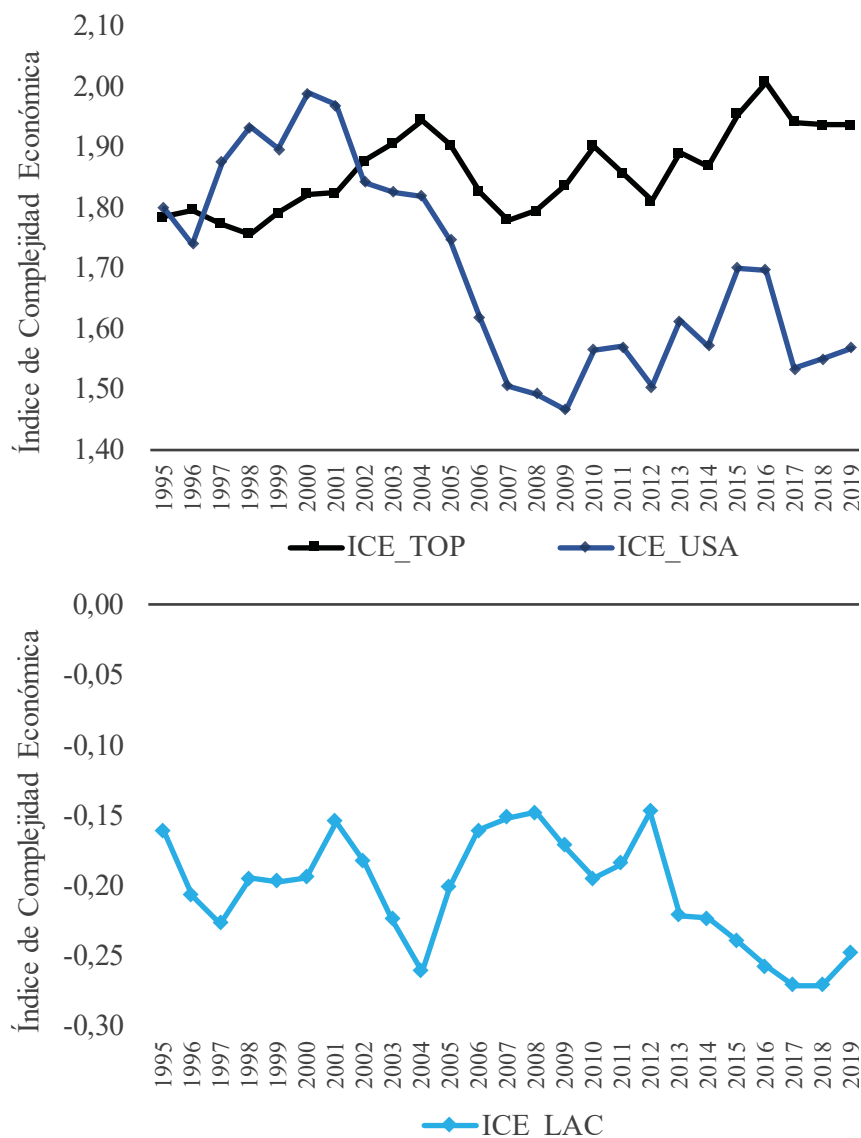
En términos económicos, una representación de la convergencia en complejidad entre una economía y otra más compleja provee una prueba de si la primera es capaz de acercarse a la frontera de capacidades y habilidades acumulada por la más adelantada. Las propiedades de la estructura productiva de los países y sus niveles de complejidad económica pueden ayudar a interpretar las diferencias en niveles de ingreso per cápita entre los países, por lo que un acercamiento en complejidad arroja información sobre la capacidad de los países por alcanzar los niveles fijados por aquellos con estructuras más complejas y diversas, es decir, aprovechando sus potencialidades para mejorar su perfil de crecimiento futuro y tendencia a una homogeneización en los niveles de vida (Córdova, 2000).

METODOLOGÍA Y FUENTES DE INFORMACIÓN

A continuación se plantea tanto la fuente de información como la metodología de análisis de convergencia utilizada. Respecto a la fuente, se emplean datos recolectados del índice provisto en el *Atlas de complejidad económica* (Hidalgo & Hausmann, 2009). Se construye un panel de datos estructurado por veinte economías de la región de interés (América Latina y el Caribe [LAC]) y series anuales continuas de 1995 hasta 2019. Al mismo tiempo, como referencia para el contraste de convergencia en la variable, se utiliza el desempeño de: 1) Estados Unidos; y 2) el promedio simple del índice correspondiente a los diez primeros países que lideraron la distribución en el 2019, es decir, los países con mayor complejidad o sofisticación: Japón, Suiza, Alemania, Corea del Sur, Singapur, República Checa, Austria, Suecia, Eslovenia y Hungría. La Figura 1 muestra la evolución del índice promedio de las economías de LAC (ICE_LAC), el índice promedio de los diez países más complejos (ICE_T) y la serie individual de Estados Unidos (ICE_USA).

Figura 1.

Comportamiento del ICE en países y regiones seleccionadas



Fuente: *Atlas de complejidad económica* (Hidalgo & Hausmann, 2009) y cálculos propios (2021).

Nota: ICE_LAC es el índice promedio de las economías de LAC; ICE_T es el valor promedio del índice de complejidad de los diez países con mejor desempeño en el 2019; ICE_USA es el indicador para la economía de Estados Unidos.

La información dispuesta para LAC revela un retroceso en el valor promedio de la complejidad del grupo, con mayor énfasis desde el 2012. Por su parte, entre los países que lideraron la clasificación, hay tres períodos de retroceso en el indicador promedio: de 2004 a 2007, de 2010 a 2012, y de 2016 hasta 2019; sin embargo, el grupo muestra una tendencia ascendente, en general, durante el horizonte de tiempo.

Con relación al desempeño de Estados Unidos, el gráfico muestra una caída significativa en su indicador desde 2000 hasta 2009, y mayor variabilidad en el comportamiento desde este último año mencionado. Solo en el caso de ICE_T, el valor en el último año de estudio (2019 = 1,932) es superior al nivel logrado en 1995 (1,784), sugiriendo una mejora en la complejidad de sus actividades productivas.

En lo concerniente a la estrategia de estimación empírica para el contraste de la hipótesis de convergencia, el análisis formal considera dos enfoques: el de convergencia- σ , conforme las ecuaciones [3] y [4], y el de convergencia estocástica, sobre la base de la metodología definida en las ecuaciones [5] a [9]. El primero utiliza la información de los datos transversales, mientras que el segundo se enfoca en las series de tiempo individuales de los países que conforman la muestra.

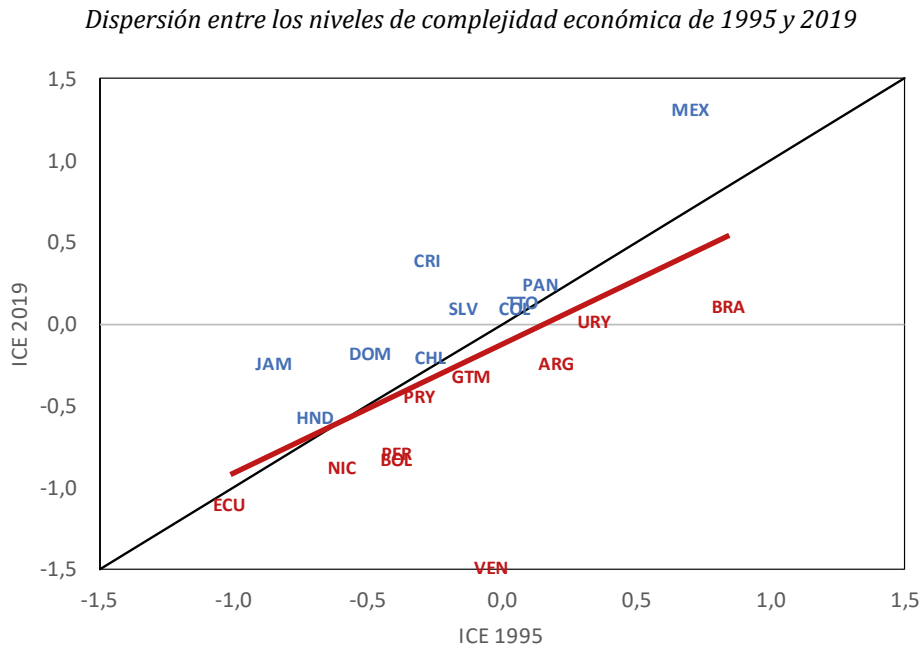
RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Complejidad económica: revisión inicial

Para Hidalgo y Hausmann (2009), “los países tienden a converger al nivel de ingresos dictado por la complejidad de sus estructuras productivas, lo que indica que los esfuerzos de desarrollo deben enfocarse en generar las condiciones que permitan que surja la complejidad para generar crecimiento sostenido y prosperidad” (p. 10570). Esto significa que la convergencia del ingreso es estimulada por la convergencia en la complejidad de las estructuras económicas de los países.

Al respecto, los países de América Latina y el Caribe parecen presentar heterogeneidad en relación con la complejidad. Conforme la Figura 2, si se comparan los dos años extremos del período analizado, a saber, 1995 y 2019, la mitad de los países (diez de ellos) exhiben una mejora en el ICE, mientras que la otra mitad refleja más bien cierto grado de retroceso en el 2019 respecto al grado de complejidad disfrutado hacia mediados de los años noventa.

Figura 2.



Fuente: *Atlas de complejidad económica* (Hidalgo & Hausmann, 2009) y cálculos propios (2021).

Desde el punto de vista regional, solo dos economías de América del Sur mejoran su índice de complejidad: Colombia y Chile; sin embargo, el avance de ambos países apenas fue ligero. La mayor parte de las economías ubicadas en esta subregión retrocedieron en el grado de su complejidad.

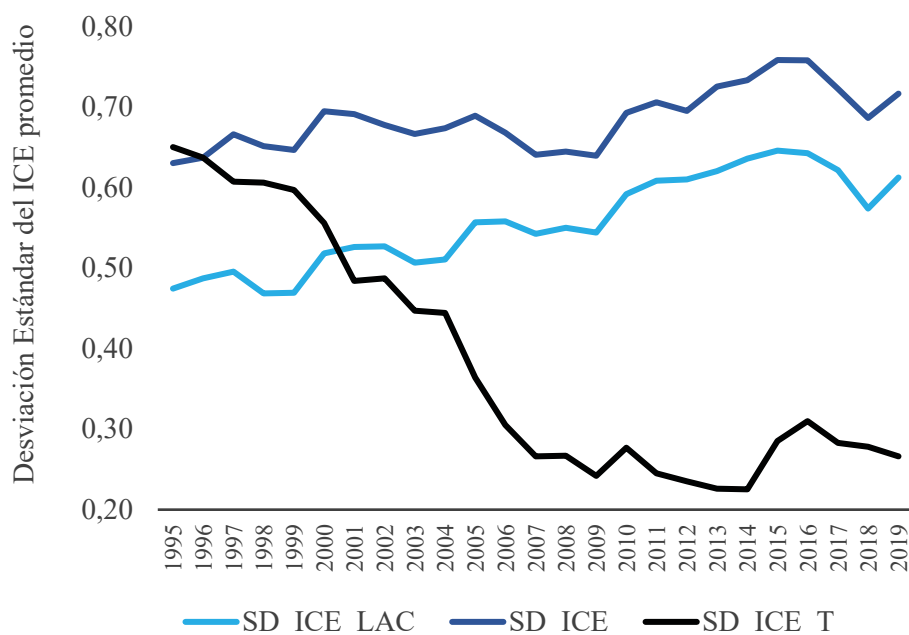
En cambio, los países de Centroamérica, incluyendo México, mayormente incrementaron la complejidad promedio de sus actividades productivas y de la canasta de productos que exportan competitivamente, salvo en los casos de Guatemala y Nicaragua. Del mismo modo, las economías de la subregión Caribe (Jamaica, Trinidad y Tobago y República Dominicana) mejoraron su estructura productiva, mostrando un mayor nivel de complejidad en 2019 respecto a 1995. En el caso opuesto, los mayores retrocesos se presentan en Venezuela, Brasil y Argentina, seguidas por Bolivia, Perú y Uruguay, limitando el desempeño a largo plazo y la convergencia de estas economías respecto a las naciones desarrolladas caracterizadas por altos niveles de complejidad.

Convergencia- σ

La desviación estándar entre los datos transversales provee información sobre la evolución en el tiempo de la dispersión del ICE a escala regional, por lo que es una representación sencilla de convergencia sigma incondicional para el grupo de economías estudiadas. En ese orden de ideas, la Figura 3 muestra la evolución temporal de dicha dispersión en el lapso analizado.

Figura 3.

Desviación estándar en el ICE (1995-2019)



Fuente: cálculos propios con datos del ICE (Hidalgo y Hausmann, 2009).

Nota: SD_ICE es la serie de la desviación estándar en la distribución del ICE para un grupo de 21 economías, incluyendo a Estados Unidos. SD_ICE_LAC es la desviación estándar del ICE entre las 20 economías de LAC. Por último, SD_ICE_T es la desviación estándar en la distribución de los diez países de mayor complejidad.

La dispersión del ICE entre los países de LAC muestra una tendencia ascendente en el período, tanto si se incluye a Estados Unidos como en el caso donde

se excluye a esta economía. La correlación entre ambas series es positiva y fuerte (0,851), así como significativa desde el punto de vista estadístico ($t\text{-stat} = 7,775$). La inspección preliminar, apoyada con pruebas para quiebre estructural, sugiere un importante cambio en el comportamiento a partir de 2012. En cualquier caso, indica que no están disminuyendo las diferencias en cuanto a complejidad económica que presentan los países estudiados.

Inicialmente hay una tendencia creciente en el caso del grupo con Estados Unidos, que luego sufre una reversión, al punto de que para 2009 la desviación estándar era prácticamente igual a la correspondiente en 1995. Respecto al grupo sin Estados Unidos, la desviación estándar retrocede ligeramente hasta 1999; por lo tanto, no parece existir evidencia de convergencia sigma incondicional en todo el período, en los términos de la desigualdad [3], dado que no se mantiene para todos los años que la desviación en un t particular sea menor al valor que le precede.

En contraposición a este desempeño, las economías del grupo de mayor complejidad exhiben un desempeño congruente con la noción de convergencia del tipo sigma, puesto que la desviación estándar se ha estado reduciendo consistentemente desde 1995, con ciertas excepciones puntuales, sobre todo en el bienio 2015-2016. Siguiendo a Drennan et al. (2004), como ejercicio se aplican las pruebas de raíz unitaria ADF (Dickey-Fuller Aumentada) y PP (Phillips-Perron) a las series de tiempos ilustradas en la Figura 3. Al analizar las propiedades de estacionariedad que poseen las desviaciones estándar del ICE en cada uno de los grupos señalados, se encuentran los siguientes resultados (Tabla 1).

Según estas pruebas, en principio se falla en el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria o serie no estacionaria. Los resultados en ADF y PP parecerían implicar que las series de las desviaciones estándar del ICE y del ICE_LAC siguen un recorrido aleatorio, lo cual suministra evidencia en contra de la hipótesis de convergencia- σ incondicional entre las economías de América Latina y el Caribe y en este grupo junto a Estados Unidos. Excepcionalmente, la prueba ADF con una constante y una tendencia determinista lineal en la ecuación en niveles arroja un estadístico t que sí rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria; en este caso, la serie es estacionaria en tendencia al 5%.

Al diferenciar las series y realizar las pruebas sin constante y sin tendencia, se halló que las variables son $I(1)$, por lo que todas llevan una tendencia estocástica, aunque no se detectó la presencia de una tendencia lineal. En el caso de ICE_T, sí existe evidencia preliminar que rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en la desviación

estándar del índice dentro del grupo al 1% de significancia, cuando se aplican las pruebas ADF y PP en niveles sin constante y sin término de tendencia lineal; por lo tanto, esta medición de la dispersión resultó estacionaria tanto en media como en varianza.

Por otro lado, en cuanto al ajuste de la ecuación [4] que relaciona la desviación estándar del ICE en un grupo frente a la variable de tiempo, los resultados bajo mínimos cuadrados ordinarios se reflejan en la Tabla 2. Se lleva a cabo la regresión tanto en relación con el grupo exclusivo de LAC como en el mismo grupo junto a Estados Unidos (Estados Unidos). Como grupo de comparación, se testea la convergencia sigma para la complejidad en los diez países que lideran la clasificación.

Conforme los resultados, el coeficiente asociado a la variable de tiempo es de signo positivo en los casos de dos de las muestras conformadas: en los veinte países de LAC y la misma adicionando a Estados Unidos (LAC + Estados Unidos), lo que sugiere un comportamiento divergente en el tiempo de la desviación estándar de los niveles de sofisticación o complejidad a nivel transversal.

En contraste, el coeficiente ϕ estimado en la regresión del conjunto de comparación (economías más complejas) resultó estadísticamente significativo y con el

Tabla 1.

Pruebas de raíz unitaria sobre las medidas de dispersión transversal

Variable	ADF: estadístico t		
	Series en niveles	Constante y tendencia lineal ^a	Series en diferencias
SD_ICE	0,639	-2,746	-4,394***
SD_ICE_LAC	1,058	-3,622**	-4,333***
SD_ICE_T	-3,133***	-0,549	-3,264***
Variable	PP: estadístico t		
	Series en niveles	Constante y tendencia lineal ^a	Series en diferencias
SD_ICE	0,874	-2,485	-4,371***
SD_ICE_LAC	2,089	-2,543	-4,273***
SD_ICE_T	-2,865***	-0,606	-3,283***

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones realizadas en Eviews 10 (2021).

Nota: el modelo de la prueba para las series en niveles inicialmente no incluye ni constante ni tendencia (primera columna); luego, se incluyen tanto una constante y una tendencia lineal como componentes determinísticos (segunda columna). El modelo de la prueba para las series en diferencias prescinde de estos componentes determinísticos. ***, **, * indican que el estadístico de la prueba es significativo y rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La prueba ADF con selección automática de rezagos por el criterio de información de Schwarz (SIC) entre un máximo de 5 rezagos, mientras que la prueba PP es con el método de estimación espectral de Bartlett Kernel y ancho de banda Newey-West.

Tabla 2.

Regresiones de la dispersión en función al tiempo

Variable dependiente: desviación estándar transversal del ICE						
Variables	LAC		LAC + USA		TOP-10	
Tiempo	0,007 (0,001)	***	0,004 (0,001)	***	-0,049 (0,005)	***
Constante	0,470 (0,009)	***	0,643 (0,008)	***	0,715 (0,024)	***
Dummy ^{1/}			-0,054 (0,007)	***	0,064 (0,026)	**
Obs.	25		25		25	
R ² ajust.	0,829		0,562		0,938	
DW Stat	0,986		0,977		0,655	
JB prob.	0,340		0,899		0,559	

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones realizadas en Eviews 10 (2021).

Nota: entre paréntesis se encuentran los errores estándar de los coeficientes estimados. Los residuos de estas regresiones fueron estacionarios según diferentes especificaciones y métodos.

***, ** y * indican que el coeficiente estimado es significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

^{1/} la Dummy es igual a 1 en 2004 en la regresión del TOP-10 y 0 en resto de años, y es igual a 1 en 2009 en la regresión para el grupo de LAC + USA y 0 en el resto.

signo apropiado, arrojando evidencia que apoya algún tipo de convergencia entre estas economías, o al menos una disminución consistente en la dispersión de los niveles entre países.

Convergencia estocástica: análisis con series de tiempo

La metodología de convergencia estocástica, desarrollada en Bernard y Durlauf (1995, 1996), es una técnica de series de tiempo relativamente atractiva para estudiar procesos a largo plazo, ya que descansa en el análisis de las propiedades estadísticas de una variable y los cambios exhibidos durante un periodo determinado (Germán-Soto, 2019).

Por tal razón, ha sido ampliamente empleada en el análisis de procesos de convergencia a nivel internacional y a escala nacional en variables como el producto e ingreso per cápita (Greasley & Oxley, 1997; Li & Papell, 1999; Fleissig & Strauss, 2001; Rodríguez et al., 2012), la productividad total de los factores (Hamulczuk, 2015), productividad laboral (Freeman & Yerger, 2001), las tasas de inflación e interés (Siklos & Wohar, 1997), los precios, salarios urbanos y otros indicadores del mercado de trabajo (Campo & Cubillos, 2012; Huang et al., 2011; Moral de Blas, 2004),

indicadores relacionados con el espacio del bienestar y la desigualdad de ingresos (Hobijn & Franses, 2001; Germán-Soto, 2019), gasto público (Apergis, 2015), las emisiones contaminantes (Pettersson et al., 2013), el precio de la electricidad (Robinson, 2007), entre otros.

Considerando un panel de datos para LAC, y tomando dos referentes como la economía de Estados Unidos y un valor promedio estimado para los países con mejor desempeño en la complejidad, se construyen dos paneles para las diferencias de complejidad económica, siguiendo la ecuación [6]. La Figura 4 muestra la evolución del diferencial de cada uno de los países que conforman la muestra de estudio con respecto al valor para Estados Unidos y contra el valor promedio del grupo de países de mayor complejidad. Los desempeños individuales de las veinte economías latinoamericanas respecto a la evolución de los valores de referencia son heterogéneos.

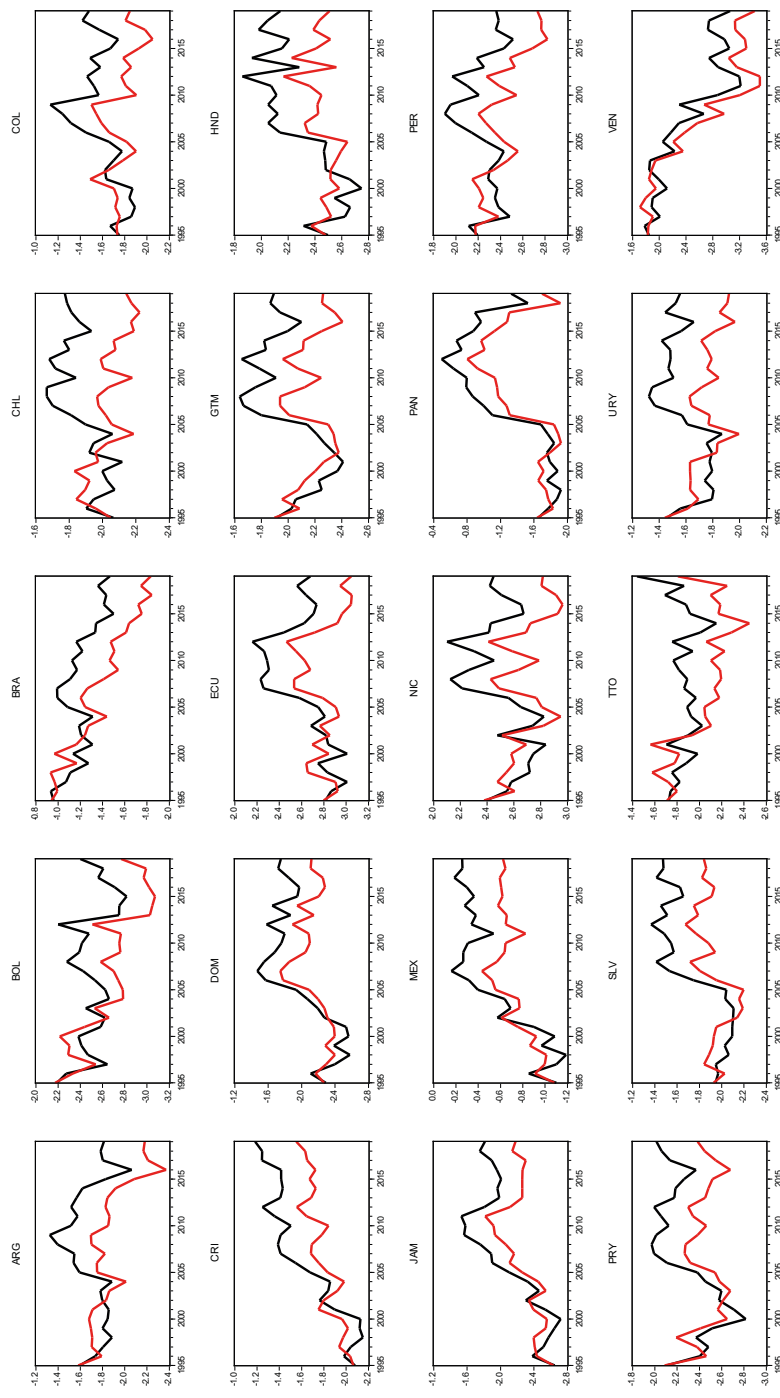
El índice de complejidad de un país menos el valor del país asumido como numerario describe diversas trayectorias en su evolución durante los últimos veinticinco años. En algunos países, como Costa Rica y México, principalmente, se reduce la brecha que los separa respecto a los países de referencia, por lo que estos dos países lograron aproximarse a los niveles de complejidad de la economía estadounidense y del grupo más aventajado, al menos durante este período y en un sentido *catching-up*. En el caso de México, una posible explicación a este fenómeno es la capacidad productiva que el país ha desarrollado entre los estados de la frontera norte del territorio, como Tamaulipas, Nuevo León, Chihuahua, Baja California, Sonora y Coahuila, donde “el desempeño económico ha sido, en términos relativos, mejor que en el resto del país” (Sánchez & Campos, 2010, p. 45).

En estos estados se han establecido enclaves de empresas con tecnología extranjera y mayor inserción comercial internacional, lo cual, si bien ha impulsado la productividad sectorial y la sofisticación en la producción de los estados señalados, también podría ser indicativo de dependencia espacial respecto a Estados Unidos, por su estrecha relación con el aparato productivo de este último país (Castañeda, 2018).

Por parte de Costa Rica, se destaca su acercamiento en complejidad en función al modelo productivo y la estrategia de desarrollo promovida en este país, llamada de “Apertura Económica”, que ha sido soportada en la promoción de exportaciones y reducción del proteccionismo, impulso a las inversiones de sectores clave de alto contenido tecnológico, mayor apertura a la inversión extranjera directa y participación en las cadenas globales de valor a partir de sus ventajas comparativas, estabilidad macroeconómica e institucional (Ministerio de Comercio Exterior de Costa Rica, 2012).

Figura 4.

Evolución del ICE respecto a Estados Unidos y al promedio de los más complejos, 1995-2019



Fuente: elaboración propia en Eviews 10 (2021).

Notas: la línea roja denota la diferencia en el ICE respecto a la media de los diez países con mayor complejidad, mientras que la línea negra recoge en cambio la brecha individual con respecto a Estados Unidos.

Al contrario, la mayor parte de las economías latinoamericanas han quedado rezagadas. La diferencia en el índice estudiado se incrementa, observándose mayores brechas hacia el final del período respecto al año inicial. Los casos más representativos son los de Venezuela, Argentina, Bolivia, Brasil y Perú.

Si estuvieran convergiendo en conjunto, todas las series individuales para la diferencia en ICE tenderían a cero hacia el final del período. La evolución del diferencial de cada uno de los países que conforman el panel de LAC con respecto al ICE promedio de los diez países más complejos presenta la misma tendencia; sin embargo, hacia el final del período estudiado, la brecha que separa a los países es mayor respecto a este promedio en comparación con las diferencias con Estados Unidos, explicado por el rezago de este último país con respecto incluso a los líderes de la distribución mundial.

La Figura 5 proyecta la diferencia individual promedio en relación con el ICE de Estados Unidos, para el período completo. El mapa permite visualizar la diferencia en complejidad económica de los países de LAC frente a Estados Unidos. Los colores más oscuros indican que un país tiene menos diferencia y, por lo tanto, produce más productos y de características más complejas con relación a otro de ese grupo. El país con la diferencia media más baja en el lapso es México (-0,549), mientras que la mayor diferencia se presenta en el caso de Ecuador (-2,626). Considerando los datos agrupados, existe una diferencia media cercana a -1,9 frente al ICE de Estados Unidos en el período.

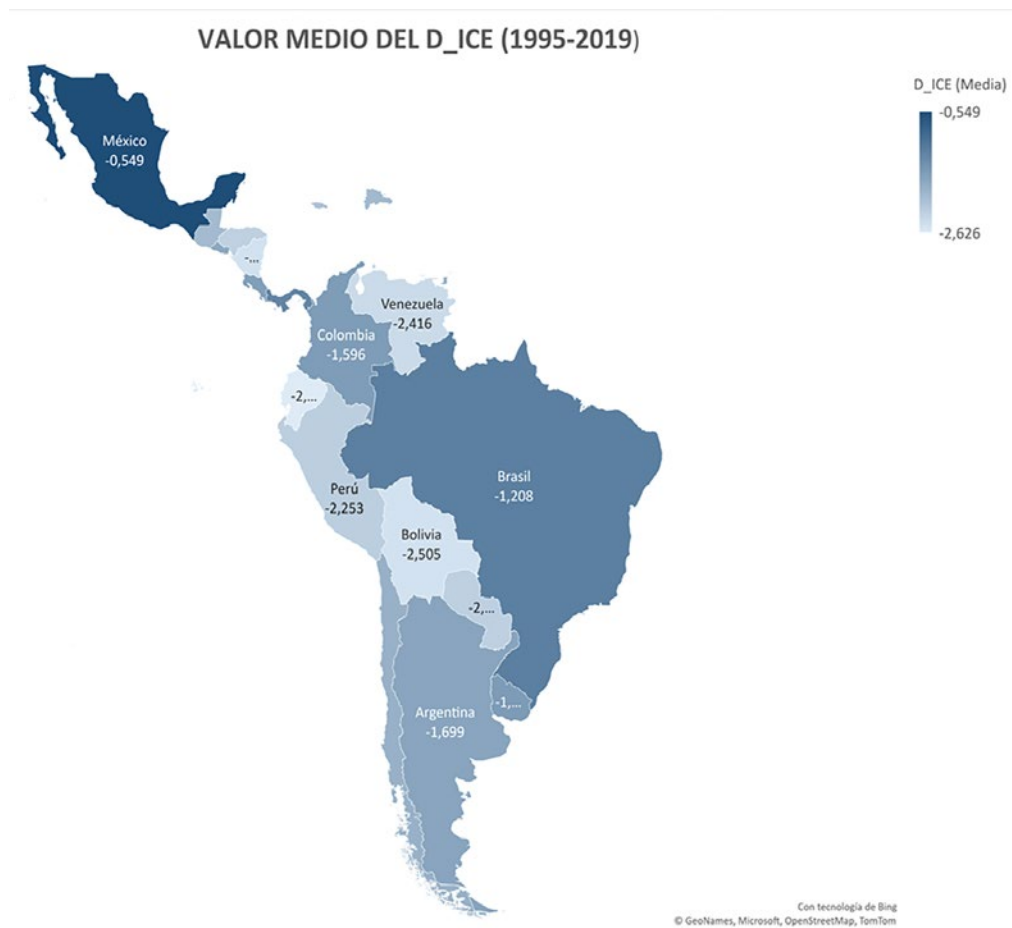
Considerando estos primeros hechos estilizados, se procede a examinar las propiedades estocásticas de los diferenciales respecto a: 1) Estados Unidos (D_ICE), y 2) el promedio de los diez más complejos (D_ICE_T); en ambos casos, conforme la metodología de convergencia estocástica (Bernard y Durlauf, 1995) y haciendo uso de algunas pruebas de raíz unitaria en los casos bivariantes.

Series individuales de las diferencias en complejidad

La información en la Tabla 3 representa los resultados de las pruebas ADF y PP para determinar la integrabilidad de las series de tiempo individuales que recogen el nivel de complejidad económica de los países. El análisis arroja que las series cumplen la condición necesaria para evaluar si una combinación de dos de ellas resulta en otra serie integrada de orden cero (cointegración), o si la diferencia entre cualquiera de las dos resulta estacionaria.

Figura 5.

Diferencia en CE con Estados Unidos, valor medio de 1995-2019



Fuente: *Atlas de complejidad económica* (Hidalgo & Hausmann, 2009) y cálculos propios.

A ese respecto, las pruebas determinaron que las series en niveles contienen una raíz unitaria, ya que en cada caso se falló en el rechazo de la hipótesis nula, excepto para Brasil y Uruguay al 5%; no obstante, sí se rechazó la hipótesis nula en todos los casos cuando se aplicaron los contrastes de ADF y PP a las primeras diferencias. Por lo tanto, los ICE de cada país abordado acá son variables integradas de orden uno o $I(1)$, esto significa que, contienen una tendencia estocástica que se elimina mediante la diferenciación.

Tabla 3.

Contrastes de raíz unitaria en las series individuales del ICE

Hipótesis nula: la serie ICE_i tiene una raíz unitaria (es no estacionaria). Hipótesis alternativa: la serie es estacionaria, estacionaria con respecto a una media o estacionaria con respecto a una tendencia determinística [estacionariedad de tendencia]...						
	ADF: Estadístico <i>t</i>			PP: Estadístico <i>t</i>		
PAÍS (i)	Sin constante y sin tendencia	Constante	Constante y tendencia	Sin constante y sin tendencia	Constante	Constante y tendencia
ARG	-1,791*	-1,734	-2,727	-1,791*	-1,696	-2,727
BOL	-0,076	-2,462	-3,435*	0,263	-2,462	-3,435
BRA	-2,379**	0,229	-6,167***	-2,731**	-0,570	-7,351***
CHL	0,588	-0,760	-5,703***	-1,108	-3,727**	-6,022***
COL	-1,841*	-2,844*	-2,892	-1,838*	-2,900*	-2,911
CRI	-0,522	-2,090	-4,705***	-0,532	-0,802	-3,240
DOM	-1,384	-1,731	-1,954	-1,365	-1,722	-2,018
ECU	-0,127	-2,070	-1,924	0,007	-2,060	-1,885
GTM	-0,360	-2,664*	-2,044	-0,360	2,728*	2,696
HND	1,034	0,897	5,764***	-0,718	3,186**	5,838***
JAM	-1,863*	-2,072	-2,223	-2,079**	-2,070	-2,223
MEX	0,705	-2,253	-2,436	1,091	-2,309	-2,359
NIC	-0,018	-3,685**	-3,732**	0,609	-3,703**	-3,764**
PAN	-0,781	-1,289	-0,975	-0,818	-1,353	-1,148
PER	0,426	-1,465	-2,812	1,343	-1,384	-2,842
PRY	-0,326	-3,566**	-4,010**	-0,111	-3,566**	-3,997**
SLV	-1,586	-1,448	-2,675	-1,586	-1,448	-2,675
TTO	-1,719*	-2,227	-2,014	-1,653*	-2,109	-1,899
URY	-1,967**	-4,539***	-4,729***	-2,924***	-4,534***	-4,746***
VEN	0,462	-0,779	-3,271	0,712	-0,606	-2,115
LAC	0,185	-2,065	-2,256	0,583	-2,065	-2,408
ICE_T	0,616	-1,689	-2,367	0,694	-1,802	-2,367
USA	-0,682	-1,158	-1,837	-0,699	-1,158	-1,837

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones realizadas en Eviews 10 (2021).

Nota: ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La prueba ADF con selección automática de rezagos por SIC entre un máximo de 5 rezagos, mientras que la prueba PP es con el método de estimación espectral de Bartlett Kernel y ancho de banda Newey-West.

Enfocando la atención en las pruebas de convergencia estocástica, en primer lugar, se contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria en las diferencias de cada país con respecto a Estados Unidos. Estos resultados se encuentran en la Tabla 4. En segundo lugar, la Tabla 5 muestra los resultados para las diferencias individuales frente al promedio de los diez países con mayores niveles de sofisticación durante el período.

Tabla 4.

Diferenciales del ICE respecto a Estados Unidos

Hipótesis nula: la serie D_ICE_i tiene una raíz unitaria y no converge con el <i>Benchmark</i> .						
PAÍS (i)	ADF: Estadístico t			PP: Estadístico t		
	Sin constante y sin tendencia	Constante	Constante y tendencia	Sin constante y sin tendencia	Constante	Constante y tendencia
ARG	0,163	-1,815	-1,787	0,205	-1,897	-1,787
BOL	0,032	-3,499**	-3,343*	0,164	-3,477**	-3,319*
BRA	1,154	-1,764	-2,492	1,017	-1,646	-2,521
CHL	-0,708	-2,203	-2,622	-1,574	-2,128	-2,622
COL	-0,594	-1,957	-2,228	-0,670	-2,008	-2,228
CRI	-1,914*	-0,784	-2,121	-2,569**	-0,605	-2,213
DOM	-0,818	-1,379	-1,779	-0,818	-1,348	-1,773
ECU	-0,328	-1,522	-1,394	-0,329	-1,580	-1,394
GTM	-0,184	-1,351	-1,925	-0,198	-1,513	-2,058
HND	-1,139	-0,975	-3,205	-1,368	-1,686	-3,122
JAM	-1,397	-1,377	-1,399	-1,399	-1,419	-1,552
MEX	-1,819**	-1,609	-2,089	-2,432**	-1,530	-2,042
NIC	-0,107	-2,231	-2,586	-0,041	-2,231	-2,586
PAN	-0,706	-1,161	-0,985	-0,705	-1,191	-1,122
PER	0,076	-2,179	-2,215	0,193	-2,179	-2,215
PRY	-0,263	-1,348	-2,552	-0,266	-1,348	-2,621
SLV	-0,943	-0,902	-1,999	-0,943	-0,924	-2,068
TTO	-0,391	-3,175**	-2,889	-0,576	-3,110**	-2,768
URY	-0,016	-1,870	-2,642	-0,016	-1,906	-2,658
VEN	0,767	-1,149	-2,793	2,562	-0,860	-2,771
LAC	-0,423	-1,341	-1,763	-0,422	-1,341	-1,839

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones realizadas en Eviews 10 (2021).

Notas: ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La prueba ADF con selección automática de rezagos por SIC entre un máximo de 5 rezagos, mientras que la prueba PP es con el método de estimación espectral de Bartlett Kernel y ancho de banda Newey-West.

Siguiendo a Moral de Blas (2004), si una diferencia puntual (del *i-ésimo* país) resulta ser estacionaria en la prueba sin término independiente (intercepto) ni tendencia (se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en la diferencia de índice, y su media y varianza son constantes), se afirma en consecuencia que existe convergencia a largo plazo y que la complejidad del *i-ésimo* país y el índice de referencia tienden a un mismo estado estacionario (convergencia estocástica absoluta). Desde otra perspectiva, la definición estricta de convergencia estocástica no admite ni componentes estocásticos ni deterministas en la serie de la diferencia, para que el

proceso de convergencia sea válido, al menos desde esta perspectiva. Si la serie es estacionaria con media y varianza constante, es decir, una raíz unitaria está ausente en la serie de las diferencias entre i y j (no hay componente estocástico), al tiempo que no existe una tendencia temporal en el proceso determinístico, entonces hay convergencia absoluta entre i y j .

Por el contrario, la convergencia condicional relaja el supuesto de la media cero, al permitir una constante o intercepto en la ecuación de regresión de la prueba de raíz unitaria, e implica, como antes se dijo, cointegración con el vector $(1, -\beta)$ (Ayala et al., 2011).

Conforme los resultados hallados y dispuestos en la Tabla 4, la convergencia estocástica absoluta se presenta en las economías de Costa Rica y México, pues la hipótesis de raíz unitaria es rechazada a un nivel de exigencia del 5%, según las pruebas ADF y PP sin constante y sin término de tendencia lineal para las series en niveles, excepto en Costa Rica con la prueba ADF que lo es al 10%. De ese modo, dado que dichas diferencias individuales son estacionarias o integradas de orden cero, sin presencia de tendencias determinísticas, estos dos países reflejan desempeños acordes con la noción de una convergencia hacia los niveles de complejidad económica de los países que se usaron como referentes.

Mientras tanto, la hipótesis nula de raíz unitaria es rechazada en las pruebas con constante y con constante y tendencia para Bolivia y Trinidad y Tobago, también al 5% de significancia, lo cual sugiere que ambos países comparten tendencia común con los países de referencia. En efecto, en estos dos últimos casos, el rechazo de la hipótesis nula de serie no estacionaria agregando componentes determinísticos a las ecuaciones de las pruebas es indicativo de algún grado de convergencia condicional respecto a Estados Unidos.

Posiblemente ello ocurra hacia estados estacionarios distintos, debido a la presencia de las tendencias deterministas como los términos de interceptos (Trinidad y Tobago) e interceptos y tendencias (Bolivia). Así, se puede hablar de tendencias comunes, pero no un proceso completo de convergencia que reduzca a cero las diferencias en niveles de complejidad en un momento determinado a futuro; por lo tanto, estos países siguen una misma trayectoria, pero sin recortar sustancialmente las diferencias.

Por otro lado, ampliando el alcance del análisis, se aplican las pruebas de raíz unitaria sobre los diferenciales de cada economía frente al índice promedio de los diez países con las economías de mayor complejidad en el mundo (D_ICE_T). Estos resultados se encuentran en la Tabla 5. De nuevo, la evidencia a través de la prueba

absoluta de convergencia estocástica arroja el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en la serie de la diferencia para Costa Rica al 1%, de modo que esta economía exhibe convergencia absoluta con respecto al grupo de países con mejor índice.

Así mismo, la prueba PP sin componentes determinísticos como constante y tendencia sugiere el rechazo de la hipótesis nula para México al 5%, de manera tal que esta economía tiene una diferencia individual en el ICE respecto a los países líderes cuyo valor medio tiende a cero en el largo plazo.

Tabla 5.

Diferenciales del ICE respecto a los países más complejos

Hipótesis nula: la serie D_ICE _t tiene una raíz unitaria y no converge con el Benchmark.						
PAÍS (i)	ADF: Estadístico <i>t</i>			PP: Estadístico <i>t</i>		
	Sin constante y sin tendencia	Constante	Constante y tendencia	Sin constante y sin tendencia	Constante	Constante y tendencia
ARG	0,862	-1,451	-2,429	1,653	-1,451	-2,429
BOL	0,459	-2,240	-3,340*	0,835	-2,240	-3,340*
BRA	3,573	0,289	-4,724***	3,642	-0,577	-4,723***
CHL	0,116	-1,957	-3,952**	0,316	-1,957	-3,944**
COL	-0,004	-2,431	-2,914	0,242	-2,507	-2,930
CRI	-3,413***	-2,366	-5,626***	-4,005***	-1,373	-3,465***
DOM	-0,379	-2,002	-2,025	-0,379	-1,999	-2,123
ECU	0,259	-1,765	-1,879	0,259	-1,766	-1,879
GTM	0,442	-2,313	-2,365	0,414	-2,437	-2,330
HND	-0,060	-4,283***	-4,562***	0,104	-4,281***	-4,562***
JAM	-0,910	-2,061	-1,916	-0,976	-2,114	-1,916
MEX	-1,382	-2,544	-2,559	-1,812**	-2,536	-2,533
NIC	0,387	-2,794*	-3,041	0,809	-2,845*	-3,126
PAN	-0,259	-1,347	-1,091	-0,247	-1,441	-1,267
PER	0,741	-1,411	-2,657	1,580	-1,389	-2,722
PRY	0,242	-3,425**	-3,170	0,468	-3,475**	-3,218
SLV	-0,292	-2,031	-2,332	-0,294	-2,031	-2,332
TTO	-0,118	-2,137	-2,153	0,002	-1,996	-2,153
URY	0,746	-2,888*	-3,404*	0,868	-2,883*	-3,427*
VEN	1,212	-0,730	-2,346	1,670	-0,581	-2,367
LAC	0,605	-1,771	-2,305	0,707	-1,771	-2,305

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones realizadas en Eviews 10 (2021).

Notas: ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La prueba ADF con selección automática de rezagos por SIC entre un máximo de 5 rezagos, mientras que la prueba PP es con el método de estimación espectral de Bartlett Kernel y ancho de banda Newey-West.

Los casos de convergencia condicional o débil, estipulados por la presencia de componentes determinísticos que violan la definición estricta de convergencia, se presentan en Brasil, Chile, Honduras y Paraguay. Conforme las pruebas ADF y PP, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% para Brasil y Honduras, pero considerando que la presencia de términos de intercepto y tendencia condicionan la predicción señalada en la versión absoluta de convergencia, según [7]. Relajando la exigencia de los niveles de significancia, se rechaza la hipótesis en los casos de Chile (al 5% con intercepto y tendencia, por lo cual, hay convergencia por tendencias comunes y diferentes estados estacionarios según el intercepto), y para Paraguay (al 5%).

En el resto de los casos evaluados individualmente, la hipótesis nula no pudo ser rechazada, siendo indicativo de que no es posible asumir un proceso de convergencia con respecto a los países referentes, al menos en el período estudiado. Como convergencia absoluta frente a Estados Unidos y los diez más complejos, solo hay evidencia a favor de Costa Rica y México; mientras que, en cierta forma, y dadas las limitaciones del estudio, la evidencia parece favorecer algún grado de convergencia condicional o acercamiento para las siguientes economías: Bolivia y Trinidad y Tobago (solo antes Estados Unidos), y las economías de Brasil, Chile, Honduras y Paraguay, frente a los diez de más complejidad. En estos últimos casos, las tendencias y los términos independientes reflejan las diferencias de nivel que hay en la complejidad frente a los referentes de contraste.

Pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural

Para complementar los resultados precedentes, en esta sección se abordan los contrastes de raíz unitaria que consideran la posibilidad de cambios estructurales en las series de las diferencias individuales. En algunas de las situaciones individuales estudiadas previamente, no se pudo rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria a los niveles de significancia convencional, a pesar de que era posible que se presentase estacionariedad con algún tipo de ruptura o quiebre. En otros términos, si hay cambios estructurales significativos en las series estudiadas, las pruebas estándar ADF y PP pueden arrojar resultados sesgados hacia el no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad.

Conforme a lo anterior, la Tabla 6 presenta resultados para la prueba de raíz unitaria que considera una sola ruptura o quiebre en la serie de la diferencia individual en el ICE frente a Estados Unidos (D_ICE). La prueba considera un tipo de quiebre de innovación, y como especificación se siguieron tres casos para igual número de clases de cambios estructurales: 1) con intercepto, en consecuencia, el quiebre en el nivel

está representado por un cambio en dicho término; 2) especificación con intercepto y tendencia lineal, pero con el quiebre en el intercepto; y 3) especificación con intercepto y tendencia lineal, con quiebre tanto en el intercepto como en la tendencia.

Estos modelos alternativos de contraste de raíz unitaria incorporan algunas opciones para reflejar esos cambios estructurales. En principio, los puntos (años) de quiebre son desconocidos. Además, al considerar el quiebre de tipo innovación se está permitiendo que dichos cambios se interpreten como un proceso gradual, lo cual parece pertinente a la luz de la inspección gráfica de las series.

Tabla 6.

*Diferenciales del ICE respecto a Estados Unidos: prueba de raíz unitaria
con quiebre estructural*

Hipótesis nula: la serie D_ICE, sigue un proceso de raíz unitaria, posiblemente con quiebre.						
Tipo de quiebre → Innovación						
Especificación →	Intercepto		Intercepto y Tendencia			
Quiebre en	Intercepto	Año	Intercepto	Año	Intercepto y Tendencia	Año
ARG	-2,387	2004	-4,361	2014	-3,963	2004
BOL	-9,472***	2012	-6,949***	2012	-4,180	2011
BRA	-3,501	2012	-5,222**	2004	-4,535	2005
CHL	-4,322**	2004	-4,644**	2006	-4,917**	2006
COL	-2,981	2004	-3,316	2009	-3,831	2011
CRI	-2,723	2004	-4,883**	2012	-4,575	2012
DOM	-3,414	2004	-3,573	2004	-3,509	2005
ECU	-4,124	2006	-3,754	2012	-4,402	2006
GTM	-3,963	2005	-5,071**	2005	-4,458	2005
HND	-6,026***	2005	-5,765***	2005	-5,456**	2005
JAM	-3,435	2003	-3,333	2011	-3,301	2008
MEX	-3,723	2001	-3,710	2001	-5,243**	2010
NIC	-3,534	2006	-4,604	2006	-4,657	2006
PAN	-3,817	2004	-2,569	2017	-2,923	2011
PER	-2,764	2012	-3,807	2005	-4,832	2007
PRY	-4,795**	2005	-4,591	2005	-3,457	2004
SLV	-5,566***	2005	-5,114**	2005	-4,717	2005
TTO	-4,176	2003	-4,363	2016	-7,081***	2007
URY	-4,981***	2004	-5,166**	2004	-4,288	2004
VEN	-3,645	2007	-7,737***	2009	-5,533**	2009
LAC	-3,445	2004	-3,983	2005	-4,000	2005

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones realizadas en Eviews 10 (2021).

Nota: ***, ** y * indican que el estadístico de la prueba es significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Bajo las consideraciones planteadas, hay diferentes resultados. En común, para determinados casos las pruebas arrojan cierta evidencia de estacionariedad después de considerar la posibilidad de quiebre estructural en alguno de los componentes determinísticos, como el intercepto o la tendencia lineal de las series. Los casos donde fue posible rechazar la hipótesis nula cuando se incorporan quiebres fueron: Bolivia (al 1%), Brasil (al 5%), Chile (al 5%), Guatemala (al 5%), Honduras (al 1%), México (al 5%), Paraguay (al 5%), El Salvador (al 1%), Trinidad y Tobago (al 1%) y Uruguay (al 1%). Como se puede ver, a la evidencia anterior en las pruebas sin quiebre se suman países como Guatemala, El Salvador y Uruguay. Estos manifiestan convergencia condicional y con ciertos quiebres, que pudieron ser de nivel o de tendencia, en la brecha respecto al país líder en términos de ICE.

Los quiebres que aparecen en los componentes deterministas de intercepto, tendencia, o en ambos, validan el rechazo de la hipótesis nula bajo estas condiciones: significan convergencia condicional, que puede ser de tipo *catching-up*. Estos componentes impiden una transición y una reversión completa de la brecha en los ICE frente a los referentes.

Por último, se llevó a cabo el mismo ejercicio con respecto al otro punto de comparación, siendo los resultados presentados en la Tabla 7. Cuando la comparación es frente al ICE promedio de los diez países con mayores niveles de complejidad económica, según la definición adoptada acá, los casos donde hay rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre estructural en las series de las diferencias son: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, República Dominicana, Guatemala, Honduras, México, Perú y Paraguay.

Desde la perspectiva metodológica asumida en esta investigación, los países con mayor evidencia de convergencia de tipo estocástica absoluta en el ICE serían Costa Rica y, en menor medida, México. En otros casos, hay tendencias comunes o acercamiento con quiebres en las trayectorias. Conjuntamente, los resultados muestran que otras economías también se mantienen lejos de una eventual disminución de las brechas en las capacidades, destrezas, recursos y conocimiento productivo para elaborar bienes con más complejidad que las separan de los países más ricos.

Considerando que la medición de las capacidades de un país, vistas a través de su canasta de exportación y la red de comercio mundial, consolidada mediante el ICE, puede explicar las diferencias entre países en el ingreso per cápita (Mealy et al., 2019), es de destacar entonces que la evaluación de la convergencia en los diferenciales de ICE permite una descripción de la dinámica seguida por los países en las décadas recientes y hacer un balance de las estrategias de productividad, transformación económica y crecimiento de largo plazo de estas naciones.

Tabla 7.

Diferenciales del ICE respecto a los países más complejos: prueba de raíz unitaria con quiebre estructural

Hipótesis nula: la serie D_ICE_T sigue un proceso de raíz unitaria, posiblemente con quiebre.						
Tipo de quiebre → Innovación						
Especificación →	Intercepto		Intercepto y tendencia			
Quiebre en:	Intercepto	Año	Intercepto	Año	Intercepto y Tendencia	Año
ARG	-4,522**	2014	-4,556	2014	-4,800	2015
BOL	-3,432	2000	-4,537	2011	-4,687	2011
BRA	-2,341	2007	-5,320**	2004	-5,124*	2004
CHL	-3,449	2000	-5,071**	2010	-4,482	2011
COL	-4,658**	2014	-4,384	2013	-4,717	2013
CRI	-4,104	2007	-6,437***	2014	-6,554***	2006
DOM	-2,864	2003	-4,843**	2005	-5,896***	2005
ECU	-3,247	2012	-3,603	2012	-4,092	2010
GTM	-2,774	2014	-4,577	2005	-5,593**	2005
HND	-6,549***	2005	-7,006***	2005	-7,253***	2005
JAM	-3,190	2004	-3,360	2004	-3,926	2008
MEX	-4,581	2004	-4,342	2004	-5,854***	2004
NIC	-3,978	2012	-5,037	2006	-5,077*	2006
PAN	-2,503	2005	-2,887	2017	-3,045	2010
PER	-3,509	2014	-4,167	2014	-5,722***	2010
PRY	-4,949*	2011	-3,781	2005	-5,181**	2005
SLV	-3,655	2005	-4,148	2010	-4,182	2005
TTO	-4,331*	2003	-4,155	2003	-4,123	2014
URY	-3,696	2014	-4,793*	2006	-4,735	2004
VEN	-2,873	2006	-5,385***	2009	-6,128***	2009
LAC	-3,678	2014	-3,823	2014	-3,828	2008

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones realizadas en Eviews 10 (2021).

Nota: ***, ** y * indican que el estadístico de la prueba es significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CONCLUSIONES

La investigación examinó la hipótesis de la convergencia en el Índice de Complejidad Económica durante el lapso 1995-2019, para una muestra representativa de países de América Latina y el Caribe con respecto a dos referentes: la complejidad económica de Estados Unidos y la complejidad promedio entre diez países líderes de la distribución mundial del 2019.

La complejidad económica se puede definir como la composición de la producción y exportación de un país y representa las estructuras que surgen para mantener e interrelacionar las capacidades y el conocimiento tácito en una diversidad de actividades económicas, se centran en la dualidad entre los insumos y productos económicos, abarcan datos detallados de actividades económicas tanto en los factores de producción como en la forma en que se combinan en miles de productos. Esto es posible mediante la aplicación de técnicas de reducción de la dimensionalidad de los datos sobre la geografía de las actividades, como las exportaciones, el empleo por industria o las patentes por tecnología.

Analizando el caso de veinte países de América Latina y el Caribe en la relación de complejidad, medido a través del índice provisto por el *Atlas de complejidad económica*, se exponen resultados heterogéneos ya que la mitad de los países muestran una mejoría en el índice, mientras que la otra parte refleja más bien cierto grado de retroceso en el 2019 respecto al grado de complejidad disfrutado hacia mediados de los años noventa. En este grupo los países centroamericanos profundizaron la complejidad de sus actividades productivas (salvo los casos de Guatemala y Nicaragua), mientras que economías como Venezuela, Brasil y Argentina, seguidas por Bolivia, Perú y Uruguay, presentan mayores retrocesos en su dinámica de complejización de los bienes que producen y exportan.

En lo concerniente a la estrategia para el contraste empírico de la hipótesis de convergencia, el análisis formal consideró dos enfoques: el de convergencia sigma y el de convergencia estocástica. El primer enfoque sugiere un incremento en la dispersión de los valores observados en el índice de complejidad dentro del grupo de economías de América Latina y el Caribe, lo cual indica que no hay convergencia de tipo sigma en todo el período. Por el contrario, la evidencia con este método transversal indica una mayor homogeneidad en el grupo de los países más sofisticados en los términos del concepto de complejidad.

Con respecto al enfoque de convergencia estocástica, los resultados revelan convergencia absoluta para Costa Rica y México, es decir, reflejan desempeños acordes con la noción de un acercamiento en complejidad frente a los países propuestos como referentes, lo que implica que han sido capaces de mejorar sus competencias e ir ocupando procesos de producción de bienes con mayores capacidades y conocimiento tácitos incorporados. Mientras tanto, otros países latinoamericanos comparten tendencias comunes o, en algunos casos, divergencia frente a los países de referencia, por lo que han quedado rezagados. En tal sentido, se concluye que algunos

problemas económicos, como el lento crecimiento o los niveles de desarrollo de la región, no podrían solventarse si no mejoran las interacciones sistémicas a nivel productivo, asumidas como complejidad económica.

La principal implicación de política económica en torno a estos resultados es que reafirma las limitaciones que la región, en promedio, aún manifiesta en una de las principales fuentes del crecimiento a largo plazo, comprometiendo las posibilidades de un acercamiento más rápido y sostenido con respecto a los países ricos. Por lo tanto, se recomienda que los diseñadores de política trabajen en remover los obstáculos que limitan dicha convergencia en el resto de países. Así, estos hallazgos derivan en importantes retos y posibilidad para los países, principalmente apuntando a medidas que pueden adoptar, como sería, en primera instancia, coordinar y fomentar el desarrollo de una política industrial con perspectiva de mediano y largo plazo, que contemple la formación de espacios productivos dentro de cada país para el aprovechamiento de las capacidades regionales, la conformación de una ecosistema empresarial y productivo que impulse endógenamente la innovación, las interconexiones y el *catch-up* tecnológico intraindustrial y entre sectores, las economías de escala, la distancia entre los productos obtenidos y los productos próximos que sean considerados objetivos para elevar el nivel de un país.

Además, al margen de los hallazgos de este estudio, otro reto que deviene para la región consiste en compaginar la necesidad de una reorientación de la estructura productiva para el logro de mayor complejidad económica con las exigencias de sostenibilidad ambiental. De tal forma, se recomienda la promoción de una política de competitividad industrial que coexista con un entorno de respeto al medio ambiente. Esto último será objeto de futuras investigaciones que se desarrollen.

Finalmente, otra limitación del estudio es que no contempla explícitamente la relación con otras dimensiones del desarrollo sostenible, y no asocia la complejidad y la convergencia de los países en este indicador con los logros y las metas en torno a la complejidad verde, la inclusión social, la desigualdad y la pobreza. Los hallazgos en rezagos de la complejidad que exhibe, en promedio, la región, podrían relacionarse con los logros en las dimensiones señaladas del desarrollo sostenible. Como resultado, en función de la limitación del estudio, una agenda pendiente de investigación futura sería analizar las políticas sectoriales aplicadas en América Latina y el Caribe y su grado de interrelación comercial con las economías más adelantadas, asimismo en relación con los factores desencadenantes y los obstáculos para la mejora de las estructuras económicas y el espacio producto de los países de esta región.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen los valiosos aportes, comentarios y correcciones de dos evaluadores anónimos de la Revista, que contribuyeron a mejorar la calidad del trabajo. En cualquier caso, los errores y omisiones restantes son de nuestra completa responsabilidad.

FINANCIAMIENTO

Los autores certifican que la investigación no recibió financiación de ninguna institución pública o privada.

REFERENCIAS

1. Alarco, G., & Castillo, C. (2015). América Latina en la trampa de los ingresos medios o del lento crecimiento. *Revista Análisis Económico*, 33(82), 5-29. <https://doi.org/10.24275/uam/azc/desh/ae/2018v33n82/Alarco>
2. Avilés, A., Gámez, C., & Torres, J.L. (1997). La convergencia real de Andalucía: Un análisis de cointegración del mercado de trabajo. *Estudios Regionales*, 47(1997), 15-36.
3. Ayala, E. A., Chapa, J. C., & Murguía, J.D. (2011). Una reconsideración sobre la convergencia regional en México. *Estudios Económicos*, 26(2), 217-247.
4. Balland, P. A., Broekel, T., Diodato, D., Giuliani, E., Hausmann, R., O'Cleary, N., y Rigby, D. (2022). The new paradigm of economic complexity. *Research Policy*, 51, 104450. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2021.104450>
5. Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *The Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251. <https://doi.org/10.1086/261816>
6. Bernard, A., y Durlauf, S. (1995). Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), 97-108. <https://doi.org/10.1002/jae.3950100202>
7. Bernard, A., & Durlauf, S. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometric*, 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)
8. Britto, G., Romero, J., Freitas, E., & Coelho, C. (2019). La gran brecha: complejidad económica y trayectorias de desarrollo del Brasil y la República de Corea. *Revista de la CEPAL*, 127, 217-241. <https://doi.org/10.18356/dd7be737-es>
9. Bustos, S., & Yildirim, M. (2019). Production ability and economic growth. Research. Policy. Center for International Development at Harvard University. Working Paper. <https://growthlab.cid.harvard.edu/files/growthlab/files/2019-03-cid-fellows-wp-110-production-growth.pdf>

10. Campo, J., & Cubillos, S. (2012). Convergencia de precios en Colombia: Integración de mercados a través del índice de precios al consumidor. *Finanzas y Política Económica*, 4(2), 103-112. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v4.n2.2012.464>
11. Castañeda, G. (2018). Complejidad económica, estructuras productivas regionales y política industrial. *Revista de Economía Mexicana Anuario UNAM*, 3, 144-206.
12. Córdova, A. (2000). Convergencia y crecimiento en Centroamérica. *Realidad: Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 77, 515-544. <https://doi.org/10.5377/realidad.v0i77.4715>
13. Crespi, G., Fernández-Arias, E., & Stein, E. (eds). (2014). *¿Cómo repensar el desarrollo productivo? Políticas e instituciones sólidas para la transformación económica*. Washington: Banco Interamericano de Desarrollo, Departamento de Investigación y Economista Jefe.
14. De Col, J. J. (2007). *Diccionario Auxiliar Español-Latino. Para el uso moderno del latín*. Bahía Blanca, Argentina: Instituto Superior Juan XXIII.
15. Drennan, M. P., Lobo, J., & Strumsky, D. (2004). Unit root tests of sigma income convergence across US metropolitan areas. *Journal of Economic Geography*, 4, 583-595. <https://doi.org/10.1093/jnlecg/lbh035>
16. Durlauf, S., Johnson, P., & Temple, J. (2005). Growth econometrics. Vassar College *Economics Working Paper*, 61. https://digitalwindow.vassar.edu/cgi/viewcontent.cgi?referer=https://scholar.google.es/&httpsredir=1&article=1037&context=faculty_research_reports
17. Fleissig, A., & Strauss, J. (2001). Panel unit-root tests of OECD stochastic convergence. *Review of International Economics*, 9(1), 153-162. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00270>
18. Fleming, L., & Sorenson, O. (2001). Technology as a complex adaptive system: evidence from patent data. *Research Policy*, 30(7), 1019-1039. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(00\)00135-9](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(00)00135-9)
19. Freeman, D., & Yerger, D. (2001). Interpreting cross-section and time-series tests of convergence: the case of labor productivity in manufacturing. *Journal of Economics and Business*, 53(2001), 593-607. [https://doi.org/10.1016/S0148-6195\(01\)00051-0](https://doi.org/10.1016/S0148-6195(01)00051-0)
20. García, V., Ruiz, M., & Reyes, A. (2021). Ubicuidad y diversificación como factores de complejidad económica en Sinaloa. *Vinculatégica*, 7(1). <https://doi.org/10.29105/vtga7.1-94>
21. Germán-Soto, V. (2019). *México en la distancia económica de sus regiones*. Coayacán: Universidad Autónoma de Coahuila y Editorial Fontamara.
22. Giddens, A. (1979). Central Problems in Social Theory. Action, Structure and Contradiction in Social Analysis (1.^a ed.). Berkeley, CA: University of California Press. Pp. 294. <https://doi.org/10.1007/978-1-349-16161-4>
23. González, F., Santos, M., & London, S. (2021). Convergencia y desarrollo en la Argentina urbana (2003–2016). *Regions & Cohesion*, 11(1), 73-98. <https://doi.org/10.3167/reco.2021.110105>

24. Greasley, D., & Oxley, L. (1997). Time-series based tests of the convergence hypothesis: Some positive results. *Economics Letters*, 56(1997), 143-147. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)81892-7](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)81892-7)
25. Hamulczuk, M. (2015). Total factor productivity convergence in the EU agriculture. *Proceedings of International Conference Competitiveness of Agro-Food and Environmental Economy*, Bucharest, November 2015, 34-43.
26. Hausmann, R. (2013). The Specialization Myth. En *Project Syndicate*. Nueva York <https://www.project-syndicate.org/commentary/ricardo-hausmann-warns-that-advising-cities-states-and-countries-to-focus-on-their-economies-comparative-advantage-is-both-wrong-and-dangerous>.
27. Hausmann, R. (2018). Complejidad económica en síntesis. Wanderley, F. y Peres-Cajías, J. (Ed.), *Los desafíos del desarrollo productivo en el siglo XXI. Diversificación, justicia social y sostenibilidad ambiental* (pp. 205-214). La Paz: Plural Editores.
28. Hausmann, R., & Hidalgo, C.A. (2011). The network structure of economic output. *Journal of Economic Growth*, 16(4), 309-342. <https://doi.org/10.1007/s10887-011-9071-4>
29. Herrero, L., Figueroa, V., & Sanz, J. A. (2010). Disparidades económicas sobre unidades territoriales menores: análisis de convergencia. *Investigaciones Regionales*, 17, 93-122.
30. Hidalgo, C. (2021). Economic complexity theory and applications. *Nature Reviews, Physics*, 3, 92-113. <https://doi.org/10.1038/s42254-020-00275-1>
31. Hidalgo, C., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
32. Hobijn, B., & Franses, P. (2001). Are living standards converging? *Structural Change and Economic Dynamics*, 12(2), 171-200. [https://doi.org/10.1016/S0954-349X\(00\)00034-5](https://doi.org/10.1016/S0954-349X(00)00034-5)
33. Huang, H., Lin, P., & Yeh, C. (2011). Price level convergence across cities? Evidence from panel unit root tests. *Applied Economics Letters*, 18, 87-93. <https://doi.org/10.1080/13504850903425157>
34. Imbs, J., & Wacziarg, R. (2003). Stages of diversification. *American Economic Review*, 93(1), 63-86. <https://doi.org/10.1257/000282803321455160>
35. Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00197>
36. Li, Q., & Papell, D. (1999). Convergence of international output: Time series evidence for 16 OECD countries. *International Review of Economics and Finance*, 8, 267-280. [https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(99\)00020-9](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(99)00020-9)
37. Mealy, P., Farmer, J., & Teytelboym, F. (2019). Interpreting economic complexity. *Science*, 5(1), 1-8. <https://doi.org/10.1126/sciadv.aau1705>
38. Ministerio de Comercio Exterior de Costa Rica. (2012). Inserción de Costa Rica en la economía mundial: los primeros 20 años en el Sistema Multilateral de Comercio. Primera edición, Ministerio de Comercio Exterior, San José, C.R. 278 p. <https://www.comex.go.cr/media/7687/inserci%C3%B3n-de-costa-rica-en-la-econom%C3%ADa-mundial-los-primeros-20-a%C3%B1os-en-el-sistema-multilateral-de-comercio.pdf>

39. Moral de Blas, A. (2004). Convergencia de las tasas de paro regionales en España: un análisis de cointegración. *Cuadernos de economía: Spanish Journal of Economics and Finance*, 27(74), 33-50.
40. Nieto, P., & Rendón, J. (2019). ¿Es la integración regional un vehículo para la convergencia? El caso del Mercosur, 1990-2014. *Finanzas y Política Económica*, 11(1), 23-39. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2019.11.1.2>
41. Petralia, S., Balland, P., & Morrison, A. (2017). Climbing the ladder of technological development. *Res. Policy*, 46(5), 956-969. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2017.03.012>
42. Pettersson, F., Maddison, D., Acar, S., & Söderholm, P. (2013). Convergence of carbon dioxide emissions: a review of the literature. Mimeo, 20th Ulvön Conference on Environmental Economics, June 2013, Ulvön, Sweden.
43. Pincheira, P.M. (2014). Convergencia y crecimiento de largo plazo. *Revista de Análisis Económico*, 29(1), 17-52. <https://doi.org/10.4067/S0718-88702014000100002>
44. Pozo, B. (2021). Crecimiento económico y diferencias internacionales en el nivel de ingreso: ¿qué dicen los datos y la teoría? *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, XXVII (1), 77-95.
45. Rabanal, C. (2016). Hipótesis sobre la convergencia económica: una revisión de los enfoques utilizados. *Economía y Administración*, 7(2), 113-132. <https://doi.org/10.5377/eya.v7i2.4300>
46. Robinson, T. (2007). The convergence of electricity prices in Europe. *Applied Economics Letters*, 14(7), 473-476. <https://doi.org/10.1080/13504850500461597>
47. Rodríguez, D., Perrotini, I., & Venegas, F. (2012). La hipótesis de convergencia en América Latina: Un análisis de cointegración en panel. *EconoQuantum*, 9(2). <https://doi.org/10.18381/eq.v9i2.151>
48. Rodríguez, D., López, F., & Mendoza, M. (2016). Revisión de la hipótesis de convergencia mediante cointegración en panel: el caso de América Latina. *Economía: Teoría y Práctica*, Nueva Época, 44, 51-82.
49. Sánchez, I., & Campos, E. (2010). Industria manufacturera y crecimiento económico en la frontera norte de México. *Región y Sociedad*, XXII(49), 45-89.
50. Sciarra, C., Chiarotti, G., Ridolfi, L., & Laio, F. (2020). Reconciling contrasting views on economic complexity. *Nature Communications*, 11. <https://doi.org/10.1038/s41467-020-16992-1>
51. Siklos, P., & Wohar, M. (1997). Convergence in interest rates and Inflation rates across countries and over time. *Review of International Economics*, 5(1), 129-141. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00045>
52. Tacchella, A., Cristelli, M., Caldarelli, G., Gabrielli, A., & Pietronero, L. (2012) A new metrics for countries “fitness and products” complexity. *Sci. Rep.*, 2(1), 1-7. <https://doi.org/10.1038/srep00723>
53. Tacchella, A., Cristelli, M., Caldarelli, G., Gabrielli, A., & Pietronero, L. (2013). Economic complexity: conceptual grounding of a new metrics for global competitiveness. *J. Econ. Dyn. Control*, 37(8), 1683-1691. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2013.04.006>

54. Villegas, E., Álava, H., Ponce, J., & Palacios, D. (2020). Productividad total factorial y diferencias de ingreso a nivel internacional: 1950-2017. *Revista de Ciencias Sociales*, 26(3), 327-342. <https://doi.org/10.31876/rcs.v26i3.33252>
55. Weaver, W. (1948). Science and Complexity. *American Scientist*, 36(4), 536-44. <http://people.physics.anu.edu.au/~tas110/Teaching/Lectures/L1/Material/WEAVER1947.pdf>
56. Weitzman, M.L. (1998). Recombinant growth. *Quarterly Journal of Economy*, 113(2), 331-360. <https://doi.org/10.1162/003355398555595>