



ISSN: 1695-7253 e-ISSN: 2340-2717  
[investig.regionales@aecr.org](mailto:investig.regionales@aecr.org)

AECR - Asociación Española de Ciencia Regional  
[www.aecr.org](http://www.aecr.org)  
España – Spain

## Convergencia regional sigma débil en México: 1970-2019

Domingo Rodríguez Benavides, Miguel Ángel Mendoza González, Nancy Muller Durán

Convergencia regional sigma débil en México: 1970-2019

Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research, 54, 2022/3

Asociación Española de Ciencia Regional, España

Available on the website: <https://investigacionesregionales.org/numeros-y-articulos/consulta-de-articulos>

### Additional information:

To cite this article: Rodríguez Benavides, D., Mendoza González, M. A., & Muller Durán, N. (2022). Convergencia regional sigma débil en México: 1970-2019. *Investigaciones Regionales* – Journal of Regional Research, 2022/3(54), 29-49. <https://doi.org/10.38191/iirr-jorr.22.016>

## Convergencia regional sigma débil en México: 1970-2019

*Domingo Rodríguez Benavides\**, *Miguel Ángel Mendoza González\*\**, *Nancy Muller Durán\*\*\**

Recibido: 12 de enero de 2021

Aceptado: 10 de octubre de 2022

### RESUMEN:

El objetivo de este trabajo es brindar evidencia sobre la hipótesis de convergencia en México a través de una prueba relativamente novedosa, la prueba de  $\sigma$ -convergencia débil aplicada no sólo a todo el periodo analizado sino también a distintos periodos, los cuales dependen de donde se ubique el año de ruptura que representa la apertura comercial ya sea 1986 o 1995 así como a distintos grupos clasificados de acuerdo a los terciles como de ingreso alto, medio y bajo. Los resultados muestran que únicamente en el primer periodo encontramos evidencia de este tipo de convergencia para la totalidad de las entidades federativas, independientemente de donde se ubique el año de quiebre, mientras que tanto para el segundo periodo como para todo el periodo en su conjunto no encontramos evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil. De igual forma, encontramos evidencia de sigma-convergencia débil en ambos periodos para los grupos de ingresos alto y medio pero no para los de bajo ingreso, lo cual sugiere que los resultados encontrados para la totalidad de las entidades federativas puede atribuirse al comportamiento que las entidades de bajo ingreso muestran en este último periodo. Adicionalmente, estos resultados son consistentes con el análisis de sigma-convergencia tradicional.

**PALABRAS CLAVE:** Crecimiento económico;  $\sigma$ -convergencia débil; desigualdad regional; México.

**CLASIFICACIÓN JEL:** O40; O47; C32; C33.

### Regional coverage in Mexico: a test of weak $\sigma$ -convergence

#### ABSTRACT:

The objective of this paper is to provide evidence on the convergence hypothesis in Mexico through a relatively novel test, the weak  $\sigma$ -convergence test applied not only to the whole period analyzed but also to different periods, which depend on the location of the break year representing trade liberalization, either 1986 or 1995, as well as to different groups classified according to terciles such as high, middle and low income. The results show that only in the first period we find evidence of this type of convergence for all the states, regardless of where the break year is located, while for the second period and for the whole period as a whole we find no evidence of weak  $\sigma$ -convergence, however, we find evidence of weak sigma-convergence in both periods for the high and middle income groups but not for the low income groups, which suggests that the results found for all the states can be attributed to the behavior that the low income states show in this last period. Additionally, these results are consistent with the traditional sigma-convergence analysis.

**KEYWORDS:** Economic growth; weak  $\sigma$ -convergence; regional inequality; Mexico.

**JEL CLASSIFICATION:** O40; O47; C32; C33.

---

\* Departamento de Sistemas, UAM-Azcapotzalco. México. [dorobe@azc.uam.mx](mailto:dorobe@azc.uam.mx)

\*\* División de Estudios de Posgrado, Facultad de Economía, UNAM. México. [mendezag@unam.mx](mailto:mendezag@unam.mx)

\*\*\* División de Estudios Profesionales, Facultad de Economía, UNAM. México. [nmuller@economia.unam.mx](mailto:nmuller@economia.unam.mx)

Autor para correspondencia: [dorobe@azc.uam.mx](mailto:dorobe@azc.uam.mx)

## 1. INTRODUCCIÓN

Una de las principales preocupaciones de los economistas, los responsables del diseño e implementación de las políticas gubernamentales y los funcionarios de las organizaciones internacionales en términos económicos es la cuestión de si la enorme discrepancia que representa el PIB per cápita entre los países más ricos y los más pobres se está acentuando o reduciendo, Sakikawa (2012). De hecho, la historia del desarrollo y el progreso ha sido testigo de divergencias y convergencias entre las regiones, tanto entre los países como al interior de los mismos, Narayan (2017). Las disparidades regionales con frecuencia son motivo de problemas económicos y políticos importantes por lo que numerosos estudios han abordado las tendencias y patrones de convergencia y divergencia regionales.

Pocos temas de la investigación económica aplicada han recibido tanta atención como la hipótesis de la convergencia en las últimas tres décadas. En su forma más simple tal hipótesis establece que las condiciones iniciales no tienen implicaciones para el nivel de ingreso per cápita de un país (región) a largo plazo, Johnson y Papageorgiou (2020), por lo que las regiones menos desarrolladas tenderían a crecer más rápido que las desarrolladas, lo cual conduciría a una eventual igualdad, Barro y Sala-i-Martin (1995) y Sala-i-Martin (1996). En la práctica, a menudo se considera que la hipótesis significa que los ingresos per cápita en diferentes países (regiones) se están acercando en cierto sentido, lo que implica que los países (regiones) más pobres están alcanzando a los países (regiones) más ricos. El interés teórico y empírico de esta hipótesis se acentuó con el surgimiento de la teoría moderna del crecimiento a mediados de los años ochenta, ya que el abordar esta hipótesis se consideró como una parte importante del proyecto de desbloquear la mecánica del crecimiento económico.

México representa un interesante caso de estudio para la economía regional en el sentido de que tiene una etapa de sustitución de importaciones (1960-1985) versus una era de liberalización comercial (de 1985 al presente) además de que el país desplazó la industria fuera del área central del país (Estado de México y Ciudad de México) a la región fronteriza del norte (Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas), Brock y German-Soto (2013), Becerril *et al.* (2010), Jordaan y Rodríguez-Oreggia (2012), Rodríguez-Oreggia (2005). Además, la literatura económica sobre convergencia ha identificado diversos mecanismos a través de los cuales las reformas comerciales han tenido efectos diferenciados en las regiones de México, Chiquiar (2005). Es por ello que la investigación sobre la experiencia de México en materia de disparidad regional puede proporcionar a las economías en desarrollo algunas lecciones relevantes, Sakikawa (2012). Razón por la cual este trabajo se centra en determinar si los resultados de la convergencia varían entre los períodos anteriores y posteriores a la liberalización económica.

Con la finalidad de determinar de manera empírica la existencia o no de convergencia empleamos una prueba relativamente novedosa, la prueba de  $\sigma$ -convergencia débil propuesta por Kong, Phillips y Sul (2019), la cual permite probar distintas formas de variabilidad decreciente en los datos a través de un modelo de regresión. El enfoque se basa en un estadístico de prueba  $t$  que permite identificar convergencia a pesar de que la regresión diseñada para tal fin se especifique de manera incorrecta bajo una variabilidad decreciente.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA

Con el fin de probar distintas hipótesis de convergencia regional en México se ha hecho un esfuerzo notable por construir bases de datos históricas que cubran mayores periodos de tiempo, ejemplo de ello son los trabajos de Esquivel (1999), German-Soto (2005), Mendoza (2014) y Aguilar-Retureta (2010) y (2016) entre otros, ya que las bases de datos oficiales con las que se cuenta cubren intervalos de tiempo relativamente cortos o bien se dispone sólo para algunos periodos. En este trabajo empleamos las series del PIB por habitante de 1970 a 2019 de Mendoza (2014).

Entre los trabajos que han analizado convergencia en México con los enfoques de  $\beta$ -convergencia y  $\sigma$ -convergencia se encuentran los de Mallick y Carayannis (1994), Juan Ramón y Rivera Bátiz (1996), Esquivel (1999), Messmacher (2000), Rodríguez Oreggia (2001), García Verdú (2002) y Rodríguez-Pose

y Sánchez-Reaza (2002a) quienes estudian la convergencia absoluta entre los estados mexicanos. Todos tienden a concluir la presencia de convergencia a nivel de entidades federativas en México hasta mediados de los ochenta, pero que este patrón se rompió posteriormente. Sin embargo, el horizonte temporal de la mayoría de estos estudios comprende hasta 1996, por lo que la experiencia de crecimiento posterior al TLCAN es limitada y no se analiza explícitamente.

Messmacher (2000) y Rodríguez-Pose y Sánchez-Reaza (2002a), analizan la convergencia durante el período posterior al TLCAN en relación a los patrones observados anteriormente. Los resultados de Rodríguez-Pose y Sánchez-Reaza (2002a) son consistentes con otros autores y sugieren que el TLCAN no restableció la convergencia. Los resultados de Messmacher (2000), sin embargo, contradicen los hallazgos de estos autores en virtud de que no obtiene estimaciones estadísticamente significativas para el parámetro de convergencia  $\beta$  en ningún periodo muestral. Esquivel y Messmacher (2002) muestran que el comportamiento de la productividad laboral fue una fuente importante de convergencia en el producto per cápita entre 1960 y 1990. Por el contrario, la productividad laboral fue el principal factor detrás del patrón de divergencia regional en el producto per cápita observada en la década de los noventa.

Chiquiar (2005) encuentra que el patrón divergente observado después de 1985 no se revirtió con el TLCAN y que los estados que se beneficiaron con las reformas fueron aquellos estados que contaban con una mejor dotación inicial y que fueron más capaces de atraer mayores niveles de capital físico y humano, así como una mejor infraestructura.

Plata, Calderón y Salazar (2013) encuentran evidencia de convergencia a nivel de entidades federativas en México, pero a una velocidad inferior, de 1.1% en promedio, a la reportada en otros estudios a nivel internacional que es de aproximadamente del 2%. Kido-Cruz y Kido-Cruz (2015) rechazan las hipótesis de convergencia absoluta y condicional en cuatro estados de la República Mexicana: Chiapas, Guerrero, Michoacán y Oaxaca en el periodo de 1990 a 2010. German-Soto, Rodríguez y Gallegos (2020) investigan el proceso de convergencia regional en México a nivel de estados a través del enfoque de  $\beta$ -convergencia en el periodo 1940-2015, sus resultados muestran evidencia de  $\beta$ -convergencia regional y que la velocidad en la que se registra es mayor para los estados más expuestos a la globalización y menor para los menos expuestos a dicho proceso.

Brock (2019) examina empíricamente la convergencia a nivel de municipios dentro de la región sur de Oaxaca de México. Encuentra que los municipios están convergiendo más rápidamente que la “ley del hierro” del 2% con hasta una velocidad de  $\beta$  convergencia de 8%.

Otra serie de trabajos se han enfocado en mostrar evidencia de convergencia estocástica en México, la cual se prueba básicamente a través de pruebas de raíces unitarias ya sea de manera univariada o en panel. Por ejemplo, Carrion-i-Silvestre y Germán-Soto (2007 y 2009) a través de pruebas de raíces unitarias analizan el proceso de convergencia estocástica en México, sus resultados muestran que dicho proceso no se puede entender si no se considera el cambio estructural registrado en la década de los ochentas.

Gómez y Ventosa (2009) analizan la convergencia entre regiones de la República Mexicana en relación a la capital del país, encuentran evidencia de que los diferenciales en ingreso per cápita de cada estado tiende a disminuir a través del tiempo. Sus resultados muestran también que las reformas comerciales de mediados de los años ochenta incidieron negativamente en el proceso de convergencia para algunas regiones, principalmente las más pobres, tampoco encuentran evidencia que les permita concluir que la apertura comercial promovió la convergencia entre las regiones fronterizas de México y Estados Unidos.

Díaz, Sánchez y Mendoza (2009) a través de pruebas de raíces unitarias y de cointegración en panel proveen evidencia empírica respecto a la convergencia del ingreso per cápita de los estados de la República Mexicana con respecto a la economía líder. Sus resultados muestran que las pruebas de raíces unitarias no respaldan la hipótesis de convergencia absoluta hacia la economía líder mientras que las pruebas de cointegración favorecen la hipótesis de convergencia condicional.

Gómez y Ventosa (2010) describen dos posible resultados de acercamiento (*loose catching-up/loose lagging-behind*) que se han tendido a pasar por alto en la literatura, los cuales se sitúan entre la convergencia

y la divergencia. Sus resultados ilustran que la excesiva evidencia a favor de la divergencia puede atribuirse a la falta de atención de estos dos resultados.

Gómez y Ventosa (2012) examinan la conducta de las disparidades a nivel de regiones en México en relación a la región más rica, la Ciudad de México, durante el periodo 1940-2009, sus resultados muestran que mientras algunas regiones han mostrado un proceso de acercamiento sistemático (*catching-up*) la región fronteriza de México se ha rezagado con respecto a su contraparte estadounidense.

Rodríguez, Mendoza y Venegas (2016a) evalúan la hipótesis de convergencia regional en México a través de un modelo de crecimiento no lineal, específicamente a través de un modelo panel-TAR. Sus resultados muestran evidencia de convergencia parcial y absoluta para el grupo de las 11 entidades consideradas como las “más ricas” en determinados periodos.

Rodríguez, Trejo y Mendoza (2016c) analizan la convergencia en el PIB per cápita de las entidades de la República Mexicana en el periodo 1940-2010 a través del enfoque de pares propuesto por Pesaran (2007). Sus resultados muestran evidencia que va en contra de la hipótesis de convergencia principalmente para todo el periodo, que va de 1940 a 2010, y también para el primer periodo en que dividen la muestra que va de 1940 a 1985. No obstante, encuentran evidencia mixta de dicha hipótesis en el segundo periodo en el que ellos dividen la muestra, el cual corresponde de 1986 a 2010.

Mendoza, Ventosa y German-Soto (2019) a través de una batería de pruebas de raíces unitarias brindan evidencia sobre el proceso de convergencia de la desigualdad interregional en México, sus resultados muestran que la mayoría de las regiones divergen o se están poniendo al día (*catching-up*).

Mendoza, German-Soto, Monford y Ordoñez (2020) argumentan que uno de los inconvenientes de las pruebas de raíces unitarias para probar la hipótesis de convergencia es que proporcionan resultados engañosos si los datos contienen dinámicas de transición (o combinan tanto estados estacionarios como dinámicas de transición). Apergis, Christou y Miller (2012), destacan que este tipo de pruebas fracasan en la detección de convergencia si se encuentra presente más de un equilibrio.

Rodríguez, López y Mendoza (2016b) investigan la hipótesis de convergencia relativa en el PIB per cápita de las entidades federativas de la República Mexicana en el periodo 1970-2012 a través de la metodología empleada por Phillips y Sul (2007) y encuentran evidencia de convergencia relativa en seis grupos o clubes de convergencia. Mendoza, German-Soto, Monford y Ordoñez (2020) emplean la misma metodología con datos de ingreso per cápita de las entidades federativas en el periodo 1940-2015, sus resultados tienden a corroborar la existencia de clubes de convergencia en ambos indicadores.

Recientemente, se han empleado metodologías novedosas que incorporan efectos espaciales en el proceso de convergencia. En este contexto, Díaz, Fernández, Garduño y Rubiera (2019) a través de un modelo de  $\beta$  convergencia condicional espacial prueban la hipótesis de convergencia regional con datos a nivel de entidad federativa y de municipio en el periodo de 1980 a 2008. Sus resultados muestran que para el periodo previo al TLCAN hay un proceso de convergencia alentado por las entidades de la región fronteriza mientras que para el segundo periodo no encontraron evidencia de convergencia.

Valdez (2019) estima el impacto de las externalidades espaciales del capital en la producción. Sus resultados muestran que la difusión espacial del crecimiento económico está relacionada directamente con la distancia y encuentran evidencia a favor de la hipótesis de convergencia. Adicionalmente muestran que la distancia entre los estados estacionarios es insuficiente para explicar las diferencias entre las tasas de crecimiento, sino que también es importante considerar la distancia geográfica.

Rodríguez y Cabrera (2019) investigan si la contigüidad geográfica es importante en el proceso de convergencia (absoluta y condicional) a nivel de municipios en México en el periodo 1999-2014. Sus resultados muestran que los municipios pobres crecieron más que los ricos, principalmente en el último periodo de la muestra y que la dimensión espacial es un elemento cuya importancia se reduce a través del tiempo. De igual forma, sus resultados les permiten prever un crecimiento más autónomo de las economías en años recientes.

Rodríguez, Mendoza y Climent (2022) efectúan un análisis de  $\sigma$ -convergencia débil con los datos del PIB per cápita por entidades federativas de German-Soto (2014) en el periodo 1940-2019 con el fin

de determinar si el proceso de liberalización comercial y la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) promovieron la convergencia regional. Sus resultados muestran que para el primer periodo, ya sea de 1970 a 1984 o de 1970 a 1994, hay evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil, mientras que para el segundo periodo encuentran evidencia de divergencia y para el periodo completo la evidencia es mixta. Mientras que los resultados de la prueba aplicados a grupos formados a partir de niveles de ingreso contribuye a identificar que algunos de ellos pueden ser los causantes de la ausencia de convergencia para todas las entidades federativas.

### 3. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

#### 3.1. LA PRUEBA DE $\sigma$ -CONVERGENCIA DÉBIL

El concepto de  $\sigma$ -convergencia mide las brechas entre las series de tiempo al examinar si la variación de la sección transversal disminuye con el tiempo, como se anticiparía si dos series convergen, Kong, Phillips y Sul (2019). Curiosamente, la convergencia condicional requiere divergencia entre las tasas de crecimiento para garantizar el acercamiento (*catch up*) y la convergencia en los niveles. Por lo tanto, para que los países pobres se pongan al día con los países ricos (*catch up*), los países pobres deben crecer más rápido que los países ricos. De acuerdo con Kong, Phillips y Sul (2019) las pruebas econométricas de convergencia tienen que lidiar con esta sutileza. Phillips y Sul (2007) propusieron el concepto de “convergencia relativa” para superar este inconveniente y desarrollaron un modelo de regresión econométrico simple para probar convergencia. Bajo este concepto, dos series convergen relativamente a lo largo del tiempo cuando las series de tiempo comparten los mismos elementos de tendencia estocástica o determinista a largo plazo, de modo que la razón de las dos series tiende a converger a la unidad.

No obstante, los conceptos de convergencia condicional ni relativa son adecuados para caracterizar la convergencia entre series de tiempo que no tienen elementos de tendencia deterministas o estocásticos divergentes (comunes), como tendencias de tiempo polinomiales o series de tiempo integradas. En cambio, muchas series de tiempo económicas, especialmente después de la diferenciación (como las tasas de crecimiento), no muestran evidencia de crecimiento determinista o el comportamiento errante aleatorio que es la característica principal de los datos integrados. Además, gran parte de los datos experimentales de laboratorio no están integrados en virtud de su construcción en términos de respuestas limitadas, y muchos datos macroeconómicos muestran menos evidencia de comportamiento de tendencia persistente durante la llamada Gran Moderación a mediados de la década de 1980. Los investigadores interesados en las propiedades empíricas de convergencia de tales series de tiempo necesitan un enfoque alternativo que se adapte a paneles de series asintóticamente estacionarias o débilmente dependientes, donde el concepto de convergencia implica una función explícita de disminución del tiempo que puede ser común en todas las series del panel.

La medición de la dispersión transversal decreciente o divergente ha desempeñado un importante papel en la evaluación de la convergencia o divergencia a lo largo del tiempo en indicadores económicos clave. Recientemente se han desarrollado métodos econométricos, conocido como prueba de  $\sigma$ -convergencia débil, Kong, Phillips y Sul (2019) para evaluar la tendencia en la dispersión en datos de panel utilizando una regresión de tendencia lineal simple. Para alcanzar la generalidad en las aplicaciones, estas pruebas se basan en estimaciones de varianza heterocedástica y de autocorrelación consistente (HAC), Kong, Phillips y Sul (2020).

La prueba de convergencia sigma débil permite probar convergencia en paneles con series asintóticamente estacionarias o débilmente dependientes, Jangam y Akram (2019). De acuerdo con Kong *et al.* (2019) la prueba consiste en determinar si la dispersión transversal decae a través del tiempo, para lo cual se estima la siguiente regresión de tendencia lineal:

$$K_{nt}^y = \hat{\alpha}_{nt} + \hat{\varphi}_{nt}t + \hat{u}_t \quad (1)$$

donde  $K_{nt}^y$  es la variación muestral de sección cruzada o transversal, con  $n=1, \dots, N$  y  $t=1, \dots, T$ , es decir:

$$K_{nt}^y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( y_{it} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_{it} \right)^2 \quad (2)$$

la cual se regresa en función de una constante,  $\hat{\alpha}_{nt}$ , y de una tendencia,  $t$ , y  $\hat{u}_t$  es el error estimado. Hay evidencia de convergencia si el coeficiente estimado de la pendiente,  $\hat{\phi}_{nt}$ , es significativo. La significancia de la pendiente de la tendencia se lleva a cabo a través del estadístico  $t$  estándar robusto que viene dado por:

$$\hat{t}_{\phi_{nt}} = \frac{\hat{\phi}_{nt}}{\sqrt{\hat{\Omega}_u^2 / \sum_{t=1}^t \tilde{t}^2}} \quad (3)$$

donde  $\tilde{t} = t - T^{-1} \sum_{t=1}^T t$ , Sul (2019). La presencia de convergencia débil se confirma en la medida en que  $\hat{t}_{\phi_{nt}}$  tiende a  $-\infty$ . La varianza de largo plazo,  $\hat{\Omega}_u^2$ , se estima con los residuos del modelo (1), de tal forma que el estimador Bartlett-Newey-West (BNW) tipo (HAC) de la varianza viene dado por:

$$\hat{\Omega}_u^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + 2 \frac{1}{T} \sum_{l=1}^L v_{lL} \sum_{t=1}^{T-l} \hat{u}_t \hat{u}_{t+l} \quad (4)$$

donde  $v_{lL}$  es el peso del kernel de rezagos de Bartlett con parámetros de rezago  $L = [T^k]$  para  $k > 0$ . De esta forma, para proveer evidencia de convergencia en el panel en cuestión se consideran los valores críticos unilaterales de una distribución normal estándar. Debido a que la prueba es de un sólo lado, el valor crítico al nivel de significancia del 5% es -1.65. Entonces, hay evidencia de sigma-convergencia débil si la pendiente es negativa y el valor de la prueba  $\hat{t}_{\phi_{nt}}$  es menor a -1.65, se dice que hay variación fluctuante si no es significativa, y hay evidencia de divergencia si es positivo y estadísticamente significativo, es decir mayor a 1.65, Kong *et al.* (2019).

#### 4. DATOS

Las series del PIB per cápita a precios de 2013 por entidad federativa de 1970 a 2019 se construyeron a partir de la metodología propuesta por Mendoza (2014), la cual emplea métodos de interpolación estructural-espacial con las series del PIB, a precios de 2003, compatible con la estructura de los censos económicos, las cuentas nacionales y de las series del Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal (ITAAEE), y datos de la población de los censos del INEGI y estimaciones por CONAPO.

Con el fin de proveer evidencia adicional optamos por realizar un análisis pormenorizado dividiendo en terciles de pib por habitante a las entidades de la republica mexicana.<sup>1</sup> Los resultados de esta clasificación en base al último año de la muestra, 2019, se presentan en el cuadro 1.

CUADRO 1.  
PIB por habitante por entidades federativas

Pesos de 2013

Entidades federativas	PIB por habitante		Grupos de ingreso	Tasa de crecimiento promedio anual			
	1970	2019		1970-1985	1970-1994	1986-2019	1995-2019
Aguascalientes	50.6	162.9	alto	2.4	2.6	2.6	2.6
Baja California	132.1	166.4	alto	1.0	0.4	0.4	1.0
Baja California Sur	132.6	212.3	alto	0.0	0.6	1.5	1.5
Campeche							

<sup>1</sup> Agradecemos a uno de los dictaminadores anónimos el habernos sugerido esta veta de análisis para enriquecer la aportación empírica del trabajo.

CUADRO 1. CONT.  
 PIB por habitante por entidades federativas

Pesos de 2013

Entidades federativas	PIB por habitante		Grupos de ingreso	Tasa de crecimiento promedio anual			
Coahuila	102.6	201.6	alto	1.4	1.3	1.6	1.6
Colima	76.5	149.0	medio	3.3	1.9	0.7	1.2
Chiapas	44.3	48.8	bajo	3.9	1.1	-1.1	-0.6
Chihuahua	51.4	157.2	alto	2.2	2.6	2.5	2.5
Ciudad de México	144.8	349.5	alto	1.9	1.9	2.0	2.2
Durango	53.0	109.7	medio	3.2	2.0	1.0	1.2
Guanajuato	55.0	119.3	medio	1.7	1.2	1.7	2.3
Guerrero	46.3	66.1	bajo	1.6	1.1	0.4	0.7
Hidalgo	48.7	90.3	bajo	3.0	1.9	0.6	1.3
Jalisco	89.7	149.9	medio	1.6	1.0	1.0	1.6
México	70.1	91.2	bajo	1.1	0.3	0.5	1.3
Michoacán	45.4	90.9	bajo	2.0	1.5	1.2	1.6
Morelos	67.0	98.7	medio	1.2	1.4	0.8	0.8
Nayarit	81.2	96.2	bajo	0.8	0.1	0.3	1.1
Nuevo León	132.7	244.3	alto	1.4	1.1	1.4	1.9
Oaxaca	34.3	62.3	bajo	3.9	2.2	0.2	0.5
Puebla	46.9	92.3	bajo	2.0	1.4	1.3	1.9
Querétaro	65.6	187.9	alto	3.5	2.6	1.9	2.1
Quintana Roo	76.3	175.3	alto	1.9	3.0	1.7	0.9
San Luis Potosí	51.0	131.3	medio	2.6	2.2	1.8	2.3
Sinaloa	86.0	127.4	medio	0.7	0.6	1.0	1.2
Sonora	119.7	192.4	alto	0.9	0.8	1.2	1.4
Tabasco							
Tamaulipas	91.0	142.6	medio	1.3	1.0	0.9	1.2
Tlaxcala	47.1	78.1	bajo	4.8	1.9	-0.3	0.5
Veracruz	75.4	96.3	medio	1.1	0.4	0.4	0.8
Yucatán	60.1	118.6	medio	1.4	1.4	1.6	1.9
Zacatecas	37.4	91.9	bajo	3.1	1.9	1.3	1.9

**Nota:** Los grupos de ingreso se construyeron con los terciles del PIB por habitante de 2019; y, no se consideraron las entidades petroleras de Campeche y Tabasco.

También en el cuadro 1, se muestra el PIB por habitante de cada estado al principio y al final de la muestra bajo estudio, el grupo de ingreso al que pertenece de acuerdo al tercil en el que se ubica, ordenado de acuerdo con el año de 2019, y las tasas medias de crecimiento del PIB por habitante por periodos de interés.

La figura 1 presenta las entidades federativas de acuerdo a los grupos de ingreso alto, medio o bajo con la finalidad de mostrar la distribución espacial de las entidades que conforman estos grupos. De dicha distribución espacial destaca el hecho de ciertos agrupamientos ya que como se puede ver, las entidades identificadas como de ingreso alto se ubican en el norte del país, con excepción de Aguascalientes, Querétaro, la Ciudad de México y Quintana Roo, las de ingreso medio tienden a ubicarse en la región

central del país, con excepción de Yucatán, mientras que las de ingreso bajo se ubican en el sureste del país, excepto Nayarit y Zacatecas. De ahí la importancia de considerar en el análisis empírico el factor espacio.

**FIGURA 1.**  
**PIB por habitante por grupos de entidades federativas, 2019**

Pesos de 2013



**Nota:** Los grupos de ingreso se construyeron con los terciles del PIB por habitante de 2019; y, no se consideraron las entidades petroleras de Campeche y Tabasco.

El cuadro 2 muestra un análisis descriptivo de la evolución del ingreso por habitante agrupando las 30 entidades federativas por terciles.

**CUADRO 2.**  
**PIB por habitante por grupos de entidades**

Pesos de 2013

Grupos de entidades	PIB por habitante promedio				Tasa de crecimiento promedio anual			
	1970	1986	1995	2019	1970-1985	1970-1994	1986-2019	1995-2019
Ingreso bajo	46.6	66	60.6	90.6	2.7	1.4	1.0	1.7
Ingreso medio	71.2	82.6	81.8	123.3	1.3	1	1.2	1.7
Ingreso alto	111.1	125.4	137.6	190.2	1.1	1.1	1.3	1.4
Todos	66.3	82.6	81.8	123.3	1.8	1.3	1.2	1.7

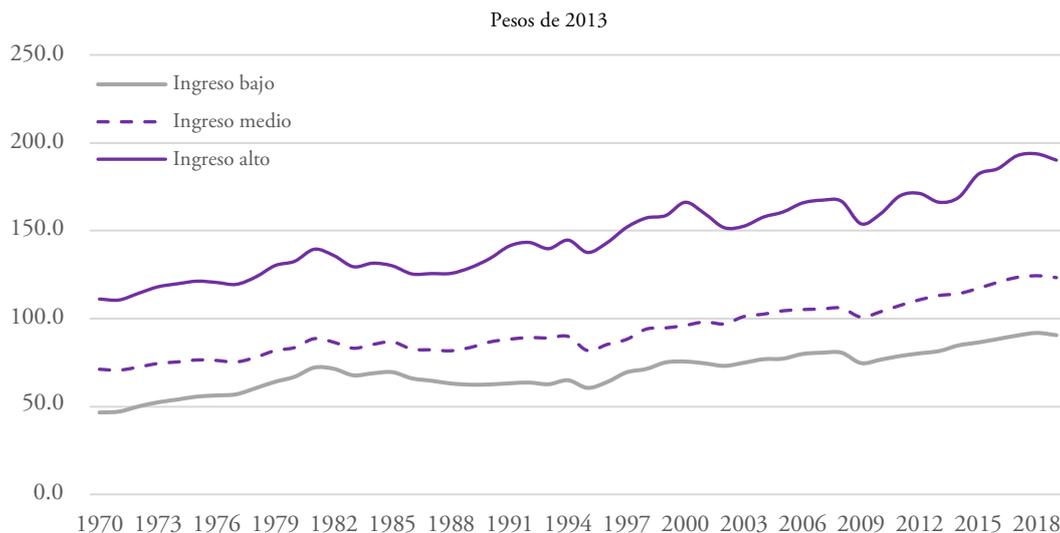
**Nota:** Los grupos de ingreso se construyeron con los terciles del PIB por habitante de 2019; para los promedios se utilizó la mediana; y, no se consideraron las entidades petroleras de Campeche y Tabasco.

En el cuadro 2 se puede apreciar que las tasas medias de crecimiento del primer tercil obtenidas para el primer periodo en el que se divide la muestra, correspondiente a las entidades de ingreso bajo, son mayores que las de los otros dos terciles e incluso mayores a la de la totalidad de los estados, independientemente en donde se ubique la fecha de quiebre ya sea en 1985, año en el que culmina el periodo de sustitución de importaciones en México, o en 1994, año en el que entra en vigor el tratado de libre comercio de América del Norte, lo cual es consistente con la hipótesis de convergencia en el sentido

de que muestra evidencia de un mayor crecimiento de las entidades con menores ingresos en relación a las de mayores ingresos, como es reportado en la mayoría de los trabajos empíricos efectuados para este periodo. Por el contrario, las tasas medias de crecimiento del primer tercil para el segundo periodo, ubicado de 1986 a 2019 o de 1995 a 2019, son menores o iguales a las registradas por los terciles mayores, lo cual es más notorio para el periodo de 1986 a 2019, esta desaceleración en el crecimiento de las entidades del primer tercil refuerza la evidencia de divergencia en el segundo periodo reportada por muchos estudios y con la obtenida en este trabajo como se muestra mas adelante.

La figura 2 muestra la evolución de la mediana del PIB por habitante calculada para cada uno de los terciles de ingresos. Como se puede apreciar en dicha gráfica, el PIB por habitante del tercil de las entidades de ingreso alto es el que mas ha crecido en el periodo de estudio, lo cual es más evidente a partir de finales de la década de los ochentas. Mientras que la evolución del PIB por habitante de los terciles de ingreso medio y bajo tienen un comportamiento similar, no obstante la brecha entre ambos se amplía ligeramente en los años posteriores a 1986 y a 2008, lo cual revela que el PIB por habitante de las entidades de ingreso bajo se ha rezagado en los periodos posteriores a las crisis que se registraron en estos años. También se observa que el PIB por habitante de las entidades del tercil de ingreso alto creció más en relación al de los terciles de ingreso medio y bajo. Estos hechos estilizados mostrados por evolución del PIB por habitante de las entidades federativas clasificadas por terciles fortalecen la idea de la ausencia de convergencia en el segundo periodo que corresponde a la liberalización comercial en México.

**FIGURA 2.**  
**Tendencias del PIB por habitante por grupos de entidades**



**Nota:** Los grupos de ingreso se construyeron con los terciles del PIB por habitante de 2019; para los promedios se utilizó la mediana; y, no se consideraron las entidades petroleras de Campeche y Tabasco.

## 5. RESULTADOS

En los cuadros 3 y 4 se presentan los resultados de la prueba de  $\sigma$ -convergencia débil para determinar si existe convergencia en los datos del PIB per cápita en México. Adicionalmente a los resultados presentados para la totalidad del periodo 1970-2019, también se presentan los resultados para dos subperiodos: de 1970 a 1994 y de 1995 a 2019, esto con la finalidad de verificar si hay evidencia de convergencia en el periodo previo al año en que México ingreso al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés), o bien en el periodo posterior al año en que entró en vigor el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Es preciso aclarar que esta periodización corresponde a los procesos de apertura y liberalización comercial en México, cuyos efectos en términos de convergencia económica son de interés tanto para los tomadores de desiciones públicas como para los académicos y pueden o no coincidir con la fecha de algunas rupturas estructurales que en

algunos estudios estiman con pruebas de manera endógena, esto es importante en el estudio de la convergencia estocástica porque la omisión de dichos quiebres puede sesgar los resultados de las pruebas bajo este enfoque. El cuadro del anexo A1, presenta las pruebas de raíces unitarias de Lee y Strazicich (2003) de acuerdo a lo que ellos denominan el modelo A que considera únicamente cambios de nivel, como se puede ver en dicho cuadro en el caso de la prueba con dos rupturas, la mayoría de las rupturas de la primera fecha son de los años ochentas, 24 de 32, lo cual sugiere que es apropiado identificar el primer periodo hasta mediados de los ochentas. En lo que respecta a las fechas de ruptura identificadas tanto por la prueba con un quiebre como la segunda fecha de la prueba de dos quiebres, hay una mayor heterogeneidad en las fechas ubicadas y resulta más difícil establecer periodos de estudio a través de estos resultados.

**CUADRO 3.**  
**Resultados de la prueba tomando a 1995 como año de quiebre**

De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(4)$
-0.1842	-3.5235	-3.2348	0.1805	5.9980	5.8499	0.0671	2.1606	1.9929

**Notas:** Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

**CUADRO 4.**  
**Resultados de la prueba tomando a 1985 como año de quiebre**

Todos los estados					
De 1970 a 1984			De 1985 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$
-0.3662	-20.9467	-22.2276	0.2014	10.4507	9.8725

**Notas:** Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

Los resultados de las pruebas de  $\sigma$ -convergencia débil muestran evidencia de convergencia para el primer periodo, independientemente en donde se ubique la fecha de quiebre o año de ruptura, y de divergencia en el periodo posterior a la firma y entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte así como para la totalidad del periodo analizado, es decir de 1970 a 2019. El número de rezagos en cada caso se determinó de acuerdo a la recomendación de Sul (2019) de que el número apropiado es de  $T^{\frac{1}{3}}$ , como en todos los casos tal número no resultó en un número entero, la prueba se realizó con los dos números enteros entre los cuales se encuentra dicha cantidad.

Estos resultados tienden a corroborar lo encontrado por otros estudios de que tanto los procesos de apertura y de liberalización comercial como de relocalización registrados a partir de mediados de la década de los ochentas provocaron una disrupción en el proceso de convergencia en la economía mexicana, en virtud de que encontramos evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil únicamente para el primer periodo en el que dividimos la muestra, es decir, para el periodo que va de 1970 a 1984 o hasta 1994, y no encontramos evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil para el segundo periodo, que va de 1985 o 1995 a 2019, ni tampoco evidencia de este tipo de convergencia para todo el periodo analizado. De esta manera encontramos evidencia de que las entidades de la República Mexicana muestran un notable patrón de  $\sigma$ -divergencia en el segundo periodo, independientemente en donde se ubique el año de quiebre, en el que se dividió la muestra en contraposición con el periodo previo y de que este resultado tiende a dominar sobre la totalidad del periodo analizado.

El cuadro 5 muestra los resultados de las pruebas de sigma convergencia débil aplicadas a los grupos de estados clasificados de acuerdo a los terciles como de ingreso alto, medio y bajo, tanto para todo el

periodo como por periodos tomando como año de quiebre a 1995. Como se puede ver en dicho cuadro, hay evidencia de sigma convergencia débil en todos los grupos de ingreso en el primer periodo y en todo el periodo bajo estudio. No obstante, para el segundo periodo los resultados no son homogéneos ya que para los estados que se ubican como de ingreso alto hay evidencia de que sigma es fluctuante, de sigma convergencia débil para los de ingreso medio y de divergencia para los de ingreso bajo. Con fines comparativos mostramos los resultados de aplicar las pruebas a estos grupos de entidades tomando como fecha de quiebre el año de 1986, que representa el año en que México ingresó al GATT, cuyos resultados se presentan en el cuadro 6. Los resultados son prácticamente los mismos en términos cualitativos, con excepción de que en el segundo periodo, de 1986 a 2019, hay evidencia de sigma convergencia-débil para las entidades que conforman el grupo de ingreso alto, lo cual sugiere que la evidencia de divergencia encontrada para este periodo para la totalidad de las entidades consideradas se puede atribuir a la evolución de las entidades de bajo ingreso.

**CUADRO 5.**  
**Resultados de la prueba tomando a 1995 como año de quiebre para los distintos grupos de ingreso**

Ingreso alto								
De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(4)$
-0.3519	-20.684	-19.480	-0.0005	-0.322	-0.304	-0.2051	-8.522	-7.762
Ingreso medio								
De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(4)$
-0.0797	-18.402	-18.083	-0.0271	-2.962	-2.832	-0.0630	-14.932	-14.124
Ingreso bajo								
De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(4)$
-0.1913	-20.479	-19.247	0.1202	9.132	8.651	-0.0406	-1.983	-1.814

**Notas:** Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

Las pruebas efectuadas a las entidades clasificadas por grupos de ingresos y en distintos periodos permiten identificar que grupos y en que lapsos de tiempo se encuentra ausente la convergencia. De esta manera, en el periodo posterior a la entrada en vigor del TLCAN las entidades de ingreso alto han fluctuado mientras que las de ingreso bajo han tendido a diverger, lo cual puede atribuirse a que este último grupo de entidades no se han logrado anclar a la dinámica de crecimiento que ha representado la integración comercial de México con sus principales socios comerciales como si lo han hecho otras entidades identificadas como de ingreso alto. Otra posible interpretación que pueden tener estos resultados es la posible presencia de diferentes estados estacionarios por grupos de ingreso.

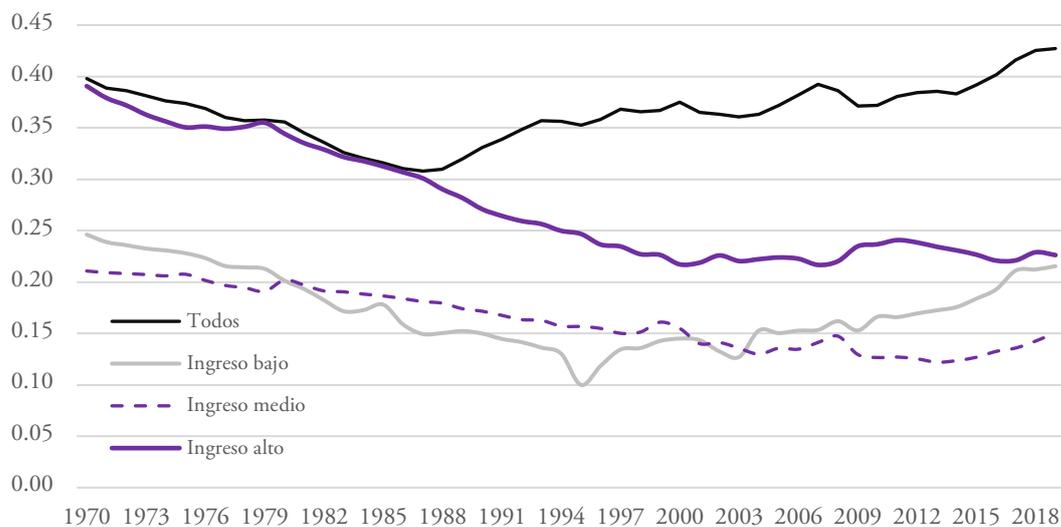
Por otro lado, con el fin de comparar que tan consistentes son los resultados obtenidos a través de la prueba empleada sigma-convergencia débil con los que se obtienen a través de la metodología sigma convencional la figura 3 muestra la evolución de este último indicador, tanto para las 30 entidades federativas analizadas como para los terciles de ingreso en que fueron agrupadas.

CUADRO 6.  
Resultados de la prueba tomando a 1986 como año de quiebre para los distintos grupos de ingreso

Ingreso alto					
De 1970 a 1985			De 1986 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$
-0.3073	-9.810	-9.746	-0.0929	-3.934	-3.529
Ingreso medio					
De 1970 a 1985			De 1986 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$
-0.0644	-9.936	-11.440	-0.0469	-7.118	-6.688
Ingreso bajo					
De 1970 a 1985			De 1986 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$
-0.2127	-15.304	-14.947	0.0621	4.215	3.8563

Notas: Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

FIGURA 3.  
Convergencia sigma tradicional del PIB por habitante por grupos de entidades



**Nota:** La convergencia sigma se mide como la desviación estándar del logaritmo natural del PIB por habitante; la convergencia sigma para los grupos de ingreso considera los terciles del PIB por habitante de 2019; y, no se consideraron las entidades petroleras de Campeche y Tabasco.

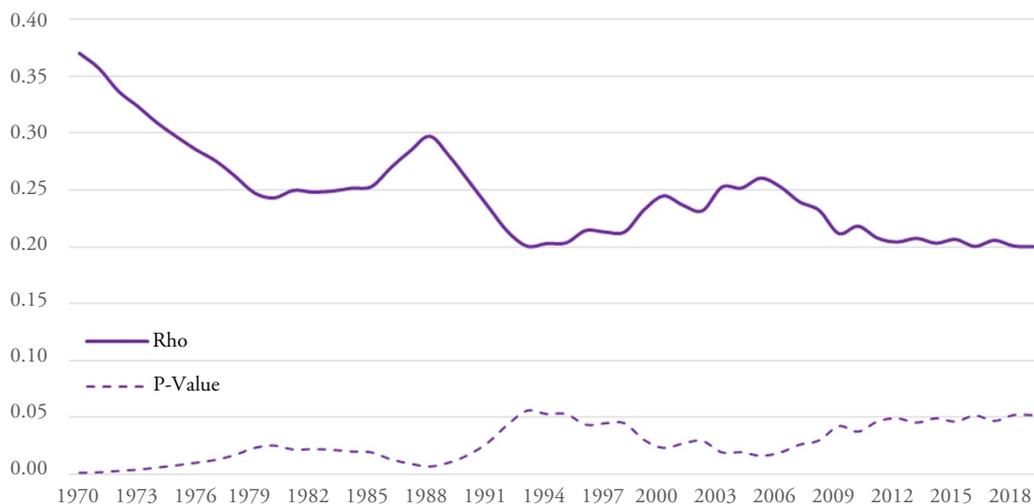
Como se puede ver en la figura 3 la sigma convergencia obtenida para las treinta entidades federativas muestra la conocida forma de “U”, cuyo punto de quiebre se ubica en 1986, la cual es consistente con los resultados obtenidos tanto en este trabajo como en una extensa literatura que reporta convergencia para el primer periodo, hasta 1985, y divergencia para el segundo periodo. De igual forma, los resultados obtenidos con sigma-convergencia para las entidades pertenecientes a los grupos de ingreso alto, medio y bajo son consistentes con los reportados de las pruebas de sigma-convergencia débil en virtud de que los resultados de esta última prueba muestran convergencia para los grupos de ingreso alto y medio y el análisis de sigma-convergencia tradicional muestra que la desviación estándar para estos grupos de ingreso decrece

o por lo menos se mantiene estable en los últimos años de la muestra, mientras que los resultados de sigma convergencia de las entidades que conforman el grupo de bajo ingreso revelan divergencia para el segundo periodo de análisis lo cual coincide con el resultado de una sigma-convergencia tradicional creciente a partir de 1995, de hecho hasta antes de este año todas las sigma-convergencia de los tres grupos de ingreso son decrecientes. Este resultado es relevante en el sentido de que ubica la fecha de quiebre en 1995 y no en 1986 como la mayoría de los estudios tienden a ubicarla.

## 6. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ POR AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL<sup>2</sup>

Con el objetivo de revisar la posibilidad de sesgo en los resultados por la presencia de autocorrelación espacial (Anselin, 1988; Lesage y Pace 2009) se propone el siguiente ejercicio de robustez. Para detectar la existencia de autocorrelación espacial se aplica el test I de Moran a el PIB por habitante entre entidades para cada año de 1970 a 2019 y como se observa en la figura 4 la correlación espacial tiende de un valor máximo de 0.37 al mínimo de 0.20. Es importante mencionar la tendencia creciente de la correlación espacial con la firma del TLCAN en 1994 (Aroca *et al*, 2005; Mendoza-González, 2021) y la permanencia en 0.20 después de la crisis económica de 2008-2009.

FIGURA 4.  
Test I de Moran para correlación espacial del PIB por habitante entre entidades, 1970-2019



**Nota:** Rho es el coeficiente de correlación espacial y p-value es valor para las pruebas de significancia del test de Moran. La matriz de pesos espacial se construye con la regla queen y no se consideraron las entidades petroleras de Campeche y Tabasco.

Con el fin de eliminar el posible sesgo de autocorrelación espacial empleamos la siguiente transformación del PIB por habitante (*pibh*):  $dpibh = pibh - \rho Wpibh$ , donde  $\rho$  es el coeficiente de correlación espacial estimado con el procedimiento del test I Moran y ( $W$ ) es una matriz de pesos espaciales tipo queen ( $W$ ).

Los resultados de las pruebas de  $\sigma$  convergencia débil aplicadas a las series sin el sesgo de autocorrelación espacial (datos filtrados) confirman los resultados obtenidos por periodos a las series sin

<sup>2</sup> El análisis de robustez por autocorrelación espacial para la prueba de  $\sigma$ -convergencia débil se incorporó gracias a la recomendación de un dictaminador anónimo. Sin embargo, dado que nuestro análisis se enfoca en un solo indicador (PIB por habitante) se decidió no utilizar una metodología alternativa sobre filtros espaciales como el de Getis y Griffith (2002) debido a que fue diseñada para el análisis de regresión tipo OLS, donde se supone la existencia de dependencia espacial múltiple tanto de la variable endógena ( $y$ ) como del conjunto de variables explicativas ( $x$ ) y una prueba estadística espacial local basado en la descomposición asociada con vectores y raíces características del índice de Moran.

eliminar dicho sesgo (datos sin filtrar) cuando se toma como fecha de ruptura el año de 1995, en virtud de que se identifica convergencia para el primer periodo 1970-1994 y de su ausencia en el segundo periodo que va de 1995-2019. No obstante, los resultados no confirman lo reportado por las pruebas para los datos sin filtrar en el caso de las pruebas aplicadas a todo el periodo ya que hay evidencia de divergencia mientras que para los datos filtrados la evidencia es que hay variación fluctuante en virtud de que el estadístico de la prueba, con tres y cuatro rezagos, resultó no significativo como se puede apreciar en el cuadro 7.

En cuanto a los resultados de las pruebas con los datos filtrados tomando a 1985 como año de quiebre, los cuales se muestran en el cuadro 8, estos también tienden a confirmar lo encontrado por las pruebas en el sentido de que hay evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil en el primer periodo y de que no hay evidencia de este tipo de convergencia en el segundo periodo.

**CUADRO 7.**  
**Resultados de la prueba con los datos filtrados tomando a 1995 como año de quiebre**

De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(4)$
-0.7550	-6.1049	-5.5696	0.1633	3.6675	3.5958	-0.1145	-1.5368	-1.4167

**Notas:** Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

**CUADRO 8.**  
**Resultados de la prueba con los datos filtrados tomando a 1985 como año de quiebre**

Todos los estados					
De 1970 a 1984			De 1985 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}}(3)$
-1.3863	-13.0530	-12.4365	0.1872	7.7816	7.5033

**Notas:** Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

En lo que respecta a los resultados de las pruebas por grupos de ingreso para todo el periodo y para distintos periodos con los datos filtrados, cuyos resultados se presentan en los cuadros 9 y 10, permiten confirmar los hallazgos encontrados con los datos sin filtrar, con excepción de las entidades que conforman el grupo de “ingreso bajo” en el segundo periodo tomando a 1985 como año de quiebre ya que con los datos filtrados se encuentra evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil, lo cual no es posible inferir con los datos sin filtrar para las entidades de ingreso bajo en este periodo.

De esta manera, los resultados de las pruebas aplicadas a grupos de ingresos y por periodos, permiten inferir procesos de convergencia por este tipo de grupos, lo cual implica procesos de divergencia cada vez mayor para todas las entidades, generando segregación económica que también debe ser motivo de análisis.

**CUADRO 9.**  
**Resultados de la prueba con los datos filtrados tomando a 1995 como año de quiebre para los distintos grupos de ingreso**

Ingreso alto								
De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (4)$
-0.8697	-14.647	-13.960	-0.0211	-1.117	-1.070	-0.4379	-7.673	-7.050
Ingreso medio								
De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (4)$
-0.3055	-11.784	-10.828	-0.0402	-2.662	-2.557	-0.1640	-8.9564	-8.3082
Ingreso bajo								
De 1970 a 1994			1995-2019			Todo el periodo		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (4)$
-0.8329	-11.133	-10.226	0.0004	1.716	1.623	-0.3125	-5.109	-4.696

**Notas:** Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

**CUADRO 10.**  
**Resultados de la prueba con los datos filtrados tomando a 1985 como año de quiebre para los distintos grupos de ingreso**

Ingreso alto					
De 1970 a 1984			De 1985 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$
-1.081	-8.515	-8.270	-0.2000	-4.188	-3.753
Ingreso medio					
De 1970 a 1984			De 1985 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$
-0.4243	-11.019	-10.739	-0.0908	-5.681	-6.159
Ingreso bajo					
De 1970 a 1984			De 1985 a 2019		
$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$	$\hat{\varphi}_{nt} \times 100$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (2)$	$\hat{t}_{\varphi_{nt}} (3)$
-0.0123	-13.384	-12.797	-0.0047	-1.921	-1.780

**Notas:** Con 30 estados excluyendo Campeche y Tabasco. Los números son los rezagos incorporados en el cálculo de la varianza de Newey-West.

## 7. CONCLUSIONES

La cuestión de cuáles han sido los efectos de la liberalización comercial y de manera particular el impacto que ha tenido sobre la desigualdad económica entre los estados mexicanos se sigue debatiendo hasta nuestros días, German-Soto y Escobedo (2011).

En este contexto, una de las hipótesis sobre las que se ha centrado la mayoría de los trabajos empíricos sobre convergencia en México es la de probar si a mediados de la década de los ochentas se registró un quiebre en el patrón de crecimiento de las regiones en México, ya que la mayoría de los estudios que se han efectuado estableciendo esa periodización han encontrado evidencia de convergencia en periodos previos a esa fecha a nivel de estados mientras que por el contrario, la evidencia empírica no favorece dicha hipótesis en periodos posteriores a la década de los ochentas, lo cual se atribuye a un quiebre o una ruptura asociada a diversos factores como son el proceso de apertura comercial, la relocalización de grandes industrias y la implementación de diversas reformas. Algunos investigadores como Chiquiar (2005) sostienen que la evidencia en contra de la hipótesis de convergencia reportada para el segundo periodo no necesariamente implica un rechazo del modelo de crecimiento neoclásico.

En este trabajo brindamos evidencia empírica a través de la prueba  $\sigma$ -convergencia débil sobre si la liberalización comercial, independientemente de donde se ubique ya sea en 1986 o en 1995, promovió la convergencia económica a nivel de entidades federativas en México. Para tal fin, dividimos la muestra en dos periodos. El primero de ellos corresponde al periodo previo a la entrada de México en el GATT que va de 1970 a 1985, o bien de 1970 a 1994, dado que en este último año entró en vigor el tratado de libre comercio en México, en tanto que el segundo se puede ubicar de 1986 a 2019, o bien de 1995 a 2019, dependiendo de donde se ubique el año de quiebre, caracterizado principalmente por un periodo de liberalización comercial, así como de diversas reformas estructurales.

Esta metodología es útil para examinar convergencia en series asintóticamente estacionarias o débilmente dependientes y determinar si existe una débil convergencia general entre las unidades investigadas, la cual fue propuesta recientemente por Kong *et al.* (2019).

Los resultados muestran evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil para el primer periodo para la totalidad de las entidades federativas consideradas, lo cual tiende a corroborar lo encontrado por la mayoría de los estudios sobre convergencia regional en México y no encontramos evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil en el segundo periodo, lo cual parece dominar el resultado para todo el periodo en su conjunto.

Sin embargo, para los grupos formados como de ingreso alto, medio y bajo de acuerdo a los terciles encontramos evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil en ambos periodos para los dos primeros, independientemente de donde se ubique la fecha de quiebre, mientras que para el grupo de ingreso bajo únicamente encontramos evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil en el primer periodo y de divergencia para el segundo periodo, resultado que sugiere que la ausencia de convergencia reportada para la totalidad de las entidades federativas consideradas para este periodo puede atribuirse al comportamiento de entidades que conforman el grupo de ingreso bajo. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por el análisis de sigma-convergencia tradicional tanto a nivel agregado como para los grupos clasificados de acuerdo a su nivel de ingreso. Los resultados de las pruebas de robustez por autocorrelación espacial obtenidos permiten confirmar los hallazgos obtenidos con los datos sin ajustar por este concepto. De lo que se desprende que la prueba es lo suficientemente robusta aún sin considerar la posible autocorrelación espacial que pueda estar presente en este tipo de datos.

Por otro lado, el análisis de  $\sigma$ -convergencia tradicional efectuado por terciles, permite identificar que la fecha del punto de inflexión para este grupo es muy cercana al año de 1995 a diferencia de la fecha en la que se registra dicho punto para la totalidad de las entidades federativas, lo cual amerita una mayor investigación con datos desagregados que permita establecer las razones de este comportamiento en las entidades que conforman el tercil del ingreso más bajo.

En virtud de que el análisis efectuado sobre la convergencia en México en este trabajo se basa en una sola variable, el PIB per cápita por entidad federativa, es difícil establecer lineamientos de política económica que se orienten a reducir estas discrepancias y que permitan que las entidades con ingresos más

bajas tiendan a converger con las de mayor niveles de ingresos. No obstante, debido a que el análisis se lleva a cabo con distintos periodos es posible inferir algunas sugerencias de política económica que se derivan de las condiciones económicas que prevalecieron en el primer periodo, en el cual encontramos evidencia de sigma-convergencia débil, caracterizado por una mayor intervención estatal. En este contexto, entre las recomendaciones de política económica que se infieren de nuestros resultados se encuentran que el gobierno debe atender las regiones con mayores niveles de atraso invirtiendo en el desarrollo de la infraestructura que se requiere, como son carreteras, puertos, vías férreas, telecomunicaciones, etc., para alentar mayores inversiones privadas en estos estados y de esta manera generar mayor crecimiento económico, mayores y mejores empleos que tiendan a abatir las enormes desigualdades que se encuentran presentes con respecto de las entidades con mayores niveles de ingreso per cápita. De igual forma, los gobiernos federal y local deben realizar esfuerzos adicionales por ampliar y elevar los niveles educativos en las entidades con ingreso per cápita más bajo. En este sentido, el gobierno federal ha emprendido en fechas recientes algunos proyectos de inversión de infraestructura en las regiones sur y sureste de México, respectivamente, los cuales se espera contribuyan con un mayor dinamismo no sólo de la región sino de todo el país, sin embargo, sus efectos serán de mediano y de largo plazo. Por el contrario, reducir la intervención estatal y dejar que el mercado por sí mismo resuelva estas disparidades a través de una asignación eficiente de los recursos no es garantía de lograr este objetivo, como lo demuestra la experiencia reciente en las últimas décadas en las cuales se redujo considerablemente la participación del estado en la economía que coincide con el segundo periodo en el cual no se encuentra evidencia de  $\sigma$ -convergencia débil.

## AGRADECIMIENTOS

El autor Miguel Ángel Mendoza González agradece el financiamiento recibido al proyecto UNAM: PAPIIT-IN308721, “Políticas públicas de reactivación y reestructuración económica urbana en México ante impactos económicos y sociales de la COVID-19 en México”.

## REFERENCIAS

- Aguilar-Retureta, J. (2016). Regional Income Distribution in Mexico: New Long-Term Evidence, 1895–2010. *Economic History of Developing Regions*, 31(2-3), 225.
- Apergis, N., Christou, C., & Miller, S. (2012). Convergence Patterns in Financial Development: Evidence from Club Convergence. *Empirical Economics*, 43, 1011–1040.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. MIT Press.
- Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70, 191-221.
- Becerril, O., Alvarez, I., Del Moral, L. (2010). Do infrastructures influence the convergence of efficiency in Mexico? *Journal of Policy Modeling*, 32,120-137.
- Brock, G., & Germán-Soto, V. (2013). Regional Industrial Growth in Mexico: Do Human Capital and Infrastructure Matter? *Journal of Policy Modeling*, 35, 228–242.
- Brock, G. (2019). The real Oaxaca decomposition: convergence within Mexico’s Oaxaca region in the twenty-first century - Do types of crime and religious belief matter? *Economic Change and Restructuring*, 53, 543–569. <https://doi.org/10.1007/s10644-019-09255-7>
- Carrion-I-Silvestre, J., & German-Soto, V. (2007). Stochastic convergence amongst Mexican states. *Regional Studies*, 41(4), 531-541.
- Carrion-I-Silvestre, J., & German-Soto, V. (2009). Panel Data Stochastic Convergence Analysis of the Mexican Regions. *Empirical Economics*, 37(2), 303–327.

- Chiquiar, D. (2005). Why Mexico's regional income convergence broke down. *Journal of Development Economics*, 77(1), 257-275.
- 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*, LXXVI(2)(302), 407-431. <https://doi.org/10.20430/ete.v76i302.532>
- Díaz-Dapena, A., Fernández-Vázquez, E., Garduño-Rivera, R., & Rubiera-Morollon, F. (2019). Economic integration and regional convergence: effects of NAFTA on local convergence in Mexico, 1980–2008. *Applied Economics*, 51(50), 5515-5527. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1616064>
- Esquivel, G. (1999). Convergencia Regional en México, 1940–1995. *El Trimestre Económico*, LXVI(264), 725–761.
- Esquivel, G., & Messmacher, M. (2002). Sources of regional (non) convergence in Mexico. Paper presented at the Wider/Cornell/LSE Mexico Conference on Spatial Inequality in Latin America. Institute of Public Policy and Development Studies, Universidad de las Americas, Puebla.
- García Verdú, R. (2002). Income dynamics across states in Mexico: 1940–2000, Banco de México, Unpublished manuscript.
- German-Soto, V. (2005). Generación del producto interno bruto mexicano por entidad federativa, 1940-1992. *El Trimestre Económico*, LXXII(3)(287), 617-653.
- Germán-Soto, V., & Escobedo, J. (2011). ¿Ha ampliado la liberalización comercial la desigualdad económica entre los estados mexicanos? Un análisis desde la perspectiva econométrico-espacial. *Economía Mexicana. Nueva Época*, XX(1), 37-77.
- German-Soto, V., Rodríguez Pérez, R., & Gallegos Morales, A. (2020). Exposure to globalization and regional convergence in Mexico. *Estudios Económicos*, 35(2), 267-295. <https://doi.org/10.24201/ee.v35i2.404>
- Getis, A., & Griffith, D. A. (2002). Comparative Spatial Filtering in Regression Analysis. *Geographical Analysis*, 34(2), 130-140. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.2002.tb01080.x>
- Gómez, M., & Ventosa-Santaulària, D. (2009). Liberación comercial y convergencia regional del ingreso en México. *El Trimestre Económico*, LXXVI(301), 215–235.
- Gómez-Zaldívar, M., & Ventosa-Santaulària, D. (2012). Regional output convergence in Mexico. *Latin America Journal of Economics*, 49(2), 217-236.
- Gómez-Zaldívar, M., & Ventosa-Santaulària, D. (2010). Per Capita Output Convergence: The Dickey-Fuller Test Under the Simultaneous Presence of Stochastic and Deterministic Trends. *Annales d'Economie et de Statistique*, 99/100, 429-445.
- Gómez-Zaldívar, M., & Ventosa-Santaulària, D. (2012). Regional Output Convergence in Mexico. *Latin American Journal of Economics*, 49(2), 17-36.
- Jangam, B. P., & Akram, V. (2019). Do Prices Converge Among Indonesian Cities? An Empirical Analysis. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 22, 239 - 262. <https://doi.org/10.21098/bemp.v22i3.1152>
- Johnson, P., & Papageorgiou, C. (2020). What Remains of Cross-Country Convergence? *Journal of Economic Literature*, 58(1), 129-75. <https://doi.org/10.1257/jel.20181207>
- Jordaan, J., & Sanchez-Reaza, J. (2006). Trade Liberalization and Location: Empirical Evidence for Mexican Manufacturing Industries 1980–2003. *Review of Regional Studies*, 36, 279–303.
- Juan-Ramón, H., & Rivera-Bátiz, L. (1996). Regional Growth in Mexico: 1970-1993. Working paper 96/92. International Monetary Fund.

- Kido-Cruz, A., & Kido-Cruz, M. T. (2015). Convergencia económica en la región sur de México: un análisis municipal durante el periodo 1990-2010. *Economía, Sociedad y Territorio*, 15(49), 697-722.
- Kong, J., Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2019). Weak  $\sigma$ -convergence: Theory and applications. *Journal of Econometrics*, 209, 185–207.
- Kong, J., Phillips, P.C.B., & Sul, D. (2020), Testing Convergence Using HAR Inference. In T. Li, M.H. Pesaran, & D. Pesaran (Eds.) *Essays in Honor of Cheng Hsiao* (Advances in Econometrics, Vol. 41), pp. 25-72. Emerald Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/S0731-905320200000041002>
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089. <http://www.jstor.org/stable/3211829>
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mendoza-Velázquez, A., Ventosa-Santaulària, D., & German-Soto, V. (2019). Mexico's inter-regional inequality: a convergent process? *Empirical Economics*, 56(5), 1683 – 1705. [http://works.bepress.com/vicente\\_german\\_soto/89/](http://works.bepress.com/vicente_german_soto/89/)
- Mallick, R., & Carayannis, E. (1994). Regional economic convergence in Mexico: an analysis by industry. *Growth and Change*, 25, 325-334.
- Mendoza, M. A. (2014). Metodología de interpolación estructural-espacial para la generación de una serie continua del pib y población por entidad federativa: 1970-2012. Documento de trabajo. UNAM, Facultad de Economía.
- Mendoza-González, M. A. (2021). Apertura comercial, choques productivos y externalidades con ciclos espacio-tiempo en el crecimiento económico por entidad federativa en México, 1980-2018. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, 50, 105-124. <https://doi.org/10.38191/iir-jorr.21.013>
- Mendoza-Velázquez, A., Ventosa-Santaulària, D., & Germán-Soto, V. (2019). Mexico's inter-regional inequality: a convergent process? *Empirical Economics*, 56, 1683–1705. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1401-8>
- Mendoza-Velázquez, A., German-Soto, V., Monfort, M., & Ordóñez, J. (2020). Club convergence and inter-regional inequality in Mexico, 1940-2015. *Applied Economics*, 52(6), 598-608. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1659491>
- Messmacher, M., (2000). Desigualdad Regional en México. El Efecto del TLCAN y Otras Reformas Estructurales. Documento de Investigación 2000-4, Banco de México.
- Narayan, L. (2017). Convergence or divergence: An analysis of regional disparities in South Asian countries. *International Journal of Multidisciplinary Research and Development*, 4(7), 436-443.
- Plata, L., Calderón, J., & Salazar, S. (2013). Convergencia económica en México 1950-2003. *Perspectivas. Revista de Análisis de Economía, Comercio y Negocios Internacionales*, 141-168.
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2007). Transition modelling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75, 1771-1855.
- Rodríguez Benavides, D., Mendoza, M. A., & Venegas Martínez, F. (2016a). ¿Realmente existe convergencia regional en México? Un modelo de datos-panel TAR no lineal. *Economía, Sociedad y Territorio*, 16(50), 197-227.
- Rodríguez Benavides, D., López, F., & Mendoza, M. A. (2016b). Clubs de convergencia regional en México: un análisis a través de un modelo no lineal de un solo factor. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, 34, 7-22.

- Rodríguez Benavides, D., Trejo García, J. C., & Mendoza González, M. Á. (2016c). Pair-Wise Approach to Test the Regional Convergence Hypothesis in Mexico. *Journal of Reviews on Global Economics*, 5, 59–68.
- Rodríguez Benavides, D., Mendoza González, M. A., & Climent, J. A. (2022). La hipótesis de convergencia en México: un enfoque de sigma-convergencia débil. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas. Nueva Época*, 17(2), 1-21.
- Rodríguez-Gámez, L. I., & Cabrera-Pereyra, J. A. (2019). Convergencia municipal en México con modelos de econometría espacial (1999 - 2014). *EconoQuantum*, 16(1), 7-32.
- Rodríguez-Oreggia, E. (2005). Regional Disparities and Determinants of Growth in Mexico. *Annals of Regional Science*, 39, 207–220.
- Rodríguez Oreggia, E. (2001). Regional Policies and Income Disparities in Mexico: A Review of Convergence Aspects. *Ceidir's review*.
- Rodríguez-Pose, A., & Sánchez-Reaza, J. (2002a). The impact of trade liberalization on regional disparities in Mexico. *Growth and Change*, 33, 72-90.
- Sala-i-Martin, X. (1996). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review*, 40, 1325-1352.
- Sakikawa, K. (2012). Regional Convergence in Mexico, 1970–2005: A Panel Data Approach. *Growth and Change*, 43(2), 252–272.
- Sul, D. (2019). Panel Data Econometrics, Common Factor Analysis for Empirical Researchers. Routledge.
- Valdez, R. I. (2019). Spatial diffusion of economic growth and externalities in Mexico. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, 45, 139-160.

## ORCID

Domingo Rodríguez Benavides	<a href="https://orcid.org/0000-0002-9169-687X">https://orcid.org/0000-0002-9169-687X</a>
Miguel Ángel Mendoza González	<a href="https://orcid.org/0000-0001-7433-5194">https://orcid.org/0000-0001-7433-5194</a>
Nancy Muller Durán	<a href="https://orcid.org/0000-0002-6764-5925">https://orcid.org/0000-0002-6764-5925</a>

## ANEXO

CUADRO 1A.  
Prueba LM de Raíz Unitaria con rupturas en el nivel (*Modelo A*)

	Con una ruptura			Con dos rupturas		
	Estad.	<i>p</i>	Breaks	Estad.	<i>p</i>	Breaks
AGU	-4.309	(7)	1998	-5.381	(7)	1980,1998
BCN	-4.516	(3)	2006	-6.288	(7)	1997,2007
BCS	-5.127	(3)	1980	-5.506	(3)	1980,2007
CAM	-3.600	(7)	1991	-4.479	(8)	1990,1999
COA	-3.064	(7)	2001	-4.632	(0)	1984,1996
COL	-3.796	(3)	1996	-6.229	(4)	1988,2002
CHP	-4.002	(3)	1980	-6.031	(8)	1986,2009
CHH	-3.801	(8)	1996	-5.069	(7)	1987,2000
CMX	-2.901	(2)	1996	-5.155	(7)	1987,2001

CUADRO 1A. CONT.  
Prueba LM de Raíz Unitaria con rupturas en el nivel (*Modelo A*)

	Con una ruptura			Con dos rupturas		
	Estad.	<i>p</i>	Breaks	Estad.	<i>p</i>	Breaks
DUR	-3.740	(1)	1980	-5.757	(3)	1980,2008
GUA	-4.323	(6)	1985	-5.535	(8)	1987,2004
GRO	-3.436	(1)	1999	-4.904	(7)	1982,1996
HID	-4.092	(2)	1991	-5.938	(2)	1991,2012
JAL	-3.600	(1)	2004	-5.055	(8)	1991,2001
MEX	-3.387	(1)	1993	-5.355	(1)	1993,2009
MIC	-4.894	(3)	1986	-5.683	(3)	1983,1988
MOR	-4.768	(4)	1989	-6.544	(4)	1988,2011
NAY	-5.231	(1)	2000	-5.725	(7)	1993,2002
NLE	-3.029	(5)	1995	-5.199	(8)	1985,2004
OAX	-3.251	(1)	1988	-4.908	(2)	1987,2006
PUE	-4.003	(7)	1989	-5.446	(2)	1980,1990
QUE	-3.882	(1)	1993	-5.117	(7)	1984,1995
ROO	-4.861	(3)	2003	-6.044	(3)	1982,1996
SLP	-3.312	(6)	2012	-4.982	(7)	1984,2002
SIN	-3.740	(8)	1994	-4.970	(4)	1980,1996
SON	-3.728	(8)	1981	-4.984	(8)	1980,2005
TAB	-3.971	(4)	1994	-6.418	(6)	1994,2007
TAM	-3.513	(8)	2001	-5.272	(6)	1992,2007
TLA	-3.725	(1)	1987	-4.753	(2)	1988,2003
VER	-4.269	(3)	2007	-4.497	(1)	1995,2008
YUC	-4.714	(7)	1997	-6.566	(7)	1998,2008
ZAC	-4.684	(7)	2006	-5.657	(8)	1989,2006
Panel	-19.103	(7)	2006	-32.575	(8)	1989,2006

**Notas:** Los números entre paréntesis son los rezagos incorporados en cada prueba.

**Fuente:** Elaboración propia.

