



Estudios Económicos (México, D.F.)

ISSN: 0188-6916

El Colegio de México, A.C.

German-Soto, Vicente; Rodríguez Pérez, Reyna E.; Gallegos Morales, Alexandra G.  
Exposición a la globalización y convergencia regional en México  
Estudios Económicos (México, D.F.), vol. 35, núm. 2, 2020, Julio-Diciembre, pp. 267-295  
El Colegio de México, A.C.

DOI: 10.24201/ee.v35i2.404

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59763958003>

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

UAEH  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

# EXPOSICIÓN A LA GLOBALIZACIÓN Y CONVERGENCIA REGIONAL EN MÉXICO

## EXPOSURE TO GLOBALIZATION AND REGIONAL CONVERGENCE IN MEXICO

Vicente German-Soto  
Reyna E. Rodríguez Pérez  
Alexandra G. Gallegos Morales

*Universidad Autónoma de Coahuila*

*Resumen:* En el marco teórico de la  $\beta$ -convergencia, este trabajo investiga el proceso de convergencia regional entre los estados mexicanos más y menos expuestos a la globalización. El método aplica mínimos cuadrados ponderados y pruebas anidadas para hacer comparaciones interregionales. Después de controlar por diferencias en el estado estacionario, se encuentra convergencia regional a tasas entre 1.2% y 4.6% durante 1940-2015. En la etapa abierta, la velocidad de convergencia se elevó entre los estados más expuestos a la globalización, pero se frenó entre los menos expuestos. Además, avances en educación y salud han sido determinantes para el crecimiento regional.

*Abstract:* From the  $\beta$ -convergence theoretical framework, this article investigates the regional convergence process among Mexican states that are most and least exposed to globalization. Methodology applies weighted least squares and nested tests to make interregional comparisons. After to control by characteristics in the steady state, results find rates of regional convergence between 1.2% and 4.6% along 1940-2015. In the open stage, the speed of convergence rose among states that are most exposed to globalization but slowed among that least exposed. In addition, advances on education and health have been determinants for regional growth.

*Clasificación JEL/JEL Classification:* C33, O47, R12

*Palabras clave/keywords:* convergencia regional; globalización; crecimiento económico; regional convergence; globalization; economic growth

*Fecha de recepción:* 28 III 2019

*Fecha de aceptación:* 04 XI 2019

<https://doi.org/10.24201/ee.v35i2.404>

*Estudios Económicos*, vol. 35, núm. 2, julio-diciembre 2020, páginas 267-295

## 1. Introducción

La apertura comercial en México implicó una relocalización interna de los factores productivos, alterando el curso de la convergencia regional. Debido al cambio de modelo de producción ocurrido desde mediados de los años ochenta del siglo XX hacia uno de mayor relación con el exterior (globalización), y como consecuencia de los tratados comerciales firmados con un gran número de países, principalmente el acuerdo con Norteamérica (TLCAN, ahora T-MEC), se volvió importante la localización regional de la producción y sus factores productivos. Los estados geográficamente ubicados al norte, en la frontera con los Estados Unidos de América, se vieron favorecidos con la llegada de empresas que buscaban reducir los costos de producción.<sup>1</sup> Además, su cercanía relativa al mercado estadounidense, lo que permite abaratar costos de transporte, los volvió atractivos como lugares de producción. Por otro lado, algunas otras entidades del centro del país también recibieron fuertes inversiones de capital extranjero (principalmente Ciudad de México, Jalisco, Estado de México y Guanajuato). Como resultado, irrumpió de forma decidida la relocalización de factores productivos como el empleo, la educación y la inversión. Al parecer, la globalización que incursionó en México en los años 1990s y 2000s favoreció la concentración espacial de la actividad económica, lo que también pudo haber modificado la convergencia entre sus regiones.

El índice de apertura comercial de México, medido como la suma de exportaciones e importaciones en relación con el producto interno bruto (PIB), se elevó considerablemente. En 1940 este indicador fue de alrededor de 0.4% y se mantuvo por debajo de 1% hasta 1973. Entre 1974 y 1985 osciló entre 1% y 4%, desde entonces ha venido aumentando gradualmente hasta llegar a cifras superiores a 30% en la actualidad. La inversión extranjera directa también mostró un crecimiento explosivo. Hasta antes de 1990, los flujos de inversión foránea aumentaron muy lentamente, a tasas menores a 2%, mientras que entre 1990 y 2000 lo hicieron a razón de 55%. Desde entonces, los incrementos han fluctuado por debajo de esa cifra, aunque todavía son elevados (por ejemplo, el crecimiento de la inversión foránea fue de 32% entre 1980 y 2010).<sup>2</sup> En breve, el proceso de apertura comercial

---

<sup>1</sup> Entre 1999 y 2016 los estados fronterizos de Nuevo León, Chihuahua, Baja California y Tamaulipas figuraron entre las cinco entidades con mayor recepción, en promedio, de inversión foránea en el país.

<sup>2</sup> Cálculos propios con datos del Banco Mundial (2015).

fue rápido y acelerado desde 1985 y da una idea del grado e intensidad con que se arraigó en el país.

Mientras que el cambio estructural de la economía pudo haberse sentido en muchos aspectos, aquí nos interesa investigar cómo afectó al proceso de convergencia regional. Específicamente, ¿cómo evolucionó el acercamiento, en términos de ingresos per cápita, entre las entidades federativas mexicanas durante el periodo de liberalización económica? ¿implicó esta tendencia algún cambio importante durante el periodo de análisis? ¿será mayor la velocidad de la convergencia entre los estados mexicanos que actualmente son más abiertos al comercio internacional? Para responder a estas preguntas se investiga la hipótesis de que la exposición a la globalización alteró el ritmo de disipación de las diferencias de ingreso per cápita. Es posible que los estados más expuestos a la globalización aceleraran el ritmo con el que sus diferencias de ingreso per cápita venían reduciéndose, mientras que el grupo de economías de menor exposición las ampliaran. La teoría afirma que las economías abiertas tienden a converger, pero no así las economías cerradas, y que una razón de la falta de convergencia entre los países más pobres se encuentra en su todavía poca relación comercial con otros países (Sachs y Warner, 1995), un proceso que también puede estar ocurriendo entre las regiones de un país.

Para probar tal presunción en el sistema estatal mexicano, se considera la metodología de regionalización de Hanson (2005), la cual clasifica a los estados del país en tres grupos, según su exposición a la globalización: alta, media y baja. La evolución del ingreso per cápita de cada conjunto de entidades se analiza a través del método  $\beta$ -convergencia condicional y de la técnica  $\sigma$ -convergencia, tanto para el periodo global (1940-2015) como para los dos subperiodos admitidos en el tránsito hacia una economía abierta (1940-1985 y 1985-2015). El objetivo es revisar si se modificaron las velocidades con las que cada región de economías estaba convergiendo.

La convergencia constituye un proceso que se manifiesta en el largo plazo. Tal perspectiva es más eficaz cuando se desea saber si las economías pobres y ricas reducen sus diferencias económicas. Su abordaje en el ámbito regional ha sido de gran interés entre los investigadores del crecimiento económico desde que Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992), Mankiw, Romer y Weil (1992), Bernard y Durlauf (1995), Carlino y Mills (1993, 1996a, 1996b), entre otros, demostraran con técnicas de corte transversal y series de tiempo, que una agrupación de economías similares podía converger en términos de producto per cápita. Al respecto, la experiencia mexicana ha sido enfocada desde diversas metodologías y contextos (véase, por ejem-

plo, Esquivel, 1999, Cermeño, 2001, Sánchez-Reaza y Rodríguez-Pose, 2002, Chiquiar, 2005, Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2007, 2009 y 2010, German-Soto y Brock, 2015, German-Soto y Salazar, 2016). Este trabajo contribuye a la discusión al estudiar la convergencia mexicana en función del grado de exposición a la globalización al que han sido sometidas sus regiones.

Algunos resultados en avance señalan que durante el periodo global se convergió. Una vez que se controla por diferencias en el estado estacionario, se estima que la velocidad de convergencia registrada por las regiones bajo estudio fluctuó entre 1.2% y 4.6%. Sin embargo, desde que se presentó la apertura comercial ésta fue mucho más rápida en la muestra de estados que exhibió mayor exposición a la globalización. En este colectivo de entidades, la medida de aglomeración usada en el modelo de regresión estimó un efecto fuerte y significativo (a diferencia del resto de regiones), lo que favorece la hipótesis de que globalización y concentración económica están relacionados. Por tanto, la globalización parece haber influido en la velocidad a la que las regiones venían convergiendo.

En la siguiente sección se expone la teoría de la convergencia, posteriormente se repasa la evidencia empírica, principalmente sobre México, para luego describir los datos y analizar los resultados empíricos. Para finalizar, se comentan las conclusiones.

## 2. Teoría de la convergencia y metodología de estimación

### 2.1. $\beta$ – convergencia, absoluta y condicional

Barro y Sala-i-Martin (1992 y 2004) usan la siguiente ecuación para medir la velocidad de convergencia tipo  $\beta$ :

$$\left( \frac{\ln(y_{i,t+1}) - \ln(y_{i,t})}{T} \right) = g - \left[ \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \right] \cdot \ln(y_{i,t}) \quad (1)$$

$$+ \left[ \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \right] \cdot \ln(\hat{y}_i^*) + u_{i,t}$$

donde  $y_{i,t+1}$  y  $y_{i,t}$  son el ingreso per cápita en dos puntos en el tiempo (final e inicial, respectivamente),  $T$  es el número de años en el intervalo,  $g$  es la tasa de progreso tecnológico, la cual se considera constante entre las economías,  $\hat{y}_i^*$  es el nivel de estado estacionario del ingreso

y  $u_{i,t}$  es el término de error estocástico. La variable dependiente es la tasa de crecimiento entre los momentos  $t$  y  $t + 1$ . El coeficiente  $(1 - e^{-\beta T})/T$ , especificado aquí como  $\lambda$ , es una expresión que declina en función de  $T$ , es decir, es más pequeño conforme se amplía el intervalo temporal sobre el cual se calcula la tasa de crecimiento (Barro y Sala-i-Martin, 2004). El argumento es que la tasa de crecimiento disminuye ante aumentos del ingreso en valores de  $y_{i,t} < \hat{y}_i^*$ . De aquí que, cuando se extiende el intervalo, el efecto que tienen los niveles iniciales de ingreso sobre la tasa de crecimiento promedio disminuye, es decir, hay convergencia. El parámetro de interés es  $\beta$ , ya que mide la velocidad de la convergencia.

En la ecuación (1) el término  $[(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \ln(\hat{y}_i^*)$  se usa para aproximar la convergencia condicional, es decir, aquella que está restringida al estado estacionario. De no incluirse, entonces se estimaría la denominada convergencia absoluta, misma que lleva a inferir que las economías más pobres tienden a crecer más rápido que las economías ricas bajo el supuesto de que todas ellas, pobres y ricas, convergen al mismo estado estacionario. Un supuesto difícil de satisfacerse en la práctica, debido a las diferencias existentes en cuanto a capital, educación, salud, innovación, etc. Técnicamente, las economías evolucionan en torno a distintos estados estacionarios, por lo que el nivel de ingreso de cada economía está condicionado al suyo propio que, de no ser considerado, generaría correlación con el término residual provocando estimaciones sesgadas de  $\beta$  (Barro y Sala-i-Martin, 2004).

El método que se aplica en este trabajo para probar la teoría es un modelo de datos de panel de efectos fijos. Para aprovechar la información contenida en la estructura de panel se analiza la ecuación (1), tanto en la modalidad absoluta como condicional, usando la técnica de mínimos cuadrados ponderados (MCP), la cual permite reducir la heteroscedasticidad. En específico, dado un momento en el tiempo, se parte de que ecuaciones como la (1) constituyen un conjunto estructural de la forma:<sup>3</sup>

$$y_i = \mathbf{x}_i' \beta + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (2)$$

Mientras que la varianza viene dada por:

$$Var[\varepsilon_i/\mathbf{x}_i] = \sigma_i^2 \quad i = 1, \dots, N \quad (3)$$

---

<sup>3</sup> En la explicación del panel estructural y la estimación ponderada se sigue a Greene (2008). Otros trabajos relacionados son Chamberlain (1982) y MaCurdy (1982). También, véase Hayashi (2000) y Baltagi (2005), entre otros.

El método requiere la estimación de las varianzas (desconocidas) para transformar el modelo. En este trabajo se considera la dispersión promedio de las unidades de corte transversal como ponderador, de tal forma que el estimador MCP es:

$$\hat{\beta} = \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{\sigma_i^2} \right) \mathbf{x}_i' \mathbf{x}_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{\sigma_i^2} \right) \mathbf{x}_i' \mathbf{y}_i \right] \quad (4)$$

El cálculo empírico de (4) constituye un promedio ponderado de los estimadores. Las matrices ponderadas vienen determinadas por:

$$\mathbf{w}_i = \left[ \sum_{i=1}^N (\text{Var} [\mathbf{b}_i])^{-1} \right]^{-1} (\text{Var} [\mathbf{b}_i])^{-1} \quad (5)$$

donde  $\mathbf{b}_i$  es el vector muestral de las pendientes de regresión. De esta manera, el estimador con la matriz de var-cov más pequeño recibe un mayor peso en la estimación, controlando así por las diferentes varianzas existentes entre las componentes de corte transversal.

Sin embargo, hay ciertas cuestiones técnicas a tomar en cuenta. Primero, la posible correlación serial puede ser corregida mediante algún contraste como el de Cochrane-Orcutt. Segundo, los residuos de regresión de la estimación final deben tener un comportamiento normal (prueba Jarque-Bera). Tercero, se deben aplicar pruebas sobre la redundancia de los coeficientes fijos.

Por otro lado, y con el fin de realizar un análisis comparativo interregional sobre la influencia de la globalización en las tasas de convergencia de las distintas etapas bajo estudio, también se llevan a cabo pruebas de hipótesis no anidadas sugeridas en Davidson y MacKinnon (1981). En breve, los autores propusieron una prueba de hipótesis para saber si un modelo de regresión podría contener a otro (anidado). Suponga que se desea saber si dos modelos (A y B, por ejemplo), bajo la hipótesis nula y alternativa, pueden ser estimados de manera conjunta. De acuerdo con los autores:

$$H_o : y_t = A_t (X_t, \beta) + \varepsilon_{ot} \quad (6)$$

$$H_1 : y_t = B_t (Z_t, \gamma) + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

donde  $X_t$  y  $Z_t$  son vectores de variables exógenas y  $\beta$  y  $\gamma$  son vectores de parámetros a ser estimados. También se asume que el término de perturbación es esférico. Entonces, Davidson y MacKinnon (1981) se basan en un modelo compuesto como el siguiente:

$$H_c : y_t = (1 - \alpha) A_t(X_t, \beta) + \alpha B_t(Z_t, \gamma) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Debido a los parámetros desconocidos en (8), Davidson y MacKinnon (1981) proponen usar los pronósticos de la variable dependiente de uno de los modelos como una regresora adicional en el otro modelo y probar la significancia de este nuevo regresor con la prueba  $t$ . Si resulta significativo, entonces el modelo está anidado, ya que tiene poder explicativo más allá de lo que contribuye el modelo original. Si no es significativo, entonces no se logran mejorar las predicciones del modelo original, lo que implicaría que el modelo no se encuentra anidado. Los autores llamaron a esta la prueba  $J$ , dado que  $\alpha$  y  $\beta$  se estiman conjuntamente (de *jointly*, en inglés).

## 2.2. $\sigma$ -convergencia

En este caso se considera la dispersión de ingresos entre las economías (generalmente medida por la desviación estándar). Convergencia de esta clase ocurre si la dispersión declina en el tiempo. Barro y Sala-i-Martin (2004) señalan que la  $\beta$ -convergencia tiende a generar  $\sigma$ -convergencia, pero el proceso es afectado por perturbaciones que modifican la dispersión. Las perturbaciones pueden ser reflejo de cambios inesperados en la actividad económica o en el marco institucional. Por tanto, la  $\beta$ -convergencia es una condición necesaria, pero no suficiente para  $\sigma$ -convergencia (Quah, 1993 y Barro y Sala-i-Martin, 2004).

La estimación empírica de la *sigma*-convergencia se basa en la siguiente expresión:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (\ln(y_{i,t}) - \mu_t)^2}{N}} \quad (9)$$

donde  $\mu_t = \ln\left(\frac{\sum y_{i,t}}{N}\right)$ , es decir, es la media muestral de los ingresos per cápita. En este caso, existe  $\sigma$ -convergencia si el valor en (9) tiende a disminuir en el tiempo.

### 3. Repaso de la evidencia sobre convergencia: el mundo y los estados mexicanos

El estudio de la convergencia ha sido de los temas de mayor investigación empírica en las últimas décadas, por varias razones. Una de ellas es que ha sido un tema polémico por la importancia social que reviste, ya que la no convergencia puede ser motivo de descontento en la población y explicación probable del aumento de las desigualdades económicas. Dos razones adicionales son la disponibilidad de datos de gran alcance temporal y el avance de metodologías de estimación que posibilitan probar empíricamente esta hipótesis.

Dentro de las áreas geográficas que gozan de mayor cantidad de análisis está la Unión Europea, ya que para esta región mundial resulta de crucial importancia saber si sus países miembros (y también sus regiones) están reduciendo las diferencias de ingreso, en virtud de la política de cohesión territorial impulsada prácticamente desde los años 1950s. Al respecto, los estudios encuentran, aunque algunas veces débil, una relación negativa entre tasa de crecimiento y PIB per cápita, lo que indica convergencia del tipo  $\beta$ , así como convergencia en clubes, tanto a nivel de países como de regiones (Fingleton, 1999; Ertur, Le Gallo y Baumont, 2006; Tselios, 2009; Palan y Schmiedeberg, 2010; Cavenaile y Dubois, 2011; Sassi, 2011; Cuaresma, Ritzberger-Grünwald y Silgoner, 2011; Monfort, Cuestas y Ordóñez, 2013; Dvoroková, 2014; von Lyncker y Thoennessen, 2017; Mykhnenko y Wolff, 2019, entre otros).

Otros estudios se han enfocado a una escala mundial, es decir, tratando con un grupo de países integrado desde distintas latitudes. Es el caso de Artelaris, Arvanditis y Petrakos (2011), donde el análisis de regresión polinomial sugiere la formación de dos clubes: uno de convergencia (entre países con niveles de desarrollo bajo a medio, caracterizados por sistemas productivos con actividades de uso intensivo en recursos, mercados fragmentados y tecnología limitada) y otro de divergencia (caracterizado por países de desarrollo medio y elevado). Rodrik (2011) estudia la brecha de ingresos entre países pobres y ricos y encuentra que esta relación aumentó entre 1950 y 2000. Los países de Asia han cerrado la brecha desde 1970, pero los países de África y América Latina la han ampliado. Van Biesebeek (2009) reporta convergencia en productividad en algunos sectores de los 14 países de la OECD (organización para la cooperación económica y el desarrollo) que constituyen la muestra.

En general, se puede intuir que cuanto más similares sean los grupos de países que se analizan mayores posibilidades existen de que converjan, mientras que los casos que apuntan hacia la formación de

clubes se dan más cuando se toman en cuenta países, económicamente, más heterogéneos.

En América Latina, algunos trabajos como el de Cáceres y Núñez (1999) concluyen sobre un proceso de convergencia, pero que llegó hasta 1979, al mismo tiempo que ciertos grupos más específicos de países, como los del Mercado Común Centroamericano, divergieron. Dobson y Ramlogan (2002), quienes asocian este proceso al mayor acceso al capital extranjero en la etapa más reciente, también llegan a conclusiones similares. Por su parte, Madariaga, Montout y Ollivaud (2004) señalan que la liberalización comercial impactó positivamente en la convergencia de países que registraron niveles similares de ingreso inicial. Sin embargo, Rodríguez, Perrotini y Venegas (2012) y Rodríguez, Perrotini y González (2014) subrayan evidencia mixta de convergencia condicional entre los países de América Latina cuando la relacionan a los Estados Unidos de América, como la economía de referencia. En el estudio Rodríguez, Mendoza y Perrotini (2015) los resultados no parecen apoyar la hipótesis de la convergencia condicional o absoluta cuando se usan modelos no lineales, ni tampoco parece haber clubes de convergencia entre los países con mayores niveles de ingreso. En contraste, King y Ramlogan-Dobson (2016) encuentran evidencia fuerte de que la mayoría de las 22 economías latinoamericanas consideradas se hallan en alguno de los dos clubes de convergencia definidos.

En México, a nivel de entidad federativa, Esquivel (1999) reportó un proceso de evolución diferenciado por etapa. Primero se convergió a un ritmo de 3.2% (1940-1960) y luego se redujo a 0.89% (1960-1995). Esta dicotomía también fue subrayada por otros estudios que abordaron diferentes técnicas (véase, por ejemplo, Cermeño, 2001; Sánchez-Reaza y Rodríguez-Pose, 2002; Chiquiar, 2005; Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2007, 2009 y 2010; German-Soto y Salazar, 2016). Es posible afirmar, en el caso mexicano, que en la primera etapa los estados convergieron, pero en la segunda divergieron.

Algunos otros trabajos enfocados al proceso de apertura comercial y su relación con la convergencia señalan resultados mixtos. Aguayo (2004) encuentra contextos favorables para los estados de la frontera norte, como resultado de la expansión de las exportaciones e inversiones asociadas que están asociados al TLCAN. Sánchez-Juárez (2009) no observa acercamiento entre las economías estatales después del TLCAN, sin embargo, Rodríguez, Mendoza y Venegas (2016) muestran evidencia de convergencia condicional y absoluta en el grupo de las 11 entidades más ricas del país con un modelo no lineal. De igual manera, Plata, Calderón y Salazar (2013) estimaron un coeficiente  $\beta$

de 1.1% entre las entidades federativas durante 1950-2003, una velocidad inferior, en promedio, a la estimada a nivel internacional (en torno a 2%). Por su parte, Kido-Cruz y Kido-Cruz (2015) destacan que, después de la implementación del TLCAN, la desigualdad no se redujo, sino que se mantuvo estable y alta en los municipios de cuatro estados mexicanos: Chiapas, Guerrero, Michoacán y Oaxaca.

#### 4. Descripción de datos y análisis exploratorio

Se dispone de la serie histórica del Producto Estatal Bruto anual generada en German-Soto (2005) para las 32 entidades federativas, misma que cubre el periodo 1940-2015. Inicialmente, el trabajo propuso series homogéneas para los años de 1940 a 2001, pero posteriormente se han ido actualizando hasta 2015. Para obtener esos valores en términos per cápita se utiliza la serie estimada de población estatal del Consejo Nacional de Población (Conapo), misma que puede remontarse hasta 1940 usando los datos censales de cada diez años para realizar estimaciones intercensales.

Para controlar por diferencias en el estado estacionario se cuenta con un conjunto de variables socioeconómicas que cubren el periodo global. Por ejemplo, de los censos de población y vivienda del Instituto Nacional de Estadística y Geografía, INEGI, se recoge el porcentaje de población de 10 años y más alfabetizada (tasa de alfabetización), misma que después de 1990 cambió a la población de 15 años y más. Se dispone, también, de una variable de salud que es útil en este contexto. Se trata de la tasa de mortalidad infantil por cada 1,000 nacidos vivos. Asimismo, se incluye una variable de aglomeración (o urbanización), medida como la densidad de población estatal por kilómetro cuadrado. La literatura sobre el tema ha destacado que la urbanización está correlacionada con ingreso per cápita. Cuando una economía se mueve de las actividades primarias a las secundarias y terciarias, eleva su ingreso promedio debido a las economías de aglomeración, y así podría impactar el estado estacionario.<sup>4</sup> Los datos insumo para el cálculo de las variables provienen del INEGI.<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> Para una discusión de los efectos de la urbanización en el crecimiento económico véase, entre otros, Duranton y Puga (2004) y Henderson (2003 y 2005).

<sup>5</sup> Aunque es posible usar algún otro indicador de educación que se remonte hasta 1940, como el porcentaje de adultos con educación secundaria, en ejercicios previos no se mejoraron los resultados reportados aquí. Tampoco esperanza de vida, como *proxy* de salud, resultó mejor, además esta serie inicia en 1950. Por

Como indicadores de globalización Hanson (2005) utilizó las participaciones promedio, con respecto al PIB estatal, del valor agregado de la maquiladora, la IED (inversión extranjera directa) y las importaciones durante 1993-1999. De esta forma, los estados de exposición alta corresponden a los que tienen un rango promedio en el tercio superior y que, al menos, alguna de estas variables se encuentra en el tercio superior de los datos. Los estados de exposición baja a la globalización son aquellos cuyo rango promedio se encuentra en el tercio inferior de los datos, además de no contar con variable alguna en el tercio superior, tal y como se observa en el Mapa 1. Hanson (2005) asocia los estados de la República Mexicana con base en tres indicadores: estados de exposición alta, media y baja. El mapa 1 reproduce esta regionalización en el país.

Cabe señalar que de los siete estados clasificados como de exposición alta, cinco comparten frontera con Estados Unidos, mientras que cinco de los diez estados que se encuentran clasificados como de exposición baja se ubican en el sur de México. Aun así, el criterio geográfico rinde resultados sobre convergencia diametralmente diferentes a los de esta clasificación (inferido a partir de ensayos que probaron la hipótesis geográfica).

Al utilizar el PIB per cápita y la regionalización anterior es posible tener una idea de la disparidad de ingresos relativos en cada una de las muestras, desde un punto de vista gráfico e informal. Para ello se estiman las desviaciones de ingreso relativo entre cada estado y el correspondiente valor nacional (gráficas 1 a 3). Se observa una tendencia hacia la reducción de las diferencias a lo largo del periodo, proceso que se ve más claro en la muestra de estados de exposición alta que en la de exposición baja. Igualmente, se destaca que la reducción de la dispersión se presentó con mayor fuerza entre 1940 y mediados de los años ochenta, desde esa fecha parece revertirse (o al menos no parece continuar) entre estados de exposición media y baja. En cualquier caso, durante 1940-2015 parece haber, en promedio, reducción de las brechas de ingreso relativo, aunque regionalmente el proceso no fue similar.

---

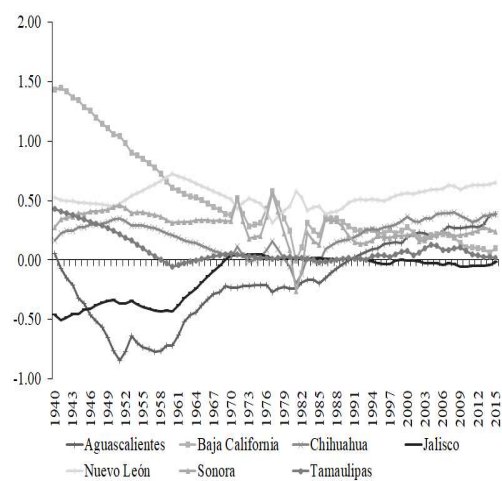
tanto, de las variables disponibles son las tasas de alfabetización y mortalidad infantil las que tienen mayores implicaciones en el equilibrio de estado estacionario.

**Mapa 1**  
*Regionalización de acuerdo con la  
 exposición a la globalización*



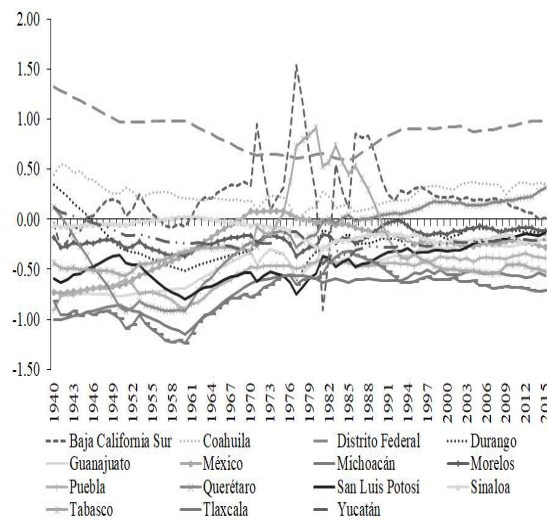
Fuente: elaboración propia a partir de la clasificación de Hanson (2005).

**Gráfica 1**  
*Desviaciones de ingreso relativo con respecto  
 al nacional (exposición alta)*



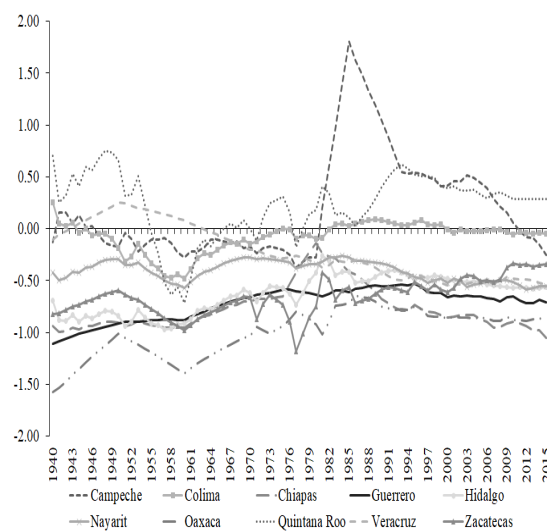
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfica 2**  
*Desviaciones de ingreso relativo con respecto al nacional (exposición media)*



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfica 3**  
*Desviaciones de ingreso relativo con respecto al nacional (exposición baja)*



Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, se aprecia que la pendiente de la curva fue más acentuada en la muestra de estados de exposición alta. Los años ochenta se caracterizaron por fluctuaciones inusuales que derivaron en aumentos y caídas repentinas del nivel de desigualdad regional; comportamientos que reflejan dos situaciones posibles. Primero, y particularmente para el estado de Campeche, el aumento y posterior caída de la tendencia parece deberse al incremento de la producción de petróleo que registró durante esos años, misma que luego se estabilizó cuando dejó de contabilizarse la extracción del recurso en las cuentas de la producción estatal. Segundo, las fluctuaciones pueden responder a la serie de eventos macroeconómicos registrados en el país, los cuales definieron el cambio estructural en la economía.

## 5. Resultados y análisis

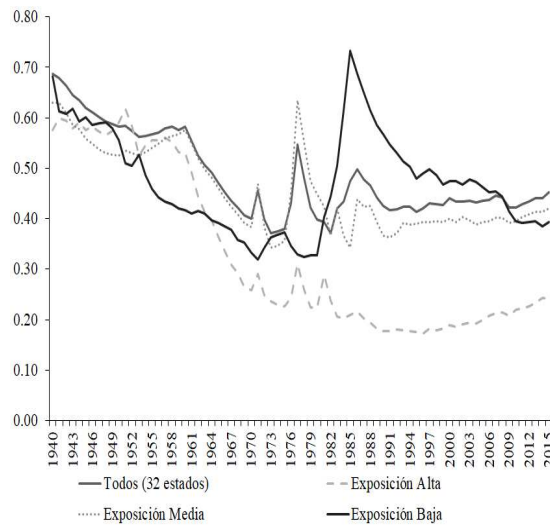
### 5.1. $\sigma$ -convergencia

La gráfica 4 reporta la evolución de la dispersión de ingresos per cápita de las cuatro situaciones de interés: total de estados, exposición alta, exposición media y exposición baja. Por su parte la gráfica 5 compara el desempeño de los estados de exposición baja con y sin el estado de Campeche.

En general, y desde un punto de vista de largo plazo, la dispersión de ingresos per cápita ha tendido a reducirse entre los 32 estados mexicanos, así como dentro de cada muestra. La gráfica 4 señala que este proceso no fue uniforme. Primero hubo reducción de la dispersión (entre 1940 y los años 1980s) para luego exhibir una tendencia hacia la no reducción de disparidades (desde la década de los ochenta). Esta dicotomía convergencia-divergencia a nivel estatal ya había sido notada en otros estudios (Esquivel, 1999; Chiquiar, 2005; Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2007; entre otros).

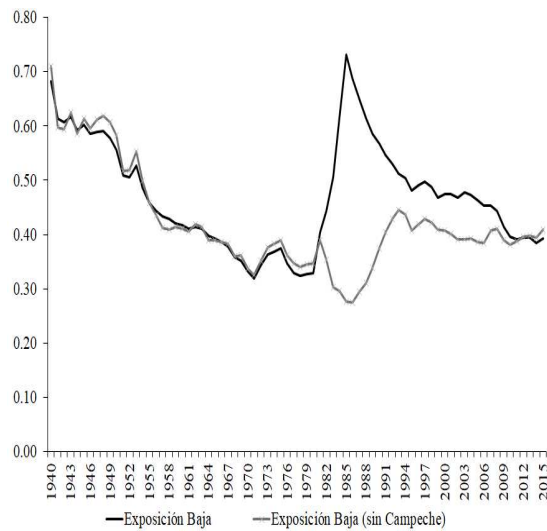
El elevado valor que se forma a finales de los años setenta representa el inusual comportamiento de la actividad de extracción de petróleo (*boom* petrolero). Nótese que este punto cumbre es más claro en la muestra correspondiente a los estados de exposición baja, región a la que pertenece el estado de Campeche. Sin la presencia de esa entidad, la formación atípica desaparece y tiene lugar una trayectoria más uniforme en la que los estados de exposición baja no parecen converger durante la etapa de apertura comercial (gráfica 5).

**Gráfica 4**  
 *$\sigma$ -convergencia en ingreso per cápita  
(total y por muestra de estados)*



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfica 5**  
 *$\sigma$ -convergencia de los estados de exposición  
baja (con y sin Campeche)*



Fuente: Elaboración propia.

También se observa un desempeño muy volátil durante los años ochenta, ya que la dispersión se eleva y se reduce de manera repentina. Esto puede deberse a las crisis que tuvieron lugar durante esa década, a la elevada inflación y, en general, a la desestabilización económica que caracterizó al país de esos años.

En general, hubo disipación de las desigualdades durante el periodo de economía cerrada, aun y agrupando las entidades federativas en función del grado de exposición a la globalización a la que fueron sometidas desde que se implementaron las reformas. Sin embargo, este proceso de reducción gradual cambió desde la apertura comercial.

## 5.2. *$\beta$ -convergencia absoluta*

Estimaciones de la ecuación (1) se realizan a partir del método de mínimos cuadrados ponderados factibles, se asume la presencia de heteroscedasticidad del tipo corte transversal. La posible presencia de correlación serial se controla con el procedimiento Cochrane-Orcutt, mientras que también se somete a prueba la especificación que incluye efectos fijos. Los resultados de regresión con  $\beta$ -convergencia absoluta para el periodo global (1940-2015), las regresiones por etapa (1940-1985 y 1985-2015) y las distintas muestras analizadas se reportan en el cuadro 1. Allí se destaca que, en general, las velocidades de convergencia estimadas son muy pequeñas, menores a 1%, aunque relativamente más elevadas para el periodo de economía abierta, especialmente entre los 32 estados y en las regiones de exposición media y baja. El coeficiente  $\beta$  se recupera a partir de la ecuación:

$$\beta = -\ln(\lambda T + 1)/T \quad (10)$$

donde  $\lambda$  es el coeficiente estimado en la ecuación (1).

Sin embargo, estos resultados de convergencia absoluta no son fiables. Mientras que los diagnósticos de las regresiones señalan ausencia de problemas de correlación serial y de no normalidad de los residuos, la hipótesis de que los coeficientes fijos son redundantes no puede ser rechazada en casi ninguno de los ensayos del cuadro 1, lo que sugiere que efectos fijos no es adecuado, en este caso; por lo que el modelo para probar convergencia absoluta puede estar mal especificado. Además, desde la teoría se sabe que el supuesto de que el conjunto de economías evoluciona hacia el mismo estado estacionario puede ser, en el caso regional mexicano, bastante restrictivo, lo que

invalidaría las velocidades de convergencia estimadas y reportadas en el cuadro 1. Esto significa que la tasa de convergencia debe valorarse de manera condicional.

**Cuadro 1**  
*Resultados de  $\beta$ -convergencia absoluta*

	Periodos					
	1940-2015		1940-1985		1985-2015	
Total (32 estados)						
Constante	.068***	(.004)	.0629***	(.005)	.2022***	(.024)
Coefficiente $\beta$	-.0046***	(.000)	-.0037***	(.000)	-.0148***	(.001)
$R^2$	.26		.26		.51	
Durbin-Watson	1.80		1.73		1.94	
Jarque-Bera	3.404	[.182]	4.310	[.115]	2.662	[.264]
Prueba de CF	1.448	[.059]	.630	[.938]	5.037	[.000]
Observaciones	480		192		288	
Región de exposición alta (7 estados)						
Constante	.0687***	(.011)	.0841***	(.025)	.1558***	(.045)
Coefficiente $\beta$	-.0041***	(.000)	-.0055***	(.002)	-.0097***	(.003)
$R^2$	.26			.37	.92	
Durbin-Watson	1.98		2.16		1.58	
Jarque-Bera	1.731	[0.420]	1.143	[0.564]	0.117	[0.943]
Prueba de CF	1.734	[0.121]	0.858	[0.532]	9.725	[0.000]
Observaciones	105		56		42	
Región de exposición media (15 estados)						
Constante	.0618***	(.006)	.0563***	(.008)	.1904***	(.0403)
Coefficiente $\beta$	-.0039***	(.000)	-.0031***	(.000)	-.0139***	(.003)
$R^2$	.20		.20		.36	
Durbin-Watson	1.82		1.80		1.87	
Jarque-Bera	.252	[.881]	1.571	[.455]	4.346	[.114]
Prueba de CF	.859	[.603]	0.488	[.935]	3.019	[.001]
Observaciones	225		135		90	
Región de exposición baja (10 estados)						
Constante	.0797 ***	(.011)	.0623 ***	(.009)	.2278 ***	(.032)
Coefficiente $\beta$	-.0062 ***	(.001)	-.0035 ***	(.001)	-.0187 ***	(.002)
$R^2$	.31		.15		.70	
Durbin-Watson	2.11		1.74		1.70	

**Cuadro 1**  
(*continuación*)

	<i>Periodos</i>					
	<i>1940-2015</i>		<i>1940-1985</i>		<i>1985-2015</i>	
Jarque-Bera	5.803	[.055]	1.509	[.470]	.353	[.838]
Prueba de CF	.731	[.680]	.154	[.997]	7.834	[.000]
Observaciones	130		90		60	

Notas: estimaciones de regresión a través del método de mínimos cuadrados ponderados. Se utilizan las varianzas de corte transversal como ponderaciones y el procedimiento de Cochrane-Orcutt para reducir el problema de correlación serial. Errores estándar entre paréntesis y p-values entre corchetes. CF significa coeficientes fijos. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

### 5.3. $\beta$ -convergencia condicional

El modelo ampliado considera tres variables control: salud, educación y aglomeración.<sup>6</sup> Los resultados se reportan en los cuadros 2 (para regresiones con el total de estados) y 3 (para las regresiones por región).<sup>7</sup>

Al considerar a los 32 estados se destaca que las regiones mexicanas exhibieron convergencia a lo largo del periodo analizado. La perspectiva de la convergencia por etapa señala mayor velocidad en la era de economía cerrada (1940-1985). Si bien las estimaciones sugieren que durante la apertura comercial también se convergió, ésta fue a un ritmo más lento, casi un punto porcentual menos que en la etapa previa.

El cambio en puntos porcentuales entre la tasa de crecimiento y los factores explicativos está en la dirección correcta y es altamente significativo en todos los casos. El valor negativo y significativo del cambio estimado con salud indica que la reducción de la tasa de mortalidad infantil ha apoyado el crecimiento económico (hay una relación inversa). Mientras que los cambios porcentuales desde educación y aglomeración son positivos. Esto significa que las mejoras

<sup>6</sup> Hubiera sido ideal incluir, además, alguna variable de inversión o capital físico, pero valores disponibles que se remontan hasta 1940 no son posibles de obtener a nivel de los estados mexicanos, por lo que el ensayo se restringe al uso únicamente de estas tres variables adicionales.

<sup>7</sup> Todas las variables son usadas en términos logarítmicos, tal y como se define en la ecuación (1).

en la educación de la población durante el periodo de estudio contribuyeron a elevar el desempeño económico, un resultado esperado en el largo plazo. También se infiere que el crecimiento económico del país es muy dependiente de las externalidades generadas por la mayor concentración de la población, es decir, mayor aglomeración significa mayor crecimiento.

## Cuadro 2

*Resultados de  $\beta$ -convergencia condicional con el total de estados*

	<i>Periodos</i>					
	<i>1940-2015</i>		<i>1940-1985</i>		<i>1985-2015</i>	
Constante	-.6388***	(.183)	-1.6407***	(.1616)	-.6213	(.428)
Coefficiente $\beta$	-.0485***	(.019)	-.0462***	(.003)	-.0376***	(.002)
Salud	-.0148***	(.003)	-.0144**	(.0069)	-.0221***	(.003)
Educación	.2498 ***	(.048)	.4895 ***	(.0452)	.1825 *	(.101)
Aglomeración	.0681 ***	(.017)	.0478 **	(.0161)	.0972 ***	(.022)
$R^2$	.40		.49		.69	
Durbin-Watson	2.24		2.08		2.01	
Jarque-Bera	6.285	[.043]	6.138	[.046]	6.491	[.039]
Prueba de CF	3.746	[.000]	3.384	.000]	6.291	[.000]
Observaciones	384		224		192	

Notas: véanse notas del cuadro 1. CF significa coeficientes fijos. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

De acuerdo con la magnitud de los cambios estimados sobre la tasa de crecimiento, se destaca que la educación ha sido el factor de mayor importancia, especialmente en el periodo de economía cerrada, ya que se estimó en 0.48 puntos porcentuales ante un cambio de 100% en educación, mientras que durante la etapa de economía abierta se redujo a 0.18 puntos porcentuales. Sin embargo, en esta segunda etapa la aglomeración ha ganado importancia, al pasar de 0.04 a 0.097, un resultado que se relaciona con procesos como la globalización. Esta tendencia también se presentó con las mejoras conquistadas en el sector salud.

Los diagnósticos sobre correlación, no normalidad y redundancia de efectos fijos son favorables, por lo que se puede garantizar que las estimaciones son estadísticamente fiables.

¿Qué tan diferente fue la disipación de las disparidades en ingreso per cápita entre las regiones de estudio? En el cuadro 3 se observa que, desde un punto de vista global y de largo plazo, los estados más expuestos a la globalización registraron mayor tasa de convergencia, la cual se estima para el periodo 1940-2015 en 4.59%, mientras que en los estados de exposición baja se sitúa en 3.8 por ciento.<sup>8</sup> La región de exposición media fue la que registró la tasa más lenta, igual a 1.2 por ciento. Desde esta perspectiva, la aglomeración parece haber sido un factor clave, ya que tendió a ejercer cambios más elevados en los grupos de estados que registraron mayor tasa de convergencia. La aglomeración, además de no significativa, resultó con el signo contrario en los estados de exposición media.

**Cuadro 3**  
*Resultados de  $\beta$ -convergencia condicional por región*

	Periodos					
	1940-2015		1940-1985		1985-2015	
Región de exposición alta (7 estados)						
Constante	.0699	(.929)	-1.933***	(.407)	-1.6841	(1.966)
Coefficiente $\beta$	-.0459***	(.004)	-.0225***	(.004)	-.0434***	(.004)
Salud	-.0191**	(.007)	.0180	(.014)	-.0375***	(.011)
Educación	.0669	(.220)	.4928***	(.102)	.1287	(.403)
Aglomeración	.1217***	(.032)	-.0077	(.009)	.4605***	(.096)
$R^2$	.41		.59		.73	
Durbin-Watson	1.99		2.30		2.10	
Jarque-Bera	1.380	[0.501]	1.732	[0.420]	2.848	[0.240]
Prueba de CF	3.686	[0.002]	2.295	[0.005]	9.807	[0.000]
Observaciones	91		56		42	
Región de exposición media (15 estados)						
Constante	-.1839**	(.075)	-1.7870***	(.205)	-2.6906***	(.828)
Coefficiente $\beta$	-.0121***	(.002)	-.0477***	(.004)	-.0391***	(.003)
Salud	-.0117**	(.006)	-.0096	(.0115)	-.0237***	(.005)
Educación	.0978***	(.019)	.5438***	(.064)	.6848***	(.203)
Aglomeración	-.0111	(.008)	.0171	(.025)	.0504	(.036)
$R^2$	.27		.53		.74	
Durbin-Watson	1.63		2.01		2.39	

<sup>8</sup> Nótese que también aquí los diagnósticos son favorables, por lo que se puede garantizar que las estimaciones son estadísticamente confiables.

**Cuadro 3**  
(continuación)

	<i>Periodos</i>					
	<i>1940-2015</i>		<i>1940-1985</i>		<i>1985-2015</i>	
Jarque-Bera	.348	[.840]	.552	[.758]	1.722	[.422]
Prueba de CF	2.386	[.004]	3.734	[.000]	10.322	[.000]
Observaciones	225		105		90	
<i>Región de exposición baja (10 estados)</i>						
Constante	-.3992***	(.080)	-1.0852***	(.318)	-.1335	(.108)
Coefficiente $\beta$	-.0383***	(.003)	-.0489***	(.008)	-.0086**	(.003)
Salud	-.0203***	(.002)	-.0609**	(.024)	-.0159***	(.004)
Educación	.1652***	(.023)	.3723***	(.082)	.0814***	(.027)
Aglomeración	.0633***	(.009)	.1061***	(.036)	-.0203***	(.006)
$R^2$	.86		.47		.79	
Durbin-Watson	2.15		2.12		2.19	
Jarque-Bera	.291	[.864]	1.314	[.518]	1.992	[.369]
Prueba de CF	36.015	[.000]	2.619	[.013]	7.347	[.000]
Observaciones	130		70		60	

Notas: véanse notas del cuadro 1. CF significa coeficientes fijos. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Las estimaciones también sugieren diferencias notables entre las etapas de desarrollo. En cuanto a la tasa de convergencia, los estados de exposición alta a la globalización incrementaron al doble el ritmo de disipación de las desigualdades regionales en la era de economía abierta, lo cual sugiere que la globalización ha favorecido la menor desigualdad regional en este grupo de entidades. La tasa de 2.25% se eleva a 4.34% en la etapa abierta.

Al ser una región integrada por varias de las economías fronterizas del país, este resultado es comparable al obtenido por Gómez-Saldívar y Ventosa-Santaulària (2012), quienes destacan que la región fronteriza ha acelerado la convergencia después de la apertura comercial. Sin embargo, las otras dos regiones registraron el comportamiento opuesto. La velocidad de la convergencia se frenó en la etapa de economía abierta, especialmente entre aquellos estados que han sido menos expuestos a la apertura comercial, mismos que, como ya se vio, pertenecen en su mayoría a la región sur-sureste y golfo del país.

Para la región de exposición baja, la tasa de 4.89%, registrada entre 1940 y 1985, se contrae a 0.86% en el periodo más reciente, es decir, ahora se converge a un ritmo casi seis veces menor al del periodo previo.

En cuanto a los factores productivos incluidos en el modelo, si bien hay resultados mezclados, varios de ellos están en la dirección correcta en su relación con la tasa de crecimiento. La tasa de mortalidad infantil (índice de salud) mantiene una relación inversa con el crecimiento, mientras que el impacto de la educación es positivo y significativo. La aglomeración se constituye en un factor esencial para el crecimiento en esta etapa de globalización.

Las estimaciones de la convergencia regional pre y post-liberalización comercial son comparables a las obtenidas en otros trabajos recientes. Ayala, Chapa y Murguía (2011) estiman que la velocidad de convergencia fue de 2.1% para el periodo 1940-1985 y de 0.41% entre 1985 y 2006, es decir, sugieren una ralentización de la convergencia después de la apertura comercial, a un ritmo de acercamiento casi cinco veces menor.

Asimismo, Díaz *et al.* (2017) destacan una reducción significativa de los coeficientes  $\beta$  después de la implementación del TLCAN y un rezago de la región sur del país, con escasa integración al mercado mundial. Cermeño (2001), por su parte, encuentra tasas de 6.47% para la muestra de 32 estados entre 1970 y 1995, valores que se mantienen cuando excluye a Campeche y Tabasco.

La comparación de resultados entre las tres regiones señala diferencias relevantes que pueden atribuirse al diferente grado de exposición a la globalización que han tenido las regiones mexicanas. Además, la posibilidad de que cada grupo exhiba distintos ritmos de convergencia podría informar sobre un proceso de mayor desigualdad regional, al menos entre las tres regiones analizadas. Para probar esta hipótesis se realizan dos ejercicios diferentes. Primero, un análisis de  $\beta$ -convergencia en un modelo interregional que incluye *dummies* de región para captar más directamente las implicaciones interregionales de la globalización (cuadro 4). Segundo, para saber si es posible comparar las velocidades entre los diferentes periodos de estudio (economía cerrada *versus* economía abierta) se estima un modelo anidado, como se sugiere en la ecuación (8), que permite inferir sobre cambios temporales en el coeficiente (cuadro 5).<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> Se agradece a uno de los árbitros la sugerencia de estos ensayos y las recomendaciones sobre el presente análisis.

**Cuadro 4**  
 *$\beta$ -convergencia condicional desde una estructura interregional*

	<i>Periodos</i>					
	<i>1940-2015</i>		<i>1940-1985</i>		<i>1985-2015</i>	
Constante	.3867***	(.1057)	-2.1289***	(.1842)	-1.0324***	(.3924)
Coefficiente $\beta$ (alta)	-.0131***	(.0027)	-.0451***	(.0046)	-.0331 ***	(.0052)
Coefficiente $\beta$ (media)	-.0151***	(.0019)	-.0476***	(.0044)	-.0222***	(.0024)
Coefficiente $\beta$ (baja)	-.0161***	(.0017)	-.0575***	(.0059)	-.0224***	(.0029)
Salud (alta)	-.0170**	(.0085)	-.0090	(.0069)	-.0443**	(.0183)
Salud (media)	-.0219***	(.0053)	-.0107	(.0183)	-.0178***	(.0064)
Salud (baja)	-.0073*	(.0040)	-.0628**	(.0254)	-.0128***	(.0037)
Educación (alta)	-.2229**	(.0878)	.9294***	(.1262)	.2722	(.3311)
Educación (media)	.0369	(.0350)	.6102***	(.0774)	.4163 ***	(.1216)
Educación (baja)	.0237	(.0161)	.4352***	(.0780)	.1631 ***	(.0453)
Aglomeración (alta)	.0299**	(.0138)	-.0181	(.0182)	.0733**	(.0331)
Aglomeración (media)	-.0187**	(.0091)	.0032	(.0248)	.0139	(.0244)
Aglomeración (baja)	-.0039	(.0063)	.1620***	(.0454)	-.0193*	(.0110)
$R^2$	.68		.65		.72	
Durbin-Watson	2.04		1.96		2.08	
Jarque-Bera	1.334	[.513]	3.061	[.216]	7.590	[.022]
Prueba de CF	6.758	[.000]	4.159	[.000]	8.101	[.000]
Observaciones	352		192		192	

Notas: véanse notas del cuadro 1. Cada regresión se estimó con variables *dummy* de región, según el grado de exposición a la globalización: alta, media y baja. CF significa coeficientes fijos. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Del cuadro 4 se infiere que las velocidades de convergencia entre las tres regiones son estadísticamente diferentes, por lo que ahora es factible hablar de desigualdades entre las dos etapas de desarrollo, mientras que la magnitud de los coeficientes estimados informa sobre el grado de acentuación. Por ejemplo, la región de más baja exposición a la globalización exhibió la tasa de convergencia más alta, en relación con las demás regiones, durante el periodo de economía cerrada (1940-1985). Sin embargo, en la etapa de economía abierta registró la tasa más pequeña (y muy similar a la de la exposición media), mientras que la de exposición alta tuvo mayor diferencia. Además, las variables control fueron significativas en gran parte de los casos. La

educación se aprecia relevante, principalmente en la primera etapa, en tanto que la medida de aglomeración resultó importante en la muestra de estados de mayor exposición a la globalización. Al ser también el grupo de economías con mayor velocidad de convergencia en la etapa reciente es posible inferir, entonces, la importancia de la conexión aglomeración-convergencia. Los avances en el ámbito de la salud también fueron sustanciales para el crecimiento de las tres regiones en la etapa más reciente.

### Cuadro 5

*Pruebas de hipótesis no anidadas a regresiones de  $\beta$ -convergencia*

	<i>Total</i>	<i>Exposición</i>		
		<i>alta</i>	<i>media</i>	<i>baja</i>
<i>Regresiones de convergencia absoluta</i>				
Prueba $J$	-1.5841*** (.1867)	-0.7756*** (.2255)	-2.2353*** (.3036)	-1.0013*** (.3490)
$R^2$	.66	.94	.63	.74
Durbin-Watson	2.25	2.11	2.33	1.81
Observaciones	192	42	90	60
<i>Regresiones de convergencia condicional</i>				
Prueba $J$	.0276 (.0524)	.1255 (.2037)	-.0544 (.0869)	.0435 (.0594)
$R^2$	.67	.74	.73	.78
Durbin-Watson	2.28	1.96	2.16	2.12
Observaciones	192	42	90	60

Notas: el estadístico  $J$  es la prueba de hipótesis no anidadas de Davidson y MacKinnon (1981). Para este ejercicio se usan las estimaciones del periodo 1940-1985 como regresora en los modelos del periodo 1985-2015 (prueba  $J$ ). Errores estándar entre paréntesis. Se omite el resto de coeficientes estimados. Los superíndices \*\*\* indican significancia a 1%.

En el cuadro 5, de acuerdo con la propuesta de Davidson y MacKinnon (1981), los pronósticos de crecimiento estimado entre 1940 y 1985 se agregaron al modelo del periodo 1985-2015, de esta forma se prueba si la variable estimada tiene poder explicativo más allá de lo que ya contribuyen los modelos del periodo 1985-2015. Para las regresiones con convergencia absoluta se rechaza la hipótesis nula en todos los casos, lo que significa que los periodos no están anidados y, por

tanto, no es posible comparar los coeficientes estimados entre ambos periodos. Sin embargo, la prueba no se rechaza en las regresiones de convergencia condicional, lo que sugiere que los coeficientes estimados por periodo en el cuadro 3 son estadísticamente diferentes y, por ello, son válidas las comparaciones sobre la velocidad de la convergencia.

## 6. Conclusiones

Las reformas comerciales llevaron a una mayor relación con el exterior y, en muchos aspectos, han significado un parteaguas en la economía mexicana. En relación con la convergencia, el cambio estructural alteró el proceso de desigualdades regionales, no solo entre las regiones del país sino también entre las dos etapas de crecimiento.

Durante 1940-2015 las regiones de México exhibieron convergencia, como saldo neto, aunque con una tendencia a frenarse. Este resultado coincide con el obtenido desde trabajos previos. Por ejemplo, mediante el análisis de las propiedades estocásticas de las series de PIB per cápita, Carrion-i-Silvestre y German-Soto (2007, 2009 y 2010) demostraron que es necesario considerar el cambio estructural ocurrido alrededor de los años ochenta para concluir que ha habido convergencia regional, de otra manera el proceso señala que no se ha convergido, pero esto es debido al sesgo originado a partir del cambio en la tendencia. Otros trabajos han llegado a conclusiones similares (German-Soto y Salazar, 2016; Rodríguez, Mendoza y Venegas, 2016). En el contexto del análisis  $\beta$ -convergencia, también hay similitud en la dirección de los hallazgos reportados por Cermeño (2001), Ayala, Chapa y Murguía (2011) y Díaz *et al.* (2017), entre otros.

La estructura de panel utilizada aquí reduce la influencia del ciclo económico, por lo que se obtienen estimaciones más precisas (Islam, 1995), además de que también influye la corrección por heteroscedasticidad. Los estados más relacionados con el exterior han mejorado la velocidad de la convergencia, mientras que se ha frenado en los menos expuestos.

Los avances en educación y salud sobresalen como factores importantes para el crecimiento regional. En concreto, ha habido convergencia desde una perspectiva global y de largo plazo, pero ésta ha cambiado de intensidad entre un periodo y otro, así como también entre las diferentes regiones. Un resultado en línea con el de Cermeño (2001) y que el autor definió como congruente con la ‘desaceleración del crecimiento en el país’, misma que sigue vigente actualmente.

En un contexto de economía abierta, no basta con mejorar factores de educación y salud en las regiones de mayor rezago del país,

también debe haber mayor participación de las relaciones comerciales internacionales. La aplicación de políticas regionales que contemple la complementariedad de estos dos objetivos podrá incidir en la reducción de las desigualdades económicas y, por consecuencia, en la recuperación del crecimiento económico.

Aunque se ha buscado calibrar los modelos atendiendo normalidad, homoscedasticidad, no redundancia de efectos fijos y no correlación serial, las estimaciones todavía pueden estar ligeramente afectadas por el incumplimiento de estos supuestos. En los varios ensayos realizados, algunos coeficientes mostraron sensibilidad a cambios, por ejemplo, en las variables control, en los términos autorregresivos y en el uso de ponderaciones para estimar regresiones por mínimos cuadrados generalizados, por tanto, las estimaciones de la tasa de convergencia pueden estar sujetas o ser dependientes de la definición empírica del modelo de regresión. También se tiene la restricción de que la regionalización de Hanson (2005) pudo ser diferente en el periodo de economía cerrada, sin embargo, no se dispone de información suficiente para diferenciar por periodos.

Algunas líneas de investigación futura sugieren examinar la hipótesis de la exposición a la globalización desde el enfoque de series de tiempo, con lo que se obtendría una perspectiva individual, es decir, para cada tipo de región, de la convergencia estocástica. También se podría reexaminar el criterio de exposición a la globalización de las regiones mexicanas, en línea con la clasificación de Hanson, ya que ahora se dispone de mayor información sobre la etapa de economía abierta.

#### *Agradecimientos*

Agradecemos el apoyo material y financiero de la Universidad Autónoma de Coahuila para la realización de este trabajo. La versión final se enriqueció de las recomendaciones y sugerencias de dos árbitros anónimos. [vicentegerman@uadec.edu.mx](mailto:vicentegerman@uadec.edu.mx), [reynarodriguez@uadec.edu.mx](mailto:reynarodriguez@uadec.edu.mx), [alexandragmorales@hotmail.com](mailto:alexandragmorales@hotmail.com).

#### **Referencias**

- Aguayo Téllez, E. 2004. Divergencia regional en México, 1990-2000, *Ensayos, Revista de Economía*, 23(2): 30-42.
- Artelaris, P., P. Arvanditis y G. Petrakos. 2011. Convergence patterns in the world economy: exploring the nonlinearity hypothesis, *Economic Studies*, 38(3): 236-252.

- Ayala Gaytán, E.A., J.C. Chapa Cantú y J.D. Murguía Hernández. 2011. Una reconsideración sobre la convergencia regional en México, *Estudios Económicos*, 26(2): 217-247.
- Baltagi, B. 2005. *Econometric analysis of panel data*, New York, John Wiley and Sons.
- Banco Mundial. 2015. *Indicadores del desarrollo mundial*, Washington, D.C., disponible en [www.databank.worldbank.org](http://www.databank.worldbank.org).
- Barro, R.J. y X. Sala-i-Martin. 1991. Convergence across states and regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 22(1): 107-158.
- Barro, R.J. y X. Sala-i-Martin. 1992. Convergence, *Journal of Political Economy*, 100(2): 223-251.
- Barro, R.J. y X. Sala-i-Martin. 2004. *Economic growth*, Cambridge, MIT Press.
- Bernard, A.B. y S.N. Durlauf. 1995. Convergence in international output, *Journal of Applied Econometrics*, 10(2): 97-108.
- Cáceres, L., y O. Núñez. 1999. Crecimiento económico y divergencia en la América Latina, *El Trimestre Económico*, 66(4): 781-796.
- Carlino, G.A. y L. Mills. 1993. Are U.S. regional incomes converging? A time series analysis, *Journal of Monetary Economics*, 32(2): 335-346.
- Carlino, G.A. y L. Mills. 1996a. Convergence and the U.S. states: a time-series analysis, *Journal of Regional Science*, 36(4): 597-616.
- Carlino, G.A. y L. Mills. 1996b. Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings, *Regional Science and Urban Economics*, 26(6): 565-590.
- Carrion-i-Silvestre, J.L. y V. German-Soto. 2007. Stochastic convergence amongst Mexican states, *Regional Studies*, 41(4): 531-541.
- Carrion-i-Silvestre, J.L. y V. German-Soto. 2009. Panel data stochastic convergence analysis of the Mexican regions, *Empirical Economics*, 7(2): 303-327.
- Carrion-i-Silvestre, J.L. y V. German-Soto. 2010. Stochastic convergence in the industrial sector of the Mexican states, *The Annals of Regional Science*, 45(3): 547-570.
- Cavenaile, L. y D. Dubois. 2011. An empirical analysis of income convergence in the European Union, *Applied Economics Letters*, 18(17): 1705-1708.
- Cermeño, R. 2001. Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel, *El Trimestre Económico*, 68(4): 603-629.
- Chamberlain, G. 1982. Multivariate regression models for panel data, *Journal of Econometrics*, 18(1): 5-46.
- Chiquiar, D. 2005. Why Mexico's regional income convergence broke down, *Journal of Development Economics*, 77(1): 257-275.
- Cuaresma, J., D. Ritzberger-Grünwald y A. Silgoner. 2011. Growth, convergence and EU membership, *Applied Economics*, 40(5): 643-656.
- Davidson, R. y J.G. MacKinnon. 1981. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses, *Econometrica*, 49(3): 781-793.
- Díaz Dapena, A., E. Fernández Vázquez, R. Garduño Rivera y F. Rubiera Morollón. 2017. ¿El comercio lleva a la convergencia? Un análisis del efecto del TLCAN sobre la convergencia local en México, *El Trimestre Económico*, 84(1): 103-120.
- Dobson, S. y C. Ramlogan. 2002. Economic growth and convergence in Latin America, *Journal of Development Studies*, 38(6): 83-104.

- Duranton, G. y D. Puga. 2004. Microfoundations of urban agglomeration economies, en J.V. Henderson y J. Thisse (eds.), *Handbook of regional and urban economics*, vol. 4, Amsterdam, North-Holland, pp. 2003-2118.
- Dvoroková, K. 2014. Sigma versus beta-convergence in EU28: do they lead to different results?, en R. Neck, *Mathematical methods in finance and business administration*, pp. 88-94, Greece, WSEAS Press.
- Ertur, C., J. Le Gallo y C. Baumont. 2006. The European regional convergence process, 1980-1995: do spatial regimes and spatial dependence matter?, *International Regional Science Review*, 29(1): 3-34.
- Esquivel, G. 1999. Convergencia regional en México, 1940-1995, *El Trimestre Económico*, 66(4): 725-761.
- Fingleton, B. 1999. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union, *International Regional Science Review*, 22(1): 5-34.
- German-Soto, V. 2005. Generación del producto interno bruto mexicano por entidad federativa, 1940-1992, *El Trimestre Económico*, 72(3): 617-653.
- German-Soto, V. y G. Brock. 2015. Strength in diversity: a spatial dynamic panel analysis of Mexican regional industrial convergence, 1960-2003, *Comparative Economic Studies*, 57(1): 183-202.
- German-Soto, V. y N. Salazar Garza. 2016. Testing stochastic convergence among Mexican states: a polynomial regression analysis, *Journal of Reviews on Global Economics*, 5: 36-47.
- Gómez-Saldívar, M. y D. Ventosa-Santaulària. 2012. Regional output convergence in Mexico, *Latin American Journal of Economics*, 49(2): 217-236.
- Greene, W.H. 2008. *Econometric analysis*, New Jersey, Pearson Education Inc.
- Hanson, G.H. 2005. Globalization, labor income, and poverty in Mexico, NBER Working Paper Series, núm. 11027.
- Hayashi, F. 2000. *Econometrics*, New Jersey, Princeton University Press.
- Henderson, J.V. 2003. The urbanization process and economic growth: the so-what question, *Journal of Economic Growth*, 8(1): 47-71.
- Henderson, J.V. 2005. Urbanization and growth, en P. Aghion y S.N. Durlauf (eds.), *Handbook of economic growth*, vol. 1B, Oxford, Elsevier, pp. 1543-1591.
- Islam, N. 1995. Growth empirics: a panel data approach, *Quarterly Journal of Economics*, 110(4): 1127-1170.
- Kido-Cruz, A. y M.T. Kido-Cruz. 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.
- King, A. y C. Ramlogan-Dobson. 2016. Is there club convergence in Latin America?, *Empirical Economics*, 51(3): 1011-1031.
- MaCurdy, T.E. 1982. The use of time series processes to model the error structure of earnings in a longitudinal data analysis, *Journal of Econometrics*, 18(1): 83-114.
- Madariaga, N., S. Montout y P. Ollivaud. 2004. Regional convergence, trade liberalization and agglomeration of activities: an analysis of NAFTA and MERCOSUR cases, *Cahiers de la Maison des Sciences Economiques*, Université Panthéon-Sorbonne.

- Mankiw, N.G., D. Romer y D.N. Weil. 1992. A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 407-437.
- Monfort, M., J. Cuestas y J. Ordóñez. 2013. Real convergence in Europe: a cluster analysis, *Economic Modelling*, 23(C): 689-694.
- Mykhnenko, V. y M. Wolff. 2019. State rescaling and economic convergence, *Regional Studies*, 53(4): 462-477.
- Palan, N. y C. Schmiedeberg. 2010. Structural convergence of European countries, *Structural Change and Economic Dynamics*, 21(2): 85-100.
- Plata, L., J. Calderón y S. Salazar. 2013. Convergencia económica en México 1950-2003, *Perspectivas. Revista de Análisis de Economía, Comercio y Negocios Internacionales*, pp. 141-168.
- Quah, D.T. 1993. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4): 427-443.
- Rodríguez Benavides, D., M.A. Mendoza e I. Perrotini Hernández. 2015. Análisis no-lineal de la convergencia regional en América Latina, 1950-2010: un modelo panel TAR, *Problemas del Desarrollo*, 46(182): 119-142.
- Rodríguez Benavides, D., I. Perrotini Hernández y F. Venegas Martínez. 2012. La hipótesis de la convergencia en América Latina: un análisis de cointegración en panel, *Econoquantum*, 9(2): 99-122.
- Rodríguez Benavides, D., M.A. Mendoza y F. Venegas Martínez. 2016. ¿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., I. Perrotini Hernández y M.A. González. 2014. Crecimiento económico y convergencia en América Latina, 1950-2010, *Monetaria*, 36(2): 273-307.
- Rodrik, D. 2011. The future of economic convergence, NBER Working Paper Series, núm. 17400.
- Sachs, J.D. y A.M. Warner. 1995. Economic reform and the process of global integration, *Broking Papers on Economic Activity*, 1: 1-118.
- Sánchez Juárez, I.L. 2009. Teorías del crecimiento económico y divergencia regional en México, *Entelequia. Revista Interdisciplinar*, 9(1): 129-149.
- Sánchez-Reaza, J. y A. Rodríguez-Pose. 2002. The impact of trade liberalization on regional disparities in Mexico, *Growth and Change*, 33(1): 72-90.
- Sassi, M. 2011. Convergence across the EU regions: economic composition and structural transformation, *International Advances in Economic Research*, 17(1): 101-115.
- Tselios, V. 2009. Growth and convergence in income per capita and income inequality in the regions of the EU, *Spatial Economic Analysis*, 4(3): 343-370.
- Van Biesebroeck, J. 2009. Disaggregate productivity comparisons: sectoral convergence in OECD countries, *Journal of Productivity Analysis*, 32(2): 63-79.
- Von Lyncker, K. y R. Thoennessen. 2017. Regional club convergence in the EU: evidence from a panel data analysis, *Empirical Economics*, 52(2): 525-553.