

DEPENDENCIA TEMPORAL Y CONVERGENCIAS SINCRÓNICA Y DIACRÓNICA EN EL IDH DE LAS ENTIDADES FEDERATIVAS DE MÉXICO, 1950-2010

Óscar Peláez Herreros¹

RESUMEN

En esta investigación se verifica que el índice de desarrollo humano (IDH) creció de manera continuada en las entidades federativas del país a lo largo de los últimos sesenta años y que existe una dependencia temporal bastante fuerte en las dinámicas de este indicador; en concreto, se comprueba que 65% de la variabilidad del año 2010 queda explicada por las cifras de 1950. Los datos que se utilizan para los distintos cálculos son los del IDH híbrido publicado por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) en 2016. La dependencia temporal se analiza mediante los coeficientes de determinación lineal y de correlación por rangos de Spearman. Además, se estudia la convergencia interestatal de las series del IDH, y se encuentra evidencia concluyente de σ y β -convergencia. No obstante, se argumenta que, dadas las características del IDH y de las pruebas de convergencia, difícilmente cabe esperar otros resultados. Las técnicas diseñadas para cuantificar las dinámicas del producto interno bruto (PIB) per cápita no tienen la misma capacidad de análisis en el IDH fundamentalmente porque el PIB per cápita tiende a crecer de manera acumulativa y sin límite superior, mientras que el IDH está compuesto por variables acotadas o cuya capacidad de mejora depende del nivel en el que se encuentran. Con el fin de enriquecer el análisis, se define y operacionaliza el concepto de convergencia diacrónica, que se observa cuando los territorios que alcanzan más tarde en el tiempo un determinado nivel en el IDH experimentan ritmos de mejora mayores que los territorios que llegaron antes en el tiempo a ese mismo nivel. Los resultados indican que en los niveles de desarrollo bajos hubo convergencia diacrónica, mientras que en los niveles altos predominó la divergencia. La contribución esencial de esta investigación, el análisis diacrónico, puede aplicarse a otras variables además de al IDH.

¹ Profesor investigador de El Colegio de la Frontera Norte.

INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas del siglo XX se transitó desde planteamientos que equiparaban el desarrollo con el crecimiento económico hacia un paradigma que empezó a considerar también otros aspectos relacionados con el bienestar de las personas, como la educación, la salud o el acceso a servicios. El producto interno bruto (PIB) per cápita resultó insuficiente como medida de bienestar para este enfoque más amplio. Esto llevó a la elaboración de índices capaces de sintetizar una mayor parte de esa diversidad. El índice de desarrollo humano (IDH) tal vez sea el que ha tenido una mayor difusión a nivel mundial.

El fundamento de este índice se encuentra en las propuestas de Sen (1979, 1983, 1985a y 1985b, entre otros), quien entiende que el nivel de vida de las personas está determinado por sus “capacidades” y no por los bienes que poseen ni por la utilidad que obtienen de estos. El Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) hizo operativa esta conceptualización a través del IDH. En palabras de PNUD (1990: 33): “El desarrollo humano es un proceso mediante el cual se amplían las oportunidades de los individuos, las más importantes de las cuales son una vida prolongada y saludable, acceso a la educación y el disfrute de un nivel de vida decente.”

En su primera versión, de 1990, el índice partía de la experiencia del índice de calidad de vida física (ICVF) de Morris (1979), que consideraba tres variables: mortalidad infantil, esperanza de vida al año y alfabetismo; y las combinaba en un índice sencillo no ponderado (PNUD, 1990: 225). Para la construcción del IDH se utilizaba la esperanza de vida, la tasa de alfabetismo adulto y el logaritmo del PIB per cápita ajustado al poder adquisitivo. Cada una de estas tres variables se indexaba en el rango 0-1 en función de los valores mínimo y máximo observados, calculándose el IDH como la media aritmética de estos tres subíndices parciales (PNUD, 1990: 232).

Con el transcurso del tiempo, el IDH ha ido acumulando algunas modificaciones que han afectado su forma de cálculo, pero no su esencia. En su versión más reciente, sigue considerando tres dimensiones básicas del desarrollo humano: vida larga y saludable, conocimiento y nivel de vida digno; pero medidas a través de cuatro variables: esperanza de vida al nacimiento, años promedio de escolaridad, años esperados de escolaridad y el logaritmo del ingreso nacional bruto per cápita ajustado al poder adquisitivo. El IDH se obtiene como la media geométrica de los subíndices de cada dimensión (PNUD, 2016a).

La aceptación que tuvo este indicador, conceptual y algebraicamente sencillo, pero que superaba la estimación pecuniaria y ampliaba al campo interdisciplinar el análisis de la pobreza, el desarrollo y el bienestar, favoreció



su aplicación más allá de los informes mundiales, desagregados a nivel de países, que el PNUD ha venido elaborando con periodicidad anual. En México, por ejemplo, el IDH se ha calculado para las entidades federativas (PNUD, 2003, 2005, 2007, 2011, 2012, 2015, 2016b) y los municipios del país (PNUD, 2004, 2008, 2009 y 2014). Además, ha servido de respaldo al diseño y la difusión de otras medidas de resumen.

PNUD (2016b) calcula las series de IDH con periodicidad decenal para el lapso 1950-2010 a nivel de entidades federativas. Para ello recurre a datos de informes previos (PNUD, 2003, 2012 y 2015) y a la metodología del “IDH híbrido” (PNUD, 2010: 28).² La ventaja de estas series, que abarcan más de medio siglo, es que permiten analizar el proceso de desarrollo regional en el largo plazo. PNUD (2016b) encuentra que de 1950 a 2010 “todas las entidades aumentaron su nivel de desarrollo humano de forma continua” (p. 29). Además, mediante el cálculo del índice de Gini, advierte que “la desigualdad del IDH entre entidades federativas se redujo década tras década, principalmente entre 1950 y 1980” (p. 29). El aumento de los niveles de desarrollo dio lugar a “movilidad absoluta ascendente” y la reducción de la desigualdad se tradujo en “movilidad igualadora” (p. 26). Estas tendencias se corresponden con los hallazgos de investigaciones previas. Por ejemplo, PNUD (2015: 18) señala que la movilidad del desarrollo de las entidades federativas es positiva en términos absolutos, y que “se han reducido, de forma modesta, las distancias entre las entidades federativas con mayor y menor desarrollo” (p. 14). Otros estudios que abordan esta cuestión y que se revisan en detalle en la sección siguiente también concluyen que ha habido convergencia en el IDH en otros periodos temporales y para conjuntos de países o regiones en el interior de los mismos.

El argumento del presente texto es que, en un marco de aumento generalizado del IDH, la forma de medir el crecimiento y la dispersión de los datos condiciona fuertemente los resultados de esa medición y las conclusiones que pueden obtenerse. Las técnicas diseñadas para cuantificar las dinámicas del PIB per cápita no tienen la misma capacidad de análisis en el IDH, fundamentalmente, porque el PIB per cápita tiende a crecer de manera

² Como indica PNUD (2010: 28), el IDH híbrido se calcula mediante la forma funcional que se utiliza desde el informe de 2010, esto es, como la media geométrica de los subíndices de educación, salud e ingreso, pero con las variables de los informes previos: esperanza de vida, alfabetización, matriculación bruta y PIB per cápita. “Debido a diversas razones, entre otras la mayor disponibilidad de datos, este método es más adecuado para examinar las tendencias a largo plazo”.

acumulativa y sin límite superior, mientras que el IDH está compuesto por variables acotadas, o cuya capacidad de mejora depende del nivel en el que se encuentran. Los sesgos de las técnicas habituales se revisan con atención y se propone una nueva medida que las complemente a partir de la definición y operacionalización del concepto de convergencia diacrónica.

El objetivo último de esta investigación es comprobar si durante el periodo 1950-2010 las entidades federativas que inicialmente tenían más bajos niveles de IDH experimentaron avances mayores que las entidades con valores más altos, esto es, si acortaron la brecha con estas, si hubo convergencia. Para ello se presta atención a las limitaciones que tienen los procedimientos habituales cuando se aplican al IDH y se desarrollan medidas complementarias que permitan aprovechar una mayor parte de la información contenida en estas series. Asimismo, se verifica que el IDH aumentó en las distintas unidades territoriales durante el lapso considerado y se analiza la dependencia temporal del índice, es decir, en qué medida sus valores previos condicionan los subsiguientes y, especialmente, si los territorios más rezagados en 1950 tendieron a mantener su posición a pesar de la mejora en el IDH y de su posible convergencia con las entidades más avanzadas.

A continuación se revisan las técnicas aplicadas habitualmente para el análisis de la convergencia, así como los inconvenientes y las limitaciones que presentan a la hora de describir la evolución del IDH. En el tercer apartado se explicitan las técnicas de análisis utilizadas en esta investigación, se define el concepto de convergencia diacrónica y se desarrollan procedimientos para calcularla. En el cuarto apartado se presentan y comparan los resultados de las distintas técnicas utilizadas. Las conclusiones retoman los hallazgos más relevantes de la investigación a la luz de la discusión teórica precedente.

ESTADO DE LA CUESTIÓN: ANÁLISIS DE CONVERGENCIA EN EL IDH

Los análisis de convergencia se han desarrollado principalmente en el campo de la economía, donde hay gran interés por verificar si el crecimiento de las regiones más pobres supera al de las más ricas, dando así lugar a un acercamiento de unas a otras (convergencia), o si ocurre lo contrario, se amplía la distancia entre ellas (divergencia). Williamson (1965) es el primer autor que realiza una descripción completa de la trayectoria secular de estos procesos. Su explicación parte de un momento en el que todas las regiones presentan bajos niveles de producción. El inicio del desarrollo y el crecimiento no afecta



a todas las regiones al mismo tiempo. Aquellas que son pioneras en abandonar la situación de partida divergen de las restantes. No obstante, llegado un punto, los mecanismos desequilibrantes se debilitan. La difusión de los conocimientos, las técnicas y las tecnologías que favorecen el desarrollo e impulsan el crecimiento beneficia a un número cada vez mayor de regiones, que abandonan la situación de estancamiento y progresan a ritmos incluso superiores a los de las pioneras. La divergencia puede entonces tornarse en convergencia. De esta forma, los primeros estadios del desarrollo quedan caracterizados por el aumento de las disparidades regionales (divergencia), mientras que la convergencia regional es típica de los estadios más avanzados. Evidencia al respecto se encuentra en Barrios y Strobl (2009) y Lessmann (2011).

Más allá de la renta o del producto per cápita, Mayer-Foulkes (2010) generaliza esta secuencia de largo plazo para las distintas variables que intervienen en el proceso de desarrollo y concluye que “el desarrollo consiste en una serie de transiciones superpuestas que se inician con divergencia creciente y después convergen hacia un equilibrio más alto” (p. 26).

La búsqueda y construcción de herramientas válidas para efectuar estudios regionales sobre estas cuestiones tomó como variable esencial al PIB per cápita, ya que había planteamientos teóricos al respecto que era necesario verificar. Como explican Barro y Sala-i-Martin (1990: 2), “En los modelos neoclásicos de crecimiento para economías cerradas, como los presentados por Ramsey (1928), Solow (1956), Cass (1965) y Koopmans (1965), las tasas de crecimiento per cápita tienden a estar inversamente relacionadas con los niveles iniciales de producto por persona.” Estos modelos teóricos postulan que, en presencia de estructuras semejantes (misma tecnología, crecimiento de la población y comportamiento del ahorro), las economías con mayores niveles de producción disfrutaban de tasas de crecimiento inferiores a las de las economías rezagadas, a causa de la progresiva disminución de los retornos de capital. Bajo estas condiciones, las regiones con más bajos niveles iniciales de renta per cápita tienden a crecer más y convergen hacia las regiones más avanzadas.

A partir de la necesidad de verificar la convergencia del PIB per cápita, las técnicas analíticas que se desarrollaron tuvieron muy en cuenta sus características específicas: crecimiento acumulativo a lo largo del tiempo y ausencia de un límite superior. El problema es que no todas las variables se comportan de esta forma, así que los mismos procedimientos aplicados sobre ellas pueden dar lugar a resultados espurios, al tiempo que dejan sin analizar parte de la información verdaderamente relevante y más característica de esas variables.

La técnica que se utiliza habitualmente para analizar la convergencia-divergencia de las series de PIB per cápita surge de la recopilación y de las definiciones que hacen Barro y Sala-i-Martin (1990), quienes mencionan que “en las discusiones sobre crecimiento económico de países o regiones aparecen dos conceptos de convergencia” (p. 11). Uno de ellos aplica cuando las regiones pobres tienden a crecer más rápido que las ricas, dando así lugar a un acercamiento en términos de renta o producto por habitante. Este primer tipo es denominado β -convergencia. El segundo concepto recibe el nombre de σ -convergencia y ocurre cuando la dispersión de los datos se reduce con el transcurso del tiempo.

La β -convergencia se contrasta mediante modelos del tipo:

$$\dot{y}_{i,T} = \alpha + \beta \cdot \ln y_{i,t_0} + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde $y_{i,T} = \sqrt[t_f-t_0]{y_{i,t_f}/y_{i,t_0}} - 1$ son las tasas de variación acumulativa, que se explican con los valores iniciales de la variable expresados en logaritmos; t_0 representa el año inicial y t_f el año final. Teniendo en cuenta que la tasa de variación acumulativa se puede aproximar mediante la diferencia de logaritmos, la ecuación (1) se puede reescribir como:

$$\ln y_{i,t_f} - \ln y_{i,t_0} = \alpha + \beta \cdot \ln y_{i,t_0} + \varepsilon_i \quad (2)$$

En cualquiera de los casos, un valor negativo y estadísticamente significativo del parámetro β indica que la variable en cuestión ha crecido más en aquellas áreas geográficas donde presentaba valores más bajos al inicio del periodo de análisis (β -convergencia). Al contrario, un valor positivo y estadísticamente significativo del parámetro β es señal de β -divergencia. Al tratarse habitualmente con variables económicas, que crecen de manera acumulativa, por ejemplo el PIB per cápita, estas se expresan en términos logarítmicos.

La σ -convergencia suele medirse con la desviación estándar de los logaritmos naturales de la variable considerada. Se afirma que hay σ -convergencia si con el transcurso del tiempo la dispersión se reduce para el conjunto de poblaciones estudiadas, esto es, si $|\sigma_{t_0}| > \sigma_{t_f}$. Al contrario, si la dispersión aumenta, $|\sigma_{t_0}| < \sigma_{t_f}$, se tiene σ -divergencia.

Como se ha explicado, la progresiva disminución de los retornos de capital es el elemento que impele los procesos de convergencia en el PIB per cápita. Noorbakhsh (2006) argumenta que la disminución de los rendimientos del capital que afecta a la variable renta del IDH también actúa sobre la



esperanza de vida y las variables de educación que lo componen y, en consecuencia, incide en el propio IDH. Por ello, entiende que es legítimo analizar la convergencia de estas variables y del indicador compuesto. No obstante, en realidad puede resultar relevante analizar la convergencia-divergencia de cualquier variable y no solo de aquellas que se ven afectadas por los rendimientos decrecientes del capital. El simple deseo de conocer si con el transcurso del tiempo se amplían o reducen las diferencias regionales en términos de esperanza de vida, porcentaje de viviendas con energía eléctrica, residentes con derecho a servicios de salud o de cualquier otro indicador de calidad de vida, implica resolver un análisis de convergencia.

De hecho, aunque con menor abundancia que los estudios sobre el ingreso y la renta, en los últimos años han proliferado los análisis de convergencia en el IDH, sus subíndices o sus variables componentes, en índices de calidad de vida, o en diversos indicadores sociales.³ Las principales investigaciones que han estudiado la convergencia en el IDH son las de Crafts (2000), Mazumdar (2002), Sutcliffe (2004), Noorbakhsh (2006), Konya y Guisan (2008), Gidwitz et al. (2010), PNUD (2010), Gray y Purser (2010), Kusidel (2013), Martín-Mayoral y Yépez (2013), Benedek *et al.* (2015), Bucur y Stangaciu (2015), Jordá y Sarabia (2015), Felice y Vasta (2015) y Yang *et al.* (2016). De estos, solo Mazumdar (2002), Kusidel (2013) y Felice y Vasta (2015) obtienen resultados de divergencia.

Mazumdar (2002) utiliza datos de 91 países durante el periodo 1960-1995. Para efectuar el análisis de β -convergencia, recurre a una especificación que explica el valor del IDH al final del periodo mediante el valor del propio índice al inicio del mismo:

³ Entre los autores que han elaborado índices de calidad de vida y analizado su posible convergencia a lo largo del tiempo se encuentran: Giannias et al. (1999), O'Leary (2001), Royuela y Artís (2006), Marchante y Ortega (2006), Liargovas y Fotopoulos (2009) y Vargas y Cortés (2014). Variables como la esperanza de vida, la tasa de mortalidad infantil, la tasa de matriculación en educación secundaria, la tasa de alfabetización o el consumo diario de calorías también han sido objeto de análisis de convergencia en trabajos como los de Ingram (1992), Micklewright y Stewart (1999), Sab y Smith (2001), Hobijn y Franses (2001), Neumayer (2003), Mazumdar (2003), Kenny (2005), Aguirre (2005), Branisa y Cardozo (2009) y Royuela y García (2015). Análisis específicos de convergencia en la esperanza de vida se tienen en Mayer-Foulkes (2001), Goesling y Firebaugh (2004), Becker *et al.* (2005), Moser *et al.* (2005), Ram (2006), Bloom y Canning (2007), Canning (2010), Peláez *et al.* (2010) y Peláez (2012).

$$\ln y_{i,t_f} = \alpha' + \beta' \cdot \ln y_{i,t_0} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Cabe advertir que esta ecuación no mide la convergencia en el sentido habitual, explicando la tasa de variación (o la diferencia de logaritmos) mediante el valor de la variable al inicio del periodo de estudio, como en las ecuaciones (1) y (2). No obstante, despejando en la ecuación (2),

$$\ln y_{i,t_f} = \alpha + (\beta + 1) \cdot \ln y_{i,t_0} + \varepsilon_i \quad (4)$$

y considerando que $\alpha' = \alpha$ y que $\beta' = (\beta + 1)$, se tiene la equivalencia entre las ecuaciones (2), de Barro y Sala-i-Martin (1990), y (3), de Mazumdar (2002).

A partir de la expresión (4), se sabe que las estimaciones de Mazumdar (2002) indican β -convergencia cuando β es significativo y negativo, $\beta < 0$, lo que equivale a $\beta' < 1$. Teniendo esto en cuenta, sus resultados estarían mostrando β -convergencia en el IDH en vez de β -divergencia.

Por su parte, Kusidel (2013) analiza la σ -convergencia del IDH con datos de 16 provincias de Polonia desde 1995 hasta 2010. Para ello utiliza la desviación estándar del logaritmo de los valores, el coeficiente de variación y el coeficiente de Gini. Estas tres medidas se incrementan con el transcurso del tiempo, por lo que concluye que, en su caso de estudio, se ha dado un proceso de σ -divergencia interprovincial de los niveles de desarrollo en el interior de Polonia.

El tercer artículo que encuentra divergencia en el IDH es el de Felice y Vasta (2015), que analiza las regiones de Italia de 1871 a 2007. No utiliza ninguno de los modelos hasta ahora descritos, sino que recurre al método de reducción de la brecha (*shortfall reduction method*) que se describe en los siguientes párrafos. Sus resultados indican β -divergencia para los subperiodos 1871-1911 y 1971-2007, y β -convergencia de 1938 a 1971. Para el periodo completo y para los años 1911-1938, no hay evidencia concluyente.

El método de reducción de la brecha tiene su origen en Sen (1981), quien alerta sobre los diferentes resultados que se obtienen al medir las variaciones experimentadas por ciertas variables, especialmente aquellas que están acotadas, a diferencia del PIB per cápita, que puede crecer indefinidamente. Plantea que los cambios pueden medirse en términos absolutos o relativos (porcentaje de variación), y pone el ejemplo de la esperanza de vida, que es una de las variables componentes del IDH. Pasar de 65 a 75 años de esperanza de vida al nacimiento implica incrementar en diez años la longevidad media de la población, lo mismo que al elevarla de 25 a 35 años. No obstante, en el primero de los casos la variable aumenta en un 15%, mientras que en el



segundo el incremento es de 40 %. Sen (1981) recuerda que a medida que la longevidad aumenta se hace cada vez más difícil (más costoso) seguir elevándola, de manera que las variaciones absolutas subestiman el desempeño de las poblaciones con esperanzas de vida altas. Las variaciones relativas, lejos de corregir esta situación, incluso profundizan en la dirección contraria. La solución propuesta por Sen (1981: 292) consiste en “medir la brecha desde el valor actual de la longevidad hasta un límite máximo, por ejemplo, 80, y entonces examinar el porcentaje de reducción de esa brecha.” PNUD (1990: 39-41) se suma a esta propuesta explicando que medir los progresos como reducción de la brecha respecto a un máximo en vez de como incremento desde un nivel anterior tiene dos ventajas: “revela más claramente la dificultad de las tareas realizadas y subraya la magnitud de las tareas que aún quedan pendientes.”

El IDH presenta este problema. Una región que eleva este indicador de 0.5 a 0.6, aumenta en 0.1 unidades su IDH. Esas 0.1 unidades implican un incremento de 20 % desde el valor inicial. Otra región, que parte de un valor de 0.9, también puede elevar su IDH en 0.1 unidades y llegar a 1; solo que ello, en términos relativos, representa un incremento de 11 % desde el valor inicial. Ambas medidas, pero la variación relativa más que la absoluta, implican un sesgo hacia la detección de convergencia, ya que permiten que las regiones rezagadas puedan mejorar más que las avanzadas.⁴

La diferencia que existe entre utilizar la variación relativa o la variación absoluta como variable dependiente se relaciona con la medición de la variable explicativa en términos logarítmicos. Como se ha mencionado, la variación absoluta de los logaritmos (en la ecuación 2) es equivalente a la variación relativa de los valores sin transformar (en la ecuación 1). En este sentido, Neumayer (2003: 278) advierte que “tomar el logaritmo de una variable tiende a exagerar la convergencia [...] hace más difícil que los más avanzados progresen aún más”. La transformación logarítmica puede tener sentido con el PIB per cápita. Sin embargo, es dudoso que contribuya a una mejor descripción de las dinámicas del IDH. Mayer-Foulkes (2010: 14) argumenta que “la utilidad es aproximadamente lineal en la esperanza de vida y

⁴ Sutcliffe (2004: 31) menciona que “la convergencia del IDH es más un resultado lógico que empírico”. No obstante, PNUD (2010: 32) explica que la convergencia detectada en el IDH no es espuria, esto es, no se debe a que el índice esté acotado entre 0 y 1, ya que “el límite superior del IDH es el resultado de una normalización que no afecta las tasas de cambio [...], en términos generales, esta forma funcional no restringe el avance hacia el tope de la distribución” (p. 136). No ocurre lo mismo con algunas de sus variables componentes, como las tasas de alfabetización y de matriculación bruta, que tienen límites que vienen dados por la propia definición del indicador y no por una normalización que se ajuste con el transcurso del tiempo.

en las tasas de alfabetización y matriculación, solo para la renta per cápita es necesario tomar logaritmos”.

Por ello, algunos autores han decidido no utilizar las ecuaciones (1) o (2) para el análisis de la β -convergencia en el IDH, sino que han optado por la expresión que explica la variación en términos absolutos con el valor inicial sin logaritmos

$$\Delta y_{i,T} = \alpha + \beta \cdot y_{i,t_0} + \varepsilon_i \quad (5)$$

donde $\Delta y_{i,T} = y_{i,t_f} - y_{i,t_0}$.

Frente a estas opciones, en la propuesta de Sen (1981), todas las regiones se encuentran en condiciones de reducir su brecha respecto al máximo en cualquier porcentaje, con independencia de su nivel inicial. Felice y Vasta (2015: 53) explicitan la expresión del método de reducción de la brecha (RB):

$$RB_{i,T} = \frac{y_{i,t_f} - y_{i,t_0}}{y_{\max} - y_{i,t_0}} \quad (6)$$

para medir el porcentaje de reducción de la brecha de cada una de las i regiones objeto de estudio entre los instantes t_0 y t_f siendo cada brecha la distancia desde el valor inicial hasta el límite superior del indicador en cuestión, en este caso $y_{\max} = 1$. Las reducciones de las brechas se explican con los valores iniciales del IDH mediante el modelo:

$$RB_{i,T} = \alpha + \beta \cdot y_{i,t_0} + \varepsilon_i \quad (7)$$

Un valor negativo y estadísticamente significativo del parámetro β es señal de que los porcentajes de reducción de la brecha respecto a 100 % han sido mayores allí donde el IDH era más bajo al inicio del periodo de estudio (β -convergencia).

La propuesta de Sen (1981) corrige en la dirección adecuada el problema de la subestimación de los avances en las poblaciones con valores cercanos a las asíntotas, evitando así el sesgo hacia la detección de convergencia. No obstante, también presenta un inconveniente que puede resultar importante en algunos casos. Como indican Felice y Vasta (2015: 53) y, específicamente, Gidwitz *et al.* (2010: 19), la RB “refleja los esfuerzos nacionales para cerrar las brechas de desarrollo, pero asume implícitamente que un cierto porcentaje de reducción es igualmente factible en diferentes niveles de desarrollo, lo que no siempre tiene sentido.” Un incremento del IDH de 0.98 a 0.99 reduce la brecha



en 50 %, lo mismo que un incremento desde 0.40 hasta 0.70. Sin embargo, esta segunda alza implica un esfuerzo y un logro mucho más grande que el primero. Al contrario que las variaciones relativa y absoluta, la reducción porcentual de la brecha sobrevalora los progresos de las regiones más avanzadas, incorporando un sesgo que favorece la detección de β -divergencia. Como sintetizan Ranis y Stewart (2010: 3), “las tasas de crecimiento exageran los logros de los que parten de niveles bajos, mientras que las reducciones de las brechas exageran los logros de los que inician en niveles altos”.

Para la medición de la β -convergencia en el IDH, Gidwitz *et al.* (2010) y PNUD (2010) aplican directamente la ecuación (1), diseñada para el PIB per cápita. Sutcliffe (2004) y Benedek *et al.* (2015) también recurren a la ecuación (1), pero sin expresar en logaritmos el valor inicial del IDH. Konya y Guisan (2008) y Bucur y Stangaciu (2015) estiman la ecuación (2). Noorbakhsh (2006) y Yang *et al.* (2016) también utilizan la ecuación (2), pero sobre el IDH transformado en el sentido que describen Dowrick y Nguyen (1989).⁵ Jordá y Sarabia (2015) calculan la ecuación (2), además de la estimación semiparamétrica. Por su parte, Gray y Purser (2010) recurren a la ecuación (2), así como a la (5), de variaciones absolutas. Mazumdar (2002) y Martín-Mayoral y Yépez (2013) estiman la ecuación (3). Felice y Vasta (2015) son los únicos que utilizan la ecuación (7), la más propensa a detectar β -divergencia, lo que concuerda con sus resultados.

FUENTES DE DATOS Y TÉCNICAS DE ANÁLISIS

A la vista de que la elección del método de medición de las variaciones no es neutral, ya que tiende a inducir β -convergencia o β -divergencia, más que ayudar a detectarla, en este texto se utiliza una amplia variedad de las técnicas descritas, teniendo muy presentes sus sesgos. Asimismo, se desarrolla un método adicional que permite eludir la discrecionalidad en la elección de las medidas de variación. Todo ello con el fin de disponer del mayor número posible de elementos para evaluar la convergencia o divergencia interregional del IDH.

Los datos que se utilizan son los publicados por PNUD (2016b), que aquí se reproducen en la tabla A del Apéndice. Se trata de series de IDH con periodicidad decenal para el lapso 1950-2010 desagregadas a nivel de entidades

⁵ Konya y Guisan (2008: 28) afirman que las ventajas de esta transformación no están claras.

federativas, lo que implica un total de 224 observaciones. Específicamente, se trabaja con las series de IDH híbrido calculado como la media geométrica de los correspondientes subíndices de salud (esperanza de vida), educación (alfabetización y matriculación bruta) e ingreso (PIB per cápita).

A partir de estos datos, en primer lugar, se verifica la evolución del IDH a lo largo del tiempo, prestando atención a su crecimiento en las distintas entidades federativas del país. Ello permite identificar aquellas que inicialmente se encontraban más rezagadas, comprobar si crecieron más que las de mayor IDH y si mejoraron en su posición relativa.

Posteriormente, se analiza la dependencia temporal de los valores del índice. Dado que el desarrollo es un proceso de largo plazo, cabe esperar que las cifras del IDH no varíen mucho de un momento a otro, y se asemejen las de un año con las inmediatamente anteriores y posteriores. Para cuantificar estas similitudes se recurre al coeficiente de determinación lineal

$$r_{t_0 t_f}^2 = \frac{(S_{t_0 t_f})^2}{S_{t_0}^2 \cdot S_{t_f}^2} \quad (8)$$

en el que $S_{t_0 t_f}$ es la covarianza de los valores del IDH de los años t_0 y t_f , $S_{t_0}^2$ es la varianza del año t_0 , y $S_{t_f}^2$ es la varianza de los datos de t_f . El coeficiente r^2 está acotado entre 0 y 1, e indica en qué porcentaje los valores del IDH en el año t_f dependen de los de t_0 , lo que puede utilizarse para conocer en qué medida los valores previos del índice condicionan los subsiguientes. Cuanto más se asemejen, más cerca estará el coeficiente de 1.

El principal inconveniente del r^2 es que asume que la relación entre los valores de los años que se comparan es lineal. Por ello, en esta investigación se utiliza una segunda medida que no presenta esta característica, el coeficiente de correlación por rangos de Spearman:

$$\rho_{t_0 t_f} = 1 - \frac{6}{n(n^2 - 1)} \sum_{i=1}^n d_i^2 \quad (9)$$

donde d_i representa la diferencia en los órdenes de las observaciones de los años t_0 y t_f , y n es el número de observaciones disponibles para cada año, en este caso 32. El valor del coeficiente ρ está acotado entre -1 y $+1$, lo que indica asociaciones negativas o positivas, respectivamente, o ausencia de relación entre las ordenaciones cuando se iguala a cero. Las relaciones son más intensas cuanto más se aproxima a 1. El inconveniente de esta medida es que solo valora las semejanzas y diferencias ordinales y no las cardinales



del IDH. No obstante, al presentarse junto con el r^2 , debe ayudar a confirmar las tendencias fundamentales.

El coeficiente de correlación por rangos de Spearman permite contrastar la ausencia de correlación entre dos ordenaciones ($H_0: \rho = 0$) frente a la existencia de alguna relación ($H_1: \rho \neq 0$). Como indican Domínguez y Guijarro (2009: 31), el estadístico para resolver este contraste presenta la forma

$$T = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{1-\rho^2}{n-2}}} \longrightarrow t_{n-2} \quad (10)$$

de manera que, bajo la H_0 , sigue una distribución t de Student con $n-2 = 30$ grados de libertad. La región de aceptación de la H_0 para un nivel de confianza de 95 % corresponde al intervalo $[-2.04, 2.04]$, que se amplía hasta $[-2.75, 2.75]$ cuando la confianza es de 99 %. En caso de existir una fuerte dependencia temporal del IDH respecto de sus valores pasados, esto es, un ρ alto, el estadístico T arrojará valores fuera de estos intervalos, lo cual lleva al rechazo de la H_0 de ausencia de correlación de las ordenaciones.

Para el análisis de la posible σ -convergencia de las series estatales de IDH, se calculan distintas medidas de dispersión del conjunto de datos en instantes de tiempo específicos y se observa su evolución a largo plazo. Reducciones de la dispersión de los datos indican σ -convergencia, mientras que aumentos en la dispersión son signo de σ -divergencia. En la elección de las medidas de divergencia se tiene en cuenta la distinción que hacen Konya y Guisan (2008: 35), quienes denominan σ -convergencia “relativa”, a la que se mide mediante los indicadores de dispersión relativa, es decir, aquellas medidas que tienen en cuenta la posición de la variable, como el coeficiente de variación (CV)⁶ o, su equivalente, la desviación estándar de los logaritmos (S_{ln}).⁷ Frente a la σ -convergencia “relativa” se tiene la “absoluta”, la que se mide con la desviación estándar de los valores no transformados de la variable (S). Estas tres medidas se calculan para conocer la evolución en el tiempo de la dispersión de las series de IDH.

La β -convergencia también se mide de varias formas. En primer lugar, se estima la ecuación (1), diseñada para el PIB per cápita, pero aplicada por varios investigadores al IDH. En este caso la variable explicada es la variación

⁶ El coeficiente de variación se calcula como la desviación estándar dividida por la media aritmética de los datos.

⁷ Neumayer (2003: 279) explica que el coeficiente de variación de los datos originales (CV) es aproximadamente igual a la desviación estándar del logaritmo natural de la variable (S_{ln}).

relativa, que es la medida con mayor propensión a mostrar β -convergencia, dadas las características del IDH. También se estima el modelo (5), empleado por Gray y Purser (2010). El indicador explicado es la variación absoluta, por lo que, al igual que el modelo anterior aunque en menor medida, presenta un sesgo hacia la detección de β -convergencia. Además, se recurre a la ecuación (7), como en la investigación de Felice y Vasta (2015), que, dadas las características del IDH comentadas en la sección precedente, está sesgada hacia la detección de β -divergencia.

Al menos en el caso del IDH, estos sesgos tienen su origen en que los niveles iniciales del índice condicionan ampliamente su capacidad de mejora. Dependiendo de cómo se mida esa mejora, existe una tendencia a la detección de convergencia o de divergencia, según se valoren más los progresos de las poblaciones avanzadas o de las rezagadas. Para evitar esta situación, únicamente deberían compararse las trayectorias de regiones que parten de niveles de desarrollo semejantes, como hacen Ranis y Stewart (2010). No obstante, ese procedimiento requiere la segmentación de los datos para establecer grupos de regiones, lo que impide su análisis conjunto y la verificación de la convergencia global. A lo sumo, se obtendría una colección de resultados parciales sesgados hacia la divergencia en el interior de cada estrato (PNUD, 2010: 33).

A pesar de todo, hay una posibilidad analítica adicional. La convergencia se interpreta como un acercamiento entre regiones o países en términos de los niveles de una variable, en este caso el IDH. Para ello es necesario que el progreso de esa variable en los territorios más rezagados supere al de los más avanzados durante el periodo de tiempo que se esté contemplando. Sin embargo, el acercamiento entre poblaciones también puede darse si los territorios más rezagados progresan en la actualidad más deprisa de lo que los territorios ahora avanzados lo hicieron en el momento en que se encontraban en esos niveles de la variable objeto de análisis.

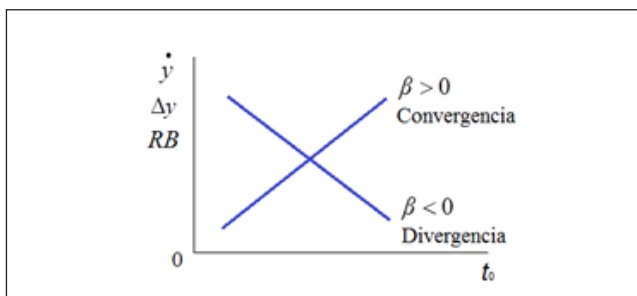
Con variables cuyas variaciones se ven fuertemente condicionadas por el nivel en que se encuentran, esta segunda posibilidad se vuelve relevante. El caso, por ejemplo, es el siguiente. Una región (líder) que hace unos años tardó una década en elevar su IDH de 0.50 a 0.60 experimentó una $RB_{L,T1} = 20\%$. En la década más reciente, su IDH se ha elevado de 0.90 a 0.94, siendo $RB_{L,Tf} = 40\%$. Una región (seguidora) que en la última década ha elevado su IDH de 0.50 a 0.65 tiene una $RB_{S,Tf} = 30\%$, que es menor que la RB contemporánea de la región líder, lo que es señal de β -divergencia (sincrónica). Sin embargo, es mayor que la RB de la región líder cuando presentó ese mismo nivel inicial. En idéntico lapso de tiempo (aunque no en la misma década),



la región seguidora ha progresado más que la líder, en su momento. Si esta situación continúa repitiéndose década tras década, esto es, si la región seguidora progresa más que la líder cuando tuvo ese mismo nivel, la región seguidora irá recortando su desventaja a pesar de que las comparaciones de las *RB* contemporáneas indiquen que la líder avanza más al reducir la brecha en mayor porcentaje.

Desde esta perspectiva, se tiene convergencia (diacrónica) en el IDH si los territorios que alcanzan más tarde en el tiempo un determinado nivel del índice experimentan ritmos de mejora mayores que los territorios que llegaron antes en el tiempo a ese mismo nivel. En esa situación, las poblaciones rezagadas estarán avanzando más deprisa que las pioneras en la mejora de los mismos niveles; por tanto, estarán convergiendo. Por el contrario, habrá divergencia si los territorios que alcanzan más tarde en el tiempo un determinado nivel del índice experimentan ritmos de mejora inferiores a los de los territorios que llegaron antes en el tiempo a ese mismo nivel.

Gráfico 1. Convergencia-divergencia diacrónica en el IDH



Fuente: Elaboración propia.

Como se muestra en el gráfico 1, el tiempo (medido en años) es la variable explicativa del análisis diacrónico. Los diferentes valores de t_0 explican las variaciones absolutas (Δy) o relativas (\dot{y}), o el porcentaje de reducción de la brecha respecto al máximo (*RB*) cuando se comparan regiones con los mismos o, al menos, similares niveles de IDH. Cabe recordar que en el análisis tradicional (sincrónico) la variable explicativa es el nivel inicial del IDH y la regresión de β -convergencia se calcula para un periodo de tiempo determinado, $t_r - t_0$. En el análisis diacrónico, t_0 es la variable que explica Δy , \dot{y} o *RB* para regiones con idéntico o similar IDH.

La agrupación de los estados en función de su IDH inicial se puede realizar de diversas maneras, que condicionan el resto del análisis. En esta

investigación se presentan dos grandes vías alternativas, en las que luego, a su vez, se pueden incorporar variantes menores. En cualquier caso, como se ve en la siguiente sección, los resultados de estas opciones son prácticamente coincidentes, siendo ello indicio de la robustez de los procedimientos.

La primera de estas formas considera los valores de IDH que se calculan con datos observados al inicio de cada década para cada entidad federativa. Dado que se dispone de datos decenales desde 1950 hasta 2010, es posible conocer valores iniciales y variaciones para seis décadas: 1950-1960, 1960-1970, 1970-1980, 1980-1990, 1990-2000 y 2000-2010.⁸ Se tienen, por tanto, $n.T_f = 192$ valores iniciales del IDH, donde n es el número total de unidades territoriales, 32, y T_f es el número total de periodos, que en este caso son seis. Los 192 valores iniciales del IDH se ordenan de menor a mayor.⁹ Una vez ordenados, se segregan en grupos. Para segmentar la distribución, se pueden calcular sus cuantiles, específicamente, sus cuartiles, quintiles y deciles.¹⁰ La división en cuartiles genera cuatro grupos con 48 elementos en cada uno. El uso de quintiles da lugar a cinco grupos con 38 o 39 observaciones. Los deciles se corresponden con grupos de 19 o 20 elementos. En cualquiera de los casos, el número de observaciones en cada grupo es suficiente como para estimar los modelos de regresión que se pretende.

Dados los valores de la tabla A del Apéndice para los años de 1950 a 2000, esto es, los años iniciales de cada uno de los seis periodos mencionados anteriormente, el primer cuartil queda delimitado por el valor 0.54. Se tienen, por tanto, 48 observaciones del IDH inferiores a esa cifra, mientras que 75 % son superiores. Estas observaciones son las que están coloreadas de rojo en el gráfico 2. La mediana, o segundo cuartil, toma un valor de 0.66. Divide la distribución en dos partes con igual número de datos, de manera que entre 0.54 y 0.66 se concentran otras 48 observaciones, que conforman el segundo grupo de más bajo IDH. De modo análogo, se establecen los dos grupos de IDH más alto, coloreados en amarillo y azul.

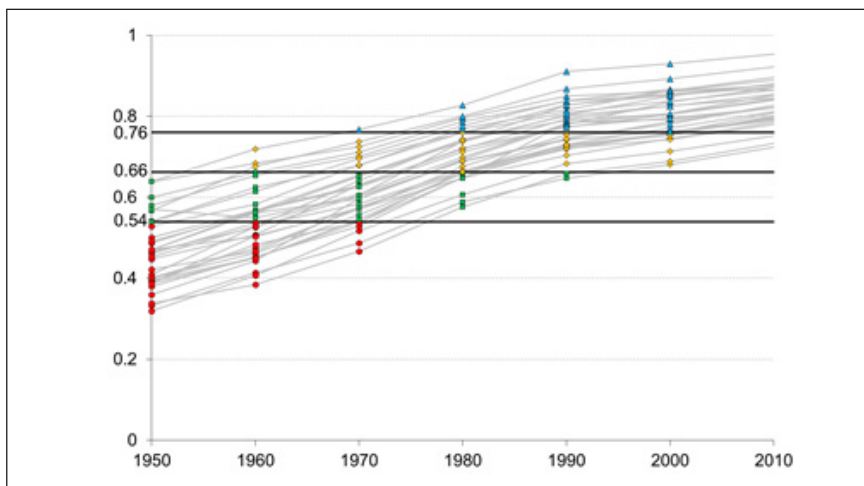
⁸ Es importante que los periodos tengan la misma duración con el fin de que las variaciones que se calculen sean comparables.

⁹ Con este procedimiento resulta indiferente que los valores iniciales se expresen o no en logaritmos, dado que la aplicación de logaritmos es una transformación monótona de los datos originales que no afecta su ordenación.

¹⁰ Los cuantiles son puntos característicos de la distribución que dividen el conjunto de datos en partes con igual número de observaciones. Una forma alternativa de estratificar la distribución es mediante el método de acumulación de la raíz cuadrada de la frecuencia (Dalenius y Hodges, 1959). En ese caso los grupos podrían tener diferente número de observaciones.



Gráfico 2. Agrupación en cuartiles de los valores del IDH al inicio de cada década



Fuente: Elaboración propia con datos de PNUD (2016: 113).

Para cada uno de esos puntos se conoce el año en que fueron observados (t_0) y la variación (Δy , \dot{y} o RB) que experimentan en la década siguiente. Ello hace posible ajustar una regresión en cada estrato, $g = 1, \dots, G$,¹¹ que explique las variaciones en función de los años en que los territorios clasificaban en ese nivel:

$$V_{k;g} = \alpha + \beta \cdot t_{0;k;g} + \varepsilon_{k;g} \quad (11)$$

donde $k = 1, \dots, K$, siendo $K = (n \cdot T_f)/G$, que indica el número de elementos contenido en cada grupo; V pueden ser las variaciones absolutas, las relativas o el porcentaje de reducción de la brecha respecto al máximo, RB . Como se esquematiza en el gráfico 1, una estimación positiva y significativa del parámetro β indicará que, en ese estrato específico, las observaciones más tardías se asocian con mayores crecimientos del IDH, lo que se ha definido como convergencia diacrónica. Por el contrario, una estimación del parámetro β negativa y significativa indicará que las entidades federativas que alcanzan más tarde en el tiempo un determinado nivel del IDH tienden a experimentar ritmos de mejora inferiores a los de los territorios que llegaron antes a esos mismos niveles. Habrá entonces divergencia diacrónica.

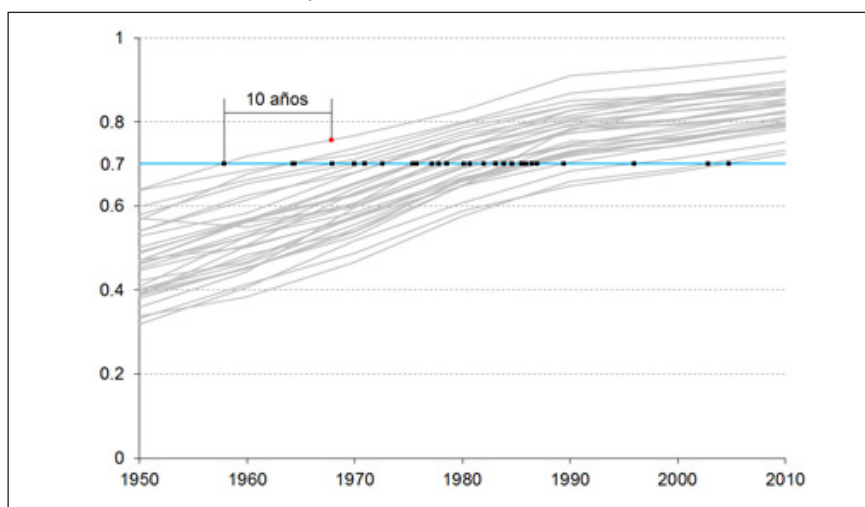
¹¹ $G = 4$ cuando la distribución se segmenta en cuartiles, $G = 5$ cuando se utilizan quintiles, y $G = 10$ si son deciles.

El esquema de análisis descrito presenta un inconveniente. Al trabajar con observaciones del IDH es imposible encontrar grupos de datos que sean exactamente iguales; por ello, se generan cuatro, cinco o diez grupos con aquellas cifras que son más parecidas. Si se quiere trabajar con niveles del IDH iniciales idénticos hay que abandonar la idea de utilizar las cifras observadas y recurrir a valores calculados mediante interpolación.

Ese es el segundo procedimiento que se propone para verificar la existencia de convergencia o divergencia diacrónica. El principal inconveniente de esta segunda técnica es que no recurre directamente a los datos del IDH contenidos en la tabla A del Apéndice, sino a interpolaciones lineales de los mismos, lo que implica asumir, por ejemplo, que el IDH aumenta linealmente en el mediano plazo. Su ventaja es que permite comparar variaciones en el IDH a partir de niveles iniciales exactamente iguales. En cualquier caso, este procedimiento debe aportar información que complemente a la del anterior.

Como se observa en el gráfico 3, con la información disponible y asumiendo que el IDH evoluciona linealmente de una década a otra, lo cual no parece alejarse mucho de la realidad, es posible interpolar valores y conocer, por ejemplo, en qué año alcanza cada entidad federativa un IDH igual a 0.7. La primera en llegar a ese nivel es el Distrito Federal (ahora Ciudad de México), que lo hace un poco después de mediado el año 1957. Le siguen Nuevo León, casi acabando 1963, y Baja California, apenas unas semanas más tarde.

Gráfico 3. Años en los que cada entidad federativa alcanza un IDH = 0.7



Fuente: Elaboración propia con datos de PNUD (2016: 113).



También mediante interpolación se puede saber el valor del IDH para cada entidad diez años después de haber alcanzado el valor de 0.7. Por ejemplo, el Distrito Federal, apenas pasada la mitad del año 1967, disfrutaba de un IDH de 0.7558. Nuevo León, casi acabando 1973, llegaba a 0.7617; mientras que Baja California, poco después, se situaba en 0.7521. De esta forma es posible conocer los valores, asociarlos a los años y calcular las variaciones, ya sean relativas, absolutas o respecto al máximo. Esos datos son suficientes para estimar regresiones del tipo:

$$V_{i;idh} = \alpha + \beta \cdot t_{0_{i;idh}} + \varepsilon_{i;idh} \quad (12)$$

semejantes a la ecuación (11) solo que con los datos correspondientes a un determinado valor del IDH y no a un cuantil. Valores de β positivos y estadísticamente significativos son señal de convergencia diacrónica. Al contrario, las estimaciones negativas indican divergencia diacrónica.

Cabe mencionar que para valores de IDH de alrededor de 0.65 se tiene información para todas las entidades federativas. No ocurre lo mismo con las cifras más bajas o más altas. Por ejemplo, para IDH = 0.40, solo hay información para los nueve estados peor clasificados del país. El resto de las entidades ya había superado ese nivel antes de 1950. Por este motivo no es posible aplicar la ecuación (12) a cualquier nivel del IDH, sino solo a aquellos para los que se dispone de un cierto número de observaciones. Con el fin de analizar posibles cambios en la convergencia-divergencia diacrónica en función del nivel de IDH de partida, la ecuación (12) se estima para las variaciones y los años asociados a niveles del IDH que abarcan desde 0.40 hasta 0.85. En cada uno de esos niveles se presta atención a las tres variaciones anteriormente definidas: Δy , \dot{y} , RB .

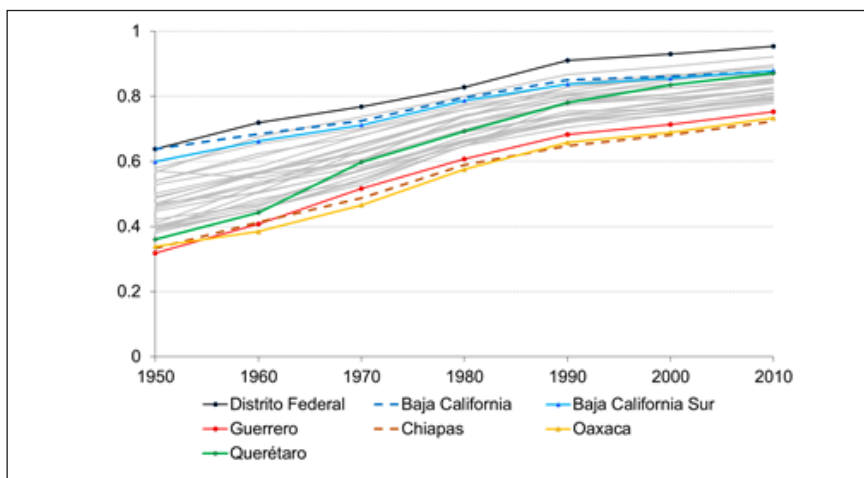
RESULTADOS

El gráfico 4 permite observar que el IDH ha tendido a crecer en todas las entidades federativas del país durante los sesenta años que se describen. De hecho, este crecimiento no solo se ha producido en el largo plazo, sino también en cada una de las décadas y territorios contemplados, con las únicas excepciones de Quintana Roo en el decenio 1950-1960 y de Chihuahua de 2000 a 2010. El fuerte retroceso del PIB per cápita que también detecta Ruiz (1997: 573) explica el caso de Quintana Roo en los cincuenta; mientras que la caída

de la esperanza de vida y el leve deterioro del PIB per cápita son los factores que causan la reducción del IDH de Chihuahua en los años más recientes.

El Distrito Federal era la entidad con mayor IDH en 1950, seguida de Baja California y Baja California Sur. En 2010, el Distrito Federal continuaba ocupando el primer lugar, seguido por Nuevo León y Coahuila. Baja California cayó hasta la séptima posición a pesar de incrementar su IDH de 0.638 en 1950 a 0.877 en 2010. Baja California Sur ocupó el sexto puesto en 2010.

Gráfico 4. Índice de desarrollo humano, entidades federativas, 1950-2010



Fuente: Elaboración propia con datos de PNUD (2016: 113).

En cuanto a los estados con menor IDH, destacan los casos de Guerrero, Chiapas y Oaxaca, que eran los tres peor clasificados en 1950 y siguieron siéndolo a lo largo de todo el periodo hasta 2010, solo que intercambiando sus posiciones. El caso de avance más destacado es el de Querétaro, que pasó de un IDH de 0.360 en 1950, que lo clasificaba en la posición 29 (la cuarta más baja del país), a un IDH de 0.871 en 2010, que lo sitúa como el noveno estado con más alto IDH.

Estos datos indican que a lo largo de los últimos sesenta años ha habido cambios en los niveles desarrollo, así como algunos en las posiciones relativas de los estados. No obstante, también se identifican patrones que han persistido, como que el Distrito Federal conserve el liderazgo en la clasificación del índice o que Chiapas, Oaxaca y Guerrero sigan siendo los territorios más rezagados. Con el fin de conocer lo ocurrido en toda la distribución y no solo en estos casos extremos, se calculan los coeficientes de determinación lineal y de correlación por rangos de Spearman, contenidos en las tablas 1 y 2.



Tabla 1. Coeficientes de determinación lineal del IDH

	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
1950	1						
1960	0.912	1					
1970	0.806	0.913	1				
1980	0.815	0.896	0.961	1			
1990	0.746	0.800	0.899	0.918	1		
2000	0.709	0.748	0.863	0.903	0.965	1	
2010	0.653	0.688	0.808	0.856	0.923	0.975	1

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2. Coeficientes de correlación por rangos de Spearman del IDH

	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
1950	1						
1960	0.945	1					
1970	0.881	0.933	1				
1980	0.871	0.930	0.973	1			
1990	0.831	0.862	0.934	0.929	1		
2000	0.811	0.830	0.912	0.923	0.973	1	
2010	0.784	0.786	0.873	0.884	0.935	0.970	1

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede observar, la relación entre los valores del IDH en dos instantes diferentes es alta y solo se diluye muy lentamente con el transcurso del tiempo. Los coeficientes siguen siendo más próximos a 1 que a 0 incluso después de transcurridos sesenta años. Concretamente, las cifras del IDH de 1950 explican hasta un 65.3 % de los valores observados en 2010 (tabla 1), a pesar de que en ese lapso no solo han cambiado las políticas públicas sino también el modelo económico.

El coeficiente de Spearman confirma la parsimonia en los cambios del IDH, medida a través de la persistencia de la relación intertemporal. El cálculo del estadístico T para resolver el contraste de ausencia de correlación entre dos ordenaciones ($H_0: \rho = 0$) arroja un valor de

$$T_{1950;2010} = \frac{0.784}{\sqrt{\frac{1-0.784^2}{32-2}}} = 6.9112$$

que lleva al rechazo de la H_0 aun en el caso menos favorable, el que mide la relación de las ordenaciones de 1950 y de 2010 ($\rho = 0.784$). Cabe concluir, por tanto, que existe una fuerte dependencia temporal en los valores del IDH, dependencia que persiste incluso después de transcurridos sesenta años. Las regiones más rezagadas tendieron a conservar esta característica, lo mismo que las más avanzadas, ya que, si bien hubo cambios, estos no fueron suficientes como para disociar observaciones que se encuentran separadas por más de medio siglo.

Respecto a los resultados del análisis de la convergencia, la tabla 3 permite apreciar cómo los tres indicadores de dispersión fueron reduciéndose de manera continuada con el transcurso del tiempo, desde las cifras más altas en 1950 hasta las más bajas en el año 2010. La desviación estándar de los datos pasó de 0.087 a 0.051, y se contrajo en 41 % desde su valor inicial. La dispersión relativa se redujo aún más, en 67 %, de 0.187 a 0.062, al aumentar el valor promedio del IDH al tiempo que menguaba la dispersión absoluta. La evidencia, por tanto, es clara en favor de la σ -convergencia.

Tabla 3. Indicadores de σ -convergencia

Año	Desviación estándar, s	Coefficiente de variación, CV	Desviación estándar de los logaritmos, S_m
1950	0.087	0.187	0.186
1960	0.085	0.158	0.158
1970	0.073	0.119	0.119
1980	0.062	0.088	0.088
1990	0.059	0.077	0.077
2000	0.058	0.072	0.072
2010	0.051	0.062	0.062

Fuente: Elaboración propia.

Los análisis de β -convergencia explican las variaciones en función de los valores observados al inicio de cada periodo. En el apartado *Análisis de la cuestión...* se ha argumentado que, en el caso de variables como el IDH, estas variaciones pueden dar lugar a resultados diferentes, dependiendo de cómo se midan. Si se tiene en cuenta el periodo completo 1950-2010, la entidad federativa con mayor tasa de crecimiento anual acumulativo del IDH es Querétaro (1.48 %), seguida de Guerrero (1.44 %) y Chiapas (1.30 %). En términos de variación absoluta del IDH, la entidad que más avanzó fue de nuevo Querétaro, que incrementó su IDH en 0.511 puntos al pasar de un valor de 0.360, en 1950, a uno de 0.871, en 2010. Le siguieron el Estado de México



(0.434) y Guerrero (0.433). Los estados que menos progresaron fueron, en ambos casos, Baja California, Baja California Sur y Chihuahua.

Al comparar las tasas de variación relativas y absolutas se encuentran más similitudes que diferencias. No ocurre lo mismo cuando estas se comparan con las reducciones de la brecha respecto al máximo. Como se observa en la tabla 4, las ordenaciones que se generan con las variaciones relativas y absolutas están cerca de la concordancia perfecta ($\rho = 0.891$), pero difieren de las de la *RB* hasta el punto de ser casi independientes ($\rho = 0.115$) o incluso levemente contrarias ($\rho = -0.252$).

Tabla 4. Coeficientes de correlación por rangos de Spearman de las medidas de variación, 1950-2010

	\dot{y}	Δy	<i>RB</i>
\dot{y}	1	–	–
Δy	0.891	1	–
<i>RB</i>	-0.252	0.115	1

Fuente: Elaboración propia.

Esta situación da lugar a diferencias en los resultados de los análisis de β -convergencia según se utilice una u otra medida de variación. La tabla 5 muestra estas diferencias. Para el periodo completo, las estimaciones mediante las ecuaciones (1) y (5) indican la existencia de un proceso de convergencia de las regiones con menor IDH hacia las de mayor desarrollo. Lo contrario ocurre con la ecuación (7), que aporta evidencia de mayores progresos en las entidades con mayor IDH (β -divergencia). En los tres casos los resultados son plenamente significativos.

La desagregación por décadas del análisis corrobora esta situación. El cálculo de la β -convergencia mediante la ecuación (1) genera coeficientes negativos y significativos en cada uno de los seis decenios contemplados. La ecuación 5, para la variación absoluta en vez de para la relativa, también arroja estimaciones negativas, aunque no todas son estadísticamente significativas. Solo es posible afirmar que hubo mayor crecimiento del IDH en las regiones más rezagadas durante las décadas de los sesenta, setenta, y en la más reciente. Estos resultados se corresponden con lo expuesto en páginas previas, cuando se explicó que la variación absoluta está sesgada hacia la

Tabla 5. Estimaciones del parámetro β para las ecuaciones (1), (5) y (7)

Periodo	$\dot{y}_{i,T} = \alpha + \beta \cdot \ln y_{i,t_0} + \varepsilon_i$		$\Delta y_{i,T} = \alpha + \beta \cdot y_{i,t_0} + \varepsilon_i$		$RB_{i,T} = \alpha + \beta \cdot y_{i,t_0} + \varepsilon_i$				
	β	Error estándar	β	Error estándar	β	Error estándar			
1950-2010	-0.0123	0.0006	**	0.0637	***	0.3437	0.1212	***	
1950-1960	-0.0194	0.0046	***	-0.0650	0.0531	0.1407	0.1103		
1960-1970	-0.0283	0.0043	***	-0.1785	0.0464	***	-0.0345	0.0955	
1970-1980	-0.0278	0.0027	***	-0.1695	0.0304	***	0.1702	0.0735	**
1980-1990	-0.0165	0.0046	***	-0.0800	0.0503	0.5970	0.1810	0.1568	***
1990-2000	-0.0080	0.0032	**	-0.0463	0.0331	***	0.4129	0.1568	**
2000-2010	-0.0155	0.0024	***	-0.1198	0.0256	***	0.3329	0.1764	*

Nota: Las estimaciones son significativas con niveles de confianza de *** 99%, ** 95% o * 90%.

Fuente: Elaboración propia.



detección de β -convergencia, pero que la variación relativa, lejos de corregir el problema, incluso ahonda más en él.

El porcentaje de reducción de la brecha respecto al máximo, que propone Sen (1981), viene marcado por la tendencia contraria: hacia la detección de β -divergencia. Esto es precisamente lo que indican los resultados de la tabla 5. La única estimación de la ecuación (7) con signo negativo es para la década de 1960-1970, que resulta no significativa. El resto de los valores de 1970 a 2010 son positivos y estadísticamente significativos con diferentes niveles de confianza.

Los modelos (1) y (5) valoran más los avances de las poblaciones rezagadas, mientras que el (7) sobrevalora los progresos de las más avanzadas. Esto es lo que se ha planteado en la teoría y lo que se obtiene al analizar los datos del IDH de las entidades federativas de México de 1950 a 2010. Al menos en este caso, los modelos habituales aportan poca información adicional a la que se desprende de su propio diseño; inducen más que detectan las dinámicas de convergencia-divergencia a partir de que valoran en mayor medida los progresos de las regiones rezagadas o de las avanzadas. La elección del modelo condiciona fuertemente los resultados que se obtienen.

En esta investigación se ha propuesto utilizar técnicas adicionales diseñadas para aprovechar una mayor parte de la información contenida en las series de IDH y describir mejor sus dinámicas. Las comparaciones en el mismo momento de tiempo, de evoluciones sincrónicas, se complementan con análisis de evoluciones no contemporáneas, desde valores iniciales iguales o, al menos, semejantes. Esto se consigue mediante dos procedimientos. El primero consiste en estimar la ecuación (11) para distintos cuantiles y medidas de variación. El segundo implica ajustar la ecuación (12) para distintos valores iniciales del IDH y medidas de variación.

La tabla 6 contiene las estimaciones de la ecuación (11) cuando las observaciones iniciales se agrupan en cuatro estratos. A diferencia del análisis sincrónico, los resultados que se obtienen para las variaciones relativas, absolutas y respecto al máximo son todos muy parecidos. Ya no se advierte el sesgo de las dos primeras hacia la detección sistemática de convergencia y de la tercera hacia la divergencia. Este patrón desaparece al partir de niveles similares. Las tres especificaciones devuelven signos positivos para la estimación del parámetro β en los dos primeros cuantiles (los del IDH más bajo) y signos negativos en los dos cuantiles más altos. Las estimaciones carecen de significancia en el segundo cuartil.

Tabla 6. Estimaciones del parámetro β para la ecuación (1), cuartiles

Cuartil	$\dot{y}'_{k;g} = \alpha + \beta \cdot t_{0;g} + \varepsilon_{k;g}$		$\Delta y'_{k;g} = \alpha + \beta \cdot t_{0;k;g} + \varepsilon_{k;g}$		$RB_{k;g} = \alpha + \beta \cdot t_{0;g} + \varepsilon_{k;g}$	
	β	Error estándar	β	Error estándar	β	Error estándar
1	0.00015	0.00010	0.0017	0.0005	0.0047	0.0008
2	0.00002	0.00006	0.0003	0.0004	0.0014	0.0009
3	-0.00014	0.00003	-0.0010	0.0002	-0.0028	0.0007
4	-0.00014	0.00003	-0.0011	0.0003	-0.0038	0.0015

Nota: Las estimaciones son significativas con niveles de confianza de *** 99%, ** 95% o * 90%.

Fuente: Elaboración propia.



Tabla 7. Estimaciones del parámetro β para la ecuación (11), quintiles

Quintil	$y_{t,n} = \alpha + \beta \cdot I_n + \varepsilon_{t,n}$		$\Delta y_{k;g} = \alpha + \beta \cdot I_{0;k;g} + \varepsilon_{k;g}$		$RB_{k;g} = \alpha + \beta \cdot I_{0;k;g} + \varepsilon_{k;g}$	
	β	Error estándar	β	Error estándar	β	Error estándar
1	0.00018	0.00014	0.0016	0.0006	0.0036	0.0011
2	0.00017	0.00008	0.0012	0.0005	0.0031	0.0011
3	-0.00007	0.00004	-0.0004	0.0003	-0.0010	0.0009
4	-0.00012	0.00003	-0.0009	0.0002	-0.0031	0.0009
5	-0.00014	0.00004	-0.0011	0.0003	-0.0041	0.0021

Nota: Las estimaciones son significativas con niveles de confianza de *** 99%, ** 95% o * 90%.
Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados indican que hubo convergencia diacrónica ($\beta > 0$) significativa en el primer cuartil, esto es, que los estados que alcanzaron antes esos niveles del IDH tendieron a experimentar ritmos de mejora inferiores a los estados que llegaron más tarde. Las poblaciones seguidoras mejoraron más deprisa que las pioneras en los niveles bajos del IDH, y esto se observa tanto si las mejoras se miden como variaciones relativas, como variaciones absolutas o como porcentajes de reducción de las brechas respecto al máximo.

Lo contrario ocurre en los niveles altos del IDH. Los dos cuartiles superiores se caracterizan por la divergencia diacrónica ($\beta < 0$). Las regiones que alcanzaron más tarde en el tiempo niveles altos de desarrollo tendieron a mejorar menos que aquellas que llegaron antes a esos mismos niveles. Las poblaciones seguidoras evolucionaron más despacio que las pioneras en la promoción del desarrollo en los niveles altos.

La división de la distribución en quintiles (tabla 7), en vez de en cuartiles, aporta información muy parecida, aunque con algunos matices. Se encuentra convergencia diacrónica ($\beta > 0$) en los dos primeros quintiles y divergencia ($\beta < 0$) en los dos últimos. No hay evidencia concluyente para el nivel medio del IDH, aunque el signo de los coeficientes es negativo en las tres especificaciones, lo cual indica que los estados que alcanzaron más tarde esos niveles tendieron a evolucionar desde ellos peor (a mejorar más despacio) que los pioneros.

Cuando la distribución se divide en deciles se advierte convergencia significativa en los tres primeros y divergencia en los cinco últimos (tabla 8). Los niveles de confianza se reducen respecto a las estimaciones anteriores debido a que ahora cada cuantil contiene a lo sumo 20 elementos. Por lo demás, el patrón de convergencia-divergencia diacrónica es semejante al observado con los cuartiles y los quintiles. No hay grandes diferencias en las estimaciones para cada una de las medidas de variación. En los tres casos la convergencia se detecta en los deciles de menor IDH y la divergencia en los del IDH más alto.

El decil 7, por ejemplo, en el que la divergencia diacrónica es significativa al 99 % de confianza en las tres especificaciones, está formado por observaciones del IDH que abarcan desde 0.713 hasta 0.743 (tabla B del Apéndice). Las entidades federativas que primero tomaron valores en ese rango fueron: Distrito Federal, en 1960, y Baja California y Nuevo León, en 1970. Las últimas en alcanzar esos niveles fueron Guerrero y Veracruz, en 2000. Otras como Nayarit, Guanajuato, Zacatecas o Tlaxcala llegaron a esos valores en 1990. La divergencia detectada en este decil es señal de que las poblaciones pioneras en estos niveles de desarrollo mejoraron más rápido a partir de ellos que los estados que los alcanzaron después, y esto ocurrió en términos de variaciones relativas, absolutas y respecto al máximo.



Tabla 8. Estimaciones del parámetro β para la ecuación (11), deciles

Decil	$y_{k;g}^{\bullet} = \alpha + \beta \cdot I_{0_{k;g}} + \varepsilon_{k;g}$		$\Delta y_{k;g} = \alpha + \beta \cdot I_{0_{k;g}} + \varepsilon_{k;g}$		$RB_{k;g} = \alpha + \beta \cdot I_{0_{k;g}} + \varepsilon_{k;g}$	
	β	Error estándar	β	Error estándar	β	Error estándar
1	0.00038	0.00028	0.0027	0.0013	0.0056	0.0023
2	0.00026	0.00012	0.0014	0.0006	0.0028	0.0011
3	0.00036	0.00014	0.0022	0.0008	0.0048	0.0016
4	0.00015	0.00011	0.0009	0.0007	0.0024	0.0016
5	-0.00001	0.00008	0.0000	0.0005	0.0001	0.0015
6	-0.00009	0.00005	-0.0007	0.0003	-0.0022	0.0011
7	-0.00015	0.00005	-0.0011	0.0004	-0.0042	0.0014
8	-0.00008	0.00004	-0.0007	0.0003	-0.0030	0.0014
9	-0.00011	0.00005	-0.0009	0.0004	-0.0041	0.0022
10	-0.00015	0.00007	-0.0013	0.0006	-0.0053	0.0039

Nota: Las estimaciones son significativas con niveles de confianza de *** 99%, ** 95% o * 90%.
Fuente: Elaboración propia.

Lo contrario ocurre con el decil 3, en el que se detecta convergencia significativa al 95 % de confianza en las variaciones relativas y absolutas, y de 99 % en la *RB*. Abarca observaciones del IDH desde 0.507 hasta 0.567. Los primeros estados que alcanzaron esos niveles fueron Tamaulipas, Sonora y Coahuila en 1950. Aun previamente, otras entidades como Distrito Federal, Baja California o Baja California Sur debieron llegar a esas mismas cifras, solo que no se dispone de información anterior al año 1950, cuando ello ocurrió. Los estados que más recientemente clasificaron en este grupo fueron Guerrero, Hidalgo, Michoacán, Guanajuato, Tlaxcala y Puebla, todos ellos en 1970. El signo positivo del parámetro β indica que estos últimos mejoraron más que los primeros a partir de esos mismos niveles.

En la década más reciente, 2000-2010, todos los estados clasifican en alguno de los cinco deciles más altos. Chiapas y Oaxaca se encuentran en el sexto. Guerrero y Veracruz en el séptimo. Michoacán, Zacatecas y seis estados más clasifican en el octavo. En cualquier caso, todos están en los deciles caracterizados por la divergencia diacrónica, lo que indica que, en términos generales, sus progresos en el IDH han sido significativamente inferiores a los de los estados que se encontraban en esos mismos niveles en décadas precedentes.

Es relevante que los deciles con convergencia aparezcan agrupados: el segundo, el tercero y, en menor medida, el primero; lo mismo que aquellos caracterizados por la divergencia: desde el sexto hasta el décimo. También es destacable que este esquema se corresponda con el de los cuartiles y los quintiles, y que apenas haya cambios al medir las variaciones en términos relativos, absolutos o respecto al máximo. Todo ello apunta a la robustez de los resultados.

En el apartado anterior se desarrolló un segundo procedimiento para verificar la convergencia diacrónica, que requiere calcular interpolaciones y ajustar la ecuación (12) para distintos valores iniciales del IDH y medidas de variación. Los resultados de estas estimaciones se presentan en la tabla 9. Como se puede apreciar, los patrones de resultados son prácticamente los mismos que en el procedimiento anterior. Las diferencias entre las tres especificaciones del modelo son mínimas. Para los niveles del IDH más bajos se obtienen estimaciones positivas del parámetro β . Por el contrario, para niveles de 0.625 y superiores, las estimaciones son negativas, lo que indica un mayor progreso de los estados que alcanzaron antes en el tiempo esos niveles (divergencia diacrónica). Las estimaciones son significativas de 0.475 a 0.550, con convergencia, y de 0.700 a 0.850, con divergencia.



Tabla 9. Estimaciones del parámetro β para la ecuación (12) según nivel de IDH y medida de variación

IDH	$\dot{Y}_{i,tidh} = \alpha + \beta \cdot t_{0,i,tidh} + \varepsilon_{i,tidh}$			$\Delta Y_{i,tidh} = \alpha + \beta \cdot t_{0,i,tidh} + \varepsilon_{i,tidh}$			$RB_{i,tidh} = \alpha + \beta \cdot t_{0,i,tidh} + \varepsilon_{i,tidh}$		
	β	Error estándar		β	Error estándar		β	Error estándar	
0.400	0.00051	0.00048		0.0024	0.0023		0.0041	0.0038	
0.425	0.00029	0.00031		0.0014	0.0016		0.0025	0.0027	
0.450	0.00028	0.00023		0.0015	0.0013		0.0027	0.0023	
0.475	0.00034	0.00014	**	0.0018	0.0008	**	0.0035	0.0014	**
0.500	0.00025	0.00010	**	0.0014	0.0006	**	0.0029	0.0012	**
0.525	0.00027	0.00010	**	0.0016	0.0006	**	0.0034	0.0013	**
0.550	0.00021	0.00008	**	0.0013	0.0005	**	0.0029	0.0011	**
0.575	0.00003	0.00006		0.0002	0.0004		0.0004	0.0009	
0.600	0.00002	0.00005		0.0001	0.0003		0.0003	0.0008	
0.625	-0.00002	0.00006		-0.0001	0.0004		-0.0003	0.0011	
0.650	-0.00001	0.00006		-0.0001	0.0004		-0.0003	0.0011	
0.675	-0.00006	0.00005		-0.0004	0.0003		-0.0013	0.0010	
0.700	-0.00010	0.00004	**	-0.0008	0.0003	**	-0.0026	0.0011	**
0.725	-0.00017	0.00004	**	-0.0013	0.0003	**	-0.0048	0.0012	**
0.750	-0.00014	0.00003	**	-0.0011	0.0003	**	-0.0044	0.0011	**
0.775	-0.00017	0.00005	**	-0.0014	0.0004	**	-0.0061	0.0018	**
0.800	-0.00018	0.00004	**	-0.0015	0.0004	**	-0.0074	0.0018	**
0.825	-0.00018	0.00007	**	-0.0016	0.0006	**	-0.0091	0.0033	**
0.850	-0.00021	0.00011		-0.0019	0.0010	*	-0.0125	0.0064	*

Nota: Las estimaciones son significativas con niveles de confianza de *** 99%, ** 95% o * 90%.
Fuente: Elaboración propia.

Como se comentó para el gráfico 3, las primeras entidades federativas que alcanzaron un IDH de 0.7 fueron Distrito Federal, a mediados de 1957; Nuevo León y Baja California, a finales de 1963, y Baja California Sur, poco después de mediado el año 1967. Los estados que más recientemente alcanzaron ese nivel fueron Chiapas y Oaxaca, a partir del año 2000; Guerrero, a mitad de 1995, y Michoacán, en 1989. La existencia de divergencia diacrónica en el nivel de IDH = 0.7 implica que, en términos generales, estas últimas entidades han tendido a progresar menos desde ese nivel que las primeras.

Súmese a ello el hecho de que, en la actualidad, todos los estados se encuentran en los valores para los que se detecta divergencia. En los mismos niveles, el IDH está evolucionando peor en las poblaciones seguidoras que en las pioneras, hace unas décadas.

CONCLUSIONES

En los primeros apartados se argumentó que las técnicas utilizadas para verificar la convergencia de las series de ingreso o renta no necesariamente tienen la misma validez cuando se aplican a otras variables. El problema de medir la convergencia en el IDH es que sus variaciones dependen del nivel de desarrollo, fundamentalmente porque el índice está formado por algunas variables acotadas (como las tasas de alfabetización y de matriculación bruta) o que evolucionan más despacio al aproximarse a un cierto valor (como la esperanza de vida). En casos así, la variación relativa y la variación absoluta están sesgadas hacia la detección de β -convergencia (más la primera medida que la segunda), mientras que el porcentaje de reducción de la brecha respecto al máximo tiende a detectar β -divergencia.

A lo largo de la investigación se ha verificado que el IDH creció de manera continuada en las entidades federativas del país y que existe una dependencia temporal bastante fuerte en las dinámicas de este índice, hasta el punto de que 65 % de la variabilidad de los valores de 2010 queda explicada por los datos de 1950. Asimismo, no se advirtieron grandes cambios en las ordenaciones generadas por el índice. El Distrito Federal fue la entidad de mayor IDH desde 1950, mientras que Chiapas, Oaxaca y Guerrero ocuparon siempre los tres últimos lugares. No obstante, hubo cambios en las posiciones relativas de algunos estados. El que más avanzó fue Querétaro, que pasó de la 29ª posición, en 1950, a la 9ª, en 2010. El que más puestos perdió fue Veracruz, que cayó de



la posición 18^a a la 29^a, a pesar de que su IDH aumentó de 0.453 a 0.780 en los sesenta años que se analizan.

Para cumplir el objetivo de verificar la convergencia interregional del IDH, se calcularon las medidas habituales, y se encontró evidencia concluyente en favor de la σ -convergencia. Tanto la desviación estándar como el coeficiente de variación y la desviación estándar de los logaritmos se redujeron de manera consistente durante el periodo de estudio. Los resultados también apoyaron la β -convergencia. El IDH tendió a crecer más, tanto en términos absolutos como relativos, en las entidades que inicialmente padecían niveles de desarrollo más bajos. Lo contrario se obtuvo para el porcentaje de reducción de la brecha respecto al IDH máximo: los estados con mayores progresos en este aspecto fueron los de más alto desarrollo (β -divergencia).

El inconveniente de estos resultados es que aportan poca información adicional a la que se desprende de las características del IDH y de las medidas de variación utilizadas. Como se ha argumentado en el apartado 2, en realidad al aplicar estas técnicas al IDH es difícil obtener otros resultados distintos.

Con el fin de enriquecer el análisis, se definió el concepto de convergencia diacrónica y se elaboraron procedimientos para contrastarla. Los resultados de estas técnicas indican que en los niveles de desarrollo bajos las regiones rezagadas tendieron a progresar más que las pioneras (convergencia diacrónica), mientras que en los niveles altos ocurrió lo contrario: los estados que alcanzaron antes en el tiempo esos niveles mejoraron más que los seguidores (divergencia diacrónica). Los dos procedimientos, así como las tres medidas de variación utilizadas, llevan a esta conclusión con diferencias mínimas. Este resultado merece atención debido a que en la década más reciente los estados del país se sitúan en niveles de IDH caracterizados por la divergencia, lo que implica que están mejorando significativamente menos que los pioneros en esos mismos niveles en décadas precedentes.

Estos aspectos, así como otros más detallados que se han expuesto en las secciones previas, son fruto de las aportaciones esenciales de esta investigación: la conceptualización y operacionalización de la convergencia-divergencia diacrónica y la identificación de las limitaciones implícitas en las técnicas habituales. Futuros análisis de convergencia sobre otras variables acotadas o limitadas en su crecimiento podrán enriquecerse mediante la aplicación de las técnicas descritas en este texto. Las tasas de alfabetización, los porcentajes de viviendas con acceso a energía eléctrica o la esperanza de vida son algunos ejemplos de indicadores que encajan en la lógica de la convergencia-divergencia diacrónica. Incluso el PIB per cápita pudiera arrojar resultados relevantes a pesar de que sus posibilidades de crecimiento no dependen tanto

de su nivel como de las relaciones sincrónicas que operan a través de los mecanismos globales de transmisión de crisis y auges económicos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguirre, K. (2005). Convergencia en indicadores sociales en Colombia. Una aproximación desde los enfoques tradicional y no paramétrico. *Desarrollo y Sociedad*, 56, 147-176.
- Barrios, S. y Strobl, E. (2009). The dynamics of regional inequalities. *Regional Science and Urban Economics*, 39(5), 575-591.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1990). Economic growth and convergence across the United States. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 3419.
- Becker, G. S., Philipson, T. J. y Soares, R. R. (2005). The quantity and quality of life and the evolution of world inequality. *The American Economic Review*, 95(1), 277-291.
- Benedek, J., Cristea, M. y Szendi, D. (2015). Catching up or falling behind? Economic convergence and regional development trajectories in Romania. *Romanian Review of Regional Studies*, 11(1), 15-34.
- Bloom, D. E. y Canning, D. (2007). Mortality traps and the dynamics of health transitions. *PNAS*, 104(41), 16044-16049.
- Branisa, B. y Cardozo, A. (2009). Regional growth convergence in Colombia using social indicators. Ibero-Amerika Institut für Wirtschaftsforschung Discussion Papers, 195.
- Bucur, I. A. y Stangaciu, O. A. (2015). The European Union convergence in terms of economic and human development. *CES Working Papers*, 7(2), 256-275.
- Canning, D. (2010). Progress in health around the world. UNDP Human Development Research Paper, 43.
- Cass, D. (1965). Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, 32(3), 233-240.
- Crafts, N. (2000). Globalization and growth in the twentieth century. International Monetary Fund Working Paper, WP/00/44.
- Dalenius, T. y Hodges, J. L. (1959). Minimum variance stratification. *Journal of the American Statistical Association*, 54(285), 88-101.
- Domínguez, R. y Guijarro, M. (2009). Gender inequality and economic growth



- in Spain: an exploratory analysis. *The Review of Regional Studies*, 39(1), 23-48.
- Dowrick, S. y Duc-Tho Nguyen, D.-T. (1989). OECD comparative economic growth 1950-1985: catch up and convergence. *The American Economic Review*, 79(5), 1010-1030.
- Felice, E. y Vasta, M. (2015). Passive modernization? The new human development index and its components in Italy's regions (1871–2007). *European Review of Economic History*, 19(1), 44-66.
- Giannias, D. A., Liargovas, P. G. y Manolas, G. (1999). Quality of life indices for analysing convergence in the European Union. *Regional Studies*, 33(1), 27-35.
- Gidwitz, Z., Heger, M. P. Pineda, J. y Rodríguez, F. (2010). Understanding performance in human development: a cross-national study. UNDP Human Development Research Paper, 42.
- Goesling, B. y Firebaugh, G. (2004). The trend in international health inequality. *Population and Development Review*, 30(1), 131-146.
- Gray, G. y Purser, M. (2010). Human development trends since 1970: a social convergence story. UNDP Human Development Research Paper, 2.
- Hobijn, B. y Franses, P. H. (2001). Are living standards converging? *Structural Change and Economic Dynamics*, 12(2), 171-200.
- Ingram, G. (1992). Social indicators and productivity convergence in developing countries. The World Bank Policy Research Working Papers, 894.
- Jordá, V. y Sarabia, J. M. (2015). International convergence in well-being indicators. *Social Indicators Research*, 120(1), 1-27.
- Kenny, C. (2005). Why are we worried about income? Nearly everything that matters is converging. *World Development*, 33(1), 1-19.
- Konya, L. y Guisan, M.-C. (2008). What does the human development index tell us about convergence? *Applied Econometrics and International Development*, 8(1), 19-40.
- Koopmans, T. C. (1965). On the concept of optimal economic growth. En McNally, R. (ed.), *The econometric approach to development planning*. Amsterdam: North-Holland.
- Kusidel, E. (2013). Convergence of regional human development indexes in Poland. *Comparative Economic Research*, 16(1), 87-102.
- Lessmann, C. (2011). Spatial inequality and development -is there an inverted-U relationship? CESifo Working Paper, 3622.
- Liargovas, P. G. y Fotopoulos, G. (2009). Socioeconomic indicators for analyzing convergence: the case of Greece: 1960-2004. *Social Indicators Research*, 93(2), 315-330.

- Marchante, A. J. y Ortega, B. (2006). Quality of life and economic convergence across Spanish regions, 1980-2001. *Regional Studies*, 40(5), 471-483.
- Martín-Mayoral, F. y Yépez, J. (2013). Evolución de las disparidades en el desarrollo económico y humano de América Latina: análisis del IDH y sus componentes. *Economía Mexicana*, cierre de época(1), 203-246.
- Mayer-Foulkes, D. (2001). Convergence clubs in cross-country life expectancy dynamics. UNU-WIDER Research Paper, 134.
- Mayer-Foulkes, D. (2010). Divergences and convergences in human development". UNDP Human Development Research Paper, 20.
- Mazumdar, K. (2002). A note on cross-country divergence in standard of living. *Applied Economics Letters*, 9(2), 87-90.
- Mazumdar, K. (2003). Do standards of living converge? A cross-country study. *Social Indicators Research*, 64(1), 29-50.
- Micklewright, J. y Stewart, K. (1999). Is the well-being of children converging in the European Union? *The Economic Journal*, 109(459), F692-F714.
- Morris, D. M. (1979). *Measuring the condition of the world's poor: the physical quality of life index*. New York: Pergamon.
- Moser, K., Shkolnikov, V. y Leon, D. A. (2005). World mortality 1950-2000: divergence replaces convergence from the late 1980s. *Bulletin of the World Health Organization*, 83(3), 202-209.
- Neumayer, E. (2003). Beyond income: convergence in living standards, big time. *Structural Change and Economic Dynamics*, 14, 275-296.
- Noorbakhsh, F. (2006). International convergence or higher inequality in human development? Evidence for 1975-2002. UNU-WIDER Research Paper, 15.
- O'Leary, E. (2001). Convergence of living standards among Irish regions: the role of productivity, profit outflows and demography, 1960-1996. *Regional Studies*, 35(3), 197-205.
- Peláez, O. (2012). Evolución de la esperanza de vida de Costa Rica en el contexto global (1930-2010). *Población y Salud en Mesoamérica*, 10(1), art. 3.
- Peláez, O., Guijarro, M. y Arias, M. (2010). A state-level analysis of life expectancy in Mexico (1990-2006). *Journal of Biosocial Science*, 42(6), 815-826.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (1990). *Desarrollo humano: informe 1990*. Bogotá: Tercer Mundo Editores.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2003). *Informe sobre desarrollo humano México 2002*. México: Mundi-Prensa.



- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2004). *Índice de desarrollo humano municipal en México*. CDROM. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2005). *Informe sobre desarrollo humano. México 2004*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2007). *Informe sobre desarrollo humano. México 2006-2007*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2008). *Índice de desarrollo humano municipal en México 2000-2005*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2009). *Indicadores de desarrollo humano y género en México 2000-2005*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2010). *Informe sobre desarrollo humano 2010. Edición del vigésimo aniversario. La verdadera riqueza de las naciones: caminos al desarrollo humano*. Madrid: Ediciones Mundi-Prensa.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2011). *Informe sobre desarrollo humano México 2011*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2012). *El índice de desarrollo humano en México: cambios metodológicos e información para las entidades federativas*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2014). *Índice de desarrollo humano municipal en México: nueva metodología*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2015). *Índice de desarrollo humano para las entidades federativas, México 2015: avance continuo, diferencias persistentes*. México: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2016a). *Informe sobre desarrollo humano 2016. Desarrollo humano para todas las personas*. Nueva York: PNUD.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2016b). *Informe sobre desarrollo humano México 2016. Desigualdad y movilidad*. México: PNUD.
- Ram, R. (2006). State of the 'life span revolution' between 1980 and 2000. *Journal of Development Economics*, 80(2), 518-526.
- Ramsey, F. P. (1928). A mathematical theory of saving. *Economic Journal*, 38(152), 543-559.
- Ranis, G. y Stewart, F. (2010). Success and failure in human development, 1970-2007. UNDP Human Development Research Paper, 10.

- Royuela, V. y Artís, M. (2006). Convergence analysis in terms of quality of life in the urban systems of the Barcelona province, 1991-2000. *Regional Studies*, 40(5), 485-492.
- Royuela, V. y García, G. A. (2015). Economic and social convergence in Colombia. *Regional Studies*, 49(2), 219-239.
- Ruiz, C. (1997). Desigualdades regionales en México, 1900-1993. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 11(3), 533-582.
- Sab, R. y Smith, S. C. (2001). Human capital convergence: international evidence. International Monetary Fund Working Paper, WP/01/32.
- Sen, A. K. (1979). Equality of what? The tanner lecture on human values. Stanford University, 22 de mayo.
- Sen, A. (1981). Public action and the quality of life in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 43(4), 287-319.
- Sen, A. K. (1983). Poor, relatively speaking. *Oxford Economic Papers*, 35(2), 153-169.
- Sen, A. K. (1985a). Well-being, agency and freedom: The Dewey lectures 1984. *Journal of Philosophy*, 82(4), 169-221.
- Sen, A. K. (1985b). *Commodities and capabilities*. Amsterdam: North-Holland.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Sutcliffe, B. (2004). World inequality and globalization. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(1), 15-37.
- Vargas, D. y Cortés, F. (2014). Análisis de las trayectorias de la marginación municipal en México de 1990 a 2010. *Estudios Sociológicos*, 32(95), 261-293.
- Williamson, J. G. (1965). Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4), 3-84.
- Yang, F., Pan, S. y Yao, X. (2016). Regional convergence and sustainable development in China. *Sustainability*, 8(121), 1-15.



APÉNDICE

Tabla A. Índice de desarrollo humano, entidades federativas de México,
1950-2010

<i>Entidad federativa</i>	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Aguascalientes	0.471	0.562	0.651	0.737	0.804	0.850	0.880
Baja California	0.638	0.685	0.725	0.796	0.850	0.862	0.877
Baja California Sur	0.599	0.662	0.712	0.787	0.838	0.855	0.879
Campeche	0.402	0.475	0.572	0.647	0.785	0.792	0.821
Coahuila	0.541	0.624	0.679	0.770	0.816	0.863	0.896
Colima	0.447	0.507	0.631	0.719	0.793	0.826	0.846
Chiapas	0.333	0.413	0.488	0.589	0.647	0.681	0.724
Chihuahua	0.579	0.654	0.701	0.777	0.839	0.867	0.864
Distrito Federal	0.639	0.719	0.767	0.828	0.911	0.930	0.954
Durango	0.501	0.569	0.629	0.722	0.773	0.805	0.840
Guanajuato	0.390	0.484	0.539	0.665	0.731	0.771	0.812
Guerrero	0.319	0.407	0.517	0.607	0.683	0.713	0.752
Hidalgo	0.381	0.454	0.529	0.649	0.725	0.755	0.798
Jalisco	0.488	0.567	0.655	0.742	0.801	0.826	0.854
Estado de México	0.409	0.528	0.642	0.743	0.791	0.806	0.843
Michoacán	0.394	0.451	0.539	0.648	0.704	0.746	0.786
Morelos	0.461	0.537	0.607	0.699	0.783	0.807	0.852
Nayarit	0.466	0.527	0.603	0.689	0.741	0.764	0.793
Nuevo León	0.567	0.677	0.738	0.800	0.867	0.893	0.922
Oaxaca	0.339	0.385	0.466	0.576	0.658	0.689	0.733
Puebla	0.400	0.463	0.557	0.658	0.719	0.759	0.809
Querétaro	0.360	0.443	0.597	0.693	0.780	0.835	0.871
Quintana Roo	0.571	0.549	0.605	0.738	0.827	0.862	0.889
San Luis Potosí	0.422	0.466	0.577	0.661	0.746	0.781	0.828
Sinaloa	0.470	0.565	0.626	0.713	0.774	0.796	0.821
Sonora	0.541	0.614	0.696	0.759	0.828	0.853	0.873
Tabasco	0.389	0.505	0.571	0.677	0.754	0.762	0.795
Tamaulipas	0.529	0.583	0.680	0.759	0.809	0.838	0.864
Tlaxcala	0.388	0.450	0.545	0.660	0.728	0.758	0.790
Veracruz	0.453	0.529	0.584	0.667	0.722	0.743	0.780
Yucatán	0.492	0.562	0.596	0.691	0.744	0.787	0.822
Zacatecas	0.472	0.503	0.574	0.663	0.730	0.753	0.801

Fuente: PNUD (2016: 113).

Tabla B. Medidas de variación del IDH y clasificación en cuantiles

<i>IDH</i>	<i>Entidad federativa</i>	<i>t</i> ₀	<i>y</i>	Δy	<i>RB</i>	<i>Cuartil</i>	<i>Quintil</i>	<i>Decil</i>
0.319	Guerrero	1950	2.48%	0.088	12.98%	1	1	1
0.333	Chiapas	1950	2.19%	0.081	12.07%	1	1	1
0.339	Oaxaca	1950	1.27%	0.046	6.90%	1	1	1
0.360	Querétaro	1950	2.10%	0.083	12.96%	1	1	1
0.381	Hidalgo	1950	1.77%	0.073	11.80%	1	1	1
0.385	Oaxaca	1960	1.95%	0.082	13.29%	1	1	1
0.388	Tlaxcala	1950	1.50%	0.062	10.17%	1	1	1
0.389	Tabasco	1950	2.65%	0.116	19.02%	1	1	1
0.390	Guanajuato	1950	2.19%	0.094	15.44%	1	1	1
0.394	Michoacán	1950	1.35%	0.057	9.35%	1	1	1
0.400	Puebla	1950	1.47%	0.063	10.47%	1	1	1
0.402	Campeche	1950	1.68%	0.073	12.20%	1	1	1
0.407	Guerrero	1960	2.42%	0.110	18.54%	1	1	1
0.409	Estado de México	1950	2.58%	0.119	20.08%	1	1	1
0.413	Chiapas	1960	1.66%	0.074	12.65%	1	1	1
0.422	San Luis Potosí	1950	1.01%	0.044	7.68%	1	1	1
0.443	Querétaro	1960	3.03%	0.154	27.66%	1	1	1
0.447	Colima	1950	1.26%	0.060	10.81%	1	1	1
0.450	Tlaxcala	1960	1.93%	0.095	17.28%	1	1	1
0.451	Michoacán	1960	1.79%	0.088	15.96%	1	1	2
0.453	Veracruz	1950	1.56%	0.076	13.85%	1	1	2
0.454	Hidalgo	1960	1.55%	0.075	13.77%	1	1	2
0.461	Morelos	1950	1.53%	0.075	13.99%	1	1	2
0.463	Puebla	1960	1.87%	0.094	17.56%	1	1	2
0.466	Nayarit	1950	1.25%	0.061	11.47%	1	1	2
0.466	Oaxaca	1970	2.13%	0.109	20.50%	1	1	2
0.466	San Luis Potosí	1960	2.15%	0.110	20.68%	1	1	2
0.470	Sinaloa	1950	1.87%	0.096	18.05%	1	1	2
0.471	Aguascalientes	1950	1.79%	0.091	17.23%	1	1	2
0.472	Zacatecas	1950	0.63%	0.031	5.83%	1	1	2
0.475	Campeche	1960	1.88%	0.097	18.54%	1	1	2
0.484	Guanajuato	1960	1.08%	0.055	10.66%	1	1	2
0.488	Jalisco	1950	1.52%	0.079	15.47%	1	1	2
0.488	Chiapas	1970	1.90%	0.101	19.74%	1	1	2
0.492	Yucatán	1950	1.34%	0.070	13.80%	1	1	2
0.501	Durango	1950	1.27%	0.067	13.51%	1	1	2
0.503	Zacatecas	1960	1.33%	0.071	14.33%	1	1	2
0.505	Tabasco	1960	1.22%	0.065	13.23%	1	1	2
0.507	Colima	1960	2.22%	0.124	25.24%	1	2	3
0.517	Guerrero	1970	1.61%	0.090	18.58%	1	2	3
0.527	Nayarit	1960	1.36%	0.076	16.05%	1	2	3
0.528	Estado de México	1960	1.98%	0.114	24.19%	1	2	3
0.529	Hidalgo	1970	2.07%	0.120	25.49%	1	2	3
0.529	Veracruz	1960	1.00%	0.055	11.73%	1	2	3
0.529	Tamaulipas	1950	0.98%	0.054	11.55%	1	2	3
0.537	Morelos	1960	1.24%	0.071	15.23%	1	2	3
0.539	Michoacán	1970	1.87%	0.109	23.70%	1	2	3
0.539	Guanajuato	1970	2.12%	0.126	27.31%	1	2	3



Continúa Tabla B.

IDH	Entidad federativa	t_0	y	Δy	RB	Cuartil	Quintil	Decil
0.541	Sonora	1950	1.29%	0.074	16.06%	2	2	3
0.541	Coahuila	1950	1.44%	0.083	18.17%	2	2	3
0.545	Tlaxcala	1970	1.93%	0.115	25.20%	2	2	3
0.549	Quintana Roo	1960	0.98%	0.056	12.46%	2	2	3
0.557	Puebla	1970	1.68%	0.101	22.76%	2	2	3
0.562	Yucatán	1960	0.60%	0.035	7.89%	2	2	3
0.562	Aguascalientes	1960	1.49%	0.089	20.43%	2	2	3
0.565	Sinaloa	1960	1.02%	0.060	13.87%	2	2	3
0.567	Jalisco	1960	1.46%	0.089	20.44%	2	2	3
0.567	Nuevo León	1950	1.78%	0.110	25.31%	2	2	4
0.569	Durango	1960	1.02%	0.061	14.04%	2	2	4
0.571	Quintana Roo	1950	-0.38%	-0.022	-5.01%	2	2	4
0.571	Tabasco	1970	1.72%	0.106	24.68%	2	2	4
0.572	Campeche	1970	1.24%	0.075	17.54%	2	2	4
0.574	Zacatecas	1970	1.45%	0.089	20.88%	2	2	4
0.576	Oaxaca	1980	1.35%	0.082	19.41%	2	2	4
0.577	San Luis Potosí	1970	1.38%	0.085	19.97%	2	2	4
0.579	Chihuahua	1950	1.22%	0.075	17.78%	2	2	4
0.583	Tamaulipas	1960	1.55%	0.097	23.25%	2	2	4
0.584	Veracruz	1970	1.33%	0.082	19.78%	2	2	4
0.589	Chiapas	1980	0.95%	0.059	14.22%	2	2	4
0.596	Yucatán	1970	1.48%	0.094	23.32%	2	2	4
0.597	Querétaro	1970	1.50%	0.096	23.81%	2	2	4
0.599	Baja California Sur	1950	1.00%	0.063	15.61%	2	2	4
0.603	Nayarit	1970	1.35%	0.087	21.79%	2	2	4
0.605	Quintana Roo	1970	2.01%	0.133	33.67%	2	2	4
0.607	Guerrero	1980	1.18%	0.076	19.29%	2	2	4
0.607	Morelos	1970	1.41%	0.091	23.29%	2	2	4
0.614	Sonora	1960	1.26%	0.082	21.21%	2	2	4
0.624	Coahuila	1960	0.84%	0.055	14.59%	2	3	5
0.626	Sinaloa	1970	1.31%	0.087	23.29%	2	3	5
0.629	Durango	1970	1.39%	0.093	25.05%	2	3	5
0.631	Colima	1970	1.31%	0.088	23.75%	2	3	5
0.638	Baja California	1950	0.70%	0.046	12.83%	2	3	5
0.639	Distrito Federal	1950	1.19%	0.080	22.24%	2	3	5
0.642	Estado de México	1970	1.47%	0.101	28.15%	2	3	5
0.647	Campeche	1980	1.95%	0.138	39.02%	2	3	5
0.647	Chiapas	1990	0.51%	0.034	9.54%	2	3	5
0.648	Michoacán	1980	0.83%	0.056	15.82%	2	3	5
0.649	Hidalgo	1980	1.12%	0.076	21.78%	2	3	5
0.651	Aguascalientes	1970	1.25%	0.086	24.64%	2	3	5
0.654	Chihuahua	1960	0.70%	0.047	13.66%	2	3	5
0.655	Jalisco	1970	1.25%	0.087	25.19%	2	3	5
0.658	Puebla	1980	0.89%	0.061	17.92%	2	3	5
0.658	Oaxaca	1990	0.46%	0.031	9.09%	2	3	5
0.660	Tlaxcala	1980	0.98%	0.068	19.94%	2	3	5
0.661	San Luis Potosí	1980	1.21%	0.085	24.99%	2	3	5
0.662	Baja California Sur	1960	0.73%	0.050	14.74%	2	3	5
0.663	Zacatecas	1980	0.96%	0.067	19.77%	3	3	6

Continúa Tabla B.

IDH	Entidad federativa	t_0	y	Δy	RB	Cuartil	Quintil	Decil
0.665	Guanajuato	1980	0.95%	0.066	19.59%	3	3	6
0.667	Veracruz	1980	0.80%	0.056	16.65%	3	3	6
0.677	Nuevo León	1960	0.87%	0.061	18.92%	3	3	6
0.677	Tabasco	1980	1.09%	0.078	24.03%	3	3	6
0.679	Coahuila	1970	1.26%	0.091	28.36%	3	3	6
0.680	Tamaulipas	1970	1.10%	0.079	24.71%	3	3	6
0.681	Chiapas	2000	0.61%	0.043	13.40%	3	3	6
0.683	Guerrero	1990	0.44%	0.031	9.66%	3	3	6
0.685	Baja California	1960	0.57%	0.040	12.64%	3	3	6
0.689	Oaxaca	2000	0.62%	0.044	14.19%	3	3	6
0.689	Nayarit	1980	0.73%	0.052	16.70%	3	3	6
0.691	Yucatán	1980	0.75%	0.053	17.27%	3	3	6
0.693	Querétaro	1980	1.19%	0.087	28.39%	3	3	6
0.696	Sonora	1970	0.87%	0.063	20.85%	3	3	6
0.699	Morelos	1980	1.14%	0.084	27.95%	3	3	6
0.701	Chihuahua	1970	1.03%	0.076	25.29%	3	3	6
0.704	Michoacán	1990	0.58%	0.042	14.20%	3	3	6
0.712	Baja California Sur	1970	1.01%	0.076	26.20%	3	3	6
0.713	Sinaloa	1980	0.83%	0.061	21.39%	3	4	7
0.713	Guerrero	2000	0.53%	0.039	13.46%	3	4	7
0.719	Colima	1980	0.99%	0.074	26.46%	3	4	7
0.719	Distrito Federal	1960	0.65%	0.048	17.16%	3	4	7
0.719	Puebla	1990	0.54%	0.040	14.22%	3	4	7
0.722	Durango	1980	0.68%	0.051	18.30%	3	4	7
0.722	Veracruz	1990	0.29%	0.021	7.65%	3	4	7
0.725	Baja California	1970	0.95%	0.072	25.98%	3	4	7
0.725	Hidalgo	1990	0.40%	0.030	10.75%	3	4	7
0.728	Tlaxcala	1990	0.41%	0.031	11.26%	3	4	7
0.730	Zacatecas	1990	0.32%	0.024	8.86%	3	4	7
0.731	Guanajuato	1990	0.54%	0.040	14.99%	3	4	7
0.737	Aguascalientes	1980	0.87%	0.067	25.47%	3	4	7
0.738	Nuevo León	1970	0.82%	0.062	23.82%	3	4	7
0.738	Quintana Roo	1980	1.15%	0.089	34.10%	3	4	7
0.741	Nayarit	1990	0.30%	0.022	8.64%	3	4	7
0.742	Jalisco	1980	0.77%	0.059	22.92%	3	4	7
0.743	Estado de México	1980	0.63%	0.048	18.59%	3	4	7
0.743	Veracruz	2000	0.48%	0.036	14.13%	3	4	7
0.744	Yucatán	1990	0.56%	0.043	16.62%	3	4	8
0.746	Michoacán	2000	0.53%	0.041	15.95%	3	4	8
0.746	San Luis Potosí	1990	0.46%	0.035	13.74%	3	4	8
0.753	Zacatecas	2000	0.62%	0.048	19.34%	3	4	8
0.754	Tabasco	1990	0.09%	0.007	2.89%	3	4	8
0.755	Hidalgo	2000	0.56%	0.043	17.59%	3	4	8
0.758	Tlaxcala	2000	0.41%	0.032	13.13%	3	4	8
0.759	Puebla	2000	0.64%	0.050	20.61%	3	4	8
0.759	Tamaulipas	1980	0.64%	0.050	20.72%	3	4	8
0.759	Sonora	1980	0.87%	0.069	28.62%	3	4	8
0.762	Tabasco	2000	0.43%	0.033	13.87%	4	4	8
0.764	Nayarit	2000	0.37%	0.029	12.26%	4	4	8



Continúa Tabla B.

IDH	Entidad federativa	t_0	y	Δy	RB	Cuartil	Quintil	Decil
0.767	Distrito Federal	1970	0.76%	0.060	25.94%	4	4	8
0.770	Coahuila	1980	0.58%	0.046	19.85%	4	4	8
0.771	Guanajuato	2000	0.52%	0.041	17.91%	4	4	8
0.773	Durango	1990	0.41%	0.032	14.21%	4	4	8
0.774	Sinaloa	1990	0.27%	0.021	9.42%	4	4	8
0.777	Chihuahua	1980	0.77%	0.062	27.69%	4	4	8
0.780	Querétaro	1990	0.68%	0.055	25.05%	4	4	8
0.781	San Luis Potosí	2000	0.58%	0.047	21.34%	4	4	8
0.783	Morelos	1990	0.30%	0.024	11.14%	4	5	9
0.785	Campeche	1990	0.10%	0.008	3.50%	4	5	9
0.787	Yucatán	2000	0.44%	0.035	16.40%	4	5	9
0.787	Baja California Sur	1980	0.62%	0.050	23.67%	4	5	9
0.791	Estado de México	1990	0.19%	0.016	7.41%	4	5	9
0.792	Campeche	2000	0.36%	0.029	14.03%	4	5	9
0.793	Colima	1990	0.40%	0.033	15.73%	4	5	9
0.796	Sinaloa	2000	0.32%	0.026	12.51%	4	5	9
0.796	Baja California	1980	0.66%	0.054	26.35%	4	5	9
0.800	Nuevo León	1980	0.81%	0.067	33.66%	4	5	9
0.801	Jalisco	1990	0.30%	0.024	12.28%	4	5	9
0.804	Aguascalientes	1990	0.55%	0.045	23.20%	4	5	9
0.805	Durango	2000	0.43%	0.035	18.03%	4	5	9
0.806	Estado de México	2000	0.45%	0.037	19.10%	4	5	9
0.807	Morelos	2000	0.54%	0.045	23.18%	4	5	9
0.809	Tamaulipas	1990	0.35%	0.029	14.97%	4	5	9
0.816	Coahuila	1990	0.57%	0.048	25.87%	4	5	9
0.826	Jalisco	2000	0.34%	0.029	16.35%	4	5	9
0.826	Colima	2000	0.24%	0.020	11.36%	4	5	9
0.827	Quintana Roo	1990	0.42%	0.035	20.28%	4	5	10
0.828	Distrito Federal	1980	0.96%	0.083	48.07%	4	5	10
0.828	Sonora	1990	0.29%	0.024	14.21%	4	5	10
0.835	Querétaro	2000	0.42%	0.036	21.78%	4	5	10
0.838	Baja California Sur	1990	0.20%	0.017	10.60%	4	5	10
0.838	Tamaulipas	2000	0.31%	0.027	16.43%	4	5	10
0.839	Chihuahua	1990	0.33%	0.028	17.40%	4	5	10
0.850	Aguascalientes	2000	0.36%	0.031	20.44%	4	5	10
0.850	Baja California	1990	0.14%	0.012	7.81%	4	5	10
0.853	Sonora	2000	0.23%	0.020	13.49%	4	5	10
0.855	Baja California Sur	2000	0.28%	0.024	16.77%	4	5	10
0.862	Baja California	2000	0.18%	0.016	11.33%	4	5	10
0.862	Quintana Roo	2000	0.31%	0.027	19.61%	4	5	10
0.863	Coahuila	2000	0.37%	0.033	24.10%	4	5	10
0.867	Chihuahua	2000	-0.03%	-0.002	-1.80%	4	5	10
0.867	Nuevo León	1990	0.29%	0.025	19.09%	4	5	10
0.893	Nuevo León	2000	0.32%	0.029	26.99%	4	5	10
0.911	Distrito Federal	1990	0.21%	0.020	22.02%	4	5	10
0.930	Distrito Federal	2000	0.25%	0.024	33.85%	4	5	10

Fuente: Elaboración propia con datos de PNUD (2016: 113).

