

Convergencia económica en la región sur de México: un análisis municipal durante el periodo 1990-2010

Economic convergence at southern Mexico: a municipal analysis for the 1990-2010 period

ANTONIO KIDO-CRUZ*
MA. TERESA KIDO-CRUZ**

Resumen

El presente estudio pone a prueba la hipótesis de convergencia entre el crecimiento del ingreso per cápita y un nivel de ingreso inicial. Se generan diagramas de convergencia sigma y beta absoluta y se estima la ecuación de convergencia beta condicional en municipios de cuatro estados de México: Chiapas, Guerrero, Michoacán y Oaxaca, durante el periodo de 1990 al 2010, veinte años después de la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Los principales resultados sugieren evidencia que rechaza la hipótesis de convergencia absoluta y condicional durante el tiempo de estudio.

Palabras clave: convergencia económica, región sur, TLCAN, PIB per cápita.

Abstract

This paper tests the hypothesis of convergence between the growth of per capita income and an initial per capita income. Sigma and beta convergence diagrams are generated and conditional beta convergence regression is estimated at the municipal level in four states of Mexico: Chiapas, Guerrero, Michoacan and Oaxaca for the 1990-2010 period, twenty years after NAFTA. The results suggest evidence against the convergence hypothesis both absolute and conditional.

Keywords: economic convergence, south region, NAFTA, per capita income.

* Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Correo-e: akido42@hotmail.com

** Universidad del Papaloapan. Correo-e: terekido@hotmail.com

Introducción

El punto de partida más útil al considerar el estudio de la convergencia es conocer si la variación en el ingreso per cápita en información de sección cruzada aumenta, permanece estable o desciende con el tiempo. La versión más destacada es representada por el concepto de convergencia sigma, que considera la evolución de la desviación estándar del logaritmo del ingreso per cápita. Si el ingreso per cápita en información de sección cruzada es convergente, entonces se considera que la desviación estándar está cayendo en el tiempo. Otras medidas alternativas a la desviación estándar son representadas por el coeficiente de Gini, el coeficiente de variación y las medidas de Theil.

Parece inevitable observar que las disparidades regionales a veces se agravan por crecimiento y aglomeración; visto en función del tiempo de la historia humana, la corriente sobre las disparidades en el ingreso puede ser un fenómeno relativamente reciente. Bairoch (1993) argumentó que hubo una considerable uniformidad en los niveles de desarrollo en la Edad Moderna (por ejemplo, 1500-1800). Una aproximación empírica relaciona la desigualdad regional a nivel nacional de desarrollo a partir de 1965.

A nivel internacional se ha planteado la hipótesis de una relación inversa de U con una desigualdad regional creciente, en primera instancia, para luego tener una desigualdad decreciente (Barrios y Strobl, 2009).

Para un conjunto mucho más amplio de países, Lessmann (2011) encuentra alguna evidencia de la relación de U invertida durante 1980-2009 con la desigualdad regional en horas pico, a un nivel de desarrollo similar al de México o la República Checa. También encuentra alguna evidencia de que en la región, la desigualdad aumenta a niveles muy altos de PIB per cápita (como en el caso de Canadá).

Un enfoque más común en la literatura, a raíz de Barro y Sala-i-Martin (1991), ha sido el de considerar la evolución de la desigualdad regional en el tiempo. A veces se utilizan datos sobre la producción regional y algunas veces datos sobre los ingresos. Para unos pocos países, entre ellos China e Indonesia, los deflatores de precios específicos de la región están disponibles y el tratamiento de los recursos naturales se convierte en un factor clave en el análisis.

La experiencia de muchos países en desarrollo es interesante al igual que insuficiente. La literatura sobre China en particular es muy amplia; se encuentra típicamente divergencia para la década de 1970, seguida de un periodo de convergencia a raíz de las reformas agrícolas, y luego un periodo de divergencia durante la industrialización de la 1990 (Yao, 2003). Para la década de los noventa, en adelante, el rápido crecimiento de las

provincias costeras se destacó a menudo, en consonancia con una historia en la que el acceso a los mercados impulsó el desarrollo industrial.

Démurger *et al.* (2002) señalan la importancia de tres provincias excepcionalmente ricas: Beijing, Tianjin, y Shanghai, en la elevación del nivel general de desigualdad regional, pero, incluso excluyendo estas provincias, la desigualdad regional aumentó durante la década de los noventa de manera sustancialmente superior a la de India, un hallazgo que se explica de forma convencional en términos de barreras a la movilidad en China.

Milanovic (2005) estudia la desigualdad regional en cinco federaciones: Brasil, China, India, Indonesia y Estados Unidos de América, durante la década de los ochenta y los noventa; para Brasil no encuentra ninguna tendencia clara. Azzoni (2001) estudia Brasil por un periodo más largo (1939-1995) y encuentra una disminución general, aunque interrumpida por un fuerte aumento en la década de los setenta.

Para India e Indonesia, Milanovic encuentra desigualdad regional que parece haber aumentado con el tiempo, Hill *et al.* (2008) también estudiaron a Indonesia, pero encuentran que el coeficiente de variación no minero de producción per cápita se mantuvo prácticamente estable durante el periodo de 1975-2004.

En México, el debate se ha centrado en saber si el proceso de apertura comercial, iniciado a fines de la década de los ochenta y principios de la de los noventa, ha generado un proceso de divergencia regional, de manera más precisa se discierne sobre los efectos económicos y sociales que el tratado de libre comercio firmado entre Canadá, Estados Unidos de América y México ha generado para nuestro país.

En 1986, México entró al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés) y en 1994 se firmó el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). La premisa teórica detrás de estos instrumentos de liberalización comercial se encuentra en los postulados de la ventaja comparativa, que en general establece que las economías deben especializarse en aquellas actividades económicas en donde posean su factor más abundante. En el contexto geográfico de América del Norte, México debería especializarse en actividades trabajo-intensivo y los otros países en actividades capital-intensivo (Weisbrot *et al.*, 2014).

En este mismo contexto teórico se establece que habrá sectores más favorecidos y sectores menos favorecidos pero que, en general, deberá exhibirse una ganancia per cápita en los países participantes de este comercio internacional. En términos regionales, estatales e incluso municipales, este patrón de ganancias y pérdidas también deberá percibirse.

Existe una gran diversidad de investigaciones empíricas que han tratado el tema de la diferencia en el ingreso per cápita entre estados y regiones en México. Esquivel (1999) presenta uno de los estudios pioneros sobre la evolución del ingreso per cápita y sus diferencias por regiones en México; sus resultados señalan la existencia de un proceso de convergencia entre estados para el periodo 1940-1985, pero a partir de este año el patrón de convergencia antes observado se presenta de manera casi imperceptible.

En 2003, Fuentes y Mendoza presentan un estudio sobre convergencia regional en el que integran la variable de infraestructura para explicar el comportamiento del PIB per cápita por regiones en México. Entre sus principales resultados destaca que, hasta antes de la firma del TLCAN, los estados de Baja California Norte, Coahuila, Tamaulipas y Chihuahua presentaban tasas de crecimiento del PIB per cápita entre 0.15 y 2.0% anual y sólo Nuevo León y Sonora presentaban tasas de crecimiento de ingreso per cápita anual mayores a 3 por ciento. Sin embargo, para el periodo 1994-2000 todos los estados del norte arriba mencionados tenían tasas de crecimiento anual del PIB per cápita mayores a 2.5 por ciento.

En este mismo estudio se acentuaba que, durante el periodo de 1940 a 1993, se notaba un claro patrón de convergencia regional, y de 1994 al 2000 se presentó un proceso de divergencia regional, en donde la tendencia favorecía tasas de crecimiento mayores en los estados del norte en comparación con los estados del sur. De manera particular, estados como Guerrero, Oaxaca, Estado de México, Morelos, Campeche y Chiapas mostraban tasas de crecimiento mayores a 2.0% hasta el periodo de 1993; después de este año sus tasas de crecimiento en el ingreso per cápita se ubicaron entre -1.2% y 1.44 por ciento.

Estos resultados son coincidentes con un gran número de estudios en México, los cuales usan la metodología del crecimiento neoclásico de Solow (Messmacher, 2000; Rodríguez y Sánchez, 2002; Chiquiar, 2005); en ellos, invariablemente, se señala que a partir de la década de los noventa no se presenta un proceso de convergencia sino de divergencia regional; además se alude que los estados del sur han sido los menos beneficiados con el proceso de apertura comercial. Estos resultados no difieren si la metodología utilizada se refiere a análisis de series de tiempo (Aroca *et al.*, 2005; Gómez y Ventosa-Santaulària, 2008; Germán-Soto y Escobedo-Sagaz, 2011).

A nivel municipal es mucho menor el número de estudios sobre esta temática, principalmente por la dificultad de conseguir y generar series municipales que permitan comparaciones directas entre el periodo pre-TLCAN y post-TLCAN. Gomez-Zaldívar *et al.* (2010) presentan un análisis de convergencia absoluta y condicional a nivel municipal y encuentran

que existe un proceso de convergencia en el ingreso per cápita durante el periodo de apertura comercial en México.

Unger (2005) señala la existencia de convergencia absoluta a nivel municipal durante el periodo 1988-1998. Por su parte, López y Peláez (2012), utilizando análisis de convergencia absoluta con datos de ingreso obtenidos del PNUD, encuentran evidencia empírica de convergencia entre municipios del estado de Chiapas para el periodo 2005-2010, aunque este proceso de convergencia no se presenta cuando el análisis se realiza a nivel regional para el mismo estado. Meza-Ramos y Naya-Flores (2010) reportan la existencia de convergencia beta y sigma para municipios de Chihuahua, Durango, Jalisco, Nayarit, Sinaloa, Sonora y Zacatecas de 1989 a 2006.

Una justificación para estudiar los municipios es la que señala Valdivia (2007) cuando comenta que la posible existencia de estructuras productivas heterogéneas, así como efectos espaciales y de escala, pueden generar diferentes resultados en un proceso de convergencia cuando la unidad de análisis se presenta en diferentes niveles de agregación: municipio, ciudad, región, estado o país.

Adicionalmente, el contraste entre los resultados obtenidos a nivel municipal y los resultados de otros estudios a nivel estatal o regional de las entidades indicaría, al menos en forma indirecta, si el patrón de ganadores y perdedores en las entidades del sur se mantiene cuando se realiza el análisis a nivel municipal durante el periodo de cambio estructural en nuestro país.

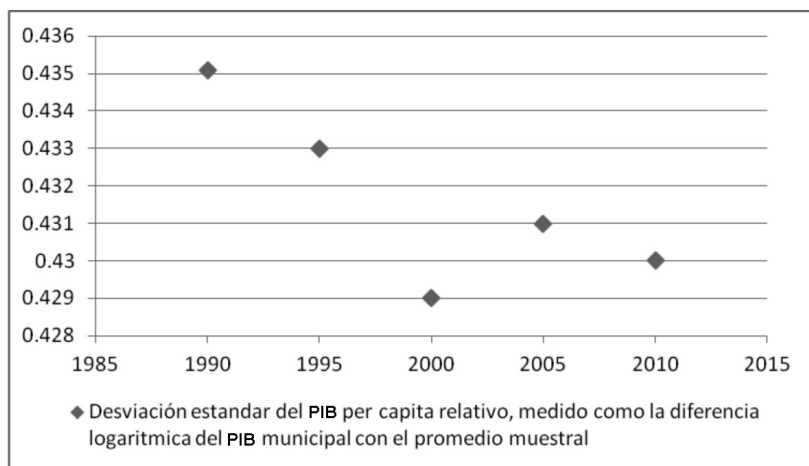
1. Análisis exploratorio de convergencia municipal

Una primera etapa del análisis exploratorio de convergencia consiste en obtener un diagrama de convergencia sigma que permita visualizar el nivel de desigualdad en el ingreso municipal que, al mismo tiempo, nos oriente sobre la dinámica temporal de la desviación estándar del ingreso municipal relativo (expresado como la diferencia en logaritmos del ingreso per cápita del municipio i en el periodo t con relación al ingreso promedio del total de municipios en el periodo (t)).

La convergencia sigma, de acuerdo a De la Fuente (1996) puede estimarse como $y(t) = \sqrt{1/M \sum_{i=1}^M (y_{it} - \bar{y}_{mt})^2}$, en donde σ , representa la desviación estándar del ingreso per cápita a nivel de municipio, expresada como la diferencia entre el logaritmo del ingreso per cápita en el municipio i del periodo t (y_{it}) y el ingreso per cápita promedio del conjunto de municipios estudiados en el periodo t ($\bar{y}_{mt}$); la literal M representa el total de municipios.

La gráfica 1 muestra que la reducción en la dispersión en el ingreso municipal no ha sido significativa durante el periodo de estudio (el valor del parámetro sigma pasa de 0.435, en 1990, a 0.43, en 2010). Los valores de este parámetro se estimaron en 0.433 para 1995; en 0.429 para 2000 y en 0.431 para 2005, lo cual indica que el grado de desigualdad intermunicipal se ha mantenido prácticamente constante durante los últimos veinte años.

Gráfica 1
Convergencia sigma en el ingreso per cápita relativo

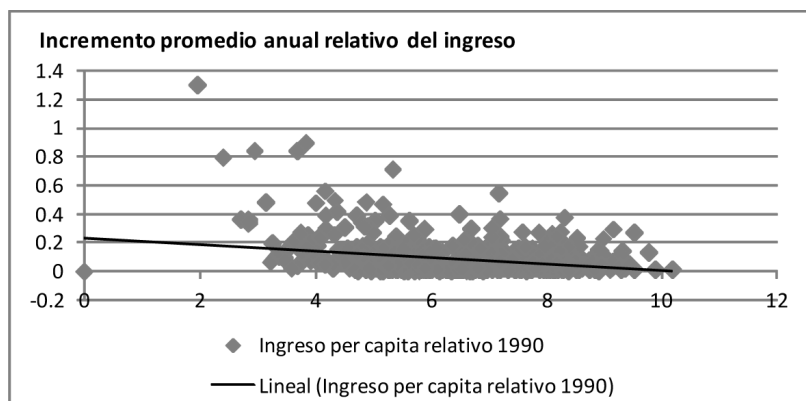


Fuente: estimaciones propias.

Una segunda etapa de análisis exploratorio consiste en estimar la ecuación y el diagrama de convergencia beta no condicional; para la estimación de los parámetros relevantes es necesario suponer que el término constante es igual para todos los municipios, lo que equivale a suponer un solo estado estacionario para todos. Debe hacerse notar que tanto la tasa de crecimiento como el ingreso per cápita municipal han sido normalizados por el promedio del conjunto de municipios, por lo que la constante de la regresión deberá aproximarse a cero. En este contexto, el coeficiente de convergencia no condicional mide el incremento promedio anual del ingreso de un municipio típico, expresado como una fracción de su diferencial del ingreso inicial con respecto al ingreso promedio de la muestra (Marcet, 1994).

La gráfica 11 muestra los resultados de la regresión de convergencia beta no condicional, donde la variable dependiente está representada por la tasa de crecimiento promedio del ingreso municipal relativo al promedio muestral desde el año 1990 hasta el 2010.

Gráfica II
Convergencia beta no condicional del ingreso per cápita
municipal relativo. Periodo 1990-2010



Fuente: estimaciones propias.

La pendiente negativa de la regresión indica que, en promedio, la velocidad de crecimiento en el PIB per cápita ha sido mayor en los municipios pobres que en los municipios ricos, pero el coeficiente de convergencia sugiere que el proceso de nivelación en las tasas de crecimiento es muy lento. A un ritmo de crecimiento de 0.23% se necesitarían al menos 150 años para que un municipio cualquiera redujera a la mitad la brecha del promedio del conjunto de municipios analizados.

Aunque el análisis gráfico de la convergencia beta no condicional permite resumir visualmente algunas propiedades de la evolución del ingreso per cápita y obtener un indicador de la velocidad de convergencia, el supuesto de considerar a todos los municipios con características económicas e institucionales iguales es bastante débil y no proporciona la mejor respuesta de la evolución del PIB per cápita. Es por eso que se vuelve necesario realizar un análisis de convergencia beta condicionada a factores geográficos y diferencias en la estructura productiva y social de los municipios.

2. Desarrollo teórico del modelo

El marco de referencia tradicional para el estudio en las diferencias de ingresos per cápita lo representa el modelo neoclásico de crecimiento económico de Solow, en el cual se establece que los factores principales del crecimiento y el producto son el capital físico, el capital humano y la tecnología. Debido a que la tecnología es considerada en este modelo un factor exógeno, el punto de partida se relaciona con la dinámica de la

acumulación del capital. Dentro de este enfoque, autores como Barro y Sala-i-Martin (2009) han manifestado que este modelo es un buen candidato para medir las diferencias del ingreso per cápita entre regiones de un mismo país sin considerar diferencias importantes en la adopción de tecnología dentro de cada región o municipio (Acemoglu y Dell, 2010).

Sin embargo, el estudio de convergencia regional desde el enfoque tradicional resulta por lo menos difícil de modelar. De acuerdo a Moxon (1994), la diferencia entre el nivel de ingreso per cápita puede minimizarse cuando éste crece en economías pobres y decrece en economías ricas; también el ingreso en economías periféricas puede reducirse debido a un no crecimiento en las economías del centro, o el ingreso per cápita entre economías puede convergir debido a que las economías rezagadas crecen más rápidamente que las avanzadas, éste es el escenario de la hipótesis de la convergencia.

Es importante destacar que en nuestro estudio, de carácter predominantemente cuantitativo en términos de medición del bienestar social, no se ignoran sus limitaciones al no considerar fenómenos culturales, institucionales e históricos. Al tener en consideración estos límites en el estudio, nuestra propuesta adoptará la visión neoclásica del modelo de crecimiento económico de Solow desarrollada por Barro y Sala-i-Martin (2009).

Estos autores consideran que existen dos conceptos diferentes de convergencia económica. En el primero, Barro y Sala-i-Martin (1991), Baumol (1986) y De Long (1988) consideran que cuando un país pobre tiende a alcanzar a un país rico en relación a sus niveles de ingreso y producción se estará en presencia de convergencia β , lo que implica que la economía del país pobre crecerá a una tasa más rápida que la economía de un país rico. La convergencia beta puede además clasificarse en absoluta y condicionada; la absoluta infiere que las economías de ambos países tenderán, en el largo plazo, a un mismo estado estacionario o por lo menos parecido, mientras que la convergencia condicionada se refiere básicamente a que las economías más pobres crecerán más que las ricas y habrá una relación inversa entre niveles de producto per cápita y sus tasas de crecimiento, una vez que se toman en cuenta los factores estructurales diferentes de estas economías, ya que son éstos los que las hacen suficientemente heterogéneas y, por tanto, no pueden converger en el mismo estado estacionario.

El segundo concepto (Streissler, 1979; Barro y Sala-i-Martin, 1991) concierne a la dispersión de corte transversal y se denomina convergencia sigma (σ), ésta se generará a partir de la presencia de la convergencia β , por lo cual se reducirá la dispersión del ingreso o de la producción per cápita y se mide por la desviación típica del logaritmo del ingreso por persona en un grupo de países o regiones. La convergencia sigma muestra

que la dispersión del ingreso per cápita entre grupos de economías tiende a reducirse en el tiempo. La reducción de la desviación, es decir, si el signo de la tendencia de la desviación es negativo, sugiere convergencia, el signo contrario, divergencia.

Son precisamente por estas diferencias, en cuanto a la conceptualización de la convergencia, que los modelos macroeconómicos neoclásicos tienen un resurgimiento en los estudios del desarrollo regional, particularmente, los modelos con rendimientos crecientes que estiman la relación entre crecimiento económico y el ingreso introduciendo datos regionales en un país determinado (De la Fuente, 1996).

El modelo de crecimiento económico de Solow parte de la inclusión de una función de producción tipo Cobb-Douglas: $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ en la que A representa el nivel de tecnología y se considera mayor a cero y α es una constante que toma valores mayores a cero pero menores a la unidad. Si esta función se expresa en forma intensiva, se obtiene: $y = AK^\alpha$, la cual representa el impacto de la variación de la acumulación de capital en el transcurso del tiempo (Barro y Sala-i-Martin, 2009).

Si se divide por L (que representa la población), la ecuación anterior queda como:

$$\frac{K}{L} = s \cdot f(k) - \delta k \quad (1)$$

Con la finalidad de convertir la ecuación (1) en una ecuación diferencial no lineal, es decir, en donde el producto no dependa únicamente de K , se transforma el lado derecho de la ecuación en términos per cápita y se sustituye $n = \dot{L}/L$, entonces la ecuación queda en los siguientes términos:

$$k = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k \quad (2)$$

En donde δ representa el nivel de depreciación del capital, n es la tasa de crecimiento de la población, s es el nivel de ahorro en términos de eficiencia por trabajador y $f(k)$ representa la función de producción.

Aunque el modelo de crecimiento neoclásico inicia con la descripción del modelo de Solow, son las propiedades del modelo de Ramsey (1928) de la función consumo y función producción las que determinan la dinámica de la variable acumulación del capital.

Este modelo asume el comportamiento optimizador tanto del consumidor como del productor. En el caso del modelo de la ecuación (2), cuando se considera una tecnología de tipo Cobb-Douglas, el proceso dinámico hacia el estado estacionario del producto per cápita está dado por $\hat{y} = A\hat{K}^\alpha$. Si se considera que $\theta = \alpha$, donde θ representa un parámetro mayor, igual o menor que la participación del capital, se puede considerar

a $\frac{\hat{c}}{\hat{k}}$ (*policy function* que indica el valor óptimo de una variable de control $\hat{c}$ con respecto a una variable dada $\hat{k}$), como $\hat{c} = \text{constante } \hat{k}$, donde la constante resulta ser $(\delta + \rho) / \theta - (\delta + n)$.

Barro y Sala-i-Martin (2009) señalan que en el caso de la función Cobb-Douglas, la tasa de ahorro del estado estacionario s^* adopta la expresión:

$$s^* = \alpha(x + n + \delta) / (\delta + \rho + \theta x) \quad (3)$$

Para estudiar el comportamiento dinámico de la tasa de ahorro $s = 1 - \frac{\hat{c}}{\hat{y}}$ se parte del señalamiento que la tasa de crecimiento de $\frac{\hat{c}}{\hat{y}}$ viene dada por la tasa de crecimiento de $\hat{c}$ menos la tasa de crecimiento de $\hat{y}$. Si la función de producción es tipo Cobb-Douglas, la tasa de crecimiento de $\hat{y}$ es un múltiplo de la tasa de crecimiento de $\hat{k}$, es decir:

$$\frac{1}{\frac{\hat{c}}{\hat{y}}} \cdot \frac{d(\frac{\hat{c}}{\hat{y}})}{dt} = (\dot{\hat{c}}/\hat{c}) - (\dot{\hat{y}}/\hat{y}) = (\dot{\hat{c}}/\hat{c}) - \alpha \cdot (\dot{\hat{k}}/\hat{k}) \quad (4)$$

Al usar las condiciones de equilibrio del comportamiento maximizador de utilidad de los consumidores y del comportamiento maximizador de ganancias de las empresas, es posible obtener:

$$\begin{aligned} \frac{1}{\frac{\hat{c}}{\hat{y}}} \cdot \frac{d \frac{\hat{c}}{\hat{y}}}{dt} &= [(1/\theta) \cdot (\alpha A \hat{k}^{\alpha-1} - \delta - \rho - \theta x)] \\ &- \alpha [A \hat{k}^{\alpha-1} - (\hat{c}/\hat{y}) \cdot A \hat{k}^{\alpha-1} - (x + n + \delta)] \end{aligned} \quad (5)$$

Donde se utiliza la identidad $\frac{\hat{c}}{\hat{k}} = \left(\frac{\hat{c}}{\hat{y}}\right) \cdot A \hat{k}^{\alpha-1}$. La ecuación (5) representa un sistema de ecuaciones diferenciales en la variable $\frac{\hat{c}}{\hat{y}}$. Se aplica la ecuación (5) a periodos discretos de duración unitaria (años) y se incluye una variable aleatoria, con lo que es posible obtener el modelo empírico de medición de la convergencia/divergencia regional (Barro y Sala-i-Martin, 2009); queda la siguiente expresión:

$$\log(y_{it}/y_{i,t-1}) = a_{it} - (1 - e^{-\beta}) \cdot \log(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (6)$$

Donde el subíndice t representa el año y el subíndice i se refiere al país o a la región. En términos teóricos la constante a_{it} es igual a $x_i + (1 - e^{-\beta}) \cdot [\log(\hat{y}_i^*) + x_{i(t-1)}]$, donde $\hat{y}_i^*$ representa el nivel del estado estacionario de $\hat{y}_i$ y $\hat{x}_i$ es la tasa del progreso tecnológico. Se

asume que el término de error u_{it} tiene promedio cero y varianza $\sigma^2 u_t$, y su distribución es independiente de $\log(y_{i,t-1})$, u_{jt} para $j \neq i$, y perturbaciones retardadas.

Una perturbación aleatoria puede interpretarse como una serie de cambios inesperados en las condiciones de producción de las empresas, así como en los gustos y preferencias de los consumidores. Asumir que el valor de la producción en un estado estacionario y el nivel tecnológico son idénticos para todas las regiones genera que el parámetro $a_{it} = a_t$. Este supuesto tiene mayor relevancia cuando se considera el estudio de regiones dentro de un país o de municipios dentro de un estado.

Si el término independiente a_{it} es idéntico en todos los lugares y si $\beta > 0$, la ecuación (6) implica que las regiones o municipios pobres tienden a crecer más rápidamente que las regiones o municipios ricos.

3. Apartado metodológico: el modelo empírico

La premisa básica para el modelo empírico de Solow asume que todos los países y regiones comparten las mismas condiciones de población y depreciación del capital, asimismo, considera al desarrollo tecnológico fijo, por lo tanto los cambios en el producto per cápita dependerán de los cambios en el *stock* de capital. En el entendido de que existe la posibilidad de generar una ecuación de línea recta sobre la trayectoria dinámica del *stock* de capital, ésta se representaría de la siguiente manera:

$$\log y_{it} = a + (1 - b)\log y_{i,t-1} + U_{it} \quad (7)$$

En donde las perturbaciones U_{it} presentan las siguientes consideraciones: tienen media cero si N es el tamaño de muestra, presenta la misma varianza para todos los U_i a través del tiempo y, es independiente del tiempo y las economías.

El siguiente paso consiste en obtener el promedio del vector de la función (7) dado de la siguiente forma:

$$\sum_{i=1}^N \log y_{it} = \sum_{i=1}^N a + (1 - b)\log y_{i,t-1} + U_{it} \quad (8)$$

Al aplicar la propiedad distributiva y de linealidad de la suma se obtiene:

$$\sum_{i=1}^N \log y_{it} = N * a + (1 - b) \sum_{i=1}^N \log y_{i,t-1} + \sum_{i=1}^N U_{it}$$

Al dividir entre N , nos queda:

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log y_{it} = \frac{N * a}{N} + \frac{(1-b)}{N} \sum_{i=1}^N \log y_{i,t-1} + \frac{\sum_{i=1}^N U_{it}}{N} \quad (9)$$

Al convertir el logaritmo de y_{it} en U_{it} y obtener el promedio de los logaritmos de la serie U_t , se construye:

$$U_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N U_{it} + (1-b)U_{t-1} + U_t$$

Para obtener la siguiente función:

$$U_t = a + (1-b)U_{t-1} + \bar{U}_t \quad (10)$$

Ahora, se incluye el término de la desviación estándar de la función, presentada como:

$$D_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\log y_{it} + U_t)^2$$

Al representar $Y_{it} = \log y_{it}$ y $Y_{i,t-1} = \log y_{i,t-1}$, se obtiene la siguiente expresión:

$$D_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_{it} + U_t)^2 \quad (11)$$

Se construye:

$$y_{it} - \mu_t = a + (1-b)Y_{i,t-1} + \mu_{it} - \mu_t$$

Al sustituir μ_t en términos de μ_{t-1} :

$$\begin{aligned} y_{it} - \mu_t &= a + (1-b)Y_{i,t-1} + \mu_{it} - [a + (1-b)\mu_{t-1} + \mu_t]^0 \\ &= a + (1-b)Y_{i,t-1} + \mu_{it} - a - (1-b)\mu_{t-1}\hat{\mu}_t^0 \end{aligned}$$

Cuando se construye el cuadrado en ambos lados, nos queda:

$$[y_{it} - \mu_t]^2 = [(1 - b)Y_{i,t-1} - (1 - b)\mu_{t-1} + \mu_{it}]^2$$

Factorizando,

$$[y_{it} - \mu_t]^2 = [(1 - b)Y_{i,t-1} - (1 - b)\mu_{t-1} + \mu_{it}]^2$$

Aplicando la regla general,

$$[y_{it} - \mu_t]^2 = (1 - b)^2[Y_{i,t-1} - \mu_{t-1}]^2 + \mu_{it}^2 + 2(1 - b)(Y_{i,t-1} - \mu_{t-1})\mu_{it}$$

$$y_{it} - \mu_t = a + (1 - b)Y_{i,t-1} + \mu_{it} - [a + (1 - b)\mu_{t-1} + \mu_{it}]^0$$

Ahora, convirtiendo la expresión anterior en su representación de covarianza:

$$\frac{1}{N} \sum (y_{it} - \mu_{it})^2 = (1 - b)^2 \sum_{i=1}^N [Y_{i,t-1} + \mu_{t-1}] + \frac{1}{N}$$

En donde γu^2 representa la desviación estandar de u_{it} y tomando en consideración la covarianza entre u_{it} , al cual denominamos X e Y_{it} , al cual llamamos Y , nos queda:

$$COV(X, Y) = \frac{1}{N} \sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})$$

Recordando que para la función de producción Cobb-Douglas, el resultado anterior implica que el producto deja de variar en un periodo determinado de tiempo, es posible concluir que $D_t \cdot D_{t-1} = z$. Es decir, que la dispersión en el producto per cápita del periodo $t-1$ es igual a la dispersión del producto per cápita en el periodo t ; podemos representar este resultado como z .

Recordando del desarrollo formal anterior que:

$$D_t = (1 - b)^2 D_{t-1} + \sigma^2 \quad (12)$$

Podemos representar a z como.

$$z = (1 - b)^2 z + \sigma n^2 \quad (13)$$

Al aislar z de la ecuación (13) nos queda:

$$z = \frac{\sigma n^2}{[1 - (1 - b)^2]} \quad (14)$$

Ello nos indica que la serie de la dispersión del producto per cápita se estacionaliza, es decir, se encuentra su valor estacionario, por lo tanto, es posible interpretar la dinámica del crecimiento del producto per cápita en función del parámetro b . Un valor del parámetro b cercano a cero nos indicará que la serie que relaciona la tasa de crecimiento del producto per cápita con la serie del producto per cápita inicial tenderá a divergir. Si el valor del parámetro b es cercano a la unidad, la relación entre las dos series tenderá a converger.

En el caso de un gran número de observaciones N , la varianza de la muestra deberá ser similar a la varianza de la población la ecuación (12) para conocer la evolución de la dispersión en el tiempo:

$$D_t = (1 - b)^2 D_{t-1} + \sigma \mu^2$$

Volviendo a escribir la ecuación (12) que, en términos matemáticos, representa una ecuación diferencial de la dispersión de la serie del producto per cápita, es posible encontrar el estado estacionario de la dispersión. Partiendo de la derivada de $\partial D_t / \partial D_{t-1}$, su evolución queda determinada por la siguiente expresión $D_t = Y_t$ y $D_{t-1} = X$, por lo que nos quedará:

$$Y = (1 - b)^2 X + \sigma^2 \quad (15)$$

Obteniendo la derivada de Y con respecto a X , tenemos:

$$\frac{\partial Y}{\partial X} = (1 - b)^2 \frac{\partial X}{\partial X} + \frac{\partial \mu^2}{\partial X}$$

Con los que nos queda:

$$\frac{\partial D_t}{\partial D_{t-1}} = (1 - b)^2$$

Para resolver esta derivada es necesario suponer que existen valores muy cercanos a un punto que semeja una línea recta, por lo que su aproximación lineal debería evaluar a x en un punto cercano a x_0 . Para conseguir lo anterior se asume que la serie de dispersión se encuentra cerca de un punto estacionario, tal que:

$$Y(X) = Y(X_0) + \frac{\partial Y}{\partial X} + [(X - X_0) + \theta(X) + X_0^2]$$

$$D_t = D^* + \frac{\partial D_t}{\partial D_{t-1}} (D_{t-1} - D^*) + \theta(X - X_0^2)$$

$$D_t = D^* + (1 - b)^2 (D_{t-1} - D^*)$$

Se encuentran los valores de la dispersión en tiempo presente:

$$D_t - D^* = (1 - b)^2 (D_{t-1} - D^*)$$

$$(D_{t-1} - D^*) = D^* + (1 - b)^2 (D_{t-1} - D^*)$$

$$(D_{t-2} - D^*) = D^* + (1 - b)^2 (D_{t-2} - D^*)$$

$$(D_{t-3} - D^*) = D^* + (1 - b)^2 (D_{t-3} - D^*)$$

$$(D_1 - D^*) = (1 - b)(D_0 - D^*)$$

El resultado de este desarrollo de potencias se formaliza como:

$$(D_t - D^*) = [(1 - b)^2]^t (D_0 - D^*) \quad (16)$$

Al resolver la ecuación (16) obtenemos:

$$(D_t - D^*) = (1 - b)^{2t} (D_0 - D^*) \quad (17)$$

Donde D_0 representa la dispersión en el periodo cero. En el entendido que el valor de b se encuentra en cero y la unidad D_t , con el paso del tiempo, tenderá monótonamente hacia su valor de estado estacionario D^* . Este mecanismo implica que un resultado de convergencia absoluta es compatible con una mayor dispersión en el tiempo. En otras palabras, este resultado nos muestra lo siguiente:

Si $D_0 - D^* > 0$, entonces $D_0 > D^*$, por lo tanto, la dispersión aumentará y el producto per cápita entre regiones divergerá.

Si $D_0 - D^* < 0$, entonces $D_0 < D^*$ y por lo tanto, la dispersión decrecerá y el producto per cápita convergerá entre regiones.

El desarrollo del modelo empírico de la sección anterior nos permite entender los procesos de convergencia beta y sigma entre regiones o países, pero para precisar aún más en esta relación se necesita del modelo de

crecimiento de Solow, al cual se le debe añadir el efecto de las perturbaciones que influyen conjuntamente sobre subgrupos de regiones o países.

Finalmente, para evaluar empíricamente la hipótesis de convergencia absoluta, a través de datos regionales, se determina la siguiente regresión univariante:

$$(1/T) \log y_{iT}/y_{i0} = a - [1 - (e^{-\beta T/T})] \log(y_{i0}) + w_{i0,T} \quad (18)$$

Que se estima por mínimos cuadrados no lineales. Al convertir la constante asociada a la variable del ingreso per cápita inicial en logaritmo la ecuación se vuelve lineal y, por tanto, puede ser estimada bajo la técnica de mínimos cuadrados ordinarios. Con la finalidad de incluir variables ficticias municipales es posible especificar (7) para su estimación empírica en términos lineales como:

$$(1/T) \log y_{iT}/y_{i0} = a - \beta_0 \log(y_{i0}) + \beta_1 \sum_{n=1}^4 D_1 \log(y_{i0}) + w_{i0,T} \quad (19)$$

En esta ecuación β_1 es igual a $[1 - e^{-\lambda T/T}]$ y representa el parámetro de convergencia. En estas condiciones si λ es negativo se estará en presencia de un proceso de convergencia entre regiones y si es positivo dicho proceso no se presentará. Además, es importante destacar dos cosas: primero, se asume que sólo existen observaciones para dos momentos del tiempo, el momento 0 y el T , por lo tanto, la tasa de crecimiento promedio del ingreso per cápita de la economía i se evalúa sólo en el intervalo 0 y T ; segundo, las variables ficticias (*dummies*) se generan para los municipios de Guerrero igual a 0, para los de Oaxaca igual a 1, para los de Michoacán igual a 2 y la constante refiere a los municipios del estado de Chiapas.

Debido a que la dispersión del ingreso medida en logaritmos de una muestra es sensible a las perturbaciones que influyen en el conjunto de los municipios de cada estado, existe la posibilidad de que se incumpla la condición de que u_{it} de la ecuación (6) sea independiente de u_{ij} para $i \neq j$. Esta posibilidad se traduce en la posibilidad de estimar sesgadamente el coeficiente de β cuando las perturbaciones están correlacionadas con la variable explicativa. Con la finalidad de tomar en consideración la heterogeneidad económica se incluye una serie de variables que controlen por las diferencias del nivel de estado estacionario a nivel municipal, se especifica la siguiente relación empírica en términos lineales como:

$$(1/T) \log (y_{iT}/y_{i0}) = a - \beta_0 \log(y_{i0}) + \beta_1 \cdot ESC \cdot \log(y_{i0}) + \beta_2$$

$$\sum_{j=1}^a S_{i,t} \cdot \log(y_{jt}) + w_{i0,T}$$

La regresión (9) se vuelve lineal especificando los logaritmos de las variables y , por tanto, utiliza mínimos cuadrados ordinarios para su estimación. La variable ESC representa el nivel de escolaridad a nivel municipal y la variable S es la ponderación del sector j en el PIB per cápita del municipio i en el momento $t - T$. La variable y_{jt} representa el promedio nacional del ingreso per cápita del sector j en el momento t . En este caso, la sumatoria de 1 a 3 representa la tasa de participación del sector primario, secundario y terciario en el ingreso total de cada municipio e indica cuánto crecería un municipio si su sector agropecuario, industrial o terciario aumentara en el mismo monto que la tasa promedio de crecimiento del sector primario, secundario o terciario a nivel nacional.

4. Datos e información

Debe señalarse que las cifras adecuadas para estimar la regresión (8) y (9) sobre la hipótesis de convergencia regional debe ser el PIB per cápita a nivel municipal. Sin embargo, la principal dificultad la representa la ausencia de estadísticas oficiales para esta unidad geográfica en México.

Lo primero que se debe observar es que el PIB se puede medir de tres formas equivalentes: a) de acuerdo al valor agregado de la producción que mide la producción bruta y los insumos intermedios, lo cuales se restan para obtener el valor agregado; b) a través del ingreso que representa el pago a los factores de la producción; c) a través del gasto que mide el consumo de los hogares, el gasto de gobierno, la formación bruta de capital y las exportaciones e importaciones. En México, se mide el PIB real en forma oficial a través del método del valor agregado establecido en las cuentas nacionales del INEGI y toma en consideración, entre otros, los siguientes elementos: el valor bruto de la producción, los bienes y servicios de uso intermedio, la remuneración a los asalariados y el número de puestos ocupados remunerados (Heath, 2012).

Al tener en consideración los criterios del INEGI antes descritos para la medición del PIB real en México es posible seguir el procedimiento de Gomez-Zaldivar *et al.* (2010), en donde calculan el PIB municipal como la suma ponderada del PIB estatal por sectores; la ponderación se mide como la proporción entre la Población Económicamente Activa (PEA) municipal del sector i y la PEA estatal del mismo sector i . Este indicador debe ser deflactado por un índice de precios que generará el valor agregado real de la producción, menos los insumos intermedios en un periodo de tiempo determinado.

Adicionalmente, en el contexto teórico descrito en párrafos anteriores, las fuentes de desigualdad en el ingreso per cápita más habituales las representan la participación del sector agropecuario dentro del PIB municipal, la producción del sector industrial (manufacturero) como porcentaje del PIB municipal, la participación del sector comercio y servicios en el PIB municipal y la escolaridad; estos son los parámetros que se utilizan en este estudio.

Una vez determinados los principales insumos de información requerida se identifican las fuentes de suministro de los documentos oficiales, del INEGI, el Sistema Municipal de Base de Datos (Simbad), que presenta datos de población económicamente activa, de actividad económica para los siete sectores productivos, y niveles de escolaridad; el Censo Nacional para Vivienda de los estados de Michoacán, Guerrero, Oaxaca y Chiapas de 1990, 2000 y 2010, los cuales proporcionan información sobre el total de población, población ocupada y desocupada; el Banco de Información Económica (BIE) que describe diferentes índices de precios.

5. Resultados

La tabla 1 muestra las estimaciones lineales de la ecuación (8) para 868 municipios de los estados de Chiapas, Guerrero, Michoacán y Oaxaca para el periodo de 1990 al 2010. La primera columna identifica los municipios de los estados incluidos en la estimación. La segunda columna señala los coeficientes por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (8).

Tabla 1
Convergencia beta condicional con variables ficticias geográficas en el ingreso per cápita relativo en municipios seleccionados durante el periodo 1990-2010

<i>Municipios</i> 868 (Chis., Gro., Mich., Oax.)	<i>Ecuación (8)</i>	
	<i>Coeficientes</i>	<i>Error estándar</i>
Constante	0.023839**	0.002881
<i>B</i>	-0.004822**	0.000737
Variable ficticia para Guerrero	-0.000502	0.0022667
Variable ficticia para Oaxaca	0.01206**	0.0017336
Variable ficticia para Michoacán	0.002983*	0.0012753
<i>R</i> ²	0.048215	

* valores estadísticamente significativos a 5 por ciento.

** valores estadísticamente significativos a 1 por ciento.

Fuente: estimaciones propias.

La estimación puntual para β de la muestra del total de los municipios de los cuatro estados durante el periodo 1990 a 2010, fue de -0.0048 con un error estándar de 0.0007. Sin embargo, se estima una R^2 de 0.048. El valor de β indica que la velocidad de convergencia entre municipios pobres y municipios ricos es de tan solo 0.48 % en el periodo de estudio.

En la estimación de la ecuación (8), los coeficientes de cada una de las variables ficticias geográficas nos proporcionan una estimación del estado estacionario correspondiente a cada municipio dentro de su entidad respectiva. Se observa que la tasa de convergencia es de 0.048 y que tres de las cuatro variables ficticias geográficas resultan significativas.

Para los municipios de los estados de Oaxaca y Chiapas, los coeficientes son positivos y por arriba del coeficiente B , lo que indica un claro proceso de divergencia en el ingreso en estos municipios con relación al ingreso promedio muestral. En el caso de Michoacán, el coeficiente es positivo y significativo pero no es mayor que el valor del coeficiente B , por lo que se concluye un proceso de convergencia muy lento. Los resultados anteriores no permiten aceptar la hipótesis de convergencia absoluta no condicional.

La tabla 2 describe los parámetros estimados de la ecuación (9) entre los municipios de cada uno de los estados considerados en forma tal que sus estados estacionarios se encuentran condicionados a diferencias en su estructura productiva y sus niveles de escolaridad, es decir, se muestran los resultados de una ecuación de convergencia beta condicional.

Tabla 2
Convergencia beta condicional en variables de producción y escolaridad en el ingreso per cápita relativo en municipios seleccionados durante el periodo 1990-2010

<i>Periodo</i>		<i>Ecuación 9 MCO</i>	
		<i>Coeficientes</i>	<i>Error estándar</i>
1990-2010	B	0.004953	0.006748
	Tasa participación agropecuaria	-0.0014	0.0076
	Tasa de participación industrial	0.001*	0.0005
	Tasa de participación servicios	0.018271*	0.061146
	ESC	0.006176	0.025373
	R^2	0.343126	

* valores estadísticamente significativos a 5 por ciento.

Fuente: estimaciones propias.

El coeficiente B se calculó en 0.0049 y sigue indicando un proceso de convergencia entre los municipios considerados, sin embargo, este coeficiente deja de ser significativo ($t=0.66$) y, por tanto, no se pueden generar comentarios concluyentes sobre el mismo dentro del rango de datos utilizados.

El coeficiente de la tasa de participación agropecuaria es negativo pero no significativo ($t=0.18$). El coeficiente de la tasa de participación industrial es positivo y significativo ($t=2$), lo que nos estaría indicando que los municipios con mayor porcentaje de actividad económica en este sector crecerían a tasas mayores. La tasa de participación conjunta del sector comercio y servicios también presenta un coeficiente positivo y significativo ($T=2.36$) lo que indica que los municipios con mayor actividad de servicios también crecen más rápidamente. El coeficiente de escolaridad es positivo pero no significativo.

Conclusiones

El proceso de apertura comercial de la década de los ochenta y la firma del tratado trilateral de libre comercio firmado con Canadá y los Estados Unidos de América en 1994, junto con la reforma sobre el manejo de la propiedad ejidal, se constituyeron como grandes acciones de la estructura económica de nuestro país que deberían de incentivar de manera sostenida el crecimiento económico, medido en su expresión más básica, por el ingreso per cápita. Los resultados de nuestro estudio, a veinte años de la implementación del TLCAN, nos permiten concluir lo siguiente:

Primero, el análisis exploratorio de convergencia sigma señala que la desigualdad, expresada en diferencias logarítmicas del ingreso per cápita municipal y su referente del promedio muestral, no se redujo sino que se mantuvo constante y relativamente alto en los municipios estudiados.

Segundo, el análisis exploratorio de convergencia beta no condicional señala un proceso de convergencia del ingreso per cápita con relación al ingreso de un municipio *típico* de las entidades de estudio, pero la velocidad de convergencia es demasiado lento.

Tercero, cuando se condiciona el proceso de convergencia, a través de variables ficticias municipales, se rechaza la hipótesis de convergencia absoluta en el ingreso per cápita en las unidades de estudio.

Cuarto, cuando se analiza el proceso de convergencia beta condicionada a los fundamentos productivos y de escolaridad, expresado como participación de los diferentes sectores económicos con el promedio de los mismos sectores a nivel nacional, se vuelve a rechazar un proceso de convergencia en el ingreso per cápita municipal durante el periodo de estudio; para las entidades del sur de México, estos resultados son coin-

cidentes con los obtenidos por Ángeles-Castro (2013) para el caso de la ciudad de México.

Es necesaria más investigación a nivel municipal, ya que el uso de información oficial –combinada a nivel agregado (censos económicos) y con menor nivel de agregación (sistema de cuentas municipales) en la conformación del componente de ingresos– puede estar generando resultados contrastantes en los modelos de convergencia a diferentes niveles de agregación.

Bibliografía

- Acemoglu, Daron y Melissa Dell (2010), “Productivity differences between and within countries”, *American Economic Journal*, 2 (1), American Economic Association, Pittsburgh, pp. 169-188.
- Ángeles-Castro, Gerardo (2013), “Crecimiento económico y desarrollo humano en la ciudad de México con respecto a un entorno nacional: una perspectiva neoclásica y dualista”, *Economía, Sociedad y Territorio*, X (34), El Colegio Mexiquense, Zinacantepec, pp. 431-457.
- Aroca, Patricio, Mariano Bosch y William Maloney (2005), “Spatial dimensions of trade liberalization and economic convergence: Mexico, 1985-2002”, working paper 3744, World Bank Policy Research, Washington, pp. 345-377.
- Azzoni, Carlos R. (2001), Economic growth and regional income inequality in Brazil, *Annals of Regional Science*, 35 (1), Springer Verlag, Berlin, pp 133-152.
- Bairoch, Paul (1993), *Economics and world history: myths and paradoxes*, Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead.
- Barrios, Salvador y Eric Strobl (2009), “The dynamics of regional inequalities”, *Regional Science and Urban Economics*, 39 (5), University of Illinois at Urbana-Champaign, Champaign, pp. 575-591.
- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (1991), “Convergence across states and regions”, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, Brooking Institution Press, Baltimore, pp. 107-182.

- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (2009), *Crecimiento económico*, Editorial Reverté, Barcelona.
- Baumol, William (1986), "Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show", *The American Economic Review*, 76 (5), American Economic Association, Pittsburgh, pp. 1072-1085.
- Chiquiar, Daniel (2005), "Why Mexico's regional income convergence broke down", *Journal of Development Economics*, 77, Elsevier, London, pp. 257-275.
- De la Fuente, Ángel (1996), "Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias", *Revista de Economía Aplicada*, 4 (10), Universidad de Zaragoza, Zaragoza, pp. 5-63.
- De Long, Bradford (1988), "Productivity growth, convergence, and welfare: comment", *The American Economic Review*, 78 (5), American Economic Association, Pittsburgh, pp. 1138-1154.
- Démurger, Sylvie, Jeffrey D. Sachs, Wing Thyee Woo, Shuming Bao, Gene Chang y Andrew Mellinger (2002), "Geography, economic policy, and regional development in China", *Asian Economic Papers*, 1 (1), Center for International Development-Massachusetts Institute of Technology, Massachusetts, pp. 146-197.
- Esquivel, Gerardo (1999), "Convergencia regional en México, 1940-1995", *El Trimestre Económico*, LXVI (4), Fondo de Cultura Económica, México, pp. 725-761.
- Fuentes, Noé y Eduardo Mendoza (2003), "Infraestructura pública y convergencia regional en México, 1980-1998", *Comercio Exterior*, 53 (2), Banco de México, México, pp. 178-187.
- Gómez-Zaldívar, Manuel, Ernesto Laguna, Berenice Martínez y Marco Mosqueda (2010), "Crecimiento relativo del producto per cápita de los municipios de la República Mexicana, 1988-2004", *Econo-Quantum*, 6 (2), Universidad de Guadalajara, Zapopan, pp. 7-23.
- Gómez, Manuel y Daniel Ventosa-Santaulària (2008), "Liberalización comercial y convergencia regional de ingreso en México", *El Trimestre Económico*, LXXVI (1), Fondo de Cultura Económica, México, pp. 215-235.

- Germán-Soto, Vicente y José Luis Escobedo-Sagaz (2011), “¿Ha ampliado la liberalización comercial la desigualdad económica entre los estados mexicanos”, *Economía Mexicana*, XX (1), CIDE, México, pp. 37-77.
- Heath, Jonathan (2012), *Lo que indican los indicadores: cómo utilizar la información estadística para entender la realidad económica de México*, INEGI, México.
- Hill, Hal, Budy P. Resosudarmo, Budy P. y Yogi Vidyattama (2008), “Indonesia’s changing economic geography”, *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 44 (3), Indonesia Project ANU, Indonesia, pp. 407-435.
- INEGI (Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática) (2013), Banco de Información Económica, INEGI, México, <<http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>>, julio de 2013.
- INEGI (Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática) (2013), Sistema estatal y municipal de base de datos, INEGI, México, <<http://sc.inegi.org.mx/sistemas/cobdem/contenido.jsp?rf=false&solicitud=>>, julio de 2013.
- INEGI (Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática) (2013), México en cifras, INEGI, México, <<http://www3.inegi.org.mx/sistemas/mexicocifras/default.aspx>>, julio de 2013.
- Lessmann, Christian (2011), “Spatial inequality and development-is there an inverted-U relationship?”, working paper no. 3622, CESifo, Dresden.
- López, Jorge y Óscar Peláez (2012), “Análisis de convergencia económica en el interior de Chiapas: municipios, regiones e inconsistencias aparentes”, *América Latina Hoy*, 60, Universidad de Salamanca, Salamanca, pp. 183-206.
- Marcet, Albert (1994), “Los pobres siguen siendo pobres: convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel”, en Joan Esteban y Javier Vives (dirs.), *Crecimiento regional en España y Europa*, Instituto de Análisis Económico, Barcelona, pp. 7-21.

- Messmacher, Miguel (2000), "Desigualdad regional en México. El efecto del TLCAN y otras reformas estructurales", Documento de investigación 2000-4, Banco de México, México.
- Meza-Ramos, Eduardo y Zulema Berenice Naya-Flores (2010), "Desarrollo convergente municipal entre estados contiguos a Nayarit y Sinaloa", *Economía, Sociedad y Territorio*, X (34), El Colegio Mexiquense, Zinacantepec, pp. 662-682.
- Milanovic, Branko (2005), *Half a World: Regional Inequality in Five Great Federations*, World Bank, Washington, <<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/8597>>, 10 de agosto de 2012.
- Moxon, Edward (1994), "Viviendo en el filo: las tensiones entre el centro y la periferia en la CE", en Arenillas-Sáez, Manuel, John Loughlin y Theo A. J. Toonen (coords.), *La Europa de las regiones. Una perspectiva intergubernamental*, Universidad de Granada, Granada, pp. 378-388.
- Ramsey, Frank (1928), "A mathematical theory of saving", *Economic Journal*, 38, Royal Economic Society, London, pp. 543-559.
- Rodríguez, Andrés y Javier Sánchez (2002), "The impact of trade liberalization on regional disparities in Mexico", *Growth and Change*, 33, Wiley, Massachusetts, pp. 72-90.
- Solow, Robert (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), Oxford University Press, Oxfordshire, pp. 65-94.
- Streissler, Erich (1979), "Growth models as diffusion processes: II", *Kyklos*, 32 (3), University of Vienna, Viena, pp. 571-586.
- Unger, Kurt (2005), "Regional economic development and mexican out-migration", working paper no. 11432, National Bureau of Economic Research, Cambridge, <<http://www.nber.org/papers/w11432>>, pp. 1-31, 18 de julio 2013.
- Valdivia, Marcos (2007), "Heterogeneidad espacial, convergencia y crecimiento en México", ponencia presentada en el XVII Coloquio de Economía Matemática y Econometría, 23-25 de mayo, Quintana Roo, México.

Weisbrot, Mark, Stephan Lefebvre y Joseph Sammut (2014), “¿El TLCAN ayudó a México? Una valoración tras veinte años”, Center for Economic and Policy Research, Washington, pp. 1-24.

Yao James y Weeks Melvin (2003), “Provincial conditional income convergence in China, 1953-1997: a panel data approach”, *Econometric Reviews*, 22 (1), Taylor and Francis Journals, Atlanta, pp. 59-77.

Recibido: 28 de julio de 2013.

Reenviado: 26 de marzo de 2014.

Aceptado: 16 de abril de 2014.

Antonio Kido-Cruz. Mexicano. Es doctor en economía por la Universidad Estatal de Colorado, Estados Unidos de Norteamérica. Actualmente trabaja como profesor e investigador titular para la Facultad de Contaduría y Ciencias Administrativas (FCCA) de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (UMSNH). Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I, desde 2004. Ha sido coordinador del programa del doctorado en Desarrollo Regional del Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales (Ininee) de la UMSNH, posgrado que se encuentra dentro del Programa Nacional de Posgrados de Calidad del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología desde 2003. Ha impartido las clases de macroeconomía, microeconomía, teorías del desarrollo regional y metodología de la investigación científica en el posgrado de la FCCA y el Ininee. Su línea de investigación actual es el desarrollo económico. Entre sus publicaciones más recientes destacan: en coautoría, “Incorporación de un índice de salud para el consumo en el mercado de carnes en México”, *Universidad y Ciencia*, 29, Universidad Juárez Autónoma de Tabasco, Villahermosa, pp. 11-18 (2013); “Ingreso generado por la recolección de recursos forestales en Pichataro, Michoacán, México”, *Revista Agricultura, Sociedad y Desarrollo*, 8 (1), Colegio de Postgraduados, Texcoco, pp. 108-117 (2011); en coautoría, “Optimizing protected area entry fees across stakeholders: the monarch butterfly biosphere reserve, Michoacán, México”, *Environmental and Development Economics*, 13 (2), Athens University of Economics and Business, Athens, pp. 1-15 (2008); en coautoría, “Política de precios de garantía contra apoyos directos: un análisis de bienestar del productor”, *Fitotecnia Mexicana*, 31 (4), Universidad Autónoma Chapingo, Texcoco, pp. 383-389 (2008).

Ma. Teresa Kido-Cruz. Mexicana. Es doctora en Economía Agrícola por la Universidad Autónoma Chapingo y es profesora investigadora titular en la Universidad del Papaloapan, Campus Loma Bonita. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I, desde 2004. Ha impartido clases de economía y economía regional. Su línea de investigación actual es economía de los recursos naturales. Entre sus artículos más recientes se encuentran, en coautoría, “Incorporación de un índice de salud para el consumo en el mercado de carnes en México”, *Universidad y Ciencia*, 29 (1), Universidad Juárez Autónoma de Tabasco, Villahermosa, pp. 11-18 (2013); “Impacto económico por el pago de pasajeros de cruceros para la conservación de recursos naturales de la Bahía Huatulco”, *Economía, Sociedad y Territorio*, X (32), El Colegio Mexiquense, Zinacantan-tepec, pp. 81-97 (2010); “Costo ambiental y competitividad privada de sistemas tradicionales: el caso del cultivo de la piña”, *Revista Mexicana de Economía Agrícola y de los Recursos naturales*, 3 (2), Universidad Autónoma Chapingo, Texcoco, pp. 113-129 (2010).