

# *Convergencia municipal en México con modelos de econometría espacial (1999-2014)*

*Municipal convergence in Mexico with spatial econometric models (1999-2014)*

LIZ ILEANA RODRÍGUEZ-GÁMEZ<sup>1</sup>  
JOSÉ ANTONIO CABRERA-PEREYRA<sup>2</sup>

- **Resumen:** Comúnmente los estudios de convergencia en México no consideran la dependencia espacial entre áreas vecinas y solo unos cuantos de estos comprueban la hipótesis en el nivel municipal. Por ello el objetivo es comprobar si la convergencia (absoluta y condicional) ha ocurrido entre los municipios mexicanos durante el periodo 1999-2014 y evaluar si la contigüidad geográfica influye en el proceso. La evidencia permite concluir que los municipios pobres crecieron económicamente más rápido que los ricos, particularmente en el último quinquenio del periodo de estudio, y la dimensión espacial resultó ser un elemento cuya importancia se redujo con el tiempo; los anteriores resultados anticipan un crecimiento regionalmente más autónomo de las economías en años recientes.
- **Palabras clave:** Crecimiento económico regional, convergencia económica, econometría espacial.
- **Clasificación JEL:** R11, O47, C30.
- **Abstract:** Regularly the convergence studies in Mexico do not take into account the spatial dependence among neighboring locations and just few of them test the hypothesis at municipal level. Therefore, the aim of this paper is to test whether or not convergence (absolute and conditional) has occurred across Mexican municipalities over the 1999-2014 period and assess if geographical contiguity influences this process. The evidence allows to conclude that the poor municipalities grew economically faster than the rich ones, particularly in the last five years of the study period, and the spatial dimension turned out to be an element whose importance was reduced with time; the above results anticipates a regionally more autonomous growth of economies in recent years.
- **Keywords:** Regional economic growth, economic convergence, spatial econometrics.
- **JEL classification:** R11, O47, C30.
- **Recepción:** 19/06/2016 **Aceptación:** 26/09/2018

<sup>1</sup> El Colegio de Sonora, México. Autor de correspondencia. E-mail: lrodriguez@colson.edu.mx

<sup>2</sup> University of Arizona, Estados Unidos.

## ■ *Introducción*

Para comprobar si las regiones pobres crecen lo suficientemente rápido para alcanzar a las regiones ricas, se han elaborado estudios de convergencia económica desde diferentes perspectivas teóricas (modelos neoclásicos de crecimiento vs. crecimiento endógeno) y desde diversas estrategias empíricas (estimaciones transversales vs. series de tiempo vs. datos panel) (Rey & Montouri, 1999). Esta diversidad de métodos y resultados, muchas veces contradictorios, en torno a la existencia o no de convergencia económica entre países y regiones, ha generado todo un debate sobre las condiciones iniciales y las fuentes del crecimiento económico. Este interés ha dado lugar a numerosos estudios sobre convergencia a escala intra-nacional, utilizando los mismos métodos que a escala internacional se emplean para comprobar la hipótesis de convergencia.

No obstante lo anterior, el vínculo entre geografía y crecimiento económico ha sido comúnmente ignorado por los estudios de convergencia, pese a que los mecanismos que impulsan este proceso (difusión tecnológica, movilidad de factores y transferencia de pagos) tienen un componente geográfico explícito. La incorporación del espacio geográfico en los modelos de estimación de convergencia había estado solo presente a través de variables regionales tipo *dummy*, las cuales no son suficientes para controlar los efectos espaciales que causan la inestabilidad temporal del estado estacionario (Attfield, Cannon, Demery & Duck, 2000; Barro & Sala-i-Martin, 2004; Rey & Dev, 2006). Por ello la ciencia regional ha reinterpretado la hipótesis de convergencia económica a la luz de un nuevo enfoque econométrico, integrando los efectos y procesos espaciales (Rey & Dev, 2006; Rey & Montouri, 1999).

En consecuencia los estudios sobre convergencia han adquirido una connotación metodológica diferente que incorpora el estudio de dos efectos espaciales importantes: la dependencia y la heterogeneidad entre las unidades territoriales de análisis. En el nivel internacional, la literatura anglosajona estudia el tema enfatizando el proceso espacio-tiempo (Caminada, Goudswaard & Van Vliet, 2010; Griffith, 1979, 2006; Rey & Janikas, 2005; Rey & Montouri, 1999; Schmitt & Starke, 2011); mientras que la literatura europea destaca la importancia del análisis de núcleos o clubes de convergencia (Bartkowska & Riedl, 2012; Baumont, Ertur & Le Gallo, 2006; Dall'èrba, 2005; Ertur & Koch, 2006; Fischer & LeSage, 2015; Le Gallo & Ertur, 2003; Monfort, Cuestas & Ordóñez, 2013).

En contraste, son pocos los estudios en América Latina que ofrecen evidencia empírica sobre la hipótesis de convergencia y que consideren al mismo tiempo los efectos espaciales del proceso (véanse Royuela & García, 2015 y Cravo, Becker & Gourlay, 2015 para los casos de Colombia y Brasil, respectivamente). En México es hasta la segunda mitad de los años noventa que se registran estudios sobre la hipótesis de convergencia con énfasis en el proceso de apertura comercial iniciado en 1994 y en menor medida un interés, el cual ha sido creciente, por estudiar la relación entre geografía y crecimiento económico (Cabral & Varella 2012; Gómez-Zaldívar & Ventosa-Santauràlia, 2012; Ito, 2010). En general los resultados a favor del proceso de convergencia han sido contradictorios, pero varios estudios coinciden en la no convergencia en los

niveles de bienestar y en la ampliación de las desigualdades regionales (Ruíz, 2015; Vilalta y Perdomo, 2003).

Si bien se han elaborado estudios desde la perspectiva de los clubes de convergencia (Rodríguez Benavides, López Herrera & Mendoza González, 2016), no se considera explícitamente la dimensión espacial del proceso y estos continúan careciendo de dos aspectos importantes: a) se ignoran las interacciones entre regiones, así como *spillovers* regionales que fortalecen la dependencia espacial, y b) no toman en cuenta los regímenes espaciales en el crecimiento económico; es decir, la heterogeneidad espacial. Estas observaciones requieren ser incorporadas al análisis de convergencia y de los procesos de crecimiento económico regional, pues se ha reconocido que la aglomeración y la localización de la inversión extranjera directa (IED) son importantes impulsores del crecimiento regional (Jordaan & Rodríguez-Oreggia, 2012).

Un trabajo pionero en esta dirección fue de Asuad y Quintana (2010) en donde se comprueba la hipótesis de convergencia, en el periodo 1970-2008, y la presencia de efectos espaciales entre las entidades federativas. No obstante, los autores reconocen y advierten del carácter exploratorio de su estudio y sobre el número limitado de observaciones, por lo que sugieren estimaciones de datos panel y/o en el nivel municipal para mejorar las estimaciones. En este sentido, el trabajo de Calderón y Tykhonenko (2007) ponen énfasis en la heterogeneidad espacial estimando la convergencia en el nivel estatal y mostrando que las velocidades de convergencia entre los estados difieren. Sin embargo, debido a la carencia de información los estudios a escala intra-nacional son escasos. Estudios como los de Valdivia (2007, 2008) son una muestra del interés por explorar los patrones espaciales a escala municipal.

De manera reciente lo estudios de Baylis, Garduño-Rivera y Piras (2012), Jordaan y Rodríguez-Oreggia (2012) y Díaz Dapena, Fernández Vázquez, Garduño Rivera y Rubiera Morollón (2017) representan un esfuerzo importante por analizar el proceso de convergencia entre regiones. Estos coinciden en que: a) el impacto de la liberalización de la economía ha sido heterogéneo en el norte, pero más homogéneo en otras regiones del país; b) que se ha registrado una descentralización de la actividad económica de la Ciudad de México hacia el norte del país, y c) el comercio internacional propicia la convergencia a escala internacional, pero en el nivel regional produce mayores divergencias.

No obstante, persisten en todos estos estudios un enfoque de clubes de convergencia y/o la búsqueda de las diferencias regionales en dichos procesos, por lo cual continúa siendo relevante indagar sobre las dinámicas de crecimiento y convergencia económica teniendo como unidad de análisis al municipio. Por ello el objetivo es comprobar la hipótesis de convergencia y evaluar si las economías geográficamente cercanas afectan este proceso, inclusive ante la presencia de condiciones iniciales diferenciadas y bajo la presencia de fenómenos espaciales. Lo anterior implica el análisis de la dependencia y la heterogeneidad espacial a escala municipal, para lo cual se toma como periodo de estudio el de 1999 a 2014; la selección de este periodo resulta una contribución importante por dos razones. En primer lugar, los trabajos de publicación reciente, si bien abarcan un periodo más amplio, concluyen su análisis en el año 2010 (Díaz Dapena

et al., 2017). En segundo lugar estos dejan de lado los efectos espaciales y continúan el análisis por entidad federativa (Luna & Colín, 2017).

En este sentido ubicamos a nuestro estudio como un análisis de convergencia “post TLCAN”, que analiza la manifestación de los procesos espaciales, más que el efecto neto de un proceso ya documentado (Baylis, Garduño-Rivera & Piras, 2012; Díaz Dapena et al., 2017; Jordaan y Rodríguez-Oreggia, 2012, entre otros). Es por ello que para comprobar la hipótesis de convergencia a partir de las premisas previamente establecidas el artículo se estructura en cinco apartados, además de la presente introducción. El primer apartado expone brevemente el modelo neoclásico de crecimiento, haciendo énfasis en las implicaciones en el nivel territorial. Lo anterior sirve de base para la segunda sección donde se argumenta la necesidad de incluir la perspectiva territorial al análisis del crecimiento y convergencia. El tercer apartado resume los criterios de construcción de la base de datos municipal y la evidencia empírica a favor del proceso de convergencia- $\beta$  y convergencia condicional que se presentan en el cuarto apartado. Finalmente, en el quinto se presentan comentarios generales.

#### ■ *Notas teóricas sobre crecimiento y convergencia económica*

En los años recientes se ha desarrollado un debate sobre las condiciones iniciales y las fuentes del crecimiento económico de largo plazo de la economía mundial, de los países y de las regiones. El debate surgió de los planteamientos teóricos de los modelos de crecimiento exógeno y endógeno, que han derivado en la discusión empírica sobre la existencia o no de convergencia. En general, la hipótesis de convergencia es utilizada para explicar la tendencia de las brechas en el ingreso por habitante entre las naciones (Barro, 1991; Barro & Sala-i-Martin, 2004) y, en otros casos, para entender el diferencial productivo y el mecanismo de transmisión tecnológica entre países, industrias y empresas.

La hipótesis central de convergencia económica se basa en el *catch up* o efecto de alcance: una economía que produce con tecnología de punta para el año  $t$ , crecerá relativamente poco en el año  $t+1$  al sustituir su *stock* de capital. En cambio una economía, que en el año  $t$  contaba con tecnología del año  $t-1$ , para el periodo  $t+1$  puede tener una velocidad de crecimiento mayor si actualiza el uso de su tecnología (Abramovitz, 1986). El efecto alcance puede darse a través de la imitación tecnológica y externalización de actividades productivas del centro a la periferia (Feenstra & Hanson, 1995).

De acuerdo con el modelo neoclásico de crecimiento, dos casos particulares se distinguen en la literatura sobre el tema. Primero, si todas las economías son estructuralmente idénticas y tienen acceso a la misma tecnología, entonces estas se caracterizan por el mismo estado estacionario y difieren solo por sus condiciones iniciales. A este proceso se le conoce como convergencia absoluta o convergencia- $\beta$ . Segundo, cuando las economías difieren en su estructura y por tanto ya no comparten un mismo estado estacionario, el proceso de convergencia es condicional. Bajo este escenario, existen distintas funciones de producción bajo diferentes sendas de crecimiento y con distintos puntos de partida. Estos elementos, surgen principalmente de diferencias en acervos

iniciales de capital humano y en las directrices de la política pública (Barro & Sala-i-Martin, 2004).

La base formal de los estudios y análisis de convergencia redundan en el modelo de crecimiento económico de Solow (1956); partiendo de sus planteamientos las posteriores contribuciones, como las de Barro y Sala-i-Martin (2004), derivan y comprueban la hipótesis de convergencia absoluta. Esta hipótesis postula que las economías con un menor valor inicial de la tasa de crecimiento de la relación capital-trabajo ( $\dot{r}$ ), registran mayores tasas de crecimiento del ingreso per cápita, y por ende tienden a “nivelarse” a aquellas economías con valores de  $\dot{r}$  mayores (Barro & Sala-i-Martin, 2004, p. 45). La representación matemática de lo anterior se expresa como:

$$(1) \quad \dot{r} \approx \dot{y} = \frac{\ln y_{t+1} - \ln y_t}{T} = \alpha - \beta(\ln y_t) + \mu$$

donde  $\dot{y}$  se mide a través de la tasa de crecimiento anualizada de los niveles de desarrollo económico ( $y$ ) considerando un tiempo inicial ( $t$ ) y un tiempo final ( $t + 1$ ). Siguiendo el modelo estándar de Solow (1956), en el cual el progreso tecnológico es exógeno,  $\alpha$  es la tasa de crecimiento en estado estacionario; mientras que  $\beta$  es la tasa a la cual  $y_t$  se aproxima a  $y^*$ ; es decir, la tasa de convergencia. El parámetro  $\mu$  se refiere a las perturbaciones rezagadas en los años transcurridos del periodo analizado ( $T$ ), especificado como  $\mu \sim N(0, \sigma^2 I)$ . Así, una economía crece más rápido conforme se aleja de su valor de estado estacionario. De ahí que la velocidad de convergencia se calcule de acuerdo con la expresión  $-\log(1 + T\beta)/T$ ; mientras que la media vida o *half life*, entendida como el lapso de tiempo necesario para que las disparidades actuales se reduzcan a la mitad, es igual a  $-\log(2)/\log(1 + \beta)$ .

Como se mencionó, la otra arista del fenómeno de convergencia es la convergencia condicional. Ésta se define como la expectativa de que el efecto de alcance por parte de las economías más atrasadas se dé, inclusive, ante la presencia de variables de control. Lo anterior es posible al suponer la existencia de distintas condiciones de inicio entre las economías analizadas (Barro & Sala-i-Martin, 2004). De acuerdo con Durlauf, Johnson y Temple (2005), quienes hacen una extensa revisión de la metodología empírica de los modelos de convergencia en los últimas décadas, el modelo base del que se parte para el análisis de la convergencia condicional está definido como:

$$(2) \quad \dot{r} \approx \dot{y} = \frac{\ln y_{t+1} - \ln y_t}{T} = \alpha - \beta(\ln y_t) + \varphi X_{it} + \pi Z_{it} + \mu$$

donde los componentes extras del lado derecho de la ecuación corresponden a las condiciones impuestas al proceso de convergencia (Durlauf, Johnson & Temple, 2005). Por un lado se tiene el componente  $\varphi X_{it}$ , propuesto por Solow (1956), el cual representa la capacidad productiva de una determinada economía o la eficiencia en el uso de los factores de producción; es decir, la productividad total de los factores o PTF (Bloom, Canning & Sevilla, 2002).<sup>3</sup> Por otro lado el término  $\pi Z_{it}$  concentra todas aquellas con-

<sup>3</sup> El componente  $\varphi X_{it}$  está fijo en el periodo  $t$ , ya que debe incluir los efectos temporales de la acumulación de capital físico y humano (Mankiw, Romer & Weil, 1992; Durlauf, Johnson & Temple, 2005). Así la tasa de

diciones que afectan el proceso de convergencia y que no se consideran en el modelo de Solow; por ello su selección varía constantemente entre los distintos estudios de convergencia (Durlauf, Johnson & Temple, 2005). Finalmente el comportamiento de los errores  $\mu$  se define en el siguiente apartado con base en las especificidades de los modelos espaciales señaladas por Anselin (1988) y atendiendo a la información de proximidad y distancia sugerida por (Durlauf, Johnson & Temple, 2005) para cada una de las observaciones.<sup>4</sup>

### ■ *El enfoque de la econometría espacial*

A través del tiempo han surgido críticas importantes a la teoría neoclásica de crecimiento y al proceso mismo de convergencia económica, así como a la formalización y estimación de los modelos de convergencia (Durlauf, 2003; Islam, 2003). Por su parte, Quah (1993) argumenta que el método econométrico estándar no permite dilucidar correctamente el fenómeno y las interacciones del producto per cápita en el tiempo y/o los datos regionales exhiben patrones complejos que son difíciles de representar y explicar a través de estimaciones convencionales (Anselin & Bera, 1998; Getis, 2007).

En la contribución a este debate la ciencia regional, a través de la disciplina de la econometría espacial, sugiere la incorporación de la dependencia y la heterogeneidad espacial en la estimación de los modelos de convergencia, de tal manera que el crecimiento depende de los factores de un lugar en particular, así como de todas aquellas áreas geográficas colindantes y no tan colindantes con las que pueda existir un vínculo, además de que el proceso no es homogéneo en el territorio (Abreu, De Groot & Florax, 2005; Ertur & Le Gallo, 2009; Rey & Montouri, 1999). Con ello se logran mejores prácticas estadísticas que evitan problemas de especificación y conclusiones erróneas (Anselin & Bera, 1998; Getis, 2007; Griffith, 2000). Esta recomendación, no es una simple cuestión metodológica, ya que teóricamente implica un análisis horizontal (Fingleton & López-Bazo, 2006) y la consideración de que el proceso de convergencia mismo no sea estable en el territorio (Anselin, 1988).

Para ello la econometría espacial considera dos modelos. El primer modelo introduce un rezago espacial (LAG, por sus siglas en inglés), por lo cual la tasa de crecimiento de una región también depende de la tasa de crecimiento ( $\rho W y$ ) y/o del nivel de ingresos de las regiones vecinas ( $\beta y_i$ ) (véase ecuación 3). El segundo es un modelo espacial de error (ERR, por sus siglas en inglés), donde existen errores sistemáticos de medición debido a la correlación espacial de las variables, además de que se introduce también un rezago espacial en el término de error ( $\lambda W y_i$ ); éste se expresa algebraicamente en las ecuaciones 4a y 4b.

---

crecimiento condicional que se observa surge gracias a las condiciones iniciales del proceso productivo, las cuales se captan a través de  $\varphi X_i$ .

<sup>4</sup> Con ello se busca omitir el problema de intercambiabilidad o *exchangeability*; por ello, para cada observación ( $\epsilon_i = a_i, \dots, \epsilon_N | F_1, \dots, F_N$ ) existe un conjunto de información  $F_i$  que incluye cierto conocimiento geográfico.

$$(3) \quad \dot{y} = \frac{\ln y_{t+1} - \ln y_t}{T} = \alpha + \rho W \dot{y} - \beta(\ln y_t) + \mu$$

$$(4a) \quad \dot{y} = \frac{\ln y_{t+1} - \ln y_t}{T} = \alpha - \beta(\ln y_t) + \mu$$

$$(4b) \quad \mu = \lambda W_{y_t} + \varepsilon$$

donde  $\dot{y}$  es la tasa de crecimiento anualizada del desarrollo económico, la cual está en función del estado estacionario ( $\alpha$ ) y de la situación inicial de las economías estudiadas ( $\ln y_t$ ) en un período de  $T$  años. Al introducir el LAG, el parámetro *rho* ( $\rho$ ) captura la magnitud de la autocorrelación espacial entre varias observaciones, mientras que *lambda* ( $\lambda$ ) representa el impacto de los errores que toman lugar en áreas vecinas. La matriz  $W$  es un arreglo espacial de pesos, la cual se define a través de criterios de contigüidad geográfica o distancias; y  $\mu$  es el término de error. Así, en el modelo LAG (ecuación 3) las variaciones de la variable dependiente ( $\dot{y}$ ) son una función de la combinación lineal de las contigüidades regionales capturadas por la matriz  $W$  y las variables explicativas ( $\ln y_t$ ). En el caso de ERR (ecuaciones 4a y 4b) las variaciones de  $\dot{y}$  se estiman en función de las contigüidades geográficas de los errores de las regiones adyacentes en donde  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ .

#### ■ *Los datos espaciales para el análisis de la convergencia*

Todo análisis en el nivel regional tiene como limitante principal la disponibilidad de información desagregada a una escala geográfica local; de ahí que los estudios de convergencia en México se elaboren, regularmente, en el nivel de entidad federativa y de manera reciente en el nivel municipal (Baylis, Garduño-Rivera, R. & Piras, 2012; Calderón & Tykhonenko, 2007; Carrion-i-Silvestre & German-Soto, 2007; Cermeño, 2001; Díaz-Bautista & Sáenz, 2002; Díaz Dapena et al., 2017; Esquivel, 1999; Fuentes & Mendoza, 2003; Jordaan & Rodríguez-Oreggia, 2012; Juan-Ramón & Rivera-Batiz, 1996; Rodríguez-Oreggia, 2005; Ruíz, 2010).

Los estudios mencionados tienen la ventaja de contar con información del Producto Interno Bruto Estatal (PIBE) que permite estudios de convergencia considerando periodos amplios de tiempo. Sin embargo, para estudios de convergencia en el nivel municipal no se cuenta con estimaciones del Producto Interno Bruto (PIB) en ese nivel. Los estudios a esta escala geográfica, como por ejemplo en Valdivia (2008) y Díaz Dapena et al. (2017), utilizan información de los Censos Económicos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para construir una aproximación a la actividad económica municipal. Pese a que esta fuente excluye información de la actividad económica informal, en cambio sí proporciona datos de las unidades económicas más dinámicas de la actividad productiva (Aguayo & Salas, 2002). Es por ello que para comprobar la hipótesis de convergencia municipal se tomó el valor agregado censal bruto como *proxi* del producto municipal y se estimó su tasa de crecimiento per cápita para construir un

indicador del desarrollo económico.<sup>5</sup> Así, los criterios y etapas en la construcción de la información se resumen en:

1. Fuentes de información y periodo de estudio: Las fuentes de información son los censos económicos (1999, 2004, 2009 y 2014) y los censos de población (2000, 2005, 2010 y 2015) del INEGI (2015a, 2015b, 2017a y 2017b); de ahí que el periodo de análisis sea de 1999 a 2014 y los tres quinquenios en los cuales se descompone éste. Así, la selección de este periodo está condicionada no solo por la disponibilidad, desagregación y temporalidad de la información, sino también por la intención de trabajar dentro del marco de una misma metodología de clasificación de actividades económicas, de acuerdo con el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN).
2. Definición de la estructura espacial: Una situación muy común que resulta del manejo de bases de datos regionales es la presencia de autocorrelación espacial. Por ello es necesario una precisa identificación de la estructura de transmisión de los efectos espaciales, modelando estas interdependencias de los territorios a través de una matriz de pesos (Abreu, De Groot & Florax, 2005; Anselin, 2004). Sin embargo, no existen criterios formales establecidos para la elección de la matriz de pesos; algunas características de la forma geométrica de las regiones permite descartar el uso de la distancia, como en el caso de México, donde los tamaños de los municipios son muy heterogéneos. Por otro lado, si se adopta un criterio de contigüidad, a través de la creación de una matriz binaria de pesos, existen dos opciones: a) un criterio de contigüidad basado en las posibles combinaciones que se establecen en un tablero de ajedrez (i.e. *queen*, *rook*) y en donde la forma de la región y las fronteras que comparta con otros determina la estructura espacial, y b) la determinación a priori del número de vecinos sin importar el tamaño de su territorio (i.e. *k-nearest neighbor*). No obstante, el criterio de elección de la matriz de pesos se basa, como lo sugiere Anselin (2004) y Abreu, De Groot y Florax (2005), en aquella estructura espacial que optimiza el valor del estadístico de autocorrelación.
3. Pertinencia del análisis de convergencia condicional: Es importante que en el caso de economías emergentes, se hagan adecuaciones pertinentes de los factores geográficos y sociopolíticos que condicionan el proceso de convergencia (Durlauf, Johnson & Temple, 2005). De acuerdo con lo anterior y al modelo condicional expresado en la ecuación 2, para la construcción de  $X_i$  se siguen dos etapas de estimación en el periodo  $t$ : a) la tasa de capital fijo sobre la producción total y la tasa de trabajadores en el sector profesional sobre el total del personal ocupado, y b) se estiman funciones de producción con el fin de obtener los retornos a cada factor y construir un indicador de la frontera de posibilidades de producción (FPP) inicial. En cambio,  $Z_i$  será una matriz de variables que permitan establecer condiciones

<sup>5</sup> Al respecto, la econometría del crecimiento señala que en la medición de los niveles de desarrollo económico el uso de una tasa de crecimiento per cápita o por trabajador suele ser indistinta, ya que la participación de los trabajadores es estable en el corto plazo (Durlauf, Johnson & Temple, 2005).



que atañen más al campo del desarrollo económico, como por ejemplo salud, alfabetización, participación de las actividades primarias, etcétera (Tabla 1). Con ello se pretende observar las diferencias en el uso de los indicadores sugeridos por la bibliografía neoclásica del crecimiento (Barro & Sala-i-Martin, 2004) y de otras variables que se ajusten más a la realidad de nuestro país, donde el capital físico se limita a ciertos enclaves productivos, la mano de obra abunda y los servicios profesionales tienen un patrón de aglomeración (Moreno-Brid & Ros, 2009).

Tabla 1  
Descripción de las variables para el estudio de la convergencia

Variable	Descripción	agpea00	PEA en Agricultura 2000		
$\alpha + \beta(\ln y_t)$	vacb14	Valor Agregado Censal Bruto 2014	agpea15	PEA en Agricultura 2015	
	vacb09	Valor Agregado Censal Bruto 2009	salud15	Población con Seguridad Social 2015	
	vacb04	Valor Agregado Censal Bruto 2004	salud10	Población con Seguridad Social 2010	
	vacb99	Valor Agregado Censal Bruto 1999	salud05	Población con Seguridad Social 2005	
	tpop15	Población Total 2015	salud00	Población con Seguridad Social 2000	
	tpop10	Población Total 2010	alfa15	Alfabetas mayores a 15 años 2015	
	tpop05	Población Total 2005	alfa10	Alfabetas mayores a 15 años 2010	
	tpop00	Población Total 2000	alfa05	Alfabetas mayores a 15 años 2005	
	$\varphi X_t$	pbt99	Producción Bruta Total 1999	alfa00	Alfabetas mayores a 15 años 2000
		pbt14	Producción Bruta Total 2014		
po14		Personal Ocupado 2014			
po99		Personal Ocupado 1999			
fbcf14		Formación Bruta de Capital Fijo 2014			
fbcf99		Formación Bruta de Capital Fijo 1999			
prof14		PO en servicios profesionales 2014			
prof99		PO en servicios profesionales 1999			

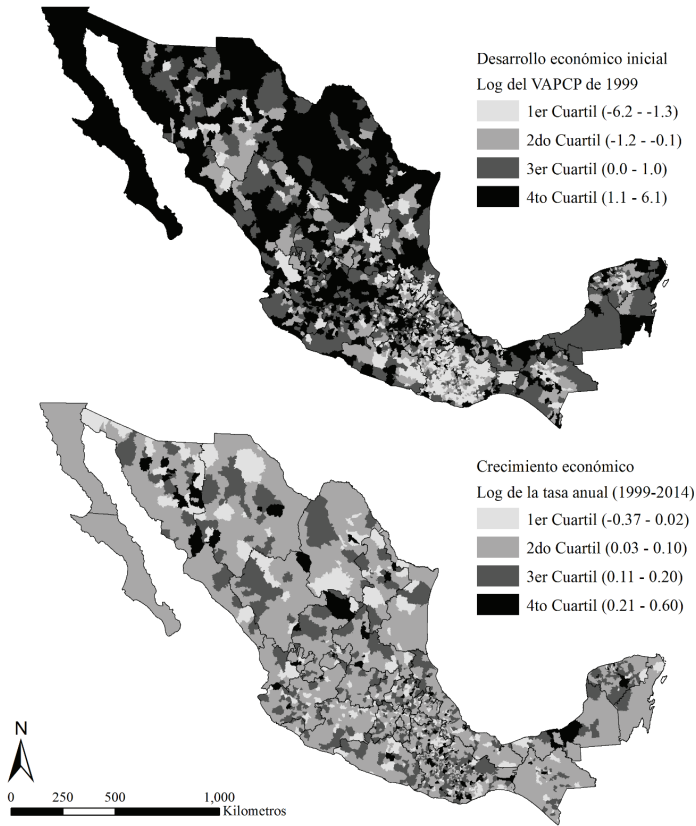
Nota: Las variables están en términos absolutos y logarítmicos para vacb y tpop. Para ajustarse a los modelos de convergencia condicional agpea, salud y alfa son porcentajes respecto de la población para los años referidos; mientras que fbcf y prof son porcentajes respecto de pbt y po, respectivamente.

Fuente: Censos Económicos, Censos y Censos de Población y Vivienda del Inegi (2015a, 2015b, 2017a y 2017b).

■ *La evidencia empírica a favor de la convergencia*

Contrastando la distribución espacial de los niveles de desarrollo económico en 1999 ( $LNVAPCP_{t-1}$ ) y la tasa de crecimiento en el periodo 1999-2014 ( $y$ ) (Figura 1), se observa una tendencia a la concentración del desarrollo económico, mientras que el crecimiento no tiene un patrón preciso de distribución. La clasificación por cuantiles muestra que los valores altos del desarrollo económico en 1999 se concentraron en el norte del país; en municipios a lo largo de la Frontera Norte de México, en zonas costeras del Noroeste y Noreste, así como en municipios del Cetro-Norte y Centro-Occidente; de forma dispersa encontramos valores altos en el Golfo y en municipios de las costas

Figura 1  
 Niveles de desarrollo y crecimiento económico entre los municipios de México  
 (1999-2014)  
 Valor agregado per cápita (VAPCP)



Fuente: Elaboración propia con base en datos de Censos Económicos, Censos y Censos de Población y Vivienda del Inegi (2015a, 2015b, 2017a y 2017b); datos georeferenciados con el software ARcMap v.10.2.2 del Enviroystem Research Institute (ESRI).

orientales de la península de Yucatán. Por otro lado, el crecimiento económico siguió un patrón más disperso, y observándose que las economías de alto crecimiento están comúnmente fuera de las áreas que concentraron altos niveles de desarrollo económico al inicio del periodo de estudio.

Esta apreciación, conocida en la literatura como el fenómeno de autocorrelación espacial, fue sometida a verificación estadística concluyéndose que, efectivamente, el desarrollo económico al inicio del periodo ( $LNVAPCP_{t-1}$ ) tiene una tendencia a la con-

centración y ésta disminuyó en el tiempo; un estudio sobre las dinámicas espaciales de crecimiento en México confirma esta tendencia (Rodríguez-Gómez & Cabrera-Pereyra, 2017). Mientras que, por otro lado, el crecimiento económico ( $y$ ) tiene un patrón aleatorio, no obstante en el último quinquenio (2009-2014) la dependencia espacial aumentó ligeramente (Tabla 2).<sup>6</sup> El resto de las variables en el modelo de convergencia condicional muestran, también, una fuerte tendencia hacia la concentración (dependencia) espacial, con excepción de la inversión privada ( $INV_{t-1}$ ) que resultó ser no significativa.

Tabla 2  
Autocorrelación espacial (I de Moran) de los factores explicativos de convergencia  
Variable dependiente ( $y$ ) y matriz binaria de contigüidad en primer orden

Variable	1999	2004	2009	2014 <sup>1/</sup>
Crecimiento (log) ( $y$ )	0.0618***	0.0555***	0.0406***	0.0572***
$LNVA PCP_{t-1}$	0.4332***	0.4198***	0.3915***	0.3826***
$LNFP P_{t-1}$	0.4654***	0.4953***	0.4991***	0.4824***
$LNIN V_{t-1}$	-0.0006	0.0103	-0.0003	0.0028
$LNPROFEMP_{t-1}$	0.1049***	0.1476***	0.0777***	0.1919***
$LNPERSONALUD_{t-1}$	0.5597***	0.6150***	0.4188***	0.2296***
$LNPERALFA_{t-1}$	0.5570***	0.5627***	0.5022***	0.4432***
$LNAGRI_{t-1}$	0.5919***	0.5721***	0.5199***	0.5176***
$LNCEPC_{t-1}$	0.5883***	0.5899***	0.6529***	
$LNSOCPC_{t-1}$	0.6371***	0.6867***	0.6651***	

1/ Considera el crecimiento del periodo de 1999 a 2014, para el resto de los casos se refiere al crecimiento quinquenal.

2/ La serie de datos de inversión pública ejercida desglosada por rubro y municipio no está disponible para años posteriores a 2010.

Nota: El símbolo \*\*\* denota un nivel de significancia estadística de 99%, \*\* del 95% y \* del 90%, en caso contrario no significativo.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Censos Económicos, Censos y Censos de Población y Vivienda del Inegi (2015a, 2015b, 2017a y 2017b). Estimaciones realizadas en OpenGeoDa (versión 1.2.0).

Con el tiempo, la mayoría de las variables registraron una disminución de la autocorrelación espacial, con excepción de la FPP ( $LNFP P_{t-1}$ ) y el personal ocupado en servicios profesionales ( $LNPROFEMP_{t-1}$ ). Es por ello que a la luz de la hipótesis de convergencia y en función de este comportamiento errático del crecimiento económico

<sup>6</sup> El estadístico de la I de Moran es una medida del grado de dependencia entre regiones, donde la variable en estudio está correlacionada con su valor rezagado en el espacio. Los valores están en el rango de -1 a +1, indicando autocorrelación negativa (regiones vecinas con valores disímiles) o positiva (regiones vecinas con valores similares), mientras que un valor de cero indica que no existe autocorrelación; es decir, no hay tendencia a la concentración de la variable, o bien, su distribución espacial es aleatoria (independencia espacial). Para una descripción amplia de la aplicación de este indicador consúltese Rodríguez-Gómez y Cabrera-Pereyra (2017).

y sus componentes entre los municipios de México se espera comprobar, entonces, altos valores de correlación espacial para la variable explicativa ( $LNVAPCP_{t-1}$ ) y menores para la variable dependiente ( $\dot{y}$ ) (Florax & Nijkamp, 2003).

### *Convergencia absoluta*

En el caso de un modelo de convergencia- $\beta$ , donde la tasa de crecimiento económico ( $\dot{y}$ ) se calculó con base en el valor agregado per cápita ( $LNVAPCP$ ), los resultados de la estimación se resumen en la Tabla 3. La evidencia indica que entre los municipios mexicanos ha existido un proceso de convergencia absoluta ( $\beta$ ) en el periodo de 1999 a 2014, ya sea que se considere el periodo de 15 años o alguno de sus tres quinquenios. Las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) arrojan un coeficiente negativo y estadísticamente significativo para el nivel de desarrollo económico inicial ( $LNVAPCP_{t-1}$ ).<sup>7</sup> Lo anterior indica que, efectivamente, los municipios con niveles de desarrollo económico bajos han crecido más de prisa que aquellos con niveles altos de desarrollo económico, con un coeficiente de -0.0187, lo cual implicó una tasa de convergencia de 1.8% en el periodo de referencia; de hecho el quinquenio de 2009 a 2014 presentó un coeficiente más alto en comparación con los quinquenios previos (Tabla 3).

Sin embargo, el análisis exploratorio de los niveles de autocorrelación espacial sugiere el uso de técnicas de econometría espacial en la estimación de los parámetros, para capturar la magnitud y significancia de los efectos espaciales en el proceso de convergencia. Así, para detectar la apropiada forma de la dependencia espacial, a través de modelos LAG o modelos ERR, se emplea la regla de decisión propuesta por Anselin y Florax (1995) de comparar los Multiplicadores de Lagrange (LM, por sus siglas en inglés). De acuerdo con ello, los valores de las pruebas para modelos ERR son más altos y son, además, estadísticamente más significativos que los valores para los modelos LAG, siendo el primer modelo el que mejor captura la dependencia espacial en todos los casos (Tabla 3). Además, las medidas de ajuste de Akaike y Schwarz permiten concluir que ERR es mejor en la estimación de los parámetros;<sup>8</sup> por consiguiente se concluye que el mecanismo por el cual el crecimiento se propagó fue a través de la autocorrelación de los errores entre los municipios vecinos.

Así, a través de estimaciones de máxima verosimilitud y de un modelo ERR se encontró evidencia suficiente para confirmar la hipótesis de convergencia absoluta en el periodo de 1999 a 2014; es decir, la estimación del coeficiente  $\beta$  es de signo negativo y estadísticamente significativo. En otras palabras, los municipios con menor nivel de desarrollo económico en el momento  $t - 1$  crecieron a una tasa de 1.8% anual en el periodo 1999-2014 para alcanzar a los municipios más desarrollados. Además se registró una positiva y significativa correlación espacial entre los residuos de la estimación, el

<sup>7</sup> Aun cuando la medida de ajuste ( $R^2$ ) es baja, esto es congruente con lo que otras estimaciones han encontrado al comprobar la hipótesis de convergencia  $\beta$  (Abreu, De Groot & Florax, 2005); lo anterior sugiere que, la realidad es más compleja y responde a un conjunto de factores condicionales mucho más amplio.

<sup>8</sup> Los criterios de información de Akaike y Schwarz permiten comparar modelos en función de su ajuste y de su complejidad (*número de parámetros estimados*). Ambas medidas tienen su interpretación solo al ser comparadas con los valores arrojados por otros modelos de estimación; de tal manera que valores pequeños, en ambos criterios, significa un mejor ajuste del modelo.

Tabla 3  
Comprobación de la hipótesis de convergencia  $\beta$  en los municipios mexicanos (1999-2014)  
Variable dependiente ( $y$ ) y matriz binaria de contigüidad en primer orden

	1999 - 2004		2004 - 2009		2009 - 2014		1999 - 2014	
	MCO	ERR	MCO	ERR	MCO	ERR	MCO	ERR
Parámetros estimados								
Intercepto ( $\alpha$ )	0.0638***	0.0632***	0.0348***	0.0352***	0.1183**	0.1203***	0.0851***	0.0846***
$LNA/PCP_{-i}$ ( $\beta$ )	-0.0118***	-0.0137***	-0.0181***	-0.0195***	-0.0438***	-0.0469***	-0.0177***	-0.0187***
$LAMBDA$ ( $\lambda$ )		0.2085***		0.1702**		0.1514**		0.1448***
Medidas de ajuste								
R-sq	0.05	0.07	0.11	0.13	0.16	0.17	0.18	0.20
Log-Likelihood	2,524.32	2,545.31	2,397.80	2,411.66	823.99	835.21	3,263.28	3,273.31
Akaike	-5,044.64	-5,086.63	-4,791.60	-4,819.31	-1,644.00	-1,666.43	-6,522.55	-6,542.64
Schwarz	-5,033.00	-5,074.99	-4,779.96	-4,807.67	-1,632.35	-1,654.79	-6,510.91	-6,531.00
Pruebas de dependencia espacial								
Moran's I	6.5755***		5.3515***		4.8835***		4.5819***	
LM (lag)	22.3234***		10.2255***		1.1403		0.9138	
Robust LM (lag)	50.8755***		35.2308***		79.5970***		55.4871***	
LM (error)	42.4699***		28.0415***		23.3237***		20.4915***	
Robust LM (error)	71.0220***		53.0468***		101.7804***		75.0648***	

Nota: Para la estimación de los parámetros de los modelos espaciales se utilizó el método de máxima verosimilitud con una matriz *queen* de contigüidad geográfica. El símbolo \*\*\* denota un nivel de significancia estadística de 99%, \*\* del 95% y \* del 90%, en caso contrario el parámetro es no significativo.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Censos Económicos, Censos y Censos de Población y Vivienda del Inegi (2015a, 2015b, 2017a y 2017b). Estimaciones realizadas en OpenGeoDa (versión 1.2.0).

componente  $\hat{\lambda} = 0.1448$  indica que el error del modelo es espacialmente dependiente del error en la estimación del crecimiento de los municipios vecinos (Tabla 3); por tanto éste no solo depende de los valores iniciales de desarrollo económico de un municipio y del término estocástico de error, tal y como lo sugiere la hipótesis de convergencia en su enfoque tradicional. Pese a que tenemos evidencia suficiente de que se ha registrado un proceso de convergencia absoluta ( $\beta$ ) en los tres quinquenios, siendo mayor la tasa de convergencia de 2009 a 2014 con un valor de 4.7% anual, con el tiempo se registró también una disminución de la importancia de los efectos espaciales en el término de error, guardando este último una mayor dependencia con los niveles iniciales de desarrollo económico (Tabla 3).

### *Convergencia condicional*

Para comprobar la existencia de un efecto de alcance por parte de las economías más atrasadas que, pese a condiciones iniciales distintas, apunten hacia un proceso de convergencia, se realiza un análisis de convergencia condicional. Sin embargo, debido a las críticas hechas a la hipótesis de convergencia y a la existencia de profundas disparidades regionales en países como México, en la literatura económica se sugiere el uso de mejores y más robustos indicadores para estimar la convergencia condicional (Cuervo, 2004; Quah, 1993). Es por ello que en este estudio se ponen a prueba dos modelos.

En el primero de ellos, las condiciones iniciales que se controlan, siguiendo a Barro y Sala-i-Martin (2004), son el capital humano (educación y salud), la razón inversión entre producción, y la razón inversión pública entre producción que se señalan en el modelo 1 (Tabla 4). Además siguiendo a Durlauf, Johnson y Temple (2005), es necesario introducir variables de control con el fin de separar las condiciones productivas de las condiciones de desarrollo y de las características locales; siendo necesario construir un indicador que permita definir la capacidad productiva de cada municipio, quedando definido así el modelo 2 (Tabla 4). Como medida de control se realizaron estimaciones con MCO y se verificó, a través de las pruebas LM, que el modelo ERR capturara mejor las especificaciones espaciales.

Las estimaciones del modelo 1, contenidas en la Tabla 4, comprueba la hipótesis de convergencia condicional en los tres quinquenios y durante el periodo de estudio analizado de 1999 a 2014; el efecto *catch up* ( $LNVAPCP_{t-1}$ ) para el periodo fue de 2.9%, superior al del primer quinquenio (2.7%), pero menor al del segundo (3.1%) y tercer quinquenio (5.78%), debido a la persistencia de efectos cíclicos en periodos cortos (Tabla 4). Sin embargo, cabe señalar que en estos modelos la inversión ( $INV_{t-1}$ ) es estadísticamente significativa solo para el último quinquenio analizado.<sup>9</sup>

Otras variables de control como el porcentaje de empleados dentro del sector de servicios profesionales ( $PROFEMP_{t-1}$ ) y la tasa de alfabetización municipal ( $PERALFA_{t-1}$ ) que fueron utilizadas como *proxis* de la educación, procurando así cubrir no solo el

<sup>9</sup> La no significancia estadística del capital fijo no contradice los postulados neoclásicos de la teoría del crecimiento económico, pues al parecer esta depende del periodo de tiempo analizado. Para el corto plazo (periodo de 5 años) se comprobó que es el crecimiento mismo el que influye en la razón capital fijo/producto, pero en un periodo posterior (Blomström, Lipsey & Zejan, 1996).

Tabla 4  
Evidencia estadística para la convergencia condicional en los municipios mexicanos (1999-2014)  
Estimaciones para un modelo de error con rezago espacial (ERR)  
Variable dependiente ( $\hat{y}$ ) y matriz binaria de contigüidad en primer orden

Variables	Modelo 1				Modelo 2 <sup>a/</sup>			
	1999-2004	2004-2009	2009-2014	1999-2014	1999-2004	2004-2009	2009-2014	1999-2014
Intercepto ( $\alpha$ )	-0.0056	0.0210	-0.1588***	0.0464***	-0.0211*	0.0353*	-0.2445***	0.0463***
$LNI/APCP_{t-1}$ ( $\beta$ )	-0.0268***	-0.0314***	-0.0576***	-0.0285***	-0.0296***	-0.0355***	-0.0607***	-0.0286***
$LAMBDA$ ( $\lambda$ )	0.1811***	0.1483***	0.0999***	0.1112***	0.1841***	0.1445***	0.0930***	0.1092***
$AGR_{t-1}$ ( $\pi Z_4$ )	-0.2177***	-0.331***b/	-0.3864***	-0.1705***	-0.2771***	-0.308***b/	-0.3809***	-0.2114***
$PERSALUD_{t-1}$ ( $\pi Z_2$ )	0.0269**	0.0406***	0.0621***	0.0274***	0.0259***	0.0030*	0.0834***	0.0261**
$PERALFA_{t-1}$ ( $\pi Z_3$ )	0.1694***	0.0704*	0.4070***	0.1015***	0.2596***	-0.0007+	0.6903***	0.1362***
$PROFEMP_{t-1}$ ( $\pi Z_1$ )	0.6747***	0.4385***	0.5754**	0.3818***				
$FPP_{t-1}$ ( $\phi X_1$ )					0.0003***	0.0004***	0.0029***	0.0011***
$INV_{t-1}$ ( $\phi X_1$ )	-5.7E-07	0.00760	0.0134***	2.9E-07				
$EPC_{t-1}$ ( $\pi Z_4$ )					0.0094	0.0073	0.0062	0.0004
$SOCPC_{t-1}$ ( $\pi Z_5$ )					-0.0085	0.0072	0.0930***	0.0062***
Medidas de ajuste								
R-sq	0.149	0.1823	0.2104	0.253	0.158	0.2112	0.2079	0.2517
Log-Likelihood	2,653.03	2,496.79	895.49	3,365.15	2,662.44	2,541.75	891.85	3,363.04
Akaike	-5,290.06	-4,979.59	-1,776.98	-6,716.30	-5,308.88	-5,067.51	-1,767.70	-6,710.09
Schwarz	-5,243.50	-4,938.84	-1,736.24	-6,675.56	-5,262.32	-5,020.95	-1,721.14	-6,663.52

Variables	Modelo 1					Modelo 2 <sup>a/</sup>				
	1999-2004	2004-2009	2009-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2004	2004-2009	2009-2014	1999-2014	1999-2014
	Pruebas de dependencia espacial <sup>c/</sup>									
Moran's I	5.7882***	4.8088***	3.2760***	3.6635***	6.0396***	4.7375***	3.1236***	3.6438***	3.1236***	3.6438***
LM (lag)	18.8390***	10.5372***	0.2790	2.5759	19.5896***	8.4512***	0.3957	2.9839 *	0.3957	2.9839 *
Robust LM (lag)	9.9009***	10.6752***	32.6300***	11.9140***	12.3728***	11.8039***	27.0059***	9.5978***	27.0059***	9.5978***
LM (error)	32.2225***	22.0680***	10.1171***	12.6634***	34.6576***	21.0425***	8.9206***	12.2518***	8.9206***	12.2518***
Robust LM (error)	23.2843***	22.2060***	42.4682***	22.0016***	27.4409***	24.3952***	35.5308***	21.8496***	24.3952***	21.8496***

Nota: Estimaciones a través de método de máxima verosimilitud, con una matriz "queen" de contigüidad geográfica. El símbolo \*\*\* denota un nivel de significancia de 99%, \*\* del 95% y \* del 90%, en caso contrario el parámetro es no significativo.

a/ La transformación logarítmica realizada para el modelo 2 de las variables de control correspondientes a salud, alfabetización, agricultura, inversión económica y social arrojó los resultados más robustos, y por ello es el resultado reportado en la tabla.

b/ Dado que solo se contaba con información del peso del sector agropecuario en el empleo municipal ( $AGRI_{i,t}$ ) para los años 2000 y 2010, se estimó el valor esperado en 2005 y 2015 con base en las observaciones existentes.

c/ Para ambas etapas, se presentan los Multiplicadores de Lagrange de la dependencia espacial corresponden a las estimaciones con MCO para cada modelo.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Censos Económicos, Censos y Censos de Población y Vivienda del Inegi (2015a, 2015b, 2017a y 2017b). Estimaciones realizadas en OpenGeoDa (versión 1.2.0).



acceso educativo sino también la incidencia de la educación en la actividad productiva, resultaron significativas a 99%, salvo el caso de  $PERALFA_{t-1}$  en 2004-2009 que resultó significativa solo a 90%. Los valores del coeficiente de  $PROFEMP_{t-1}$  son bastante altos pero cíclicos en el tiempo, lo que indica la gran disparidad y aglomeración de los servicios profesionales en áreas específicas. El acceso a servicios de salud ( $PERSALUD_{t-1}$ ) es también estadísticamente significativo a 95%, al igual que el porcentaje de población empleada en actividades agrícolas ( $AGRI_{t-1}$ ) pero guardando una relación negativa con el crecimiento económico. El componente espacial  $\lambda$  es positivo y significativo para los tres quinquenios y en el periodo de estudio, reafirmando con ello que el crecimiento se propaga en el espacio geográfico; dicha propagación fue más fuerte en el primer quinquenio y perdió importancia con el paso del tiempo.

En el modelo 2 las condicionantes del crecimiento se modifican. Dada la falta de evidencia estadística de la relación entre capital fijo ( $INV_{t-1}$ ) y crecimiento ( $y$ ) (véase modelo 1) y tomando en cuenta los argumentos de Durlauf, Johnson & Temple (2005), se construye un indicador de la capacidad productiva de cada municipio, éste es la FPP.<sup>10</sup> Así la inversión privada (re)aparece como un elemento de la capacidad productiva de la región a través de la FPP. Los resultados del modelo 2 (Tabla 4), muestran que la significancia estadística del parámetro ( $FPP_{t-1}$ ) es muy alta, pero la magnitud del coeficiente es muy pequeña, a pesar del hecho de que sus valores están en el rango de 0 a 1. Este hallazgo apunta a favor de que existen diferencias productivas entre municipios y, en específico, en la estructura del uso de los factores. Sin embargo, con lo anterior también se comprueba que la inversión privada ejercida en un periodo previo potencializa el crecimiento.<sup>11</sup> La inclusión de la  $FPP_{t-1}$  como variable de control ha sido enriquecedora, ya que destaca la importancia de la interacción de los factores productivos y no solamente considera a éstos como entes aislados. En consecuencia, el estadístico R-cuadrado en el modelo 2 se ha elevado ligeramente en relación con el modelo 1, pero esta mejoría no ha sido consistente en todos los quinquenios de estudio; lo anterior también se confirma con los criterios de Akaike y Schwarz.

Por ello, los resultados de ambos modelos son evidencia de que la convergencia existe, incluso, cuando los municipios tienen condiciones iniciales diferentes. Además, la inclusión de los efectos espaciales ( $\lambda$ ) y del indicador de capacidad productiva ( $FPP_{t-1}$ ) permiten observar que el efecto *catch up* ( $LNVAPCP_{t-1}$ ), entre los municipios mexicanos, ha crecido en el tiempo y está ahora determinado por elementos mucho más específicos: 3.0% en el primer quinquenio, 3.6% en el segundo y 6.1% en el tercer quinquenio, mientras que para el periodo de estudio de 1999 a 2014 fue de 2.9%. El componente  $\lambda$  disminuyó de 0.184 en 1999-2004 a 0.145 en 2004-2009 y 0.093 en 2009-2014; mientras que para el periodo éste fue de apenas 0.101, pero estadística

<sup>10</sup> Considerando al trabajo y al capital como los factores de la producción, en una función tipo Cobb-Douglas, se estiman sus retornos, salarios ( $w$ ) y renta ( $r$ ), a nivel municipal. Posteriormente se multiplican los factores por su respectivo retorno, se suman y se construye el indicador. Este toma valores entre 0 y 1, donde 1 corresponde al municipio con una FPP más amplia.

<sup>11</sup> Blomström, Lipsey & Zejan (1996) realiza pruebas estadísticas que no permiten rechazar la hipótesis de no causalidad de la inversión con el crecimiento económico de periodos previos; por ello se mantiene la variable en el modelo.

mente muy significativo como elemento explicativo de la propagación del crecimiento entre municipios vecinos.

Además, el impacto del porcentaje de empleados dentro del sector de servicios profesionales ( $PROFMP_{t-1}$ ) está ahora contenido en la variable  $FPP_{t-1}$ , mientras que solo  $LNPERALFA_{t-1}$  se utilizó como *proxy* de la educación, la cual resultó ser estadísticamente significativa, excepto en el quinquenio 2004-2009. El acceso a servicios de salud ( $LNPERALUD_{t-1}$ ), el cual abarca otra parte del capital humano, mostró una contribución cíclica pero significativa en el tiempo. En el caso del peso del sector agropecuario en el empleo municipal ( $LNAGRI_{t-1}$ ) la variable es significativa, de signo negativo y aumentó su contribución con el transcurrir del tiempo.

Otra variable que se agrega en el modelo 2, sugerida ya por Barro y Sala-i-Martin (2004), es la inversión pública. En este caso, la información presentada por el INEGI permite separar la inversión pública ejercida en inversión económica ( $ECPC_{t-1}$ ) con categorías como energía, comunicaciones y transportes, desarrollo agroforestal, temas laborales y empresariales, servicios financieros, turismo, ciencia y tecnología y desarrollo sustentable; y en inversión social ( $SOCPC_{t-1}$ ) que está integrada por educación, salud, seguridad social, urbanización, vivienda y desarrollo regional, agua potable y alcantarillado y asistencia social. En el caso de la inversión económica, su contribución resultó ser estadísticamente no significativa, mientras que la inversión social fue estadísticamente significativa, pero solo en el último quinquenio y para el periodo 1999-2014, pero con un parámetro muy pequeño.

### *Velocidad de convergencia y media vida*

La velocidad de convergencia es la tasa a la cual se estima que una economía alcance el estado estacionario; mientras que la media-vida es el tiempo en el que la mitad de la desviación entre los niveles iniciales de desarrollo económico y el estado estacionario se eliminan, por ello ésta es decreciente respecto del valor de  $\beta$  (De la Fuente, 1998; Sánchez, López & Yrigoyen, 2005). Ambos indicadores se calcularon con base en las estimaciones contenidas en las Tablas 3 y 4; por lo que los indicadores antes mencionados se presentan en la Tabla 5.

Una primera observación que se desprende de esta información es la relativa a una mayor velocidad de convergencia, y por tanto una media-vida menor, cuando se consideran los efectos espaciales en la estimación de la convergencia absoluta. Aunque en términos porcentuales las diferencias no son muy grandes, en términos de años suele ser una diferencia significativa. Una explicación a este fenómeno es la dependencia espacial; es decir, una velocidad de convergencia de 0.9% en el periodo 1999-2014 aumenta a 1.0% al considerarse la propagación de crecimiento económico entre municipios vecinos, una situación similar ocurre al comparar este indicador a través de los quinquenios. Particularmente en el último quinquenio la velocidad de convergencia fue mucho mayor en relación con los dos quinquenios anteriores, implicando una considerable reducción de las diferencias respecto en el nivel inicial.

Además se aprecia que la velocidad de convergencia condicional es mayor a la estimada en el modelo de convergencia absoluta (Tabla 5). Los valores se duplican y



la velocidad a la cual los municipios pobres alcanzan a los ricos es mayor cuando se consideran otros factores de crecimiento e incluso diferentes capacidades productivas; es decir, cuando se estima un modelo de convergencia condicional.<sup>12</sup> Pese a que la importancia del fenómeno espacial, registrado a través del parámetro  $\lambda$ , decrece con el tiempo tanto en el caso de la convergencia absoluta como en la condicional (Tablas 3 y 4), la velocidad de convergencia aumentó considerablemente. En base a lo anterior podemos concluir que el crecimiento y el proceso de convergencia están dependiendo más de características productivas propias que de la autocorrelación con los municipios vecinos, particularmente en el último quinquenio.

Resulta interesante, además, analizar las diferencias que se encontraron por quinquenios, pues es posible que exista un punto de inflexión durante el periodo analizado y/o en cada uno de los quinquenios que componen el periodo de estudio. Observando por ejemplo las velocidades de convergencia, éstas se incrementaron pero sin aumentos sustanciales en los quinquenios de 1999-2004 y 2004-2009 (Tabla 5). De hecho Loría y Salas (2014) identifican a este periodo como el compuesto por: a) el ciclo más corto (9 trimestres) que abarcó la recuperación económica que vino durante la crisis de Rusia y Argentina y comprendió el periodo 1998.1-2000.2, y b) el segundo ciclo largo 2000.2-2008.2 (32 trimestres) de la economía mexicana, el cual abarca desde que se llegó a uno de los puntos de más alto crecimiento (6.6% en el año 2000) y hasta el inicio de la gran recesión de 2008-2009, y que ocurre en fases de un prolongado, difícil y errático periodo recuperación después de una profundas recesión como la de 1995.<sup>13</sup>

A pesar de estas dinámicas cíclicas, existen otros elementos que influyen drásticamente en los procesos de crecimiento y convergencia y que adquieren mayor relevancia con la profundización de la apertura e integración de las economías. Al respecto, Ocampo (2011) señala como un tipo de cambio REAL, estable y competitivo es fundamental para el crecimiento de largo plazo, tanto como lo es el progreso tecnológico, ya que fomenta la oferta interna. En este sentido, el crecimiento ha estado influenciado a la baja por las fuertes depreciaciones del tipo de cambio de 1995 y 1998 que si bien registraron sus frutos sobre el crecimiento económico de México hasta el año 2000 (Loría, 2016), fue mermado por la entrada de China a la Organización Mundial de Comercio (OMC) y la recesión manufacturera de Estados Unidos que provocaron, dados los niveles de integración económica, un contagio a la economía mexicana (Mejía Reyes, Díaz Carreño & Vergara González, 2017). En tal sentido estos sucesos mermaron la capacidad de crecimiento de las economías regionales en las cuales la política de apreciación del peso en términos reales, reduce la rentabilidad de la inversión (Ibarra y Ros, citados en Loría, 2016). Esta medidas son parte de la explicación del por qué mientras en Estados Unidos la recesión duro sólo un año, en México fue de tres años (2001-2003) (Loría, 2016).

En cambio, de 2009 a 2014 la tasa de convergencia duplicó su capacidad de que las economías menos desarrolladas en 2009 alcancen a las más desarrolladas hacia el final

<sup>12</sup> Los incrementos del valor absoluto de  $\lambda$  en modelos que introducen los errores espaciales están dentro de los rangos establecidos por otros hallazgos empíricos (Dall'erba, 2005; Ertur y Koch, 2006).

<sup>13</sup> A partir de la información trimestral generada por el INEGI sobre el Producto Interno Bruto (PIB) desde 1980.1-2013.4, los autores identifican seis ciclos económicos de mayor o menor duración (Loría & Salas, 2014).

del quinquenio (Tabla 5). Este quinquenio es identificado por Loría y Salas (2014) como el sexto ciclo que comienza con la recuperación de la Gran Recesión de 2008 y culmina en 2013.4, aunque con una primera etapa de desaceleración y una recuperación a partir de 2013. Sin embargo, los ajustes a la muestra realizados en ese momento por los autores identifican que la recuperación podía extenderse, por lo menos, hasta los años 2014 y 2015. Para Loría (2016) las políticas monetarias no convencionales y altamente pragmáticas que se han aplicado en casi todo el mundo en el periodo 2009-2014, podrían contribuir al objetivo de impulsar el crecimiento económico, consiguiendo un tipo de cambio REAL sin plantear formalmente reglas para ello. Estos elementos que obedecen al carácter macroeconómico del país, tienen un impacto territorial toda vez que la vulnerabilidad de las economías regionales frente a los choques externos aumenta en contextos de apertura e integración económica y pueden generar dinámicas regionales particulares y disímiles.

### ■ *Comentarios finales*

La evidencia empírica permitió comprobar la hipótesis de convergencia absoluta y condicional. La velocidad a la cual los municipios pobres alcanzan a los ricos es mayor cuando se consideran otros factores de crecimiento e incluso diferentes capacidades productivas (convergencia condicional), además de considerar que el proceso de convergencia tiene una dimensión espacial importante que debemos modelar a través de la autocorrelación espacial. Pese a que el fenómeno espacial *lambda*  $\lambda$  se reduce del primer al tercer quinquenio (Tablas 3 y 4), la velocidad de convergencia aumentó considerablemente hacia el final del periodo (Tabla 4), por lo cual podemos asumir que el crecimiento en el periodo 2009-2014 es más autónomo; es decir, dependió más de las características productivas propias del municipio y no de la autocorrelación con los municipios vecinos.

La crítica espacial argumenta la necesidad de una mejor comprensión del proceso de crecimiento y de la convergencia, al considerar la proximidad y los vínculos entre regiones vecinas como elementos indispensables en el análisis. Con base en nuestros hallazgos podemos argumentar que la importancia de *lambda* ( $\lambda$ ) está interrelacionada con el uso de los factores productivos. Particularmente en los modelos condicionales el valor de ( $\lambda$ ) se reduce y la velocidad de convergencia aumenta, especialmente al ajustar el uso de los factores a una función de producción específica (FPP), como ocurrió en el caso del modelo condicional 2, y no como condiciones iniciales aisladas tratadas en el modelo 1. Por ello, la movilidad de factores entre municipios contiguos, y la interdependencia tecnológica, deben ser elementos considerados en futuras líneas de investigación para definir de manera más precisa la forma funcional del uso de los factores productivos en el territorio nacional. Así mismo, la significancia estadística de  $PROFEMP_{t-1}$  y  $FPP_{t-1}$ , al capturar las fluctuaciones del empleo, llevan a concluir que el bienestar y calidad de vida de la fuerza de trabajo deben continuar siendo centrales en las políticas enfocadas al crecimiento económico que busquen reducir las brechas entre regiones ricas y pobres y acelerar el proceso de convergencia.

Si bien es cierto ambos modelos de convergencia –i.e. absoluta y condicional– están ahora mejor especificados al introducir los efectos espaciales, no tenemos certeza de que  $\lambda$  capte en su totalidad este efecto, pero al menos si lo hace parcialmente. La falta de evidencia estadística suficiente para concluir al respecto muestra las diferencias subyacentes en las dinámicas territoriales, pues el crecimiento puede propagarse a través de los errores espacialmente distribuidos entre municipios vecinos (ERR) o a través de un rezago espacial de la variable explicada (LAG), e incluso tener una dinámica de propagación diferente en dos momentos en el tiempo.

Al respecto, los indicadores de velocidad de convergencia y media vida confirman dicho avance para delimitar aspectos de la política económica regional de México, sin dejar de lado los límites que impone la propia política económica. Por ello, los hallazgos del análisis abren la pauta a un estudio más profundo, a desarrollarse en futuras líneas de investigación, que enfatizan la necesidad de modelos de econometría espacial más refinados y/o estimaciones de parámetros locales vs. estimaciones globales que reflejen patrones espacialmente diferenciados del proceso de convergencia. Por supuesto que una estructura espacial que capture no solo las características socioeconómicas sino también las históricas, culturales, macroeconómicas y políticas, permitirá entender mejor la naturaleza espacial del crecimiento económico y de los procesos de convergencia entre las regiones de nuestro país.

#### ■ Bibliografía

- Abramovitz, M. (1986). Catching up, forging ahead, and falling behind. *The Journal of Economic History*, 46 (2), 385-406.
- Abreu, M., De Groot, H. & Florax, R. (2005). Space and growth: A survey of empirical evidence and methods. *Région et Développement* (21), 13-44.
- Aguayo, F. & Salas, C. (2002). Reestructuración y dinámica del empleo en México, 1980-1998. *Región y Sociedad* (25), 3-62.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Dordrecht, Países Bajos: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (2004). Exploring spatial data with GeoDa: A workbook. Center for Spatially Integrated Social Science. Recuperado el 2 de agosto de 2013, de <http://www.csiss.org>
- Anselin, L. & Bera, A. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *Statistics Textbooks and Monographs* (155), 237-290.
- Anselin, L. & Florax, R. J. G. M. (1995). Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models. En L. Anselin & R. J. G. M. Florax (Eds.), *New directions in spatial econometrics* (pp. 21-74). Berlín, Alemania: Springer-Verlag.
- Asuad, N. & Quintana, L. (2010). Crecimiento económico, convergencia y concentración económica espacial en las entidades federativas de México 1970-2008. *Investigaciones Regionales* (18), 83-106.

- Attfield, C., Cannon, E., Demery, D. & Duck, N. (2000). Economic growth and geographic proximity. *Economics Letters* (68), 109-112.
- Barro, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal Of Economics*, 106 (2), 407-443.
- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth*. Cambridge, MA, EE.UU.: The MIT Press.
- Bassols-Batalla, A. (2005). Geografía socioeconómica de México. México: Trillas.
- Bartkowska, M. & Riedl, A. (2012). Regional convergence clubs in Europe: Identification and conditioning factors. *Economic Modelling*, 29 (1), 22-31.
- Baumont, C., Ertur, C. & Le Gallo, J. (2006). The European regional convergence process, 1980-1995: Do spatial regimes and spatial dependence matter? *International Regional Science Review*, 29 (1), 3-34.
- Baylis, K., Garduño-Rivera, R. & Piras, G. (2012). The distributional effects of NAFTA in Mexico: Evidence from a panel of municipalities. *Regional Science and Urban Economics* (42), 286-302.
- Blomström, M., Lipsey, R. & Zejan, M. (1996). Is fixed investment the key to economic growth? *The Quarterly Journal of Economics*, 111 (1), 269-276.
- Bloom, D., Canning, D. & Sevilla, J. (2002). Technological diffusion, conditional convergence, and economic growth. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, núm. w8713.
- Cabral, R. & Varella Mollick, A. (2012). Mexico's regional output convergence after NAFTA: A dynamic panel data analysis. *Annals of Regional Science* (48), 877-895.
- Calderón, C. & Tykhonenko, A. (2007). Convergencia regional e inversión extranjera directa en México en el contexto del TLCAN, 1994-2002. *Investigación Económica* (259), 15-41.
- Caminada, K., Goudswaard, K. & Van Vliet, O. (2010). Patterns of welfare state indicators in the EU: Is there convergence? *Journal of Common Market Studies*, 48 (3), 529-556.
- Carrion-I-Silvestre, J. & German-Soto, V. (2007). Stochastic convergence amongst Mexican states. *Regional Studies*, 41 (4), 531-541.
- Cravo, T. A., Becker, B. & Gourlay, A. (2015). Regional growth and SMEs in Brazil: A spatial panel approach. *Regional Studies*, 49 (12), 1995-2016.
- Cermeño, R. (2001). Decrecimiento y convergencia de los Estados Mexicanos. *El Trimestre Económico*, 68 (272), 603-629.
- Cuervo L. M. (2004). Estudios de convergencia y divergencia regional en América Latina: balance y perspectivas. *Investigaciones Regionales* (5), 29-65.
- Dall'erba, S. (2005). Productivity convergence and spatial dependence among Spanish regions. *Journal of Geographical Systems*, 7 (2), 207-227.
- Díaz Dapena, A., Fernández Vázquez, E. Garduño Rivera, R. & Rubiera Morollón, F. (2017). ¿El comercio lleva a la convergencia? Un análisis del efecto del TLCAN sobre la convergencia local en México. *El Trimestre Económico*, 84 (1), 103-120.
- De la Fuente, A. (1998). *Algunas técnicas para el análisis de la convergencia con una aplicación a las regiones españolas*. España: Universidad Autónoma de Barcelona.

- Díaz-Bautista, A. & Sáenz Castro, J. (2002). Productividad total factorial y el crecimiento económico en México. *Economía y Desarrollo*, 1 (1), 105-180.
- Durlauf, S. (2003). *The convergence hypothesis after 10 years*. EE.UU.: Social Systems Research Institute/University of Wisconsin.
- Durlauf, S., Johnson, P. & Temple, J. (2005). Growth econometrics. *Handbook of Economic Growth* (1), 555-677.
- Ertur, C. & Koch, W. (2006). Regional disparities in the European Union and the enlargement process: An exploratory spatial data analysis, 1995-2000. *Annals of Regional Science*, 40 (4), 723-765.
- Ertur, C. & Le Gallo, J. (2009). Regional growth and convergence: Heterogeneous reaction versus interaction in spatial econometric approaches. En R. Capello & P. Nijkamp (Eds.), *Regional dynamics and growth: Advances in regional economics* (pp. 374-388). Ámsterdam, Países Bajos: Elsevier.
- Esquivel, G. (1999). Convergencia regional en México, 1940-1995. *El Trimestre Económico* (66), 725-761.
- Feenstra, R. & Hanson, G. (1995). Foreign investment, outsourcing and relative wages. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, núm. w5121.
- Fingleton, B. & López-Bazo, E. (2006). Empirical growth models with spatial effects. *Papers in Regional Science*, 85 (2), 177-198.
- Fischer, M. M. & LeSage, J. P. (2015). A bayesian space-time approach to identifying and interpreting regional convergence clubs in Europe. *Papers in Regional Science*, 94 (4), 677-702.
- Florax, R. & Nijkamp, P. (2003). *Misspecification in linear spatial regression models*. Ámsterdam, Países Bajos: The Tinbergen Institute of Economic Research.
- Fuentes, N. & Mendoza, J. (2003). Infraestructura pública y convergencia regional en México, 1980-1998. *Comercio Exterior*, 53 (2), 178-187.
- Gallup, J. L., Sachs, J. D. & Mellinger, A. D. (1999). Geography and economic development. *International Regional Science Review*, 22 (2), 179-232.
- Getis, A. (2007). Reflections on spatial autocorrelation. *Regional Science and Urban Economics*, 37 (4), 491-496.
- Griffith, D. (1979). Urban dominance, spatial structure, and spatial dynamics: Some theoretical conjectures and empirical implications. *Economic Geography*, 5 (2), 95-113.
- Griffith, D. (2000). A linear regression solution to the spatial autocorrelation problem. *Journal of Geographical Systems*, 2 (2), 141-156.
- Griffith, D. (2006). Hidden negative spatial autocorrelation. *Journal of Geographical Systems*, 8 (4), 335-355.
- Gómez-Zaldívar, M. & Ventosa-Santauràlia, D. (2012). Regional output convergence in Mexico. *Latin America Journal of Economics*, 49 (2), 217-236.
- INEGI Instituto Nacional de Estadística y Geografía (12 de marzo de 2015a). Censos Económicos, Sistema Automatizado de Información Censal. Disponible en: <http://www3.inegi.org.mx/sistemas/saic/>



- INEGI Instituto Nacional de Estadística y Geografía (12 de marzo de 2015b). Censos y Conteos de Población y Vivienda. Serie histórica censal e intercensal (1990-2010). Disponible en: <http://www.beta.inegi.org.mx/programas/ccpv/cpvsh/default.html>
- INEGI Instituto Nacional de Estadística y Geografía (18 de octubre de 2017a). Censos Económicos, Sistema Automatizado de Información Censal. Disponible en: <http://www.beta.inegi.org.mx/app/saic/default.aspx>
- INEGI Instituto Nacional de Estadística y Geografía (18 de octubre de 2017). Encuesta Intercensal 2015. Disponible en: <http://www.beta.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/default.html>
- Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, 17 (3), 309-362.
- Ito, T. (2010). NAFTA and productivity convergence between Mexico and the US. *Cuadernos de Economía* (47), 15-55.
- Jordaan, J. A. & Rodríguez-Oreggia, E. (2012). Regional growth in Mexico under trade liberalisation: How important are agglomeration and FDI? *Annals of Regional Science* (48), 179-202.
- Juan-Ramón, V. & Rivera-Batiz, L. (1996). Regional growth in Mexico: 1970-93. *IMF Working Paper*, 1-36.
- Le Gallo, J. & Ertur, C. (2003). Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. *Papers in Regional Science* (82), 175-201.
- Loría, E. (2016). México: crecimiento económico restringido y tipo de cambio, 1950-2014. *Revista Problemas del Desarrollo*, 186 (47), 133-160
- Loría, E. & Salas, E. (2014). Ciclos, crecimiento económico y crisis en México, 1980.1-2013.4. *Estudios Económicos*, 2 (58), 131-161.
- Luna Campos, N. R. & Colín Martínez, R. (2017). Crecimiento económico y convergencia regional en México 1970-2015. *Economía y Sociedad* (36), 77-95.
- Mankiw, N., Romer, D. & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437.
- Mejía Reyes, P., Díaz Carreño, M. A. & Vergara González, R. (2017). Recesiones de México en los albores del siglo XXI. *Revista Problemas del Desarrollo*, 189 (48), 57-84.
- Monfort, M., Cuestas, J. C. & Ordonez, J. (2013). Real convergence in Europe: A cluster analysis. *Economic Modelling* (33), 689-694.
- Moreno-Brid, J. & Ros, J. (2009). *Development and growth in the Mexican economy: A historical perspective*. Oxford, NY, EE.UU.: Oxford University Press.
- Ocampo J. A. (2011). Macroeconomy for development: Countercyclical policies and production sector transformation. *CEPAL Review* (104), 7-35.
- Quah, D. (1993). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4), 427-443.
- Rey, S. & Dev, B. (2006). S-convergence in the presence of spatial effects. *Papers in Regional Science*, 85 (2), 217-234.

- Rey, S. & Janikas, M. (2005). Regional convergence, inequality, and space. *Journal of Economic Geography*, 5 (2), 155-176.
- Rey, S. & Montouri, B. (1999). US regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33 (2), 143-156.
- Rodríguez Benavides, R., López Herrera, F. & Mendoza González, M. A. (2016). Clubs de convergencia regional en México: un análisis a través de un modelo no lineal de un solo factor. *Investigaciones Regionales – Journal of Regional Research* (34), 7-22.
- Rodríguez-Gámez, L. I. & Cabrera-Pereyra, J. A. (2017). Análisis espacial de las dinámicas de crecimiento económico en México (1999-2009). *Economía, Sociedad y Territorio* (55), 709-741.
- Rodríguez-Oreggia, E. (2005). Regional disparities and determinants of growth in Mexico. *The Annals of Regional Science* (39), 207-220.
- Royuela, V. & García, G. A. (2015). Economic and social convergence in Colombia. *Regional Studies*, 49 (2), 219-239.
- Ruiz, C. (2015). Reestructuración productiva e integración. TLCAN 20 años después. Problemas del Desarrollo. *Revista Latinoamericana de Economía*, 46 (180), 27-50.
- Ruiz, W. (2010). Convergencia económica interestatal en México, 1900-2004. *Análisis Económico* (58), 7-34.
- Sánchez, M., López, F. & Yrigoyen, C. (2005). Estacionariedad en los procesos econométricos espaciales. Aplicación a un modelo de beta convergencia. Recuperado de <http://www.asepelt.org/ficheros/File/Anales/2005%20-%20Badajoz/comunicaciones/estacionariedad%20en%20procesos%20econom%20E9tricos....pdf>
- Schmitt, C. & Starke, P. (2011). Explaining convergence of OECD welfare states: A conditional approach. *Journal of European Social Policy*, 21 (2), 120-135.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94.
- Valdivia, M. (2007). Heterogeneidad espacial, convergencia y crecimiento regional en México. Ponencia del XVII Coloquio de Economía Matemática y Econometría. Universidad de Quintana Roo, México.
- Valdivia, M. (2008). Desigualdad regional en el centro de México. Una exploración espacial de la productividad en el nivel municipal durante el período 1988-2003. *Investigaciones Regionales* (13), 5-34.
- Vilalta y Perdomo, C. J. (2003). Una aplicación del análisis espacial al estudio de las diferencias regionales del ingreso en México. *Economía, Sociedad y Territorio* (14), 317-340.