



Convergencia económica entre municipios mexicanos: un enfoque de parámetros locales

Economic Convergence Across Mexican Municipalities: A Local Parameters Approach

Liz Ileana Rodríguez-Gamez*
José Antonio Cabrera-Pereyra**

Información del artículo

Recibido:
17 diciembre 2019

Aceptado:
19 agosto 2020

Clasificación JEL:
R11; R12; C13

Palabras clave:

Convergencia Económica;
Convergencia Local;
No-Estacionariedad Espacial;
Estimaciones Locales;
Regresión Geográficamente Ponderada (GWR)

Resumen

El objetivo es descubrir el patrón espacial de la convergencia entre municipios mexicanos (1999-2014). El estudio utiliza la regresión geográficamente ponderada (GWR, por sus siglas en inglés) para investigar dónde ocurre la convergencia económica local y si los municipios se mueven a diferentes velocidades. Los resultados muestran una convergencia no-estacionaria y ofrecen evidencia de un proceso heterogéneo y diferenciado geográficamente. La originalidad de este trabajo radica en la aplicación de un enfoque local para matizar los hallazgos globales y desenmascarar la heterogeneidad del proceso de convergencia; además el estudio proporciona evidencia a escala municipal, la cual pocas veces es provista por los estudios de convergencia, debido a la disponibilidad y oportunidad de la información. Esta limitación debe evaluarse con base en esta nueva evidencia y enfatizar los hallazgos de la dinámica geográfica de la convergencia económica a la luz del diseño de políticas regionales en México.

* Colegio de Sonora, lrodriguez@colson.edu.mx;

** Universidad de Sonora, jacp1104@gmail.com



Article information	Abstract
Received: 17 December 2019	The goal is discovering the spatial pattern of the convergence across Mexican municipalities (1999-2014). The study uses the geographically weighted regression (GWR) to investigate where local economic convergence occurs and if municipalities move at different speeds. The results show us a non-stationarity convergence and provide evidence of a heterogeneous and geographically differentiated process. The originality of this work lies in the application of a local approach to clarify global findings and unmask the heterogeneity of the convergence process; the study also offers evidence at the municipal level, which is rarely provided by convergence studies, due to the availability and timeliness of the information. This limitation should be evaluated based on this new evidence and emphasize the findings of the geographical dynamics of economic convergence, for the design of regional policies in Mexico.
Accepted: 19 August 2020	
JEL Classification: R11; R12; C13	
Keywords: Economic Convergence; Local Convergence; Special Non-Stationarity; Local Estimations; Geographically Weighted Regression (GWR)	

Introducción

La convergencia económica es una cuestión teórica y políticamente importante para académicos, economistas, tomadores de decisiones y planificadores regionales; ésta se refiere al proceso en el que las regiones o países pobres (i.e. con menores niveles de ingreso per cápita) crecen económicamente más rápido que las regiones o países ricos. Empíricamente la hipótesis de convergencia se verifica a través del modelo de crecimiento neoclásico propuesto por Barro y Sala-i-Martin (1995), el cual impone una homogeneidad al proceso de convergencia hacia un único nivel de estado estacionario (i.e. tasa de crecimiento de largo plazo), proceso en el cual todas las economías crecen a una misma velocidad. No obstante, la literatura sugiere indagar sobre la existencia de diferentes estados estacionarios (Mankiw, Romer y Weil, 1992; Quah, 1996; Bernard y Durlauf, 1995; Temple, 1999) y el efecto del espacio en las dinámicas de crecimiento (Anselin, 1988; Abreu, de Groot y Florax, 2005; Rey y Janikas, 2005; Ertur, Le Gallo y LeSage, 2007; Ertur y Le Gallo, 2009; Mur, López y Angulo, 2010).

Lo anterior deriva en la inclusión, al análisis de convergencia, de la dependencia y la heterogeneidad espacial. La dependencia espacial se observa cuando la tasa de crecimiento en una región depende de los valores de las observaciones en regiones vecinas; mientras que la heterogeneidad espacial se observa cuando los parámetros estimados en los modelos varían entre regiones en función de su localización (Abreu et al., 2005). A pesar de que ambos efectos espaciales están intrínsecamente relacionados y pueden presentarse

simultáneamente en datos de naturaleza espacial, la heterogeneidad ha sido menos analizada en comparación con la dependencia espacial. Por ello, la teoría moderna del crecimiento hace hincapié en que, para captar la heterogeneidad espacial, las diferentes economías deben ser descritas por una función de producción en particular (Ertur y Le Gallo, 2009).

En México, varios estudios han examinado el proceso de convergencia (e.g. Esquivel, 1999; Fuentes y Mendoza, 2003; Díaz, Sánchez y Mendoza, 2009; Ruíz, 2010, entre otros), los cuales dejan entrever que la dinámica de crecimiento económico es heterogénea. Otros estudios han hecho hincapié en el proceso de convergencia frente a la apertura comercial (Ito, 2010; Cabral y Varella, 2012; Ruíz, 2015) y la heterogeneidad resultante (Bayles, Garduño-Rivera y Piras, 2012; Díaz-Dapena, Fernández-Vázquez, Garduño-Rivera y Rubiera-Morollon, 2017; 2019), así como en las disparidades económicas regionales (Sastré-Gutiérrez y Rey, 2008; Rey y Sastre-Gutiérrez 2010). Sin embargo, sólo algunos estudios han puesto a prueba la hipótesis de convergencia, lidiando con la no-estacionariedad del proceso, a través de series de tiempo (Cermeño, 2001; Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2008; Ayala, Chapa y Murguía, 2011). También, se han realizado estudios transversales para capturar la heterogeneidad espacial, a través de: 1) clubes de convergencia (Rodríguez, López y Mendoza, 2016); 2) modelos espaciales (Valdivia, 2008, 2012; Asuad y Quintana, 2010; Rodríguez-Gámez y Cabrera-Pereyra, 2017; 2019); y 3) estimaciones locales (Calderón y Tykhonenko, 2007; Brida, Pereyra, Puchet-Anyul y Riso, 2013).

Sin embargo, el asumir una misma tasa de convergencia en todas las regiones no es realista y debe admitirse que la convergencia es un proceso no-estacionario, lo que implica la existencia de convergencia de algunas regiones y la divergencia en otras, atendiendo a un proceso de crecimiento no equilibrado (según la teoría de causación circular) o de múltiples equilibrios (de acuerdo con la teoría moderna del crecimiento). En este sentido, la heterogeneidad espacial, entendida como no-estacionariedad espacial del proceso de convergencia implica que, un modelo de regresión donde se estima un solo parámetro “global” (i.e. todas las observaciones se ajustan a un solo parámetro, por ejemplo, beta (β) o tasa de convergencia), no permite capturar las relaciones “locales” entre observaciones (Brunsdon, Fotheringham y Charlton, 1996; Fotheringham, Charlton y Brunsdon, 1997).

Por consiguiente, para capturar la heterogeneidad y los patrones locales y/o regionales que puedan perfilarse, la tasa de convergencia y su velocidad deben variar a través del espacio. Metodológicamente, esto es posible especificando regímenes espaciales. Sin embargo, si no se dispone de información sobre éstos, Ertur y Le Gallo (2009) sugieren especificar varianzas espaciales continuas a través de toda el área de estudio, y probar si la convergencia varía

con la localización. Para ello se han empleado algunas técnicas que van desde una sencilla perspectiva de regímenes espaciales hasta métodos econométricos más complejos; siendo una de estas la regresión geográficamente ponderada (GWR, por sus siglas en inglés) (Brunsdon et al., 1996), la cual permite estimar parámetros locales y poner a prueba la heterogeneidad del proceso de convergencia a escala local (Bourdin, 2013; Eckey, Kosfeld y Tüeck, 2007).

Considerando que los estudios en relación con la heterogeneidad espacial del proceso de convergencia en México son escasos, y más aún aquellos que consideran una perspectiva municipal, el objetivo de este trabajo es poner a prueba, siguiendo un enfoque local, la hipótesis de convergencia- β (i.e. absoluta) y convergencia condicional para el período 1999-2014. En particular interesa saber: 1) si la convergencia local ocurrió en todos los municipios mexicanos, incluso con la presencia de variables de control, y/o si se observan patrones divergentes; 2) indagar si los municipios se mueven a diferentes velocidades hacia sus estados estacionarios localmente estables; y 3) describir el patrón espacial que se configuró en el periodo de estudio. Para ello, se utiliza el método GWR, el cual permite estimar parámetros locales. Así, el adjetivo “local” indica que cada municipio cuenta con sus propios parámetros estimados, a partir de los cuales se obtienen diferentes estados estacionarios y velocidades de convergencia; mientras que lo “regional” hace alusión al grupo de municipios involucrado en el proceso de convergencia local (i.e. el municipio bajo análisis y sus vecinos), a los cuales se les denomina microrregión.

Los principales resultados permiten dar respuesta a los objetivos específicos planteados en este estudio: 1) la evidencia muestra que los municipios mexicanos registran un proceso de convergencia local en el periodo 1999-2014 y en sus tres quinquenios, tanto de convergencia- β como condicional, identificándose algunos municipios en los cuales no se tiene suficiente evidencia empírica a favor de la convergencia; 2) se comprobó la no-estacionariedad del proceso de convergencia en todos los periodos analizados; y 3) el patrón de convergencia local apunta no solo a la presencia de múltiples estados estacionarios y velocidades, sino que también sugiere la polarización de los patrones de crecimiento tipo catching up, más allá de la visión tradicional de disparidades regionales Norte-Sur.

Para un análisis de la convergencia local, el trabajo se organiza de las siguientes secciones. En la sección 2 se revisan estudios empíricos que indagan sobre la heterogeneidad espacial y/o la no-estacionariedad del proceso de convergencia en México. La sección 3 resume el modelo de convergencia y su enfoque local, así como algunas consideraciones metodológicas, limitaciones y avances en la estimación de modelos de regresión geográficamente ponderados (GWR). La sección 4 contiene la descripción del conjunto de

datos, fuentes de información y especificación de la estructura espacial empleada en este estudio. En la sección 5 se presentan los resultados de las estimaciones locales del modelo de convergencia absoluta y condicional, se muestra la evidencia de la no-estacionariedad del proceso y, posteriormente, se exploran los patrones espaciales. Finalmente, en la sección 6, se resumen los principales hallazgos y se concluye con algunas ideas clave sobre el proceso de convergencia en México.

1. La evidencia empírica de la convergencia en México

La investigación sobre convergencia del ingreso per cápita ha generado una gran cantidad de estudios y evidencia empírica. Los estudios pioneros de Barro y Sala-i-Martin (1992) y Sala-i-Martin (1994), para economías desarrolladas, demostraron que la convergencia- β fue sorprendentemente similar a una tasa de 2% anual, la cual se ha constituido en una regla empírica. Lo anterior implica que, pese a las diferencias en el crecimiento entre economías pobres y ricas, e independientemente de la escala geográfica y temporal de los estudios, todas las economías convergen hacia una única senda de crecimiento de largo plazo. Para Quah (1996), la consistencia del hallazgo sólo refleja un proceso mecánico (*i.e.* matemático) e independiente de la estructura económica de los países, puesto que ésta varía de muchas maneras, explicables e inexplicables, y a través de diferentes contextos. No obstante, el modelo de Barro y Sala-i-Martin (1995) se ha convertido en el modelo estándar para probar la hipótesis de convergencia.

En México, la dinámica de crecimiento económico registró un cambio estructural a raíz de la participación de este país en el Acuerdo General de Aranceles y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés) en 1985, encontrándose evidencia de convergencia absoluta y condicional de 1970 a 1985, y en años posteriores la divergencia absoluta se desaceleró y la condicional se debilitó (Rodríguez, Mendoza y Venegas, 2016; Asuad y Quintana, 2010). Este comportamiento es similar al considerarse como punto de inflexión la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) en 1995 (Díaz-Dapena *et al.*, 2017; 2019; Rodríguez-Oreggia, 2005), el ingreso de China a la Organización Mundial de Comercio (OMC) en 2001 y la crisis financiera global de 2008 que causó un proceso de divergencia entre estados y una débil convergencia condicional en el corto plazo (Fonseca, Llamosas-Rosas y Rangel, 2019).

Si bien, la evidencia empírica que prueba la hipótesis de convergencia en México es amplia, se eligieron estudios con modelos que capturan, de alguna u otra manera, la heterogeneidad espacial a través de modelos no-estacionarios (tabla 1). En esta selección se incluyen, además, estudios con estimaciones convencionales para tener un referente en torno a la regla empírica del 2%. En

general, los estudios seleccionados encuentran evidencia de convergencia entre grupos de estados relativamente homogéneos (*i.e.* clubes de convergencia); mientras que los estudios a escala municipal son escasos (excepto en Valdivia, 2012; Garduño, 2014; Rodríguez-Gámez y Cabrera-Pereyra, 2019; Díaz-Dapena *et al.*, 2017; 2019).

Tabla 1
La evidencia empírica a favor de la convergencia regional en México

Autor(es)	Método	Análisis espacial	Estacionariedad	Tasa de convergencia
Juan-Ramón y Rivera-Batiz (1996)	Transversal	Estados agrupados en pobres y ricos	No	1970-1985 = 2.4% 1980-1993 = -1.6%
Esquivel (1999)	Transversal	Estados apilados en siete regiones	No	Si
Cermeño (2001)	Panel	Nivel estatal	No	1970-1995 = 4.2% a 5.3% (diferentes periodos)
Díaz y Sáenz (2002)	Transversal	Estados agrupados cinco regiones	No	1985- 1998 = 4%
Fuentes y Mendoza (2003)	Transversal	Nivel estatal	No	1980-1985 = 4.8% 1985-1998 = - 1.4%
Ocegueda y Plascencia (2004)	Panel	Estados fronterizos (México-EE. UU.)	No	No sig. 5%
Rodríguez-Oreggia (2005)	Transversal	Estados agrupados en cuatro regiones	No	1970-1985 = 4.1% 1985-2000 = 2.9%
Cermeño, Mayer y Martínez (2009)	Transversal	Municipios fronterizos (México-EE. UU.)	No	No sig. (5%) en México Condados de EE. UU.
Valdivia (2012)	Econometría espacial	Municipios clasificados en centro y periferia	No	3.1% (OLS) 3.0% (LAG) 1993-2003 = 3.6% (ERR)

Tabla 1 (Continuación)
La evidencia empírica a favor de la convergencia regional en México

Autor(es)	Método	Análisis espacial	Estacionariedad	Tasa de convergencia
Calderón y Tykhonenko (2007)	Panel	Estados	Si	1994-2002 = 3.2% (tasa media estatal)
Valdivia (2008)	Econometría espacial	Región Centro (estados y municipios)	No	1988-2003 = 3.5%
Díaz, Sánchez y Mendoza (2009)	Panel	Estados	No	1970-2004
Ruíz (2010)	Panel	Estados	No	1900-2004 = 1.4% 1985-2004 = 2.1% 1970-2006 = No sig. 5%
Asuad y Quintana (2010)	Econometría espacial	Estados	No	1970-1985 = 2.7% (MCO) 1986-2008 = No sig. 5% (LAG)
Rodríguez, Mendoza y Venegas (2016)	Panel TAR	Estados agrupados en regiones	No	Convergencia en 11 estados (más ricos) en 1970-2012.
Rodríguez, López y Mendoza (2016)	Panel de un factor (no-lineal)	Estados agrupados en regiones	No	Convergencia en 6 clubes (tasa entre 0 y 2%) de 1970-2012
Díaz-Dapena, Fernández-Vázquez, Garduño-Rivera y Rubiera-Morollon (2017)	Panel	Municipios agrupados	No	1980-2010 = 1.6% 1980-1995 = 3.3% 1995-2010 = 1.5%
Díaz-Dapena <i>et al.</i> , (2019)	Panel efectos fijos (Mundlak)	Municipios	Si	1980-1993 = [-0.481 a - 0.113]
Rodríguez-Gámez y Cabrera-Pereyra (2019)	Econometría espacial	Municipios	No	1999-2004 = 1.4% (ERR) 2004-2009 = 2.0% (ERR) 2009-2014 = 4.7% (ERR) 1999-2014 = 1.9 % (ERR)

Fuente: elaboración propia en base a referencias citadas. Nota: se refiere a estimaciones MCO = mínimos cuadrados ordinarios; ERR = errores espacialmente distribuidos; LAG = rezago espacial; TAR = autorregresivo de umbral y *bootstrapping*.

Los trabajos seleccionados en la tabla 1 son solo una muestra de la evidencia en México a favor de la convergencia, la cual es contrastante; no obstante, la convergencia- β oscila en torno a la regla empírica del 2% al analizar el largo plazo (Juan-Ramón y Rivera-Batiz, 1996; Esquivel, 1999; Ruíz, 2010). En cambio, las economías convergen a una tasa superior a la de referencia cuando se analiza el corto plazo (Ruíz, 2010; Rodríguez-Oreggia, 2005; Fuentes y Mendoza, 2003; Cermeño, 2001), al capturar la heterogeneidad espacial (Rodríguez-Gómez y Cabrera-Pereyra, 2019; Díaz *et al.*, 2017; Asuad y Quintana, 2010; Valdivia, 2012 y 2008) y/o cuando el nivel de agregación de la información es el municipal (Rodríguez-Gómez y Cabrera-Pereyra, 2019; Díaz *et al.*, 2017, 2019; Garduño, 2014; Valdivia, 2012 y 2008) (tabla 1).

En México el modelo de convergencia- β se ha utilizado ampliamente para estimar coeficientes de regresión estacionarios, que definen un comportamiento global o promedio para todas las observaciones (*e.g.* estados o municipios). La escasa evidencia en nuestro país de estudios de convergencia que estimen parámetros locales y, por tanto, no-estacionarios, no permite identificar la dinámica de crecimiento a escala local, de modo que los patrones espaciales del crecimiento a nivel municipal aún permanecen enmascarados; excepciones a lo anterior son los estudios de Calderón y Tykhonenko (2007) a nivel estatal y Díaz *et al.*, (2019) a nivel municipal. Lo anterior revela una brecha de conocimiento, tanto teórico como empírico, en la que se sugiere trabajar para la comprensión de las dinámicas espaciales de crecimiento.

2. Crecimiento y convergencia en la perspectiva espacial

2.1 Crecimiento y convergencia económica

Una de las preguntas más importantes de la economía del crecimiento es si las regiones muestran un proceso de convergencia y, en consecuencia, de crecimiento equilibrado. La convergencia de ingresos entre países es ampliamente interpretada como una prueba al modelo de crecimiento neoclásico de Solow (1956). La convergencia ocurre cuando las economías de menores ingresos per cápita registran mayores tasas de retorno de capital y, en consecuencia, altas tasas de crecimiento económico, en relación con las economías de altos niveles de ingresos (*i.e.* efecto *catch-up*). Gran parte de la literatura empírica se basa en el modelo de Barro y Sala-i-Martin (1995), que pone a prueba la existencia de una relación negativa entre la tasa de crecimiento de los ingresos y su nivel inicial, teniendo como referente la ecuación 1.

$$g_i = \alpha - \beta y_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde g_i es la tasa media anual de crecimiento del producto per cápita de la economía i en el año T , medida por $[\ln(y_{t+1}) - \ln(y_t)]/T$. El parámetro α recoge “preferencias y tecnología,” entendidas a través del cambio técnico de los factores (*i.e.* trabajo y capital) en la economía (Barro y Sala-i-Martin, 1992, 225), mientras que el parámetro β es el coeficiente de convergencia. La variable explicativa es y_i (*i.e.* el nivel inicial de ingreso per cápita) y ε_i es un término de error con $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2, \mathbf{I})$. Para examinar de manera precisa el concepto de convergencia, se utiliza una variante de la ecuación 1, donde se omite el término de error; de esta manera el nivel de ingreso relativo de la municipalidad i se describe por $\Delta y_{i,t} = \alpha - \beta y_i$.

Así, β indica el efecto de alcance (*catching-up*) entre economías ricas y pobres (Baumol, 1986): a mayor valor absoluto de β , mayor el “grado de respuesta” del crecimiento promedio del producto per cápita, expresado como una reducción en la brecha entre $\ln(y_{t+1})$ y $\ln(y_t)$ (Barro y Sala-i-Martin, 1992, 226). Por lo tanto, β indica la tasa a la que g_i en regiones pobres se acerca a g_i en regiones ricas; en base a ésta se calcula la velocidad a la que el ingreso se acerca a su estado estacionario $\theta = [-\ln(1 + T\beta)]/T$. Siendo $\Delta y_{i,t} = 0$, el nivel de ingreso en estado estacionario es $y_i^* = \alpha/\beta$; y les tomaría a las economías cierto tiempo, definido por $\tau = -\ln(1/2)/\theta$, en alcanzar la mitad de la variación del ingreso que las separa de su estado estacionario, llamado media vida.

Si los países o regiones bajo análisis son estructuralmente idénticos y estables en el tiempo (*i.e.* tienen una tasa similar y constante de ahorro, de depreciación, de crecimiento de la población y la misma función de producción), todas las economías convergerán hacia un mismo estado estacionario (*i.e.* situación de equilibrio estable de largo plazo). En contraste, si los países ricos crecen más rápido que los pobres (*i.e.* relación positiva), el modelo predice una divergencia y las desigualdades en el ingreso no sólo no desaparece, sino que aumentan con el tiempo (Sala-i-Martin, 1994). Por tanto, si la única diferencia entre economías es el nivel inicial de ingreso per cápita, se comprueba la hipótesis de convergencia absoluta (*i.e.* no condicional) o convergencia- β ; así, entre más pobre la economía más rápido crecerá sobre su horizonte de largo plazo y, en consecuencia, las diferencias entre economías disminuyen con el tiempo.

Desde la lectura de Mankiw *et al.* (1992, 422), el planteamiento de Solow (1956) solo predice que el ingreso per cápita en un país dado converge al valor de estado estacionario de ese país. Por lo que, si la estructura de las economías difiere, pueden existir diferentes estados estacionarios y cada economía converge a su propio nivel de equilibrio. Dado que entre regiones de un país las estructuras productivas varían en muchos aspectos (*i.e.* tecnología, preferencias, instituciones, etc.), es difícil esperar que todas las economías

converjan al mismo estado estacionario (Quah, 1996; Mankiw *et al.*, 1992; Temple, 1999). En otras palabras, para cada tasa de ahorro y de capital habrá un estado estacionario, donde la única inversión es la de reposición; en consecuencia, se predice la convergencia después de controlar ciertas variables de inicio.

Así, cuando las economías difieren en su estructura y, por tanto, ya no comparten un mismo estado estacionario, el proceso de convergencia es condicional. Dicho de otra forma, la tasa de crecimiento g_i es mayor si $\ln(y_t)$ es menor, siguiendo a Durlauf, Johnson y Temple (2005a), en función de los valores de X_{it} , Z_{it} y $\ln(y_t)$. Esta nueva situación se describe en la ecuación 2, donde los componentes extras del lado derecho corresponden a las situaciones iniciales impuestas al proceso de convergencia condicional. El componente φX_i mide la capacidad productiva, a través de la productividad total de los factores (PTF) (Bloom, Canning y Sevilla, 2002); mientras que el término πZ_i concentra todas aquellas condiciones ligadas al desarrollo y que afecten el proceso de convergencia (Durlauf *et al.*, 2005a).

$$g_i = \alpha - \beta(\ln y_t) + \varphi X_{it} + \pi Z_{it} + \mu \quad (2)$$

Las distintas condiciones de inicio surgen de diferencias en los acervos iniciales de capital humano y en las directrices de política pública (Barro y Sala-i-Martin, 1995), pero lo que subyace a estas diferencias son distintos “regímenes” o “clubes” de convergencia (Durlauf y Johnson, 1994; Quah, 1996; Galor, 1996; Baumol, 1986). Así, los efectos derivados de X_{it} o Z_{it} , se explican por “estructuras de coalición” o patrones de “consolidación y fragmentación” entre economías (Quah, 1996, 1368-1369). Las coaliciones se reconocen como “clubes de convergencia”, que determinan patrones de crecimiento, convergencia y polarización. Bajo este escenario, existen distintas funciones de producción con varias sendas de crecimiento y con distintos puntos de partida; situación por la cual, la nueva teoría del crecimiento considera la coexistencia, a través del espacio, de patrones de divergencia y convergencia (Capello, 2009).

En este sentido, Bloom *et al.* (2002) y Durlauf, Kourtellos y Tan (2005b) sugieren que, al considerar modelos con múltiples equilibrios, se evalúe la no-estacionariedad espacial de los parámetros. Siguiendo a Fotheringham *et al.* (1997; 1998) existen, al menos, tres razones por las cuales los parámetros pueden variar en el espacio: 1) hay cierta no-estacionariedad espacial causada por variaciones aleatorias existentes en las áreas de estudio; 2) algunas de las relaciones analizadas son intrínsecamente diferentes; y 3) los modelos lineales, con estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) no miden las interacciones espaciales y, por lo general, una o más variables relevantes se

omiten o su forma funcional es incorrecta. Así, la tasa de convergencia y la de otros determinantes del crecimiento varían de una región a otra.

2.2 El enfoque local

En medio del debate con relación al crecimiento equilibrado (enfoque neoclásico) y desequilibrado (teoría de la causación circular), se encuentra la nueva teoría del crecimiento que apoya la idea de múltiples equilibrios, así como la coexistencia de procesos de convergencia y divergencia (Capello, 2009; Artelaris, 2015). Desde el punto de vista metodológico se presentan tres tipos de modelos: el global, el de regímenes y el local. En los modelos globales, que han estado influenciados por el paradigma neoclásico, se estima un solo parámetro “global” para definir el proceso de interacción entre observaciones (e.g. regiones) (Brunsdon *et al.*, 1996), asumiéndose una relación estable, entre variables, a través del espacio (*i.e.* homogeneidad espacial). Sin embargo, los modelos globales no son capaces de captar y explicar los patrones relacionados con la dimensión espacial de la no-estacionariedad (Getis, 2007).

Al considerarse la existencia de múltiples equilibrios, la relación global podría no ser válida en toda el área de estudio (Quah, 1996); de ahí que la hipótesis de múltiples equilibrios requiera de la identificación de regímenes o “clubes” de regiones, a través de las cuales los parámetros pueden variar, mientras que al interior de cada una de estas se presenta un comportamiento global: **clubes de convergencia**. Lo anterior sugiere que la convergencia no es un fenómeno “amplio” y ésta puede ocurrir, solo, en un grupo de economías que comparten ciertas características estructurales (Beaumont, Ertur y LeGallo, 2003; Durlauf y Johnson, 1994; Quah, 1996; Galor, 1996; Baumol, 1986). Dicha situación es congruente con el paradigma neoclásico y el modelo tradicional de convergencia (Chatterji y Dewhurst, 1996; Galor, 1996).

Siguiendo esta línea, la existencia de múltiples equilibrios implica que la convergencia puede ser, efectivamente, un fenómeno “amplio”, presente en todo el espacio analizado, pero teniendo en cuenta un ámbito “local” y no uno “global”: los parámetros de regresión pueden variar de una región a otra y no solo entre grupos de regiones. Con fundamento en la Primera Ley de la Geografía: “todo está relacionado con todo lo demás, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las distantes” (Tobler, 1970, 236), cada región puede converger a su propio estado estacionario de equilibrio, localmente estable, mientras que la velocidad a la cual converge se determina, conjuntamente, entre sus vecinos. Ello implica la estimación de parámetros para cada región y el descubrimiento de patrones ignorados por modelos globales.

Así, la **convergencia local** se define como el estado de convergencia (*i.e.* disminución de las disparidades económicas) entre regiones cercanas, de ahí que no solo las condiciones económicas iniciales, sino también la proximidad geográfica, influyen en la convergencia (Bourdin, 2013). Al respecto, Galor (1996) ofrece una discusión teórica sobre la multiplicidad de equilibrios de estado estacionario, previstos por el paradigma neoclásico.¹ Por ello, la convergencia local puede ser tanto absoluta (*i.e.* los ingresos per cápita regional converge entre sí a largo plazo, independientemente de sus condiciones iniciales), como condicional (*i.e.* convergencia incluso si los ingresos per cápita son idénticos en sus características estructurales).

Uno de los métodos locales de estimación utilizado para el análisis de convergencia es la regresión geográficamente ponderada (GWR) (Brunsdon, Fotheringham y Charlton, 1998 y 1996; Fotheringham *et al.*, 1998). Este método es una técnica relativamente sencilla y eficaz para explorar la no-estacionariedad espacial (Fotheringham *et al.*, 1998) y descubrir complejas variaciones espaciales (*i.e.* patrones) al mapear los parámetros locales (Brunsdon *et al.*, 1996). La GWR permite variaciones locales de los parámetros, de modo que los coeficientes en lugar de ser estimaciones globales son específicos para una ubicación i . Formalmente la estimación que pone a prueba la convergencia de g en la posición i se modela a través de los parámetros locales (α 's y β 's), que dependen de la localización i , de acuerdo con la ecuación 3 y 4.

$$g_i = \alpha(u_i, v_i) - \beta(u_i, v_i)y_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$g_i = \alpha_i - \beta_i y_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Los parámetros locales se estiman, para cada lugar i , a través de una ecuación de regresión que contempla a un subconjunto de lugares cercanos a i ; por tanto, con GWR el coeficiente de regresión “global” se sustituye por parámetros “locales” definidos por las coordenadas geográficas (u_i, v_i). Para determinar los lugares cercanos o áreas “vecinas” se asignan ponderaciones a las observaciones alrededor de i , las cuales varían con su localización, en donde los datos de las observaciones cercanas a i se ponderan más que los datos de

¹ La heterogeneidad en la dotación de factores puede hacer que las tasas de ahorro de los ingresos por intereses difieran de las tasas de ahorro de los ingresos salariales. Específicamente, señala Galor (1996), si el ahorro es una fracción constante de la participación del salario en la producción (en lugar de la renta total) y dado que los salarios no son necesariamente una función cóncava de la relación capital-trabajo, puede haber una región en la que el ahorro sea una función convexa de la relación capital-trabajo. En consecuencia, la tasa de crecimiento puede no estar disminuyendo monótonamente en la relación capital-trabajo, así el sistema puede caracterizarse por múltiples equilibrios de estado estacionario y la convergencia de clubes también puede convertirse en una hipótesis viable.

las más lejanas. Para establecer la ponderación espacial se sigue la función de Gauss, según ecuación 5 y 6.

$$w_{ij} = e^{-\left(\frac{d_{ij}}{\gamma}\right)^2} \quad (5)$$

$$W_i = \begin{pmatrix} w_{i,1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_{i,2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & w_{i,n} \end{pmatrix} \quad (6)$$

De acuerdo con lo anterior, j es un punto específico en el espacio en el que se observan los datos e , mientras que i representa cualquier punto en el espacio para el cual se estiman los parámetros, d es la distancia euclidiana entre los puntos i y j , de ahí que w_{ij} sea una función continua de d_{ij} y W_i es la matriz de ponderación. El parámetro gamma (γ) es el ancho de banda, que actúa como función de alisado; éste puede ser fijo, para cada punto de la estimación, o dinámico, según la proporción de observaciones en la ventana de ponderación. Así, el estimador local $\hat{\beta}_i$ emplea la diagonal de la matriz de ponderaciones (W_i) para cada i (ecuación 7).

$$\hat{\beta}_i = (X^T W_i X)^{-1} X^T W_i y \quad (7)$$

Suponiendo que los parámetros presentan cierto grado de coherencia espacial (Primera Ley de la Geografía), entonces los valores cercanos al lugar i deberían tener, relativamente, magnitudes y signos similares (Fotheringham, Charlton y Brunsdon, 2002, 52). En consecuencia, cuando GWR estima un parámetro en i , éste se aproxima a la estimación local en la región i , a través de una regresión global que considera un subconjunto de datos cercanos (*i.e.* vecinos) a i . Esta construcción se extiende al modelo de convergencia condicional (ecuación 2).

2.3 Limitaciones y avances del enfoque GWR

El enfoque GWR ofrece ventajas significativas sobre la regresión lineal simple, tales como la apropiada asignación y fácil visualización de los coeficientes de regresión locales (Wheeler y Tiefelsdorf, 2005; Fotheringham *et al.*, 2002), así como su capacidad para explicar más variación que las estimaciones por MCO (Ogneva-Himmelberger, Pearsall y Rakshit, 2009). Incluso existen ventajas de la estimación GWR sobre los modelos espaciales Durbin (*i.e.* modelos espaciales autorregresivos y de dependencia espacial anidada de los errores), ya que la influencia espacial se calibra a partir de los datos; mientras que en un modelo espacial los efectos se capturan en la matriz de pesos (W) (Billé, Benedetti y Postiglione, 2017; LeSage, 2014).

Sin embargo, la literatura señala que las estimaciones con GWR son, en parte, dependientes de la función de ponderación y sensibles a la selección del ancho de banda, aspectos que pueden generar problemas de precisión en la estimación (Wheeler y Tiefelsdorf, 2005; LeSage, 2014). Estas limitantes continúan siendo parte de las discusiones de los modelos GWR y fuente de desarrollo de métodos de mejoramiento del cálculo de parámetros locales (consultese Propastin, Kappas y Erasmi, 2008; Lu, Charlton, Harris y Fotheringham, 2014; y Billé *et al.*, 2017). No obstante, se reconocen dos implicaciones importantes: 1) cómo saber si el modelo GWR describe mejor las observaciones que un modelo MCO; y 2) si bien el modelo GWR detecta la presencia de heterogeneidad espacial, éste no la explica del todo, ni tampoco la significancia de los parámetros estimados (Billé *et al.*, 2017; Leung, Mei y Zhang, 2000).

En relación con la primera implicación, la selección del modelo (GWR vs. MCO) se relaciona con el ancho de banda (Fotheringham, 2009). Para ello se contrastan y comparan los valores del Criterio de Información de Akaike (*AIC*), utilizando su versión corregida (*AICc*), que penaliza la complejidad del modelo GWR cuando el ancho de banda es pequeño (Lu *et al.*, 2014; Hurvich, Simonoff y Tsai, 1998). Así, para un modelo con ancho de banda (*b*), se estima el *AICc* a partir de la ecuación 8: donde *n* es el tamaño de la muestra, $\hat{\sigma}$ es la desviación estándar estimada del término de error y *tr*(*S*) es la traza de la matriz de proyección (*i.e. hat matrix*) de los valores observados a los estimados (\hat{y}) (Propastin *et al.*, 2008, 83; Lu *et al.*, 2014, 3).

$$AICc(b) = 2n \ln(\hat{\sigma}) + n \ln(2\pi) + n \left(\frac{n + tr(S)}{n - 2 - 2tr(S)} \right) \quad (8)$$

Para el caso del modelo MCO, el estimador *AIC* y su versión corregida (*AICc*) se estiman a partir de la ecuación 9 y 10. El factor correctivo se basa en el número de parámetros del modelo (*k*) y el tamaño de la muestra (*n*); así, en muestras grandes, el valor de *AIC* y *AICc* de MCO es prácticamente idéntico (para estimaciones y discusión, consúltese Hurvich *et al.*, 1998).

$$AIC = 2k + n \log \left(\frac{\hat{\sigma}}{n} \right) \quad (9)$$

$$AICc = AIC + \left(\frac{2k(k+1)}{n-k-1} \right) \quad (10)$$

Considerando la segunda implicación, en relación con la significancia de parámetros y la validez de la detección de la heterogeneidad espacial, la literatura sugiere utilizar la desviación de cada parámetro estimado (*e.g.* β' s) y llevar a cabo un contraste de hipótesis de significancia, a partir de la técnica de simulación Monte-Carlo (Brunsdon *et al.*, 1996). Otro método recomendado es la estimación de modelos GWR, a partir de la definición de regímenes espaciales (Anselin, 1990; Billé *et al.*, 2017); así, la estimación a

partir de distintos regímenes permite evaluar la pertinencia de éstos como estructura de vecindad para cada observación.

En cambio, Leung *et al.*, (2000) desarrollaron una serie de pruebas, en base al estadístico F , para estimar la bondad de ajuste del modelo GWR y la significancia de la heterogeneidad espacial de los parámetros para cada observación; el método consiste en tres pasos. Primero, una prueba F que permite contrastar la suma al cuadrado de los residuales (SSR) del modelo GWR y el modelo MCO, la cual se define como F_1 en la ecuación 11 (nomenclatura similar a la ecuación 8, 9 y 10). Así, un menor valor de F_1 apoya la hipótesis de que el modelo GWR tiene mejor bondad de ajuste que el modelo MCO (Leung *et al.*, 2000, 16).

$$F_1 = \frac{(SSR_{GWR}/n - 2Tr(S))}{(SSR_{MCO}/n - k)} \quad (11)$$

Segundo, se construye una prueba F a partir de la diferencia entre las sumas de los cuadrados residuales (DSS) de los modelos GWR y MCO (ecuación 12); así, la prueba F_2 se define en la ecuación 13 (nomenclatura similar a la ecuación 8, 9 y 10). Un valor menor del estadístico F_2 apoya la hipótesis de que tanto GWR como MCO describen los datos con la misma precisión (Leung *et al.*, 2000, 17).

$$DSS = SSR_{MCO} - SSR_{GWR} \quad (12)$$

$$F_2 = \frac{(DSS/Tr(S))}{(SSR_{MCO}/n - k - 1)} \quad (13)$$

Finalmente, Leung *et al.*, (2000, 21) proponen una tercera prueba F que contrasta si todos los parámetros (*e.g.* β' s) son iguales o diferentes uno de otro; es decir, el no refutar la hipótesis alternativa implica que la heterogeneidad espacial es significativa. Para estimar F_3 se utiliza la varianza de los n parámetros estimados (V_k^2) (ecuación 14), la traza de la matriz de errores de los parámetros (γ_1) y la desviación estándar estimada del término de error ($\hat{\sigma}^2$), tal y como se describe en la ecuación 15.

$$V_k^2 = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\hat{\beta}_{ik} - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_{ik} \right) \right)^2 \right) \quad (14)$$

$$F_3 = \frac{V_k^2/\gamma_1}{\hat{\sigma}^2} \quad (15)$$

Si bien el método GWR permite explorar la estructura de la heterogeneidad espacial de las variables y mejora la estimación de los parámetros (Farber y

Yeates, 2006), existe en éste un intercambio (“*trade-off*”) entre “precisión de predicción y complejidad” del modelo (Lu *et al.*, 2014, 3). En consecuencia, las pruebas de significancia y de bondad de ajuste (e.g. R^2) pierden confiabilidad como herramientas de evaluación del modelo, ya que los parámetros varían en el espacio, lo que limita la capacidad de estas medidas (Leung *et al.*, 2000). No obstante, las pruebas F permiten demostrar la confiabilidad y robustez de las estimaciones en GWR, a la luz de su ventaja como herramienta de diagnóstico e identificación de rupturas en los patrones de uniformidad del espacio analizado (consúltese a Elhorst, 2014).

3. Notas metodológicas

3.1 Datos y fuentes de información

Las variables clave para poner a prueba la hipótesis de convergencia- β son la tasa anual de crecimiento económico municipal (g_i) en el periodo 1999-2014 y el nivel inicial de ingreso per cápita (y_i). Pese a que en México no se cuenta con información del Producto Interno Bruto (PIB) a nivel municipal, indicador comúnmente utilizada en estudios de convergencia; en su lugar se utiliza el Valor Agregado Censal Bruto (VACB), generado por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi), a través de los Censos Económicos (CE) (Inegi, s.f.). Con base a esta fuente de información, el valor agregado (VA) está disponible por quinquenio y municipio, por lo que se recopiló la información del VA total, a valores constantes de 2003, como la suma del VA generado por todos los subsectores de actividad económica atendidos por el CE, para los años 1999, 2004, 2009 y 2014.²

El VACB es el valor de la producción que se añade durante el proceso de trabajo por la actividad creadora y de transformación del personal ocupado, el capital y la organización (*i.e.* factores de la producción), ejercida sobre los materiales que se consumen durante la actividad económica; este valor es bruto ya que no se le ha deducido el consumo de capital fijo (Inegi, 2015a, 76). En base a esta información se obtiene el valor agregado per cápita (VAPC), como *proxy* del nivel de ingreso (y_i), utilizando datos de los Censos de Población (Inegi, 2000; 2010a), el Censo de Población (Inegi, 2005) y la Encuesta Intercensal (Inegi, 2015b). Finalmente se calcula la tasa media anual de crecimiento del municipio, según $g_i = [\ln(y_{i,t+1}) - \ln(y_{i,t})]/T$, para los periodos 1999-2004, 2004-2009, 2009-2014 y 1999-2014.

² El total de VA se integró por los subsectores: 11 (sólo incluye actividades de pesca, acuicultura y servicios relacionados con las actividades agropecuarias y forestales), 21 (excluye extracción de petróleo y gas), 22, 23, 31-33, 43, 46, 48-49, 51, 52, 53, 54, 55, 56, 61, 62, 71, 72 y 81.

Un problema metodológico a considerar es el registro negativo del VACB (*i.e.* consumo intermedio superior a los ingresos generados) en algunos municipios, los cuales representan, aproximadamente el 1% del total nacional.³ Al respecto se decidió no excluir del análisis a estos municipios (como en Díaz-Dapena *et al.*, 2019) o sustituir sus valores por cero (del modo que sugiere CEDRUS, s.f., 11), ya que teóricamente el proceso de apalancamiento negativo de estas economías es parte integral del enfoque de regímenes espaciales. Además, desde la perspectiva espacial es relevante no ignorar ninguna unidad espacial y capturar, precisamente, ese efecto de arrastre hacia abajo; en tal caso, la presencia de estas economías de “subsistencia” en una vecindad representa un contrapeso local, cuyo efecto favorece procesos de convergencia descendente (*downward convergence*) (Ben-David, 1998; Kraay y McKenzie, 2014).

Esta decisión requirió atender el problema de la transformación logarítmica de valores negativos, en tales casos se procedió a estimar el logaritmo natural (*LN*) del VAPC en valores absolutos y se le agregó el signo negativo, en conformidad con la naturaleza de su registro. Para corroborar que la decisión tomada no tiene efectos drásticos en el análisis, a manera de ejercicio didáctico, se estimaron dos modelos GWR de convergencia absoluta: uno que incluyó a los municipios que califican como “economías de subsistencia” (*i.e.* VACB negativo) y otro en el cual se les asigna a éstos un valor de cero (*i.e.* logaritmo natural de VAPC de cero y tasa de crecimiento del período en cero), ambos modelos para el período 1999-2014.⁴ Así, se observó el efecto en la estimación de los β 's y los estadísticos *AICc* y R^2 , concluyéndose que las diferencias entre

³ De acuerdo con Inegi (2013, 25-26, 60-61) existen varias razones para un VACB negativo: 1) presencia de “unidades auxiliares”, que tienen la misma razón social que la unidad económica, pero no generan ingresos; 2) unidades con actividades de “asistencia social y cultural”, cuyos recursos son donaciones monetarias o en especie; 3) unidades que reciben subsidios; y 4) unidades en proceso de quiebra. Adicionalmente el criterio de confidencialidad de la información obliga, en varios casos, a restar información en un municipio y reagruparla en una categoría que agregue el VA de varios municipios (la cual es excluida de este análisis).

⁴ Se observó que el efecto promedio, considerando los valores por cuartil es de -0.0216; así, las tasas de convergencia son, en promedio, 2.16% más pronunciadas al no incluir las tasas de crecimiento negativas (*i.e.* municipios con VACB negativo). El efecto no es considerablemente grande, mucho menos si se considera que el promedio global del parámetro β estimado (0.0195 *vs.* -0.0180). También, se consideró comparar las sumas de cuadrados residuales entre modelos, como medida de discrepancia en el ajuste de la estimación; la diferencia entre ambos es pequeña (0.8307), lo que indica que el ajuste del modelo GWR a ambos datos, con y sin VACB negativos, es similar. Otro parámetro pertinente es el *AICc*, la diferencia de este estadístico entre modelos es de apenas el 3% a favor del modelo sin economías de subsistencia, cifra pequeña para realmente considerar la exclusión de éstas como metodológicamente pertinente. Finalmente, se revisó el valor de R^2 , que captura los cambios en la proporción de varianza explicada como criterio de decisión entre modelos, al respecto se concluye como apropiado la inclusión de las economías de subsistencia, lo cual concuerda con los argumentos teóricos ya planteados.

modelos son pequeñas, lo cual reforzó el argumento de que registros negativos de VACB en una vecindad, permite indagar sobre procesos de convergencia decrecientes.

Otra consideración importante, para dimensionar los hallazgos del estudio, son las discrepancias metodológicas entre PIB y VACB. Pese a que la información no es comparable, ambos indicadores se utilizan para divulgar aspectos relevantes del acontecer económico, pero una no tiene preeminencia sobre la otra (Inegi, 2010b, 8). La naturaleza de tales diferencias son: 1) de cobertura, ya que el CE excluye ciertas actividades económicas como las agropecuarias, los servicios educativos, de salud y de administración pública y defensa (al no asignarles un valor, dada su lógica privada de provisión), y las actividades informales, entre otras; y 2) metodológicas, ya que el ordenamiento contable del CE tiene un enfoque microeconómico empresarial (*i.e.* precios del productor), mientras que el cálculo del PIB se basa en el costo de oportunidad (*i.e.* precios de mercado), diferencia que estriba en la consideración de impuestos y subsidios aplicable a la contabilidad nacional (Inegi, 2010b, 7-8).

Pese a que la información del VACB cuenta con una cobertura más limitada que el PIB y está valorada a precios de productor, el uso de esta información tiene la ventaja de saber, con mayor precisión, cuánto valor es agregado por un municipio y su contribución a la economía nacional. Lo anterior gracias a que, para las actividades manufactureras, comerciales y de servicios, la unidad de observación es el establecimiento (definidos bajo el control de una sola entidad propietaria y asentados permanentemente); así, la información obtenida está referida a la ubicación donde realmente se lleva a cabo la actividad (Inegi, 2015, 11).⁵

En el caso de la estimación del modelo de convergencia condicional, la construcción de los componentes φX_i y πZ_i siguió la recomendación de Durlauf *et al.*, (2005a) de separar las condiciones productivas de las condiciones de desarrollo (ecuación 2). Para X_i se calculó, para cada año de estudio, un indicador compuesto con datos de la formación bruta de capital fijo, producción bruta total y el total de personal ocupado. A partir de esta información, recuperada del CE (Inegi, s.f.), se estimaron los retornos a cada factor para construir un indicador de productividad total de los factores (PTF). La idea detrás de la construcción de este indicador se fortalece con los argumentos de Moreno-Brid y Ríos (2009), quienes advierten que el efecto positivo de la inversión de capital en México se da en enclaves. Asimismo, se

⁵ Cuando la información se colecta a nivel de empresas, los datos se suministran según su “domicilio fiscal”; esto implica que los datos de la empresa se levantaron en una entidad/municipio, en tanto que su producción pudo realizarse en varios establecimientos localizados geográficamente en distintas entidades/municipios (Inegi, 2010b).

consideró y porcentaje de personal ocupado total en el sector servicios profesionales (PROFPOT), de acuerdo con la información del CE (Inegi, s.f.).

En el caso del vector Z_i se recurrió a una serie de indicadores relacionados con el desarrollo económico, los cuales conforman variables independientes referidas a los años 2000, 2005, 2010 y 2015. Los indicadores considerados fueron: 1) porcentaje de población con acceso a la seguridad social (SALUDPOB); 2) porcentaje de población, mayor a 15 años, que sabe leer y escribir (ALFAPOB); 3) porcentaje de población económicamente activa (PEA) en actividades agropecuarias (AGRIPOB). La información se retoma de los censos, conteos y encuestas de población (Inegi, 2000; 2005; 2010a; 2015).

Finalmente, siguiendo las recomendaciones de Barro y Sala-i-Martin (1995), se incluye la inversión pública federal ejercida, en términos per cápita, como parte del vector Z_i ; así, se construyen dos indicadores para capturar el impacto de proyectos de inversión y otros apoyos: los de carácter estrictamente económico o productivo (ECOPC) y los provenientes de los programas sociales (SOCPC). El nombre de cada una de las variables en el modelo de regresión se compone del indicador y su transformación logarítmica, anteponiéndose LN al nombre de la variable y posteriormente indicando la relativización de la variable (*i.e.* POB, POT o PC en caso de referirse a población total, personal ocupado total o términos per cápita, respectivamente); adicionalmente se agrega, al nombre de la variable, los dos últimos dígitos del año de referencia.

3.2 Especificación de la estructura espacial

El VAPC entre los municipios de México y su tasa de crecimiento son indicadores de naturaleza espacial (Rodríguez-Gámez y Cabrera-Pereyra, 2017), por lo que la posibilidad de que la tasa de convergencia estimada sea también una variable espacial y, en consecuencia, varíe a través de los municipios (*i.e.* heterogeneidad espacial) es una situación altamente probable. Por ello, es necesario introducir una estructura espacial apropiada que modele la interacción entre municipios y detecte la no-estacionariedad. Nos referimos al ancho de banda (*i.e.* amplitud o distancia en donde a partir del núcleo i se define la vecindad), que define el subconjunto de observaciones vecinas y que servirá como extensión de lo “local” en GWR.

Si no se dispone de información previa sobre los regímenes espaciales Ertur y Le Gallo (2009) sugieren utilizar una varianza espacial continua a través de la zona de estudio o definir, *a priori*, la forma de propagación de los efectos espaciales entre observaciones (*e.g.* contigüidad binaria). No obstante, predefinir una estructura espacial resulta restrictivo, ya que se requiere información, de antemano, de dicha estructura (Ibragimov y Müller, 2010). En

este sentido, los modelos GWR son una “alternativa” útil y una “herramienta de diagnóstico” para la correcta detección de la heterogeneidad espacial (Billé *et al.*, 2017, 455). Así, cuando las observaciones no están distribuidas de manera uniforme, a través del área de estudio, la literatura sugiere una función de Gauss ponderada, con un ancho de banda que se adapte a cada núcleo (*i.e. adaptive kernel*) (Fotheringham *et al.*, 2002; Fotheringham, 2009; Páez, Farber y Wheeler, 2011).

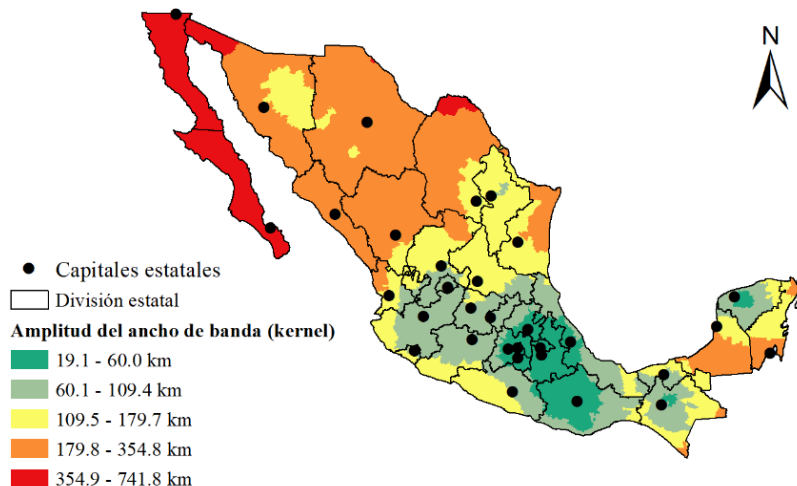
El uso de un ancho de banda dinámico permite que los núcleos varíen espacialmente, siendo menor la variación en las regiones donde la densidad de datos (*i.e.* número de municipios) es alta y más grande donde la densidad de datos es baja (Fotheringham *et al.*, 2002). Para un ancho de banda dinámico, la amplitud se calcula en función de la densidad de puntos de datos, obteniéndose el número de observaciones según la distancia euclidiana entre los centroides de las áreas municipales; en la cual los municipios más próximos ejercen mayor influencia y ésta disminuye conforme el radio de influencia aumenta. En consecuencia, tanto el número efectivo de parámetros, como los grados de libertad de la estimación, varían según el ancho de banda.

En el caso de México, la base de datos se conformó por 2,491 municipios para el periodo 1999-2014.⁶ El promedio de observaciones vecinas (*i.e.* tamaño del subconjunto de municipios) para cada modelo estimado fue de 38 observaciones, las cuales representa, aproximadamente, el 1.5% de los municipios del país. Sin embargo, la amplitud del ancho de banda varía notablemente de una región a otra; por ejemplo, en la región Centro del país el ancho de banda oscila entre 19.1 y 60 km, mientras que en la península de Baja California llega a más de 700 km (figura 1). Estos datos sustentan la pertinencia de establecer un ancho de banda dinámico, para la estimación local, en función del tamaño y la proximidad de los municipios.

Finalmente, con las variables definidas, se construyó una base datos para el cálculo de las estimaciones locales del modelo de convergencia- β y condicional en el *Software R* (R Core Team, 2018), la cual se geo-referencio con el *Software ArcMap* (v.10.2.2). El método GWR se implementó a través del paquete “*spgwr*” (Bivand y Lu, 2020), diseñado para ejecutarse en el software estadístico *R*. Con este software se estimaron también los estadísticos t , R^2 , AIC , $AICc$ y las pruebas F ; así como el cálculo de la velocidad de convergencia, el estado estacionario y la media vida.

⁶ Dada la complejidad de la división política-administrativa de algunos municipios, conformados por territorios fragmentados, se optó por separarlos físicamente en unidades espaciales distintas, pero con los mismos valores; por lo que el número de municipios se incrementó en relación con los 2,443 registrados por Inegi en el año 2000.

Figura 1
Delimitación del ancho de banda en kilómetros por municipio



Fuente: Elaboración propia. Nota: La clasificación de datos sigue sus cortes naturales (Jenks).

4. Explorando la no-estacionariedad del proceso de convergencia

4.1 Convergencia absoluta

Partiendo de un análisis convencional de MCO, se obtiene un coeficiente β negativo y estadísticamente significativo para el nivel de ingreso per cápita inicial (LNVAPC) en cada uno de los periodos estudiados (tabla 2). Con ello se comprueba la hipótesis de convergencia- β (*i.e.* absoluta) en el periodo 1999-2014: los municipios mexicanos con menores niveles de LNVAPC crecieron más rápido que aquellos de alto LNVAPC, en consecuencia, los niveles de ingreso convergen entre sí a largo plazo, a una velocidad de 2.1%; de tal manera que les tomaría 33 años en superen la mitad de la distancia que les separa del estado estacionario.

Para indagar sobre la no-estacionariedad se realiza un cambio de enfoque, del “global” al “local”, con la aplicación de GWR. La tabla 2 resume las estimaciones de los parámetros locales α 's y β 's (distribución por cuartil), se observa que el intercepto (α) varía en el espacio y es siempre positivo, indicando los diferentes grados de uso de la tecnología; y los β 's muestran el signo negativo esperado, lo cual sugiere que un proceso “local” de convergencia- β ocurrió en el periodo 1999-2014. El nivel inicial de ingresos, de los municipios cercanos converge entre sí, y a largo plazo, a sus respectivos estados estacionarios localmente estables, a una tasa de entre 0.8% y 3.9%

($|\beta| * 100$) (tabla 2). Esta situación es teóricamente posible, ya que GWR se aplica a nivel microrregional como una extensión de los modelos globales.

Sin embargo, algunos municipios registraron una tasa local de convergencia mayor o menor que la tasa global. Considerando las estimaciones locales que son estadísticamente significativas al 99% (valores de t por encima o debajo de ± 2.58), el promedio de la velocidad local de convergencia, entre el 98.2% de los municipios, fue de 2.6%. Lo anterior implica que, en promedio, les toma 30 años a las economías municipales en avanzar la mitad de la brecha de ingresos, entre su nivel inicial y el nivel de ingresos de sus estados estacionarios locales. La convergencia local también tuvo lugar en los tres quinquenios analizados y ésta aumentó en el tiempo: 2.3% (1999-2004), 4.2% (2004-2009) y 5.3% (2009-2014) (tabla 2); lo anterior es evidencia de cuan rápido se redujeron las disparidades entre municipios cercanos.

En la tabla 2 se presentan también los valores “cuasi-globales” de R^2 , como promedio de los R^2 locales, estimados para cada modelo municipal i y sus vecinos, según el ancho de banda dinámico. Al respecto, resalta el hecho de que el R^2 de las estimaciones locales son superiores, en promedio, a las estimaciones globales de MCO (tabla 2). Si bien los valores locales de R^2 pueden ser utilizados para seleccionar el mejor modelo (*i.e.* MCO vs. GWR), bajo el enfoque GWR la connotación del estadístico es distinta y su aplicación se encuentra limitada (Leung *et al.*, 2000; Lu *et al.*, 2014; Billé *et al.*, 2017); en su lugar, como pruebas de bondad de ajuste, se utilizan el $AICc$ (Lu *et al.*, 2014; Hurvich *et al.*, 2009) y las pruebas F propuestas por Leung *et al.* (2000), comentadas en la sección 3.3.

Los valores del estadístico $AICc$ muestra que el enfoque GWR describe mejor las observaciones que MCO (se prefieren valores menores), lo anterior se cumple para el periodo 1999-2014 y sus tres quinquenios. Por otro lado, la prueba F_1 , que compara las sumas al cuadrado de los residuales (SSR) en ambos modelos, arrojó un valor menor a la unidad con lo cual se apoya la hipótesis de que GWR describe mejor los datos que MCO (Leung *et al.*, 2000, 16), pero la mejora de los SSR de GWR es pequeña y no significativa (tabla 2). No obstante, la prueba F_2 , que compara las diferencias de SSR entre modelos, sugiere que el modelo GWR tiene mejor ajuste que MCO, dados los elevados y significativos valores de F_2 . En resumen, según los estadísticos $AICc$ y F_2 , los datos se ajustan mejor a los modelos GWR, tanto para el periodo 1999-2014, como para los periodos quinquenales analizados (tabla 2).

Tabla 2
Análisis comparativo de los parámetros estimados de convergencia absoluta con MCO y GWR

Modelo estadístico	1999-2004		2004-2009		2009-2014		1999-2014		
	α	β	α	β	α	β	α	β	
Estimación por MCO (parámetros globales)									
Parámetro	0.1208	-0.0216	0.0693	-0.0378	0.1256	-0.0472	0.0855	-0.0180	
Estado estacionario (α/β)	5.9		1.8		2.6		4.8		
Tasa de convergencia	2.2%		3.8%		4.7%		1.8%		
Velocidad de convergencia	2.3%		4.2%		5.4%		2.1%		
Media-vida	31.7		18.0		14.3		33.3		
R^2	4.4%		11.4%		16.8%		19.0%		
<i>AICc</i>	-1,511.57		-1,160.58		-1,357.94		-6,480.8		
Estimaciones con GWR (parámetros locales)									
Parámetro β	Mínimo	-0.0053	-0.0789	-0.0585	-0.1387	0.0204	-0.1279	0.0510	-0.0390
	1er. Cuartil (25%)	0.0957	-0.0387	0.0366	-0.0605	0.0925	-0.0753	0.0714	-0.0247
	Mediana (50%)	0.1229	-0.0299	0.0527	-0.0372	0.1136	-0.0552	0.0843	-0.0202
	3er. Cuartil (75%)	0.1465	-0.0224	0.0779	-0.0187	0.1536	-0.0429	0.0978	-0.0165
	Máximo	0.1988	0.0006	0.1797	0.0050	0.3580	-0.0128	0.1246	-0.0079
	Rango Inter-cuartil	0.0508	0.0163	0.0413	0.0418	0.0611	0.0324	0.0264	0.0082
Parámetro β (promedio)	0.1208	-0.0216	0.0694	-0.0378	0.1256	-0.0472	0.0825	-0.0209	
Parámetros significativos (% del total)	94.1%	68.8%	62.3%	64.9%	94.1%	92.8%	100.0%	98.2%	
R^2 local (cuasi-global)	14.6%		25.4%		28.9%		26.1%		
Estado estacionario (promedio)	3.7		5.4		4.5		4.4		
Tasa de convergencia (promedio)	2.2%		3.8%		4.7%		2.1%		
Velocidad de convergencia (promedio)	4.1%		7.2%		7.6%		2.6%		
Media-vida (promedio)	20.3		14.4		12.2		30.2		
Pruebas de estacionariedad y heterogeneidad de los parámetros estimados									
Prueba F_1	0.9481*		0.8968***		0.9050***		0.9793		
Prueba F_2	2.2766***		3.3477***		2.5794***		2.0829***		
Prueba F_3 (heterogeneidad):	4.6833***		3.6509***		5.9920***		5.0425***		
α									
β	1.8104***		8.3293***		3.0371***		3.3587***		
<i>AICc</i>	-1,603.5		-1,401.7		-1,546.7		-6,587.8		

Fuente: Elaboración propia. Nota: todos los parámetros estimados tienen significancia del 99%, para las pruebas F : * (0.05), ** (0.01) y *** (0.001). Para las estimaciones MCO y GWR se utilizó el *Software R* (R Core Team, 2018).

Como ha sido sugerido en la literatura (Fortheringham *et al.*, 2002; Leung *et al.*, 2000), se pone a prueba la no-estacionariedad. Así, a través de la prueba F_3 se evalúa la significancia de la no-estacionariedad del proceso de convergencia. El alto valor del estadístico F_3 y su nivel de significancia (tabla

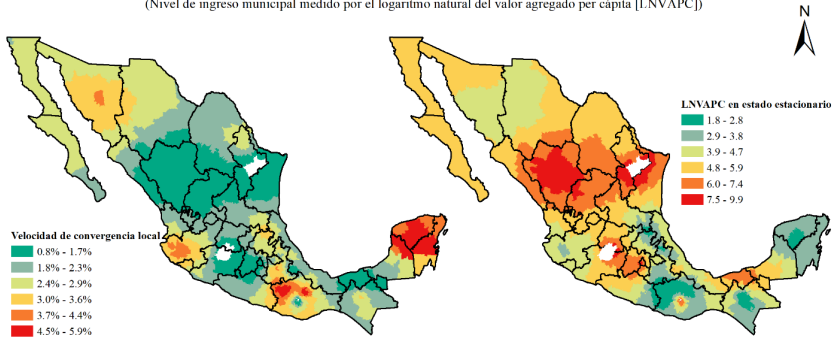
2), permiten rechazar la hipótesis nula de estacionariedad y aceptar la no-estacionariedad (Leung *et al.*, 2000, 21-23); es decir, los parámetros locales, tanto los α 's como los β 's, variaron significativamente de un municipio a otro en el periodo 1999-2014. En consecuencia, para explorar geográficamente la no-estacionariedad de los parámetros GWR, se geo-referencia la velocidad de convergencia y los niveles de ingreso per cápita (LNVAPC) en estado estacionario, reportando los parámetros estadísticamente significativos al 99% y agrupándolos con arreglo a sus cortes naturales (*i.e.* algoritmo de rupturas de Jenks).

En la figura 2 (sección izquierda), se observa que el rango intercalase de la velocidad de convergencia, en el periodo 1999-2014, oscila entre 0.8% y 5.9%. Los municipios con bajas velocidades de convergencia, entre 0.8% y 1.8%, y que converge más lentamente que el resto de municipios a su estado estacionario “locamente estable”, se localizan en al menos tres regiones: 1) Centro-norte, municipios en Sinaloa, extremo sur de Chihuahua, Durango, al sur de Coahuila, centro y sur de Nuevo León, centro y norte de Tamaulipas, Zacatecas y norte de San Luis Potosí; 2) Centro, municipios en Michoacán, Guanajuato, Querétaro, Estado de México, Ciudad de México, Morelos y norte de Guerrero; y 3) Golfo, integrada por Tabasco y municipios colindantes con Veracruz, Chiapas y Campeche (figura 2, izquierda).

Por otra parte, altas velocidades de convergencia, entre 4.5% y 5.9%, se registraron en: 1) Oaxaca, en municipios de la región Mixteca y en la región Sierra Norte; y 2) en la Península de Yucatán, en los municipios colindantes entre Campeche (municipios colindantes con Yucatán), Yucatán (con excepción de los municipios de la región de Influencia Metropolitana y en la del Litoral Oriente) y Quintana Roo (Felipe Carrillo Puerto y José María Morelos) (figura 2, izquierda). Se observa que las regiones conformadas por este tipo de municipios no conforman una zona continua, como en el caso de los municipios de baja velocidad de convergencia, en cambio son aglomeraciones de municipios con un rápido crecimiento a escala microrregional. Así, a los municipios con baja velocidad les tomaría 49.4 años, en promedio, el cubrir la mitad de la variación de ingreso que los separa de su estado estacionario localmente estable; mientras que a los de más alta velocidad de convergencia les tomaría solo 14.4 años.

Figura 2
Velocidad municipal de convergencia- β a su estado estacionario (localmente estable) (1999-2014)

(Nivel de ingreso municipal medido por el logaritmo natural del valor agregado per cápita [LNVAPC])



Fuente: Elaboración propia. Nota: La clasificación de datos sigue sus cortes naturales (Jenks).

Los resultados sugieren la existencia de regímenes espaciales o clubes de convergencia entre los municipios de México. La polarización entre patrones de crecimiento indica dos grandes procesos. Por un lado, las velocidades de convergencia del núcleo o centro de municipios con bajos valores (de 1.7% y menores) son más bajas que las de su periferia (*i.e.* los municipios que los rodean, con tasas de entre 1.8% y 2.3%) y más bajas aún (de 2.4% a 2.9%) que el siguiente grupo de municipios circundantes; esto indicaría que el proceso de apalancamiento (*catching-up*) ya es más desacelerado a nivel local. Por otro, las velocidades de convergencia del núcleo o centro de los municipios con altos valores (mayores a 4.5%) son más altas que las de su correspondiente periferia (municipios con velocidades de 3.7% a 4.4%) y éstas a su vez son menores (de 3.0% a 3.6%) hacia el siguiente grupo de municipios adyacentes, lo cual indica una fuerza de arrastre o apalancamiento local en pleno auge.

Así, la heterogeneidad del proceso implica la existencia de múltiples equilibrios. Bajo el enfoque local, cada municipio converge, a largo plazo y a diferentes velocidades, a un determinado nivel de ingreso en estado estacionario ($y_i^* = \alpha_i/\beta_i$), el cual es localmente estable (*i.e.* equilibrio microrregional) (figura 2, derecha). Una economía se encuentra en estado estacionario cuando la economía está haciendo uso eficiente de sus recursos; de tal manera que la tasa de ahorro e inversión es igual a la depreciación. Así, el equilibrio puede variar entre las municipalidades en función de los niveles iniciales de ingreso (y_i) (LNVAPC), los cuales son heterogéneos; pero también con relación a su capacidad para adaptarse y a los efectos locales producto de la interacción entre vecinos.

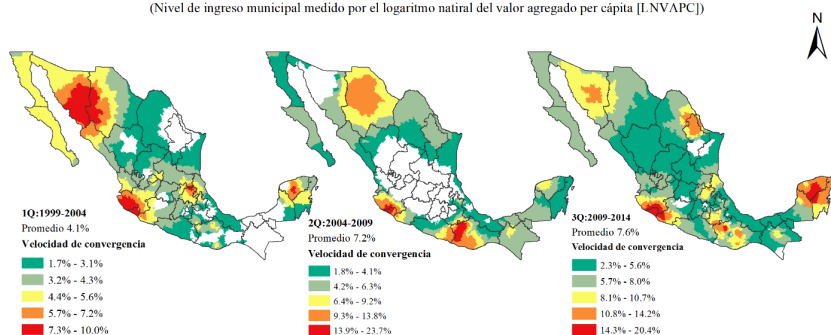
Se observa (figura 2, derecha) que los niveles “locales” de ingreso (LNVAPC) en estado estacionario de las economías pobres (e.g. en Oaxaca), registran mayores velocidades de convergencia, asimismo éstas se encuentran por debajo del nivel “global” de estado estacionario (4.8 en el periodo 1999-2014), de ahí que converjan más rápidamente a su nivel local ya que se encuentran alejadas de este punto; mientras que los municipios ricos, con menor velocidad de convergencia, tienen estados estacionarios “locales” por encima del valor “global” (tabla 2 y figura 2). Así, los mayores niveles de estado estacionario se localizaron en municipios de Durango y la región del Sombrerete en Zacatecas, en Nuevo León y Tamaulipas, y en el Centro de país (municipios colindantes entre Michoacán y Guanajuato; así como al poniente del área metropolitana de la Ciudad de México); en contraste, podemos observar municipios con bajos niveles en el centro de la Península de Yucatán, en el área central de Chiapas, en la región Mixteca de Oaxaca y en municipios colindantes a ésta en Guerrero y Puebla, municipios al norte de Hidalgo y sur de San Luis Potosí, así como al norte de Puebla, (figura 2, derecha).

En el corto plazo (*i.e.* 1999-2004, 2004-2009 y 2009-2014) se observó, también, una heterogeneidad en el proceso de convergencia, el valor y significancia de la prueba F_3 ofrece evidencia de este fenómeno (tabla 2). Con el tiempo se aprecia que la velocidad de convergencia local promedio, entre los municipios con estimadores estadísticamente significativos, aumentó; mientras que los niveles de ingreso en estado estacionario se redujeron. Con estos resultados se argumenta que el proceso de convergencia se aceleró a partir del segundo quinquenio (figura 3). Explorando geográficamente los parámetros, se aprecia que en el primer quinquenio (1Q: 1999-2004) la velocidad de convergencia osciló entre 1.7% y 10.0% (figura 3); sin embargo, en algunas zonas del país la evidencia empírica no es suficiente para aceptar la hipótesis de convergencia- β . Las velocidades más altas se registraron en municipios del Noroeste del país, en la región Occidente, en la zona colindante entre San Luis Potosí e Hidalgo y en el centro de la Península de Yucatán; a partir de estas zonas las velocidades de convergencia disminuyen a través del espacio, mientras que se registraron bajas velocidades en zonas contiguas a municipios que no convergieron (figura 3).

En el segundo quinquenio (2Q: 2004-2009) la velocidad de convergencia llegó a 23.7%, los valores más altos se registraron en Manzanillo y municipios contiguos en Colima y Jalisco; así como en la región Mixteca de Oaxaca, que registró los valores máximos (figura 3). En 2Q se registraron mayores velocidades y emergió un patrón espacial distinto: los municipios, con valores no significativos o de bajas velocidades, al Sur-sureste del país en 1Q, se acercaron más rápido a su estado estacionario en 2Q, con excepción de algunos municipios en Durango; asimismo, para una amplia zona en el Centro del país no se obtuvo suficiente evidencia estadística para aceptar la hipótesis de

convergencia- β (figura 3). Finalmente, en el tercer quinquenio (3Q: 2009-2014), la velocidad de convergencia registró un máximo de 20.4%, con valores altos en al menos tres regiones: 1) la zona de Manzanillo, que se extendió de 2Q a 3Q hacia el resto de los municipios de Colima y otros en Jalisco y Michoacán; 2) municipios de la región Mixteca de Oaxaca; y 3) municipios en el centro de la Península de Yucatán. No obstante, en 3Q es la zona de Manzanillo la que registra los valores máximos. En contraste, se localizaron niveles bajos en municipios del Centro-norte, Centro y Golfo de México (figura 3).

Figura 3
Velocidad municipal de convergencia- β a su estado estacionario (localmente estable) (1999-2004, 2004-2009 y 2009-2014)
 (Nivel de ingreso municipal medido por el logaritmo natural del valor agregado per cápita [LNVAPC])



Fuente: Elaboración propia. Nota: La clasificación de datos sigue sus cortes naturales (Jenks). Parámetros estadísticamente significativos al 99%.

Estos hallazgos, que apoyan la existencia de múltiples estados estacionarios locales y no necesariamente uno solo de carácter global, son consistentes con la presencia de clubes de convergencia (Galor, 1996; Quah, 1996; para análisis empírico, Beaumont *et al.*, 2003; Phillips y Sul, 2009). Si bien la literatura expresa la necesidad de hacer más pruebas empíricas antes de asumir, con cierto grado de confiabilidad la existencia de clubes de convergencia, los resultados de los modelos GWR son, en sí, un excelente diagnóstico sobre la posible naturaleza y dinámica espacial heterogénea de los múltiples equilibrios. En este sentido, los resultados se alinean a la propuesta de Beaumont *et al.* (2003), a favor del uso de modelos espaciales para la adecuada detección de patrones heterogéneos de crecimiento.

4.2 Convergencia condicional

En el enfoque convencional de convergencia, la multiplicidad de estados estacionarios de equilibrio es posible debido a una dotación diferenciada de factores productivos (*e.g.* capital) y tasas de ahorro; así, el reconocimiento de distintas condiciones de inicio implica que las economías ya no comparten un

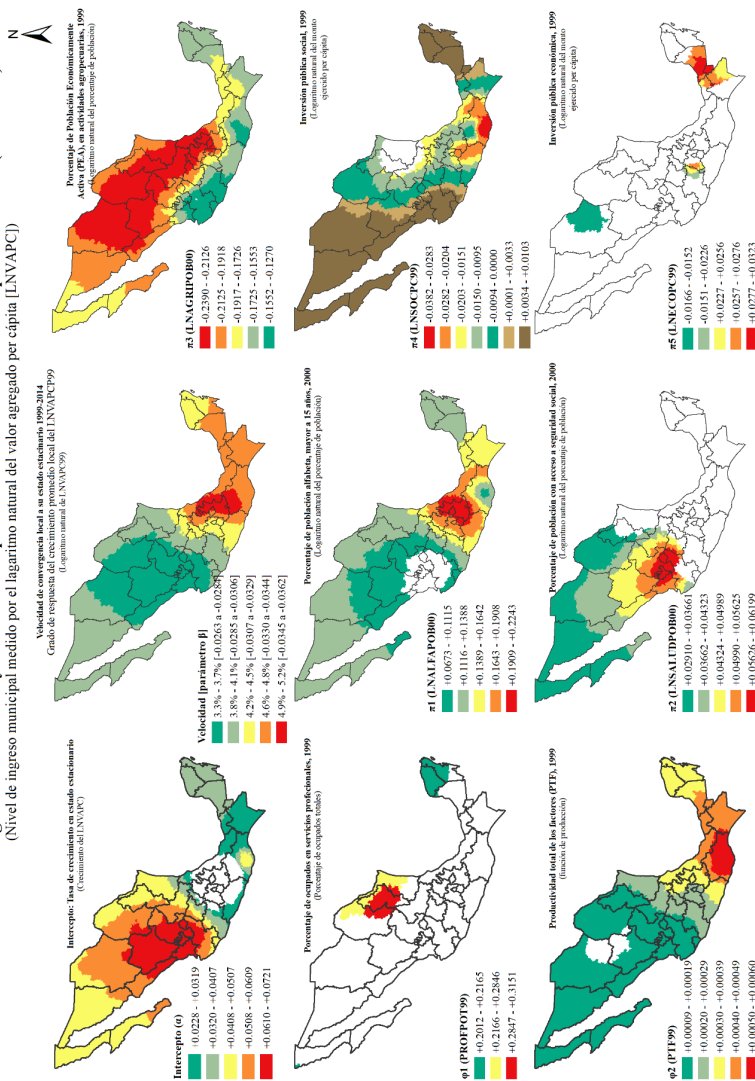
mismo estado estacionario (Galor, 1996). De ocurrir la convergencia ésta será condicional: se espera que el efecto de alcance de las economías atrasadas se dé, inclusive, pese a las diferencias estructurales. Bajo el enfoque local, la convergencia condicional implica que dicha expectativa se dé a nivel microrregional (entre el municipio i y su vecindad), reconociéndose que las complementariedades espaciales y las externalidades locales son condiciones endógenas que influyen, también, en el proceso de convergencia.

En la figura 4 se despliega los resultados de las estimaciones GWR para el modelo condicional (véase ecuación 2). En base a esta información se corrobora la hipótesis de convergencia condicional local en el periodo 1999-2014 (*i.e.* β 's significativo y con el signo esperado).⁷ Una vez controladas las características económicas ($Z_{i,t}$) y de desarrollo ($X_{i,t}$) (ecuación 2), los municipios convergen a su propio estado estacionario local, a una velocidad promedio de 4.4%, y les toma en promedio 15.8 años, aproximadamente, en reducir la mitad de las diferencias en ingreso per cápita (LNVAPC).

El intercepto resultó no significativo en la región Centro del país: Ciudad de México, Estado de México, Morelos, Puebla, Tlaxcala, Hidalgo y municipios contiguos a esta área en los estados de Oaxaca, Veracruz, San Luis Potosí, Querétaro, Guanajuato, Michoacán y Guerrero (figura 4). Por otro lado, el parámetro β es estadísticamente significativo para todos los municipios (figura 4), registrándose altas velocidades de convergencia en: 1) la zona conformada por la región Cañada y la región Mixteca (la cual registró los valores máximos) en Oaxaca y en Puebla; 2) en la mayoría de los municipios de Puebla, incluidos los de la Angelópolis; 3) municipios de Veracruz en torno al corredor Córdoba-Xalapa-Poza Rica; y 4) municipios de la región de Tulancingo en Hidalgo y de la región de Huamantla en Tlaxcala. En cambio, menores velocidades se observan en municipios de las regiones Occidente y Centro-norte, integrada por municipios en los estados de Jalisco, Nayarit, Aguascalientes, Zacatecas, Durango, Sinaloa, Coahuila y Chihuahua (incluidos los municipios que albergan a las capitales) y municipios en San Luis Potosí y Nuevo León (se excluyen capitales).

⁷ La convergencia condicional global, estimada con MCO para una base de datos similar (se excluyen las actividades petroleras), ha sido comprobada por Rodríguez-Gómez y Cabrera-Pereyra (2019).

Figura 4
Velocidad de convergencia condicional y estimación de parámetros locales entre municipios de México (1999-2014)
 (Nivel de ingreso municipal medido por el logaritmo natural del valor agregado per cápita [LNVAAPC])



Nota: La clasificación de datos sigue sus cortes naturales (breaks) (i.e. valores similares se agrupan mejor y se maximizan las diferencias entre clases). Parámetros estadísticamente significativos al 95%, para $\pi 5$ la significancia es de 90%. Fuente: elaboración propia en base a estimaciones de parámetros locales.

Las variables de control tienen el signo esperado y son estadísticamente significativas al 95%, con algunas excepciones según los resultados desplegados en la figura 4. Las condiciones económicas (Z_i) contribuyen positivamente al crecimiento económico, el parámetro φ_1 resultó significativo solo en el 8.4% de los municipios, al noreste del país (*i.e.* Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas) y en Península del Yucatán (*i.e.* Yucatán y norte de Quintana Roo); mientras que φ_2 , que corresponde al retorno de los factores y que se capta a través de un indicador de PTF, es significativo en el 98.6% de los municipios, con contribuciones altas en municipios de Oaxaca (figura 4). La contribución del LNPROFPOT99 al crecimiento es mayor que en el caso de PTF99, pero no es significativa en buena parte del país. No obstante, en ambos casos, la función de producción de las economías municipales permite distinguir entre ricos y pobres.

En el caso de las condiciones de desarrollo (X_i), la contribución de variables como LNALFAPOB00, LNSALUDPOB00 y LNECOPC99 es positiva, mientras que LNAGRIPOB00 es negativa y LNSOCPC99 muestra contribuciones tanto positivas como negativas. La contribución mayor al crecimiento es de LNALFAPOB00 (estadísticamente significativo en el 92% de los municipios), situación por la cual éste influye notablemente en el patrón de velocidad de convergencia; su parámetro π_1 registró valores altos en municipios de Puebla y en aquellos colindantes con éste en los estados circundantes (figura 4). El parámetro π_2 fue significativo para el 19% de los municipios en la región de Noroeste, Centro-norte y Occidente. Por otro lado, π_5 (LNECOPC99) fue significativo solo en el 5.5% de los municipios, en zonas de Chihuahua (valores bajos), en el Centro (municipios en la zona de confluencia entre Guerrero, Michoacán, Guanajuato, Querétaro y Estado de México) y en el Sureste del país (municipios de Chiapas, Tabasco y Campeche, este último con valores altos).

La contribución de LNSOCPC99 (π_4) fue significativa en el 98.3% de los municipios del país, la zona de excepción se localiza en municipios de Nuevo León y Tamaulipas (centro-sur), y San Luis Potosí y Veracruz (norte); sin embargo, se observa que coexisten tanto contribuciones positivas como negativas, las cuales son enmascaradas por estimaciones globales (figura 4). En ambos extremos del país, la inversión social contribuye positivamente en municipios en las regiones Noroeste, Centro, Pacífico y Occidente, así como en la Península de Yucatán; mientras que en municipios del sur de Oaxaca se registró el valor más alto de la contribución negativa de la inversión social (figura 4). El parámetro π_3 (LNAGRIPOB00) es negativo y estadísticamente significativo (con excepción de dos municipios), el valor absoluto del parámetro es considerablemente alto, por lo que la contribución al crecimiento influye a la baja en el caso de economías municipales con un porcentaje importante de población económicamente activa en el sector agropecuario en

los estados de Nayarit, Jalisco, Michoacán, Guerrero, Oaxaca, Chiapas y en la Península de Yucatán (figura 4).

Las pruebas de bondad de ajuste (F_1 y F_2) (Leung *et al.*, 2000) corroboran que los modelos condicionales en GWR se ajustan mejor a los datos que un modelo MCO (tabla 4). La prueba F_3 de no-estacionariedad de los parámetros estimados indica que para todos los modelos GWR condicionales del periodo 1999-2014, la hipótesis de no-estacionariedad aplica para los siguientes parámetros estimados: α 's (preferencias y uso de la tecnología), β (tasa de convergencia), φ_2 (retorno de factores), π_1 (contribución del porcentaje de alfabetización) y π_2 (contribución de la cobertura en seguridad social). Todas las pruebas de contrastes de F_3 de los parámetros mencionados son estadísticamente significativas al 99%. Para los periodos 2004-2009 y 2009-2014, el parámetro π_3 (efecto de la PEA agropecuaria) es no-estacionario. Finalmente, en 2004-2009, la no-estacionariedad aplica también para φ_1 (ocupados en servicios profesionales), pero con un menor nivel de significancia estadística (al 95%). En contraste, los parámetros π_4 y π_5 , relacionados con la inversión pública ejercida social y económica, respectivamente, resultaron no significativamente diferentes uno de otro (tabla 3).

Tabla 3

Pruebas F y de heterogeneidad de parámetros en modelos GWR condicionales

Pruebas de bondad de ajuste				
Parámetro	1999 - 2004	2004 - 2009	2009 - 2014	1999 - 2014
R^2 local (promedio)	27.4%	25.2%	34.2%	30.5%
F_1	0.9664	0.9346**	0.9429*	0.9793
F_2	2.1739***	3.1389***	2.8820***	2.086***
Prueba de heterogeneidad de parámetros (F_3)				
α	2.7067***	2.7774***	3.7121***	2.3216***
β	1.6551***	22.2261***	7.5778***	3.6154***
φ_1 (PROFPOT99)	1.2206	1.6333*	0.6665	0.3096
φ_2 (PTF99)	2.6257***	6.6771***	5.9728***	5.2066***
π_1 (LNALFAPOB00)	2.6542***	3.5422***	2.8042***	2.7428***
π_2 (LNSALUDPOB00)	2.1581***	1.5932***	1.9821***	2.2865***
π_3 (LNAGRIPOB00)	1.0982	2.3631***	3.0384***	0.8554
π_4 (LNSOCP99)	1.0235	0.1345	0.2043	0.4481
π_5 (LNECOP99)	0.8760	0.3959	0.5901	0.2476

Fuente: para las estimaciones MCO y estimaciones del modelo GWR se utilizó el *Software R* (R Core Team, 2018). Nota: significancia estadística de * (0.05), ** (0.01) y *** (0.001).

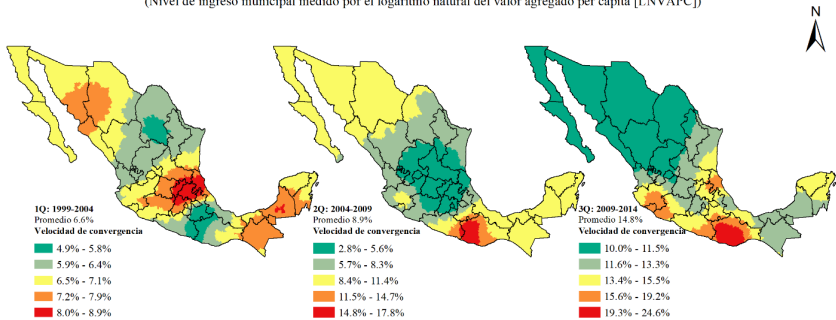
La heterogeneidad de los parámetros implica que existen diferencias espaciales en el crecimiento económico municipal y en el proceso de convergencia, como consecuencia de la acción del gobierno y de los agentes económicos locales, así como por las condiciones geográficas y de localización de un municipio en particular. Los resultados que se muestran en la figura 4, refuerza la pertinencia del uso de estimaciones GWR: en el caso del proceso de convergencia condicional (1999-2014) es posible reconocer un patrón espacial que distingue entre Norte y Sur, pero sin que esto signifique un proceso lineal, en donde el Sur está creciendo más rápidamente (mayor velocidad) y cuyo núcleo crece a tasas más aceleradas (4.9% a 5.2%) que su periferia (4.6% a 4.8%) y la zona más allá de ésta (4.2% a 4.5%), lo que hace suponer que existe un efecto de apalancamiento o arrastre espacial detectado por los modelos locales. No obstante, se identifica un segundo núcleo (Centro-norte del país) donde la velocidad de convergencia es menor (3.3% a 3.7%) a la de su periferia (3.8% a 4.1%), lo que implica un apalancamiento desacelerado. A diferencia del patrón geográfico de los modelos locales de convergencia- β , los resultados del modelo condicional muestran clubes de convergencia en zonas contiguas y poca evidencia de enclaves (figura 2 y 4).

A nivel de quinquenio, los resultados permiten argumentar que la convergencia condicional se reforzó con el tiempo: el grado de respuesta del crecimiento promedio del LNVAPC (β) aumentó. Así, la velocidad de convergencia se incrementó de 6.6% en 1Q:1999-2004 a 8.9% en 2Q (2004-2009) y 14.8% en 3Q (2009-2012) (figura 5). En todos los quinquenios de estudio, la evidencia a favor de la convergencia condicional resultó estadísticamente significativa al 95%, mientras que el R^2 local promedio alcanzó un 34.2% en el último quinquenio (tabla 3). A diferencia de los resultados quinquenales de los modelos locales de convergencia- β , en el caso de la convergencia condicional, una vez contraladas las condiciones iniciales, se observa que la convergencia local es un proceso “amplio” a través de todo el territorio (figura 3 y 5). Al respecto conviene observar algunas diferencias.

En 1Q el patrón espacial a favor de la convergencia tiene un núcleo de valores altos en el Centro del país, a partir del cual disminuye el efecto *catching-up*; sin embargo, en la Península de Yucatán y en el Noroeste se observa un incremento de las velocidades de convergencia que permiten identificar dinámicas de crecimiento en auge. El patrón espacial en 2Q tiene su núcleo en Oaxaca (región Mixteca y costa del estado), con velocidades mayores y un proceso de apalancamiento que se desacelera hacia la periferia; pero, de nuevo, en la región Noroeste se estuvo conduciendo una dinámica de crecimiento superior a la de su propia periferia. En el último quinquenio (3Q), la diferenciación entre Norte y Sur es más evidente, el núcleo se localiza en Oaxaca y se registran menores velocidades de convergencia en la periferia, la cual se extiende por el territorio, incluida la región Noroeste, con excepción de

la Península de Yucatán en donde el proceso de apalancamiento se acelera (figura 5).

Figura 5
Velocidad municipal de convergencia condicional localmente estable (1999-2004, 2004-2009 y 2009-2014)
 (Nivel de ingreso municipal medido por el logaritmo natural del valor agregado per cápita [LNVA PC])



Fuente: Elaboración propia. Nota: La clasificación de datos sigue sus cortes naturales (Jenks). Parámetros estadísticamente significativos al 99%.

En contraste con la estimación del periodo 1999-2014, las variables de control de los modelos locales de convergencia condicional por quinquenio mostraron una contribución diferenciada; además de que algunas resultaron estadísticamente significativas solo en unos cuantos municipios (véase tabla 4). Dada la riqueza de resultados y la diversidad de análisis que se derivan de esta información, solo se resaltarán la contribución de las variables con parámetros no-estacionarios, de acuerdo con la prueba F_3 (véase tabla 3). Así, podemos observar como el parámetro α enmascaró el signo de su contribución en 1Q (*i.e.* se registraron tanto signos positivos como negativos), mientras que en 2Q la respuesta fue positiva y negativa en 3Q. El parámetro φ_2 , asociado con la PTF, registró una respuesta positiva del crecimiento ante un aumento (*i.e.* mejoría) de las condiciones económicas ligadas a la función de producción y, con el tiempo, fue significativo para un número creciente de municipios. Para π_1 (LNALFAPOB) el signo fue positivo en 1Q y 3Q, enmascarando resultados en 2Q. En el caso de π_2 (LSALUDPOB) solo resultó estadísticamente significativo para una tercera parte de los municipios y contribuyó positivamente al crecimiento. Finalmente, π_2 registró signo negativo, consistente en el tiempo y estadísticamente significativo para un buen porcentaje de municipios.

Tabla 4
Valor promedio de los parámetros locales en modelos quinquenales de
convergencia condicional

Parámetro	1Q: 1999 - 2004			2Q: 2004 - 2009			3Q: 2009 - 2014		
	Promedio	% Municipios	Min. Max.	Promedio	% Municipios	Rango	Promedio	% Municipios	Rango
α	-0.1134	19.6%	-0.1921 +0.0859	0.2130	54.4%	+0.1080 +0.4077	-0.7139	89.4%	-1.2924 -0.0791
β	-0.0562	100.0%	-0.0718 -0.0436	-0.0695	100.0%	-0.1180 -0.0262	-0.1032	100%	-0.1416 -0.0785
φ_1	1.3274	45.3%	+0.6788 +2.2260	-2.0044	39.3%	-3.3727 -0.9159	---	0.0%	---
φ_2	0.0007	54.6%	+0.0002 +0.0014	0.0015	74.7%	+0.0005 +0.0030	0.0061	100%	+0.0021 +0.0102
π_1	0.4361	84.4%	+0.1895 +0.7462	-0.0340	38.3%	-0.0591 +0.0376	1.1177	82.6%	+0.4457 +1.9661
π_2	0.1815	36.3%	+0.1119 +0.2492	0.0197	56.7%	+0.0087 +0.0350	0.1681	23.1%	+0.0757 +0.2793
π_3	-0.3938	89.7%	-0.5671 -0.0216	-0.5955	93.0%	-1.3820 -0.3107	-0.4588	69.0%	-0.9540 -0.1795
π_4	-0.0681	5.8%	-0.1028 -0.0537	-0.0996	0.2%	-0.1012 -0.0983	-0.0550	3.0%	-0.0627 -0.0407
π_5	0.1679	11.5%	+0.0959 +0.2619	0.0808	5.9%	+0.0615 +0.0922	-0.0663	40.3%	-0.1125 +0.0656

Nota: Promedios para municipios con parámetros estadísticamente significativos. El nivel de significancia estadística corresponde al 95%. Fuente: para las estimaciones MCO y estimaciones del modelo GWR se utilizó el *Software R* (R Core Team, 2018).

Conclusiones

El comportamiento de los agentes económicos locales y las acciones de gobierno, así como la capacidad de los municipios vecinos de adaptarse y los efectos locales de la interacción entre estos, se refleja en parámetros localmente diferenciados en el proceso de convergencia. Sin embargo, este hecho se ignora al adoptarse un enfoque global en los modelos de crecimiento, por lo que el supuesto de estacionariedad contrasta fuertemente con la realidad local. Así, con el ánimo de encontrar respuestas más convincentes a las interrogantes planteadas en el ámbito de la economía regional y contribuir a delinear acciones de política pública, se puso a prueba la convergencia en el crecimiento económico municipal, adoptándose un enfoque local, capturando la no-estacionariedad de la dinámica económica a través del espacio geográfico.

La aplicación del enfoque local muestra, en resumen, los siguientes hallazgos. Primero, la evidencia empírica muestra que, en el caso de economías municipales homogéneas, cada una converge a su nivel de estado estacionario (localmente estable), durante el periodo 1999-2014 y en sus tres quinquenios; incluso, en función de ciertos factores endógenos que determinan las condiciones de inicio, la convergencia local se presentó como un fenómeno ampliamente extendido en el territorio y registró un proceso de reforzamiento en el tiempo. Este resultado es congruente con una mayor dinámica económica

tras la recuperación de la crisis financiera global del 2008; así, las disparidades disminuyeron más rápido en el último quinquenio.

Segundo, en congruencia con el enfoque local, se comprobó la no-estacionariedad del proceso de convergencia en todos los periodos de estudio. Sin embargo, en el periodo 2004-2009 se observó un mayor número de municipios sin evidencia suficiente a favor de la convergencia local. Lo anterior implica que los municipios se mueven a diferentes velocidades y en distintas direcciones hacia sus estados estacionarios localmente estables, y que éstos varían significativamente de un municipio a otro. Tercero, el patrón de convergencia local, que se produce a través de regiones contiguas, apunta no solo a la presencia de múltiples estados estacionarios y velocidades, sino que también sugiere la polarización de los patrones de crecimiento tipo *catching-up*, más allá de la visión tradicional de disparidades regionales Norte-Sur. Teóricamente la evidencia sostiene que, en México, más que un escenario de crecimiento desequilibrado entre los municipios, se registran múltiples equilibrios localmente estables.

La utilización de la regresión geográficamente ponderada permitió capturar los patrones ya descritos. Así, el GWR funciona como un microscopio espacial (Fotheringham *et al.*, 2002) de las estimaciones globales; en consecuencia, el enfoque local es una herramienta útil y tiene la ventaja de identificar patrones espaciales difícilmente percibidos por las estimaciones globales. Pese a sus limitaciones, los estadísticos de contrastes que han reforzado a este método, como las pruebas F 's, dan solidez a los hallazgos, corroboran que los modelos GWR capturan de manera apropiada la estructura de los efectos espaciales, y prueban la pertinencia de las estimaciones locales y la existencia de múltiples equilibrios.

Por otro lado, la posibilidad de realizar estudios con un enfoque local debe valorarse en función de la información disponible y de la riqueza y utilidad de los hallazgos. En relación con la información, los indicadores municipales de la actividad económica agregada están solo disponibles a través de los censos económicos (CE) de Inegi. Por ello, se utilizó, como variable *proxi* del nivel de actividad, el valor agregado censal bruto (VACB) que, al igual del PIB, es un indicador resumen que permite saber cuánto valor es agregado por un municipio y, en consecuencia, éste puede utilizarse como un indicador del nivel de producción o ingreso. No obstante, dadas las diferencias metodológicas de cobertura y valoración de la producción, los hallazgos aquí presentados deben leerse con las reservas del caso. Es decir, la hipótesis de convergencia local se pone a prueba a partir de la prevalencia de actividades industriales, comerciales y de servicios, de establecimiento fijo y en el sector formal de la economía.

Si bien el registro del VACB tiene el inconveniente de excluir a las actividades agropecuarias, vitales para los municipios rurales, así como la actividad informal que en los municipios urbanos tiene un peso importante, este indicador continúa siendo un reflejo del esfuerzo de los agentes económicos por emprender actividades de largo aliento. Pese a lo anterior, este es un indicador de la contribución económica municipal, información que aún no es posible conocer con la rigurosidad metodológica del Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM). En cambio, el VACB posee una ventaja importante para los estudios espaciales, ya que los datos recabados corresponden al lugar geográfico donde se localiza la unidad económica y, por tanto, se realiza la producción.

En cuanto a la riqueza y utilidad de los hallazgos, resulta conveniente señalar que la convergencia, más allá de su planteamiento teórico, es una cuestión empírica que permite reflexionar sobre, entre otras cosas, la polarización, la distribución y la desigualdad. No obstante, los estudios se han centrado en la precisión de los métodos y la robustez de la inferencia de las estimaciones que ponen a prueba la convergencia. Pero, debe tenerse en cuenta que, más allá de la estimación puntual del nivel de ingreso de equilibrio, el enfoque local permite una panorámica de la reducción de las desigualdades económicas a escala municipal.

Atendiendo las disparidades, un proceso de convergencia local implica que la brecha en el nivel de ingreso entre economías pobres y ricas tenderá a disminuir, con el tiempo, hasta el punto en el cual las economías contiguas registren un mismo nivel de ingreso para una microrregión. Esta lectura, a partir de la Primera Ley de la Geografía, permite observar este proceso de manera más realista al capturar la no-estacionariedad: se observa un patrón geográfico en el cual la velocidad de convergencia aumenta de Norte (municipios más ricos) a Sur (municipios más pobres), en donde se registra la disminución de las brechas de ingreso, pero en un contexto local; y en el cual el proceso de apalancamiento (*catching-up*) se observa en varias intensidades, en varias direcciones y a partir de distintos núcleos o enclaves.

En virtud de lo anterior, el diseño e implementación de la política pública requiere de un enfoque microrregional, pues existe evidencia de que las brechas municipales de ingreso disminuyen, pero en el ámbito local. Si la convergencia ocurre en un contexto de ausencia de políticas regionales y restricciones presupuestales de los gobiernos municipales, entonces, el proceso se explica por la dinámica económica y espacial inherente, más que por una estrategia deliberada de promoción económica. Por otro lado, una política regional deliberada podría reducir más rápidamente las brechas en el desarrollo municipal; de ahí que, desde el punto de vista de la política pública, la

investigación de las dinámicas de las disparidades regionales puede ser vista como una herramienta de evaluación de la efectividad de la política regional. Futuras líneas de investigación requieren, en primer lugar, reflexionar teórica y conceptual sobre las implicaciones de la no-estacionariedad espacial en la dinámica económica municipal y en la reducción de las disparidades microrregionales, de tal manera que pueda esclarecerse no solo su naturaleza, sino también el origen de tal heterogeneidad, incluso a nivel sectorial de actividad económica. En segundo lugar y ante la pertinencia de un enfoque de regímenes espaciales, se requiere de un abordaje microrregional que supere la regionalización político-administrativa. Finalmente resultará de gran utilidad, ante la necesidad de trabajar con modelos más refinados, que no enmascaren los patrones espaciales, el considerar un enfoque local en el análisis de las diferencias subyacentes de las dinámicas territoriales.

Referencias

- [1] Abreu, M., de Groot, H. y Florax, R. (2005). "Space and Growth: A survey of empirical evidence and methods". *Région et Développement*, 21, 13-44.
- [2] Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Netherlands: Springer.
- [3] Anselin, L. (1990). "Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis". *Journal of Regional Science*, 30(2), 185-207. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1990.tb00092.x>
- [4] Artelaris, P. (2015). "Local versus regime convergence regression models: a comparison of two approaches". *GeoJournal*, 80(2), 263-277. <https://doi.org/10.1007/s10708-014-9551-0>
- [5] Asuad, N. y Quintana, L. (2010). "Crecimiento económico, convergencia y concentración económica espacial en las entidades federativas de México 1970-2008". *Investigaciones Regionales*, 18, 83-106. Recuperado de
- [6] Ayala, E. A., Chapa, J.C. y Murguía, J.D. (2011). "Una reconsideración sobre la convergencia regional en México". *Estudios Económicos*, 26(2), 217-247. Recuperado de <http://www.redalyc.org/>
- [7] Baumont, C., Ertur, C. y Le Gallo, J. (2003). "Spatial convergence clubs and the European regional growth process, 1980-1995". In *European Regional Growth* (pp. 131-158). Springer, Berlin, Heidelberg.
- [8] Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1992). "Convergence". *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- [9] Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. London: McGraw-Hill.
- [10] Bayles, K., Garduño-Rivera, R. y Piras, R. (2012). "The distributional effects of NAFTA in Mexico: Evidence from a panel of municipalities". *Regional Science and Urban Economics*, 42(1-2), 286-302. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.09.006>
- [11] Ben-David, D. (1998). "Convergence clubs and subsistence economies". *Journal of Development Economics*, 55(1), 155-171. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(97\)00060-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(97)00060-6)

- [12] Bernard, A. y Durlauf, S. (1996). "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis". *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 161-173. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01699-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01699-2)
- [13] Billé, A. G., Benedetti, R. y Postiglione, P. (2017). "A two-step approach to account for unobserved spatial heterogeneity". *Spatial Economic Analysis*, 12(4), 452-471. <https://doi.org/10.1080/17421772.2017.1286373>
- [14] Bivand, R., y Yu, D. (2020). *spgwr: Geographically Weighted Regression. R package version 0.6-33*. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org/package=spgwr>
- [15] Bloom, D., Canning, D. y Sevilla, J. (2002). *Technological Diffusion, Conditional Convergence, and Economic Growth*. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, N° 8713. Recuperado de <https://www.nber.org/papers/w8713.pdf>
- [16] Bourdin, S. (2013). "A geographical approach to economic convergence. Exploring regional disparities in the European Union and their evolution". *L'Espace géographique*, 42(3), 270-285.
- [17] Brida, J. G., Pereyra, J., Puchet-Anyul, M. y Risso, W. A. (2013). "Regímenes de desempeño económico y dualismo estructural en la dinámica de las entidades federativas de México, 1970-2006". *Economía Mexicana*, XXII (1), 101-149. Recuperado de <http://www.scielo.org.mx/>
- [18] Brunson, C., Fotheringham, A. S. y Charlton, M. E. (1996). "Geographically weighted regression: a method for exploring spatial non-stationarity". *Geographical Analysis*, 28, 281-298. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1996.tb00936.x>
- [19] Brunson, C., Fotheringham, A. S. y Charlton, M. E. (1998). "Spatial nonstationarity and autoregressive models". *Environment and Planning A*, 30, 957-973. <https://doi.org/10.1068/a300957>
- [20] Brunson, C., Fotheringham, A. S. y Charlton, M. E. (1999). "Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression". *Journal of Regional Science*, 39(3), 497-524. <https://doi.org/10.1111/0022-4146.00146>
- [21] Cabral, R. y Varella, A. (2012). "Mexico's regional output convergence after NAFTA: a dynamic panel data analysis". *Annals of Regional Science*, 48(3), 877-895. <https://doi.org/10.1007/s00168-010-0425-1>
- [22] Calderón, C. y Tykhonenko, A. (2007). "Convergencia Regional e Inversión Extranjera Directa en México en el Contexto del TLCAN, 1994-2002". *Investigación Económica*, 66(259), 15-41. Recuperado de <http://www.scielo.org.mx/>
- [23] Capello, R. (2009). Space, growth and development. En Capello, R. y Nijkamp, P. (cords.), *Handbook of Regional Growth and Development Theories* (33-52). Cheltenham, England: Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781848445987.00008>
- [24] Carrion-i-Silvestre, J. y German-Soto, V. (2007). "Stochastic Convergence amongst Mexican States". *Regional Studies*, 41(4), 531-541. <https://doi.org/10.1080/00343400601120221>
- [25] CEDRUS (s.f.). Censos Económicos de 1989 a 2009 por Zonas Metropolitanas y Municipios. Nota Metodológica. Centro de Estudios de Desarrollo Urbano y Regional Sustentable. Facultad de Economía, UNAM. Recuperado de <http://www.economia.unam.mx/>

- [26] Cermeño, R. (2001). “Decrecimiento y Convergencia de los Estados Mexicanos”. *El Trimestre Económico*, 68(272), 603-629.
- [27] Cermeño, R., Mayer, D. y Martínez, A. (2009). “Convergencia, divergencia y estratificación: Estudio comparativo de la dinámica de crecimiento de la manufactura en los municipios mexicanos y los condados norteamericanos”. *El Trimestre Económico*, 2(302), 349-378.
- [28] Chatterji, M. y Dewhurst, J. L. (1996). “Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain: 1977–1991”. *Regional Studies*, 30(1), 31-39. <https://doi.org/10.1080/00343409612331349458>
- [29] Díaz-Dapena, A., Fernández-Vázquez, E., Garduño-Rivera, R. y Rubiera-Morollon, 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.
- [30] Díaz-Dapena, A., Fernández-Vázquez, E., Garduño-Rivera, R. y Rubiera-Morollon, F. (2019). “Economic integration and regional convergence: effects of NAFTA on local convergence in Mexico, 1980–2008”. *Applied Economics*. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1616064>
- [31] Díaz, A. y Sáenz J.E. (2002). “Productividad Total Factorial y el Crecimiento Económico en México”. *Economía y Desarrollo*, 1(1), 105-180.
- [32] Díaz, J.A., Sánchez A. y Mendoza M.A. (2009). “Convergencia hacia la Economía Regional Líder en México”. *El Trimestre Económico*, 2(302), 407-431.
- [33] Durlauf, S. y Johnson, P. (1995). “Multiple regimes and cross-country growth behavior”. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4), 365-384. <https://doi.org/10.1002/jae.3950100404>
- [34] Durlauf, S., Johnson, P. y Temple, J. (2005a). Growth Econometrics. *Handbook of Economic Growth*, 1, 555-677. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01008-7](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01008-7)
- [35] Durlauf, S., Kourtellos, A. y Minkin, A. (2001). “The local Solow growth model”. *European Economic Review*, 45(4-6), 928–940. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00120-9](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00120-9)
- [36] Durlauf, S., Kourtellos A. y Tan, C.M. (2005b). *Empirics of Growth and Development*. Recuperado de: <https://core.ac.uk/download/pdf/6973367.pdf>
- [37] Eckey, H.F., Kosfeld, R. y Tüeck, M. (2007). “Regional Convergence in Germany: a Geographically Weighted Regression Approach”. *Spatial Economic Analysis*, 2(1), 45-64. <https://doi.org/10.1080/17421770701251905>
- [38] Elhorst, J.P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Heidelberg: Springer.
- [39] Ertur, C. y Le Gallo, J. (2009). Regional growth and convergence: Heterogeneous reaction versus interaction in spatial econometric approaches. En Capello, R. y Nijkamp, P. (cords.), *Handbook of Regional Growth and Development Theories* (374-389). Cheltenham, England: Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781848445987.00028>
- [40] Ertur, C., Le Gallo, J. y LeSage, J. P. (2007). “Local versus Global Convergence in Europe: A Bayesian Spatial Econometric Approach”. *The Review of Regional Studies*, 37(1), 82-108.
- [41] Esquivel, G. (1999). “Convergencia Regional en México, 1940-1995”. *El Trimestre Económico*, 66, 725-761.

- [42] Farber, S., y Yeates, M. (2006). "A comparison of localized regression models in a hedonic house price context." *Canadian Journal of Regional Science*, 29(3), 405-420. Recuperado de <http://www.cjrs-rcsr.org/>
- [43] Fonseca, F., Llamosas-Rosas, I. y Rangel, E. (2019). "Economic Liberalization and External Shocks. The Hypothesis of Convergence revisited for the Mexican States, 1994-2015". *Growth and Change*, 50(1). <https://doi.org/10.1111/grow.12277>
- [44] Fotheringham, A. S., Charlton, M. E. y Brunson, C. (1997). "Two Techniques for Exploring Non-stationarity in Geographical Data". *Geographical Systems*, 4(1), 59-82.
- [45] Fotheringham, A. S., Charlton, M. E. y Brunson, C. (1998). "Geographically weighted regression: a natural evolution of the expansion method for spatial data analysis". *Environmental Planning A*, 30(11), 1905-1927. <https://doi.org/10.1068/a301905>
- [46] Fotheringham, A.S., Charlton, M.E. y Brunson, C. (2002). *Geographically Weighted Regression: the analysis of spatially varying relationship*. England: John Wiley & Sons.
- [47] Fotheringham, A. S. (2009). "Geographically Weighted Regression". En: Fotheringham, A. S., Rogerson, P. A. (Eds.), *The SAGE Handbook of Spatial Analysis* (243-254). SAGE.
- [48] Fuentes, N. A. y Mendoza, J. (2003). "Infraestructura Pública y Convergencia Regional en México, 1980-1998". *Comercio Exterior*, 53(2), 178-187.
- [49] Galor, O. (1996). "Convergence? Inferences from theoretical models". *The Economic Journal*, 106(437), 1056-1069. <https://doi.org/10.2307/2235378>
- [50] Garduño, R. (2014). "La apertura comercial y su efecto en la distribución regional de México". *El Trimestre Económico*, 81(322), 413-439. <http://dx.doi.org/10.20430/ete.v81i322.118>
- [51] Getis, A. (2007). "Reflections on spatial autocorrelation". *Regional Science and Urban Economics*, 37(4), 491-496. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2007.04.005>
- [52] Hurvich, C. M., Simonoff, J. S. y Tsai, C. L. (1998). "Smoothing parameter selection in nonparametric regression using an improved Akaike information criterion". *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* (Statistical Methodology), 60(2), 271-293. <https://doi.org/10.1111/1467-9868.00125>
- [53] Ibragimov, R. y Müller, U. K. (2010). "t-Statistic based correlation and heterogeneity robust inference". *Journal of Business & Economic Statistics*, 28(4), 453-468. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.08046>
- [54] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (2000). *Censo de Población y Vivienda 2000*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/>
- [55] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (2005). *II Censo de Población y Vivienda 2005*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/>
- [56] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (2010a). *Censo de Población y Vivienda, 2010*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/>
- [57] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (2010b). *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto por entidad federativa 2003-2008. Año base 2003*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/>
- [58] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (s.f.). *Censos Económicos, Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC)*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/>

- [59] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (2013). *Metodología de los Censos Económicos, 2004*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/>
- [60] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (2015a). *Censos Económicos 2014, Metodología*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx>
- [61] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi]. (2015b). *Encuesta Intercensal 2015*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx>
- [62] Ito, T. (2010). "NAFTA and Productivity Convergence between Mexico and the US". *Cuadernos de Economía*, 47, 15-55.
- [63] Juan-Ramón, V. H. y Rivera-Batiz, L. A. (1996). "Regional Growth in Mexico: 1970-93". IMF Working Paper. Recuperado de <https://ssrn.com/abstract=882988>
- [64] Kraay, A. y McKenzie, D. (2014). "Do poverty traps exist? Assessing the evidence". *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), 127-48. <https://doi.org/10.1257/jep.28.3.127>
- [65] LeSage, J. P. (2014). "What regional scientists need to know about spatial econometrics". *The Review of Regional Studies*, 44(1), 13-32. Recuperado de <https://rfs.scholasticahq.com/>
- [66] Leung, Y., Mei, C. L. y Zhang, W. X. (2000). "Statistical tests for spatial nonstationarity based on the geographically weighted regression model". *Environment and Planning A*, 32(1), 9-32. <https://doi.org/10.1068%2Fa3162>
- [67] Lu, B., Charlton, M., Harris, P. y Fotheringham, A. S. (2014). "Geographically weighted regression with a non-Euclidean distance metric: a case study using hedonic house price data". *International Journal of Geographical Information Science*, 28(4), 660-681. <https://doi.org/10.1080/13658816.2013.865739>
- [68] Mankiw, N., Romer, D. y Weil, D. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- [69] Moreno-Brid, J. y Ros, J. (2009). *Development and growth in the Mexican economy: A historical perspective*. Oxford, NY, EE.UU.: Oxford University Press.
- [70] Mur, J., López, F. y Angulo, A. (2010). "Instability in spatial error models: an application to the hypothesis of convergence in the European case". *Journal of Geographical Systems*, 12, 259-280. <https://doi.org/10.1007/s10109-009-0101-0>
- [71] Ocegueda, J. M. y Plascencia, G. (2004). "Crecimiento Económico en la Región Fronteriza de México y Estados Unidos: una contrastación empírica de la hipótesis de convergencia". *Frontera Norte*, 16(31), 7-31.
- [72] Ogneva-Himmelberger, Y., Pearsall, H. y Rakshit, R. (2009). "Concrete evidence and geographically weighted regression: A regional analysis of wealth and the land cover in Massachusetts". *Applied Geography*, 29(4), 478-487. <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2009.03.001>
- [73] Páez, A., Farber, S. y Wheeler, D. (2011). "A simulation-based study of geographically weighted regression as a method for investigating spatially varying relationships". *Environment and Planning A*, 43(12), 2992-3010. <https://doi.org/10.1068%2Fa44111>
- [74] Phillips, P. C., y Sul, D. (2009). "Economic transition and growth". *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1153-1185. <https://doi.org/10.1002/jae.1080>

- [75] Propastin, P., Kappas, M. y Erasmi, S. (2008). "Application of geographically weighted regression to investigate the impact of scale on prediction uncertainty by modelling relationship between vegetation and climate". *International Journal of Spatial Data Infrastructures Research*, 3(3), 73-94. Recuperado de <https://core.ac.uk/download/pdf/229314698.pdf>
- [76] Quah, D. (1996). "Empirics for Economic Growth and Convergence". *European Economic Review*, 40(6), 1353-1375. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00051-8](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00051-8)
- [77] R Core Team (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Recuperado de <https://www.R-project.org/>
- [78] Rey, S. y Janikas, M. (2005). "Regional convergence, inequality, and space". *Journal of Economic Geography*, 5(2), 155-176. <https://doi.org/10.1093/jnlccg/lbh044>
- [79] Rey, S. y Sastré M. (2010). "Interregional Inequality Dynamics in Mexico". *Spatial Economic Analysis*, 5(3), 277-298. <https://doi.org/10.1080/17421772.2010.493955>
- [80] Rodríguez-Gómez L. I. y Cabrera-Pereyra, J. A. (2017). "Análisis espacial de las dinámicas de crecimiento económico en México (1999-2009)". *Economía, Sociedad y Territorio*, 17(55), 709-741.
- [81] Rodríguez-Gómez L. I. y Cabrera-Pereyra, J. A. (2019). "Convergencia municipal en México con modelos de econometría espacial (1999-2014)". *EconoQuantum*, 16 (1), 7-32. <http://dx.doi.org/10.18381/eq.v16i1.7158>
- [82] Rodríguez, D., López, F. y Mendoza, M. A. (2016). "Clubs de convergencia regional en México: un análisis a través de un modelo no lineal de un solo factor". *Investigaciones Regionales*, 34, 7-22.
- [83] Rodríguez, D., Mendoza, M. A. y Venegas, F. (2016). "¿Realmente existe convergencia regional en México? Un modelo de datos-panel TAR no lineal". *Economía, Sociedad y Territorio*, 16(50): 97-227.
- [84] Rodríguez-Oreggia, E. (2005). "Regional Disparities and Determinants of Growth in Mexico". *The Annals of Regional Science*, 39(2), 207-220. <https://doi.org/10.1007/s00168-004-0218-5>
- [85] Ruíz, C. (2015). "Reestructuración productiva e integración. TLCAN 20 años después". *Problemas del Desarrollo*, 46(180), 27-50.
- [86] Ruíz, W. (2010). "Convergencia Económica Interestatal en México, 1900-2004". *Análisis Económico*, 58, 7-34.
- [87] Sala-i-Martin, X. (1994). "Cross Sectional Regressions and the Empirics of Economic Growth". *European Economic Review*, 38(3-4), 739-747. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90109-0](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90109-0)
- [88] Sastré, M. y Rey, S. (2008). "Polarización Espacial y Dinámicas de la Desigualdad Interregional en México". *Problemas del Desarrollo*, 39(155), 182-204.
- [89] Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economic Growth*, 70(1), 65-94.
- [90] Temple, J. (1999). "The new growth evidence". *Journal of Economic Literature*, 37(1), 112-156.
- [91] Tobler, W. (1970). "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region". *Economic Geography*, 46, 234-240.

- [92] 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.
- [93] Valdivia, M. (2012). "Heterogeneidad Espacial, Convergencia y Crecimiento Regional en México". En Mendoza M.A., Asuad, N. y Quintana, L. (coords.), *Análisis espacial y regional: crecimiento, concentración económica, desarrollo y espacio* (71-90). Ciudad de México: UNAM y Plaza y Valdés.
- [94] Wheeler, D. y Tiefelsdorf, M. (2005). "Multicollinearity and correlation among local regression coefficients in geographically weighted regression". *Journal of Geographical System*, 7, 161-187. <https://doi.org/10.1007/s10109-005-0155-6>

