



El impacto de la geografía sobre la disparidad y el crecimiento regionales

ROBERTO GUERRERO COMPEÁN*, JOANA CHAPA CANTÚ*, JORGE NOEL VALERO GIL*,
MARCO VINICIO GÓMEZ MEZA*



La necesidad de definir una visión estratégica del desarrollo en el nuevo entorno nacional ha generado un replanteamiento de los enfoques y métodos de la ciencia regional.^{1,2} Este nuevo enfoque se ha traducido en un amplio debate que se presenta en el contexto de interpretación de las nuevas realidades y, por supuesto, en la importancia de lo territorial.

Esta investigación tiene por objetivo determinar cómo los factores geográficos pueden integrarse a la dimensión temporal, a través de la evolución de la distribución del ingreso por habitante, a partir de la evaluación de la movilidad de las regiones.

La dinámica de la distribución del ingreso en México

Es evidente la utilidad de una estimación no paramétrica, si se considera que los datos económi-

El presente artículo está basado en la investigación "Externalidades, geografía y su impacto en las trayectorias de crecimiento de las economías: un análisis dinámico de la desigualdad regional en México a través de procesos morcovianos especiales finitos", galardonado con el Premio de Investigación UANL 2006 en la categoría de Ciencias Sociales, otorgado en sesión solemne del Consejo Universitario de la UANL, en septiembre de 2006.

cos pueden ser extremadamente no-normales, presentar múltiples modas o ser asimétricos, rasgos que para este análisis serían de gran trascendencia y que quedarían ocultos si se presentan mediante estimaciones paramétricas de las funciones de densidad que impiden captar estas características (por ejemplo, mediante un modelo unimodal).^a Los análisis de convergencia más recientes han optado por la estimación no paramétrica de funciones de densidad como representación de los datos porque tienen la ventaja de no obligar a efectuar supuesto alguno sobre la distribución.^b

En el caso de esta investigación, y para caracterizar la evolución entre 1984 y 2004 de los ingresos

^a La caracterización de clubes de convergencia puede llevarse a cabo al estimar funciones de densidad para la distribución del ingreso per cápita de las áreas geoestadísticas y analizar sus eventuales características de multimodalidad. Quah,^{3,4} Bianchi⁵ y Jones⁶ concluyen bimodalidad para los ingresos internacionales, es decir, demuestran la existencia de dos clubes de convergencia.

^b El enfoque de la estimación paramétrica, a partir de una familia de funciones de densidad paramétricas $f(\cdot|\theta)$ como la normal $N(\mu, \sigma^2)$, donde $\theta = (\mu, \sigma^2)$, el énfasis está en obtener el mejor estimador $\hat{\theta}$ de θ ; sin embargo, en el caso no paramétrico se trata de obtener un buen estimador de toda la función de densidad $f(\cdot)$.

*Facultad de Economía, UANL.

por habitante de las 2,442 áreas geoestadísticas de México, se eligió el suavizado kernel, pues es un método aplicable en un buen número de situaciones, sus propiedades se entienden con facilidad y la discusión de las mismas permite comprender mejor otros métodos de estimación de densidad. Además, como lo señalan Walter y Blum⁷ y Terrell y Scott,⁸ prácticamente todos los algoritmos no paramétricos son, asintóticamente, kernel.

De acuerdo con las estimaciones realizadas, en comparación con 1984, en 2004 un mayor número de áreas geoestadísticas tuvo un ingreso por habitante inferior a 70% o superior a 150% de la media nacional. Asimismo, mientras que en el periodo inicial la moda se ubicó alrededor de la media, en el año final se observa la persistencia de una segunda moda cercana a 1.5 veces el valor del ingreso per cápita promedio en México. Esta moda secundaria puede reflejar la presencia de un grupo importante de municipalidades que tiende a converger hacia un nivel inferior del resto de las regiones, o bien, a cierta divergencia de las regiones muy ricas.

Las funciones de densidad sugieren una polarización progresiva de los ingresos por habitante de los municipios mexicanos en torno a dos polos locales. Distintos índices pueden calcularse para apreciar los niveles de desigualdad en el país. En este caso, la detección de un esquema de polarización requiere apreciar las iniquidades, tanto en el nivel global como en el estrato local. Como lo señalan Esteban y Ray⁹ y Wolfson,¹ la polarización no puede medirse por el índice de Lorenz o sus derivados pues, en efecto, no permiten distinguir entre la convergencia hacia la media global de la distribución y la convergencia hacia dos polos locales.^c Por consecuencia, se utilizará el índice de polarización de Esteban y Ray (*ER*).

La evolución del índice *ER* de los dos polos de regiones para los años 1984-2004 constata que hubo un ligero aumento de la polarización en el periodo. Hubo un notable decrecimiento entre 1985 y 1991; sin embargo, desde entonces la polarización no pudo descender por más de dos años consecuti-

^c En este caso, el primer polo de regiones está conformado por aquellas en situación de pobreza, según su consumo por habitante (79% del total) y el segundo por el resto. Véase Wodon, Q. *et al.*¹⁰

vos. Globalmente, estos resultados indican que la polarización persiste entre las áreas geoestadísticas con ingresos por habitante elevados y las de ingresos por habitante modestos.

Convergencia y procesos de Markov: resultados empíricos para México

Quah¹ propone analizar la dinámica de las disparidades regionales y demuestra cómo las trayectorias de crecimiento de las regiones pueden modelarse con base en una cadena de Markov.^d

Para modelar las trayectorias de crecimiento de las áreas geoestadísticas de México, es imperativo discretizar la distribución del ingreso normalizado.^e Para estimar la anchura del intervalo óptima, se utilizará el método propuesto por Freedman y Diaconis.¹¹

De acuerdo con los resultados de este estimador, se clasificaron las 2,442 áreas geoestadísticas de México en cinco clases de ingreso distintas: (1) ingresos por habitante menores a 65% de la media nacional, (2) entre 65 y 95% de la media, (3) entre 95 y 110% de la media, (4) entre 110 y 125% de la media y (5) ingresos por habitante mayores a 125%

Tabla I. Matriz de transición del ingreso normalizado.

	1	2	3	4	5	Número de observaciones
	<65%	<95%	<110%	<125%	>125%	
1	0.959	0.041	0.000	0.000	0.000	10,798
2	0.047	0.865	0.087	0.000	0.000	9,223
3	0.000	0.095	0.822	0.083	0.000	9,959
4	0.000	0.000	0.123	0.796	0.081	8,786
5	0.000	0.000	0.000	0.073	0.927	10,074

^d Véase Chung,¹² Kemeny y Snell,¹³ Berchtold¹⁴ Pellegrini¹⁵ y Guerrero Compeán,¹⁶ para la definición de un proceso markoviano estacionario de primer orden, así como su matriz de transición asociada.

^e La manera de hacerlo varía según los autores: para Kangasharju,¹⁷ Kawagoe¹⁸ y Áalmas,¹⁹ éstas se determinan de tal manera que haya cierta homogeneidad entre ellas, definiéndose sus límites en función de la media nacional. No obstante, como lo señalan Quah,⁴ Magrini²⁰ y Bulli,²¹ una discretización arbitraria de la distribución subyacente, que es continua, puede provocar importantes distorsiones al ser un estimador no paramétrico crudo de la función de densidad de probabilidad. Dado este inconveniente, se optó por descartar esta opción.

^f Se estimaron cadenas de Markov utilizando alternativos límites de discretización y considerando mayores y menores números de clases; empero, los principales resultados obtenidos en este apartado no sufrieron mayores cambios.

de la media.^f

La tabla I contiene la matriz de transición entre 1984 y 2004, que presenta las estimaciones de las transiciones en la distribución del ingreso normalizado en pesos de 1993.

Durante las 20 transiciones se presentaron 10,798 ocurrencias de un área geoestadística, que tuvo un ingreso per cápita menor a 65% de la media nacional (primer renglón de la matriz). La mayoría de estas regiones (95.9%) permaneció en esta clase al final del año (celda -1,1- de la matriz), mientras que sólo 4.1% ascendió a la clase inmediata superior (celda -1, 2- de la matriz). Nótese que las probabilidades de transición en la diagonal principal son relativamente elevadas. Así, si una región se encuentra en una clase determinada, la probabilidad de mantenerse en la misma clase al año siguiente es de al menos 79.6% (celda -4, 4- de la matriz de transición). Es interesante observar cómo los elementos de la diagonal principal dominan, especialmente los de las clases extremas. Estos resultados indican que ni las regiones más pobres ni las más ricas modifican su posición relativa en el tiempo. En términos de funciones de densidad, estos resultados indican que las colas de la distribución en el año final están compuestas por las mismas regiones que en el año inicial. Además, no se detectan cambios espectaculares de año a año. Efectivamente, el resto de probabilidades estrictamente positivas se encuentran únicamente alrededor de la diagonal.

Para analizar la velocidad en la que las regiones se desplazan en el seno de la distribución, la matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento, representada en la tabla II, permite examinar la fluidez de las transiciones. Obsérvese que los elementos de la diagonal son tiempos promedio de primer retorno, donde el primer retorno implica permanecer o regresar a una clase luego de haberla dejado en el primer año. Por ejemplo, considérese un área geoestadística ubicada en la clase de ingreso más baja: en promedio, el número de años que le tomaría ascender a la clase inmediata superior es de poco más de 26 años. Para llegar a la clase media requeriría de más de 54 años; 106 años para alcanzar la cuarta clase y dos siglos para pertenecer a la clase más rica; en cambio, sólo son preci-

Tabla II. Matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento.

	1	2	3	4	5
	<65%	<95%	<110%	<125%	>125%
1	4.072	26.067	54.198	105.902	199.553
2	80.089	4.433	28.131	79.835	168.487
3	111.670	31.581	4.853	51.704	140.356
4	135.753	55.664	25.949	5.584	88.652
5	150.638	70.548	40.833	14.884	6.956

sos cuatro años para regresar a la clase de ingresos más bajos luego de haberla abandonado el primer año.

Es importante destacar que los movimientos ascendentes son más lentos que los desplazamientos a la baja, especialmente para las clases de ingresos más elevados; es decir: a las regiones de bajos ingresos les cuesta mucho más trabajo incrementarlos y, al mismo tiempo, difícilmente las regiones de las clases altas verán sus ingresos reducidos en el tiempo.

Como la matriz de transición es regular, convergerá hacia una matriz límite M^* de rango 1, en la que todos los renglones son equivalentes a la distribución ergódica, interpretada como el equilibrio regional de largo plazo de la distribución del ingreso en el sistema regional y, por tanto, sirve para detectar las distintas formas de convergencia presentes entre las áreas geoestadísticas estudiadas en el periodo. La distribución ergódica del ingreso se presenta en la tabla III.

La distribución ergódica está concentrada alrededor de la media, lo que indica cierta convergencia hacia la misma. Esta concentración se debe en particular al hecho de que la proporción de regiones pertenecientes a clases de ingresos elevados se reduce en comparación con la distribución inicial. La tabla III evidencia de igual forma una *trampa de*

Tabla III. Distribuciones inicial y ergódica del ingreso normalizado.

Distribución	1	2	3	4	5
	<65%	<95%	<110%	<125%	>125%
Inicial	0.201	0.194	0.209	0.185	0.212
Ergódica	0.264	0.227	0.210	0.142	0.157

pobreza. Efectivamente, las frecuencias en las dos clases de ingresos más bajos se incrementan relativamente en comparación con la distribución inicial. Este resultado señala que las regiones más pobres de México convergerán hacia un nivel de ingreso menor al de las otras regiones.^{22,23}

Los resultados obtenidos gracias al estudio de las distribuciones ergódicas, combinados con la muy débil movilidad en el periodo, implican que las regiones más pobres muy probablemente seguirán siéndolo en el largo plazo. Estas derivaciones reiteran una polarización en la distribución regional del ingreso normalizado: hay una débil convergencia entre las regiones con ingresos muy bajos y los cercanos a la media y, por otro lado, entre las regiones sobre el promedio nacional. En otras palabras, las regiones más pobres no convergerán hacia la media.

La integración de la dimensión espacial a los procesos markovianos

Es el momento de demostrar que la dimensión espacial debe ser tomada en cuenta si se quieren comprender de mejor manera los fenómenos de crecimiento y convergencia. Las investigaciones más recientes sobre la evolución de la distribución del ingreso han evidenciado la importancia de considerar la autocorrelación espacial en el análisis de las trayectorias de crecimiento.^{16,24-29} Con la finalidad de determinar si el desplazamiento de una región hacia una clase de ingreso superior o inferior está directamente relacionada con la de sus vecinas, es necesario estudiar el nivel de autocorrelación espacial en las transiciones regionales. Considérese la figura 1, en la cual se representan las 2,442 áreas geoestadísticas y sus respectivos desplazamientos al alza y a la baja en la distribución del ingreso por habitante en pesos constantes:^g en 2004, 669 áreas geoestadísticas se encontraban en una clase de ingreso menor a la que tenían en 1984, mientras que 516 mejoraron su posicionamiento. La mayoría de las regiones que se desplazaron a la baja se ubican en Oaxaca y Chiapas y, por el contrario,

^g Para fines de representación nacional en los mapas aquí presentados, la información está en proyección cónica conforme de Lambert con paralelo base 14°N, primer paralelo estándar 17°30'N, segundo paralelo estándar 29°30'N, meridiano central 102°W y elipsoide 1866.

toda la península de Baja California prosperó en su clasificación regional. Visualmente, se observa que las regiones del norte del país, en detrimento de un buen número de áreas geoestadísticas del sur, se beneficiaron del reacomodo de clases. Debe resaltarse que estos resultados corresponden a concentraciones espaciales con aceleradas y magras tasas de crecimiento.^h

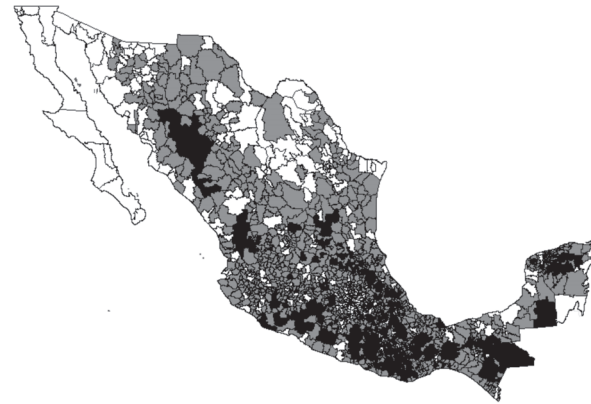


Fig. 1. Desplazamiento de clases de las áreas geoestadísticas de México, 1984-2004.

Nota: Las regiones en negro retrocedieron en su clasificación; aquellas en blanco mejoraron su posición y las sombreadas en gris no registraron desplazamientos.

Para determinar cuáles son los factores que permiten explicar las características de las curvas de densidad y de la matriz de transición, Quah³⁰ sugiere normalizar los ingresos por habitante. La idea general del procedimiento de normalización es estudiar la manera en la que el ingreso per cápita de una región sigue la trayectoria de un grupo de regiones que evolucionan de manera similar. Quah³⁰ propone dos referencias posibles: el criterio geográfico (regiones vecinas) y el criterio nacional (todas las regiones de un país). Sus resultados indican que los factores geográficos son más importantes que los nacionales al momento de explicar la dinámica de la desigualdad del ingreso entre las áreas geoestadísticas de México.

Se adoptará un criterio de normalización geográfica con base en la noción de vecindad al cons-

^h Véase Organización de las Naciones Unidas, Índice de Desarrollo Humano Municipal, *Nota técnica: Estimación del ingreso a nivel municipal*, 2004.³¹

Tabla IV. Matriz de transición del ingreso relativo a la media de las regiones vecinas.

	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >125%	Número de observaciones
1	0.732	0.268	0.000	0.000	0.000	967
2	0.007	0.930	0.063	0.000	0.000	23,146
3	0.000	0.101	0.866	0.033	0.000	15,855
4	0.000	0.000	0.101	0.851	0.048	5,380
5	0.000	0.000	0.000	0.068	0.932	3,492

truirse la serie de los ingresos por habitante relativo a la media de sus vecinos y se estimará una matriz de transición de un año a otro entre 1984 y 2004 en la que el ingreso por habitante de un área geoestadística no sea relativo al de la media nacional, sino al de la media de las áreas vecinas.ⁱ Los resultados de este procedimiento se presentan en la tabla IV.

Al examinarse el primer renglón de la matriz, se observará que hay 967 ocurrencias de regiones con un ingreso por habitante menor a 65% de la media de sus vecinas al iniciar el periodo. En 73.2% de los casos, el ingreso de estas regiones se mantuvo inferior a 65% de la media de sus vecinas en el periodo siguiente. Por el contrario, en 26.8% de los casos, estas regiones lograron desplazarse a la clase de ingreso inmediata superior al final del año.

Si se compara la tabla IV con la tabla I (calculada con una normalización con base en la media nacional), es posible observar que, sin alterar los límites de las clases, las colas de la distribución son más pequeñas. De tener 10,798 observaciones en la clase de ingresos más bajos y otras 10,074 en las de ingresos más elevados, ahora solamente se advierten 967 y 3,492 ocurrencias, respectivamente. En efecto, las clases medias ahora son más importantes y concentran a casi todas las regiones. Este resultado sugiere que, globalmente, las regiones

ⁱ Gracias a esta nueva serie, se analizará si las externalidades generadas por el contexto geográfico regional influyen tanto en la posición de un área geoestadística dentro de la distribución del ingreso como en la evolución de este posicionamiento.

^j Las excepciones a este fenómeno son las regiones que son mucho más pobres que sus vecinas en todo el periodo, es decir, aquellas áreas geoestadísticas que se ubican en la celda (1,1) de la matriz de transición: se trata esencialmente de San Simón Zahuatlán, Coicoyán de las Flores, Santos Reyes Yucuná, San Lorenzo Texmelucan, Santiago el Pinar, Metlatónoc y otras regiones de Oaxaca, Chiapas y Guerrero. Las otras excepciones son las regiones que son mucho más ricas que

geográficamente cercanas evolucionan de la misma manera y no presentan trayectorias de crecimiento distintas: se presenta nuevamente evidencia de un fenómeno de autocorrelación espacial positiva importante entre las áreas geoestadísticas de México.^j

A primera vista, la normalización regional indica una convergencia más importante que la normalización nacional. Empero, normalizar sobre la media de las regiones vecinas arroja información sobre la convergencia local (o intrarregional) y, por consecuencia, integra el papel del espacio en el análisis, pero no permite estudiar la posición de las regiones en la distribución en cortes transversales del ingreso por habitante. En otras palabras, esta metodología no permite analizar la convergencia interregional.

Para estudiar de manera simultánea las dinámicas espacial y temporal, Rey³² propone construir una matriz de Markov espacial que permita, por una parte, estudiar las transiciones temporales de las regiones a través de las clases de ingreso por habitante y, por otra, analizar la correlación entre la trayectoria de estas transiciones y el contexto geográfico de cada región.^k La matriz de transición espacial estimada para las 2,442 áreas geoestadísticas de México se presenta en la tabla V.

Obsérvese, por ejemplo, que las regiones más ricas se ven negativamente afectadas cuando se encuentran rodeadas de regiones pertenecientes a la clase de ingresos más bajos: la probabilidad de descender una clase se incrementa cuando el ingreso por habitante de las regiones vecinas disminuye. En promedio, las regiones pertenecientes a la quinta clase de ingreso descienden a la cuarta con una probabilidad de 7.3% (celda -5, 4- de la tabla I). Por el contrario, si estas regiones están rodeadas por otras regiones ricas, la probabilidad de descender es de 5.4%. Si las regiones vecinas son menos ricas (por ejemplo, de la clase 3), la probabilidad se in-

sus vecinas, y que se encuentran en la celda (5,5): se trata principalmente de las áreas geoestadísticas del Distrito Federal y Nuevo León (Benito Juárez, San Pedro Garza García, Miguel Hidalgo, Coyoacán, San Nicolás de los Garza, Cuauhtémoc) y de municipios capitales (Monterrey, Querétaro, Cuernavaca, Chihuahua).

^k En otras palabras, la matriz de transición espacial señala la probabilidad de que una región dada sufra desplazamientos entre las clases en el seno de la distribución del ingreso relativo, dados los desplazamientos pasados de sus regiones vecinas dentro de la distribución.

crementa a 13.3%. Asimismo, las regiones más pobres se ven negativamente afectadas, si están situadas cerca de otras regiones pobres. Así, la probabilidad de que una región pobre se traslade a la clase de ingreso inmediata superior, ignorando el contexto regional, es de 4.1% (celda -1,2- de la tabla I), mientras que apenas es de 1.1%, si se consi-

Tabla V. Cadena de Markov espacial, por clase de ingreso de las áreas geoestadísticas colindantes.

Clase de las regiones vecinas		1	2	3	4	5	Distribución inicial
		<65%	<95%	<110%	<125%	>125%	
1	1	0.989	0.006	0.000	0.000	0.000	0.943
	2	0.182	0.818	0.000	0.000	0.000	0.057
	3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	1	0.740	0.260	0.000	0.000	0.000	0.152
	2	0.063	0.895	0.042	0.000	0.000	0.724
	3	0.000	0.227	0.682	0.091	0.000	0.067
	4	0.000	0.000	0.182	0.818	0.000	0.033
	5	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.024
3	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.776	0.224	0.000	0.000	0.269
	3	0.000	0.154	0.832	0.014	0.000	0.574
	4	0.000	0.000	0.125	0.792	0.083	0.096
	5	0.000	0.000	0.000	0.133	0.867	0.060
4	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.889	0.111	0.000	0.000	0.083
	3	0.000	0.038	0.856	0.106	0.000	0.320
	4	0.000	0.000	0.131	0.799	0.070	0.329
	5	0.000	0.000	0.000	0.097	0.903	0.269
5	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.789	0.211	0.000	0.000	0.042
	3	0.000	0.100	0.733	0.167	0.000	0.133
	4	0.000	0.000	0.105	0.789	0.105	0.294
	5	0.000	0.000	0.000	0.054	0.946	0.531

dera que está rodeada de regiones igualmente pobres. Por el contrario, la probabilidad aumenta a 26% si esta región está rodeada de regiones con mejores ingresos.

Conclusiones

Esta investigación destacó que la concentración geográfica de las regiones en el espacio es susceptible a la autocorrelación espacial, así como a la po-

larización del ingreso. Desde un punto de vista teórico, la tesis de geografía-crecimiento planteada en los modelos de economía geográfica desarrollados por Krugman^{33,34} permite precisar los vínculos entre los esquemas geográficos y el crecimiento económico. Las disparidades geográficas y sus modos de formación, indudablemente, interactúan con el proceso de crecimiento y, por tanto, resulta imperativo tomar en cuenta los fenómenos de heterogeneidad espacial y diferenciación de regímenes geográficos, que en el caso de México se presenta como una dualidad entre un norte próspero y un sur rezagado. El conjunto de resultados confirma que los esquemas de repartición espacial del ingreso no son neutros, pues condicionan los procesos de evolución de las disparidades económicas.

El reconocimiento de las particularidades de cada territorio y la identificación realista de su potencial sientan las bases para instrumentar acciones de gobierno en el territorio.³⁵ Como consecuencia, y considerando los resultados que arrojó esta investigación, una política regional *ad hoc* al contexto nacional deberá basarse en: 1) propiciar la convergencia económica mediante las externalidades generadas por los sectores productivos en las regiones; 2) dada la existencia de un efecto de aglutinamiento regional, alentar directrices políticas que estimulen la innovación tecnológica; 3) reducir las desigualdades entre las regiones, no mediante subsidios o inversiones no redituables, sino a través del incremento en su nivel de competitividad vía infraestructura, a través del principio de subsidiariedad; 4) impulsar la creación de nuevos polos de desarrollo económico, para desahogar las grandes metrópolis y generar empleo y nuevas inversiones en zonas limítrofes que puedan recibir externalidades positivas de los otros polos del país; 5) velar por un desarrollo armonioso y equilibrado en el conjunto de las regiones mexicanas para consolidar la cooperación territorial en el país y propiciar la transmisión más intensa de externalidades.

Resumen

Haciendo luz en un tópico prácticamente inexplorado dentro de la bibliografía consagrada al estudio de la desigualdad en México, que ignora las

potenciales externalidades generadas por la geografía, esta investigación integra al espacio como un determinante del crecimiento económico regional. Los resultados obtenidos permiten subrayar que las externalidades generadas por la geografía son notables y significativas al evidenciarse bloqueos geográficos: la probabilidad de que una región mejore su clasificación en la distribución del ingreso es mucho menor si está rodeada de regiones pobres.

Palabras clave: Externalidades, Distribución del ingreso, Cadenas de Markov, Espacio.

Abstract

By analyzing the potential externalities caused by geography, this paper considers space as a determinant to regional economic growth and attempts to examine a practically unexplored topic in the literature devoted to the study of income inequality in Mexico. Our outcomes allow us to show that spatial externalities are statistically considerable and significant, and that in fact, there is evidence of a spatial clustering phenomenon. The probability of increasing regional income is lower when a region is close to poor neighboring regions.

Keywords: Externalities, Income distribution, Markov chains, Space.

Referencias

1. Wolfson M.C. (1994). When Inequalities Diverge, *American Economic Review*, 84, 353-358.
2. Herz B., W. Roger. (1996). *Wirtschaftswachstum und Konvergenz in Deutschland*, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1, 133 - 143.
3. Quah D., (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, 94, 427-443.
4. Quah D. (1996). Convergence as Distribution Dynamics (with or without Growth), CEP Discussion Paper, no. 317, noviembre.
5. Bianchi M. (1997). Testing for Convergence: Evidence from Non-Parametric Multimodality Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 393-409.
6. Jones C.I. (1997). On the Evolution of the World Income Distribution, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 19-36.
7. Walter G. y J. R. Blum, 1979, Probability Density Estimation Using Delta Sequences, *Annals of Statistics*, 7, 2, 328-340.
8. Terrel G.R., D.W. Scott. (1992). Variable Kernel Density Estimation, *Annals of Statistics*, 20, 3, 1236-1265.
9. Esteban J.M., D. Ray. (1994). The Measurement of Polarization, *Econometrica*, 62, 819-852.
10. Wodon Q. et al. (2002). Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 1993, Magnitud y evolución de la pobreza en México: 1984-1992, Informe metodológico, Aguascalientes.
11. Freedman D. y P. Diaconis, 1981, On the Histogram as a Density Estimator: L_2 Theory, *Probability Theory and Related Fields*, 57, 4, 453-476.
12. Chung K.L. (1960). *Markov Chains with Stationarity Transition Probabilities*, Springer-Verlag, Berlín.
13. Kemeny J., L. Snell. (1976). *Finite Markov Chains*, Springer-Verlag, Nueva York.
14. Berchtold A. (1998). *Chaînes de Markov et modèles de transition*, Editions Hermès, Paris.
15. Pellegrini G. (2000). *Analisi di sviluppo economico con dati di pannello e catene de Markov*, Documento de investigación, Universidad de Boloña.
16. Guerrero Campeán R. (2005). Determinantes del potencial de crecimiento regional y mecanismos de convergencia económica de las entidades federativas en México. Tesis de licenciatura, Universidad Autónoma de Nuevo León.
17. Kangasharju A. (1999). Relative Economic Performance in Finland: Regional Convergence, 1934-1993, *Regional Studies*, 33, 207-217.
18. Kawagoe, M., 1999, Regional Dynamics in Japan: a Reexamination of Barro Regressions, *Journal of the American Statistical Association*, 86, 205-224.
19. Äalmas G., M. Breitenacher, A. Gälli, K. Grefermann. (1986). *Perspektiven des Welttextilhandels: Optionen zur Erneuerung*

- des Welttextilabkommens aus der Sicht der Bundesrepublik Deutschland, Südkoreas und Brasiliens, Studien zur Industriegewirtschaft, 30, München.
20. Magrini S. (1999). The Evolution of Income Disparities among the Regions of the European Union, *Regional Science and Urban Economics*, 29, 257-281.
 21. Bulli, S. (2001). Distribution Dynamics and Cross-Country Convergence: A New Approach, *Scottish Journal of Political Economy*, 48, 226-243.
 22. Costa-i-Font J.E., Rodríguez Oreggia Román, (2004). Contribució de la inversió pública en la reducció de les desigualats regionals, amb una aplicació específica Mèxic, Documents de treball de la Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales, Col·lecció d'Economia, Universitat de Barcelona.
 23. Ghio S. (1999). Intégration économique et concentration spatiale: une revue de la littérature récente, *Région et Développement*, 10, 127-149.
 24. Armstrong H., 1995, An Appraisal of the Evidence from Cross-Sectional Analysis of the Regional Growth Process within the European Union, in Armstrong, H. y R. Vickerman (eds.), *Convergence and Divergence among the European Union*, Pion, Londres.
 25. Fingleton B. (1999). Estimates of Time to Economic Convergence: An Analysis of Regions of the European Union, *International Regional Science Review*, 22, 5-34.
 26. López-Bazo E., E. Vayá, A.J. Mora, J. Suriñach. (1999). Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union, *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.
 27. Rey S.J., B.D. Montouri. (1999). U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies*, 33, 145-156.
 28. Quah D. (1996). Regional Convergence Clusters across Europe, *European Economic Review*, 40, 951-958.
 29. Klump R. (1995). Produktivitätslücken, Konvergenzprozesse und die Rolle der Wirtschaftsordnung: Anmerkungen zur Catching-up Hypothese, in *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, vol. 44, 29 - 44.
 30. Martins dos Santos J. (2001). Convergência versus Divergência das Rendas per Capita: Uma Aplicação da Teoria do Crescimento Econômico na Mesorregião Noroeste-Rio Grandense 1996 - 1998, *Trabalhos de Investigação Econômica*, Universidad de Passo Fundo, diciembre.
 31. Organización de las Naciones Unidas, 2004, Índice de Desarrollo Humano Municipal. México, Programa
 32. Rey S.J. (2001). Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence, *Geographical Analysis*, 33, 195-214.
 33. Krugman P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
 34. Krugman P. (1991). *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge.
 35. Guerrero Compeán R. (2003). Analyse économique du phénomène de convergence en France, mimeo, Institut d'Études Politiques de Paris.

Recibido: 7 de septiembre de 2006
Aceptado: 15 de septiembre de 2006