

Desigualdad regional en el centro de México. Una exploración espacial de la productividad en el nivel municipal durante el período 1988-2003

Marcos Valdivia López*

RESUMEN: Este ensayo estudia la productividad laboral de la Región Centro de México en el nivel municipal utilizando una serie de técnicas no paramétricas y espaciales de uso recurrente en la literatura de la economía espacial. En particular, se mide la autocorrelación espacial de la productividad laboral y se adoptan enfoques espaciales para estudiar los cambios intradistribucionales de la productividad. Los resultados empíricos indican que la productividad de los municipios de la Región Centro muestra marcadas disparidades locales y dependencia espacial. Al definir las subregiones por medio de la autocorrelación espacial de la productividad, se encuentra que la Región Centro de México ha mantenido desde la apertura comercial una notable polarización económica entre regiones ricas (zona metropolitana de la ciudad de México) y pobres (sur del Puebla), pero también ha experimentado el surgimiento de nuevas regiones, como la del corredor Puebla-Tlaxcala-Apizaco y el valle de Toluca. Otros estudios han detectado una reorganización territorial de la Región Centro a partir de la apertura comercial, a la que se le asocia un proceso de “desindustrialización” de la zona metropolitana de la Ciudad de México, así como una dinámica de consolidación de nuevas subregiones metropolitanas en la Región Centro. Con base en los resultados de este trabajo, se concluye que la reorganización territorial que ha experimentado la Región Centro, independientemente de sus causas, mantiene un importante componente de dependencia espacial y desigualdad regional de la productividad laboral de los municipios que forman la región.

Clasificación JEL: O47, O54, R12.

Palabras clave: México, regiones, convergencia, desigualdad, productividad, autocorrelación espacial, procesos Markov.

* Programa de Estudios Regionales del Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias de la Universidad Nacional Autónoma de México. Dirección para correspondencia: Av. Universidad, s/n. Circuito No. 2, Colonia Chamilpa, Cuernavaca, Morelos, México. E-mail: marcosv@correo.crim.unam.mx.

El autor agradece los comentarios valiosos de dos evaluadores anónimos, los cuales ayudaron a mejorar de manera importante la versión final del ensayo. Asimismo, agradece a Javier Delgadillo y Carlos Salas por su apoyo e importantes sugerencias.

Recibido: 7 de febrero de 2007 / Aceptado: 4 de mayo de 2008.

Regional inequality in Mexico's central region. An exploratory spatial analysis of the productivity at the municipal level during 1988-2003

ABSTRACT: This essay employs nonparametric and spatial techniques commonly used in the Spatial Economics literature to study the labor productivity of the central region of Mexico at the municipio (county) level. In particular, we measure the spatial autocorrelation of the labor productivity and use a spatial approach to study the intra-distributional changes of the productivity. The results show that the labor productivity reveals strong local disparities and spatial dependency across municipios. When subregions are defined by the spatial autocorrelation of labor productivity, it is found that the central region of Mexico has maintained a strong polarization between rich (the metropolitan area of Mexico City) and poor regions (south of Puebla). It is also found that new regions such as the new dynamic corridor Puebla-Tlaxcala-Api-zaco and Toluca's valley have emerged. The spatial results of this essay can be related to the findings of other regional studies that detect a spatial refunctionalization of the manufacture activities, migration flows and sub-metropolitan regions in the central region of Mexico since the beginning of the liberalization process. This essay concludes that the recent territorial changes of the region, independently of their causes, have kept labor productivity with strong spatial dependency and regional inequality.

JEL classification: O47, O54, R12.

Key words: Mexico, regions, convergence, inequality, productivity, spatial autocorrelation, Markov processes.

1. Introducción

Las investigaciones empíricas que se realizan en México para estudiar las dinámicas regionales utilizan el *estado* como unidad de observación regional. México tiene 32 entidades federativas (estados); con base en esta unidad de observación, se ha propuesto una serie de regionalizaciones que han sido referencia en la investigación regional empírica. Una de las más comunes divide el país en nueve grandes regiones: norte, noreste, noroeste, centro-norte, centro-occidente, centro, este (golfo), sur y sureste (Península de Yucatán) (Bassols, 1999). Basados en la observación estatal o en el uso de las grandes regiones, diversos autores han señalado que durante las últimas dos décadas, el país ha experimentado una pérdida de convergencia absoluta en el nivel estatal y consecuentemente un aumento en la desigualdad regional del país. Esta situación coincide con el tránsito de una economía basada en la sustitución de importaciones a una economía fuertemente liberalizada.

Sin embargo, al ser el *estado* la unidad de análisis regional, se ha estudiado poco la situación interna de las regiones en México, en relación con las dinámicas de convergencia-divergencia regional durante los últimos años. Esta investigación busca cubrir tal ausencia en la investigación regional sobre México, al analizar los procesos

de convergencia-divergencia regional utilizando el *municipio* como unidad de observación regional, en lugar del *estado*, y analizando la Región Centro del país como estudio de caso. Asimismo, en la investigación se aplica un enfoque espacial que destaca la interacción entre las unidades de observación regional (municipios) para explorar la productividad laboral en el nivel municipal de la Región Centro durante el periodo 1988-2003.

Se escogió la Región Centro de México como estudio de caso, ya que representa una de las regiones económicas más importantes del país; además de haber sido fuertemente afectada por los cambios estructurales de la economía mexicana en los últimos veinte años. La dinámica económica regional en la Región Centro en años recientes muestra que los procesos de divergencia y polarización regional no sólo están presentes en las grandes regiones de México, sino que también ocurren en las economías dentro de una misma región.

A este ensayo le restan cinco secciones: en la segunda sección, se describe la situación económica del país y de la Región Centro durante los últimos años; en la tercera, se presentan algunos resultados generales de la productividad laboral de la Región Centro y de su dinámica de convergencia-divergencia regional; en la cuarta, se explican las metodologías empleadas en la investigación para analizar las economías regionales desde una perspectiva espacial; en la quinta, se exponen los resultados empíricos, y la sexta sección contiene las conclusiones finales.

2. El contexto económico de México y de la Región Centro durante los últimos años

México ha experimentado un cambio profundo en su modelo de desarrollo desde hace más de dos décadas. Dejó de ser una economía cerrada, orientada al mercado interno, para convertirse en una de las economías más liberalizadas del mundo. La nueva fase que comenzó a principios de los años ochenta se ha caracterizado, en cierta medida, tanto por una estrategia de industrialización que privilegia las exportaciones y la inversión extranjera, como por una mayor integración con la economía de los Estados Unidos. A pesar de ello, la liberalización económica hasta el momento no ha repercutido de manera tan favorable en la dinámica general de crecimiento. El crecimiento anual del PIB y la productividad laboral media de la economía mexicana se han mantenido por debajo de las tasas de crecimiento observadas durante el periodo de sustitución de importaciones. Según las estimaciones de Hernández-Laos (2005), la productividad laboral registró tasas negativas de crecimiento durante el periodo de transición hacia la liberalización (-0,3 durante 1981-1987), para después recuperarse durante el periodo posterior (1,1 durante 1987-2002); pero con tasas de crecimiento significativamente menores a las observadas durante el lapso anterior a la liberalización económica (3,2 en el periodo 1960-1981).

Sin embargo, el deterioro de la productividad laboral media no ha sido homogéneo. En los sectores orientados a los mercados internacionales, la productividad laboral se ha incrementado incluso a mayores tasas que durante el periodo de sustitución de importaciones (*ibid.*). Puede hablarse de un efecto diferencial del cambio estructu-

ral sobre la eficiencia productiva del país durante el periodo de liberalización económica, situación que no sólo cobra relevancia desde una perspectiva sectorial de la actividad económica, sino también desde un ámbito regional. En este sentido, diversos estudios de convergencia regional en México han detectado que a raíz del cambio estructural del país, la economía transitó de un largo periodo de convergencia absoluta, en el nivel de entidad federativa, hacia uno de divergencia regional (Esquivel, 1999; Esquivel y Mesmacher, 2002; Chiquiar, 2005).

Las repercusiones del nuevo modelo de desarrollo se han vuelto patentes no sólo entre regiones, sino también dentro de ellas mismas. La Región Centro constituye un interesante caso de estudio regional para evaluar también los efectos del proceso de liberalización. Compuesta por seis entidades federativas (Hidalgo, Tlaxcala, Distrito Federal, Puebla, Morelos y Estado de México), de un total de 32 que integran México, es una de las regiones económicas más importantes¹. Alrededor de una tercera parte de la población del país vive en la Región Centro (35 millones en 2005) y su aportación al PIB nacional representa cerca de 40% (véase el cuadro 1). Su magnitud económica es equiparable al PIB nominal del año 2006 de países europeos como Noruega o Austria. Asimismo, en la Región Centro se ubica la zona metropolitana del valle de México (ZMVM), una de las metrópolis más grandes del planeta y donde se asienta la capital del país y su zona conurbada. La ZMVM posee una población cercana a los 20 millones (2005) y su PIB representa más de 40% del producto generado en toda la Región Centro (Sánchez, 2002).

La dinámica de crecimiento de la Región Centro en su conjunto ha tenido un desempeño mediocre durante los años posteriores a la liberalización económica. Por ejemplo, mientras el PIB del país creció a una tasa anual promedio de 2,9% durante 1993-2004, el PIB de la Región Centro sólo lo hizo en 1,9%. La misma tendencia se manifestó en el PIB *per capita* de la Región Centro que se incrementó a una tasa promedio anual de 0,54% durante 1993-2004 en comparación con el crecimiento de 1,33% que registró el país en su conjunto (véase el cuadro 1). De igual forma, el cuadro 1 muestra claramente que la productividad laboral agregada (PIB entre empleo remunerado) de la Región Centro era mayor en 1970 (40,8 pesos por persona ocupada) que la registrada en todo el país (32,7), situación que cambió para el año 2000 cuando la productividad de la Región Centro (43) arrojó un resultado por debajo del dato nacional (46,1).

Diversos estudios han señalado que los estados del norte de México han sido los más beneficiados con la apertura comercial debido a su cercanía con los Estados Unidos, mientras que los estados de la Región Centro y del sur del país han mostrado estancamiento económico e incluso retroceso (Rodríguez-Oreggia, 2007). Algunos autores han destacado que la ZMVM ha sufrido un proceso de “desindustrialización” expresada en la pérdida de relevancia y competitividad del sector manufacturero en la región (Chávez y Guadarrama, 2004). Según cálculos de Sobrino (2007), el PIB industrial en la ZMVM pasó de representar 46,2% del PIB en 1980 a 21,5% en 2003.

¹ Algunos estudios de la Región Centro incluyen al estado de Querétaro; pero en esta investigación fue deliberadamente excluido.

Cuadro 1. Estadísticas comparativas entre México y la Región Centro

	<i>México</i>	<i>% Región Centro</i>
	<i>PIB</i>	
1970	459.280	42,3
1980	891.085	44,7
2000	1.475.927	39,6
2004	1.570.126	37,6
	<i>Población</i>	
1980	66.941.904	34,1
2000	100.569.263	31,3
2004	105.349.837	31,3
	<i>Empleo</i>	
1970	14.038.500	33,9
2000	31.993.600	33,6
	<i>México</i>	<i>% Región Centro</i>
Crecimiento promedio anual del PIB 1993-2004	2,9	1,9
Crecimiento promedio anual del PIB per capita 1993-2004	1,33	0,54
PIB/Empleo 1970	32,7	40,8
PIB/Empleo 2000	46,1	43,0

PIB (Producto Interno Bruto) en miles de pesos de 1993. Los datos de empleo provienen del Sistema de Cuentas Nacionales del INEGI.

Asimismo, se ha señalado que el patrón migratorio de la ZMVM también se modificó desde la apertura comercial, dejando de ser un centro atrayente para convertirse en uno que expulsa población (Pérez, 2006).

Estos últimos datos son coincidentes con la investigación de Hanson (1998), donde se expone que la apertura comercial influyó en la organización espacial de la industria en México. Basado en los modelos de la Nueva Geografía Económica (Fujita, Krugman y Venables, 1999), Hanson concluye que la apertura comercial debilitó las economías de aglomeración en la ZMVM, debido al desplazamiento de las principales firmas industriales hacia el norte del país, ante la necesidad de economizar los costos de transporte; cabe mencionar que las economías de aglomeración en esta zona se crearon durante el periodo de sustitución de importaciones.

Todo pareciera indicar que la Región Centro, y en particular la ZMVM, está en una fase de contracción como región económica, dejando de ser el principal centro industrial del país, lugar que ocupó durante el modelo de sustitución de importaciones; y que se está formando un nuevo polo económico en la frontera norte de México. Sin embargo, esta caracterización espacial sobre los efectos regionales de la apertura comercial dista de ser absoluta. Al respecto, algunos autores han señalado que no hay una asociación significativa entre crecimiento económico y cercanía con la frontera norte del país desde la apertura comercial (Esquivel, 2000). Asimismo, Aroca, Bosh y Maloney (2005), utilizando técnicas de autocorrelación espacial, coinciden en esa ob-

servación y concluyen que el patrón espacial del crecimiento económico desde la apertura comercial ha sido más complejo que el descrito por Hanson (1998). Esto sugiere que la apertura comercial podría estar desarrollando un patrón espacial más complejo.

Por lo tanto, el estudio de la reorganización espacial de la actividad económica de la Región Centro a partir de la apertura comercial debiera explorarse no sólo analizando las interacciones entre la Región Centro y otras regiones del país, sino también considerando las interacciones entre las unidades subregionales de la propia Región Centro. Nuevos estudios aportan información a favor de este último punto, al proponer que la Región Centro parece dirigirse a un estadio donde se consolidan subregiones metropolitanas asociadas a nuevos centros industriales dentro de la Región Centro que “compiten” incluso con la ZMVM (Sobrinó, 2007)².

A continuación se analizarán indirectamente estos cambios por medio de una exploración regional y espacial de la productividad laboral de los municipios en la Región Centro

3. Productividad laboral y convergencia en la Región Centro en el nivel municipal

3.1. Características de la fuente de información

Los datos utilizados en esta investigación empírica provienen de los censos económicos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI). Las cifras de los censos económicos reportan las unidades establecidas con local fijo, y excluyen las actividades que pertenecen al sector agropecuario y de pesca. Tal criterio influye en la estimación del empleo regional, pues el dato no considera las microunidades (cinco trabajadores o menos, incluyendo el autoempleo) que no tienen algún establecimiento fijo o que no están registradas legalmente, hecho importante para una economía como la mexicana, donde el INEGI es-

² Asimismo, es importante señalar que la Región Centro no ha dejado de beneficiarse con los nuevos flujos de inversión extranjera que la apertura comercial trajo consigo. Según cifras de la Secretaría de Economía de México, el Distrito Federal (que es parte de la ZMVM) continúa siendo la principal entidad receptora de la Inversión Extranjera Directa (IED) de todo el país (con 51% de participación en la IED total en el año 2007); más aún, si se considera el acumulado de la IED durante el periodo 1999-2007 (181,722 millones de dólares), los estados que forman la Región Centro concentraron 66% del acumulado. Sin embargo, es importante aclarar que la IED dirigida al Distrito Federal se concentra principalmente en el sector financiero y otros servicios, comercio, transporte y comunicaciones. Este patrón contrasta con la orientación sectorial de la IED en el resto de los estados del país — sobre todo con los estados del norte del país —, en donde el principal destino de la IED es la industria manufacturera (Dussel *et al.*, 2007). Una hipótesis derivada de la información anterior, pero que no forma parte del tema de investigación aquí tratado, es que la “desindustrialización” de la ZMVM en los últimos años, ha sido compensada por una mayor “terciarización” de la economía en la región. Esta “nueva” economía de servicios también posee un importante componente espacial, como ha sido recientemente indicado por Garza (2006).

tima que cerca de 30% de la población ocupada se dedica a actividades informales³. Lo anterior reduce el universo de representación de la fuente de información utilizada en esta investigación; sin embargo, los censos económicos incluyen las unidades más dinámicas en cada sector (Aguayo y Salas, 2002). En cualquier caso, la adición de este tipo de unidades al estudio sólo haría caer la productividad media. Además, un punto importante que debe considerarse es que estos mercados —el de las microunidades y el de los establecimientos mayores— podrían estar segmentados (Salas, 2003)⁴.

La casi nula generación de estadísticas regionales de empleo y producción, en un nivel de desagregación mayor que la entidad federativa, vuelve a los Censos Económicos, a pesar de su universo acotado de representación, la única fuente de información disponible para evaluar el desempeño de la productividad laboral en el nivel municipal. Asimismo, la sola presencia de un alto registro de “informalidad” no necesariamente debe alterar radicalmente los resultados basados en los censos económicos, ya que no hay evidencia de cambios drásticos tanto en la composición de la fuerza laboral (informal y formal) como en la repercusión de la informalidad sobre la economía durante los años de estudio de este trabajo⁵.

3.2. Descripción de los datos y convergencia regional en la Región Centro

El cuadro 2 muestra las estadísticas descriptivas de la productividad laboral promedio de la Región Centro en los años 1988, 1993, 1998 y 2003; así como los datos de

³ Las actividades informales pueden definirse como los patrones o autoempleados que no cumplen ninguna regulación gubernamental, como pago de impuestos, acatamiento de la legislación laboral y proporcionar seguridad social a los empleados (seguro médico y pensiones).

⁴ Sin embargo, hay un grupo de especialistas en el tema que considera que el sector de microunidades (incluyendo autoempleo) en México no debe estudiarse desde una perspectiva de mercados laborales segmentados y/o desempleo disfrazado (Maloney, 2004), sino a partir de decisiones voluntarias que muestren las entradas y salidas (flujos) de la fuerza laboral entre el sector asalariado y el sector de autoempleo (o empresarial). El referente teórico en la literatura convencional de esta visión puede encontrarse en Lucas (1978) y Evans y Jovanovic (1989).

⁵ Según cálculos del INEGI, no hubo cambios importantes en el sector informal respecto a su participación en el valor bruto de la producción del país, ya que fue cercana a 10% tanto en 1993 como en 2003. Lo mismo sucede con el empleo informal; pues éste pasó de representar 28% de la población económicamente activa en 1993, a 30% en 2003. Aunque hay indicios de que la composición de la fuerza laboral en México es sensible al ciclo económico (por ejemplo, el empleo informal se incrementó de manera importante durante 1995, año de la crisis económica más reciente), también es cierto que al menos para los años de estudio de este trabajo (1988, 1993, 2003) no se detectan fluctuaciones tan profundas. Incluso el mismo resultado puede hallarse en algunos estudios recientes sobre el mercado laboral informal en México, donde se estima que la porción del empleo informal en México ha oscilado, salvo en los años de recesión, 4% durante el periodo 1994-2004 (Bosh, 2006). Desafortunadamente, no hay suficiente información para saber cuál ha sido el comportamiento de la composición laboral en la Región Centro durante los últimos años, pero algunos datos sugieren que las tendencias señaladas anteriormente podrían conservarse para la Región Centro. Según cifras de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano del INEGI, el porcentaje del empleo que puede considerarse como informal en la ZMVM pasó de 10,74% en el año 2000 a 11,74% en 2004; es decir, apenas un incremento de 1% en la composición de la fuerza laboral.

la productividad promedio para todos los municipios de México en los años 1993 y 2003⁶.

Cuadro 2. Productividad laboral de la Región Centro y de México en el nivel municipal

	<i>Número de Obs.</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Región Centro					
1988	498	22,34	38,24	0,75	453,23
1993	499	17,62	22,41	0,27	168,27
1998	499	18,78	45,37	0,40	871,11
2003	498	18,28	29,09	0,36	300,05
México					
1993	2.371	16,34	39,83	0,44	918,23
2003	2.368	15,95	30,30	0,25	595,94

Miles de pesos (1993) por hombre ocupado. Los datos provienen de los Censos Económicos (INEGI)

El cuadro 2 indica que la productividad laboral promedio entre los municipios de la Región Centro tiende a ser ligeramente mayor que la obtenida con todos los municipios del país (véanse los años 1993 y 2003 del cuadro 2)⁷. El cuadro 2 también muestra una caída de la productividad laboral promedio de la Región Centro en el periodo 1988-1993, para después mantenerse en los periodos subsecuentes prácticamente estancada en los niveles cercanos a los 18,000 pesos por hombre ocupado. El estancamiento de la productividad también se observa si se consideran todos los municipios del país durante el periodo 1993-2003.

El cuadro 3 muestra los resultados clásicos de convergencia beta y sigma para la Región Centro⁸:

⁶ La productividad laboral en un municipio se mide como el cociente entre el Valor Agregado Censal Bruto y el Personal Ocupado Total. Del total de 532 municipios que forman la Región Centro, según la cartografía del año 2000, sólo se consideran 499 municipios con fines de comparabilidad. Asimismo, el análisis empírico en el nivel municipal que se presenta para el resto del texto se basa en precios de 1993. Para tal propósito, se utilizó el deflactor implícito del PIB del INEGI en el nivel estatal para ajustar las series de los censos económicos en el plano municipal.

⁷ La estimación de productividad del cuadro 2 no debe compararse con la presentada en el cuadro 1, por las mismas razones que fueron señaladas previamente en el texto respecto a las características de la información de los censos económicos.

⁸ La convergencia sigma se calculó con la siguiente fórmula: $\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln x_{it} - \mu_t)^2}$, donde x es la productividad laboral del municipio i en el tiempo t , y μ es la media de $\ln x_{it}$. Hay presencia de convergencia sigma si hay reducción en la desviación estándar a lo largo del periodo analizado. Por su parte, convergencia beta se calculó estimando la siguiente ecuación con mínimos cuadrados ordinarios:

$$\ln \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} \right) = \alpha + \beta \ln x_{t-1} + \varepsilon$$

, donde el vector x denota la productividad del trabajo para los municipios de la Región Centro en un determinado año y ε es un vector de error. Esta ecuación puede ser vista como una aplicación lineal del modelo neoclásico de crecimiento para evaluar la hipótesis de convergencia absoluta (Sala-i-Martin, 1996). La convergencia aparece cuando el valor de la estimación del coeficiente

Cuadro 3. Convergencia sigma y beta en la Región Centro en el nivel municipal

<i>Año</i>	<i>Convergencia (sigma)</i>
1988	0,94
1993	1,04
1998	1,05
2003	1,01
<i>Convergencia beta (1988-2003)</i>	
β (valor <i>t</i>)	-0,41 (-8,74)
Constante (valor <i>t</i>)	0,83 (6,56)
R ² (ajustada)	0,17
Velocidad de convergencia	0,035
Índice de Moran de los errores (valor <i>p</i>)	0,18 (0,00)

Se calcularon los errores robustos. Se utilizó una matriz de contigüidad de primer orden para el cálculo del índice de Moran. La velocidad de convergencia se calculó con la siguiente fórmula: $-\ln(1 + \beta)/t$, donde *t* es el número de años del periodo de estudio.

El cuadro 3 indica que las dos pruebas de convergencia difieren. La convergencia entre municipios ocurre cuando se utiliza el modelo de beta convergencia; pero no así con el esquema de sigma convergencia, lo cual no es inusual; ya que es conocido que convergencia beta no es condición suficiente para la presencia de convergencia sigma (Sala-i-Martin, 1996). A pesar de que la convergencia beta se presenta con fuerte significancia estadística, la ausencia de convergencia sigma revela que la dinámica regional de convergencia de la productividad laboral en el nivel municipal podría ser más compleja. El resultado muestra lo limitado que podría ser el análisis de convergencia si se restringiera a datos promedios, como los expresados en el cuadro 3. Incluso se obtendrían falsas conclusiones, si no se validara el cumplimiento de los supuestos de un modelo de regresión que evalúa convergencia beta. Por ejemplo, se observa en el cuadro 3 que los errores de la regresión de convergencia beta muestran una fuerte autocorrelación espacial, como lo indica el índice de Moran de los errores de la regresión⁹. Esto implica una violación elemental de los supuestos del modelo de regresión lineal, la cual de no considerarse podría volver inválidas las conclusiones de convergencia beta del cuadro 3.

Quah (1993, 1997) fue de los primeros en advertir las limitaciones en la aplicación de los modelos de convergencia, como el de Barro y Sala-i-Martin; puesto que no capturan la riqueza de las distribuciones de las economías regionales, pues la implementación empírica de estos modelos se basa en un parámetro de la distribución (la media). Ante una situación como la señalada, los estudios que critican los modelos clásicos de convergencia (Quah, 1993, 1997) sugieren como inicio explorar las distribuciones de la productividad laboral. La idea del planteamiento es que proba-

beta es negativo. Esto último indica que las economías regionales más pobres crecieron a tasas más aceleradas que las economías más ricas durante el periodo de análisis; asimismo, en el marco del modelo neoclásico, la presencia de convergencia beta es indicativa de que las economías regionales tenderán a un mismo estado estacionario de crecimiento.

⁹ El índice de Moran se explica en la subsección 4.3.

blemente hay grupos de regiones que se alejan significativamente del comportamiento promedio de la productividad de las regiones en su conjunto, lo cual puede indicar que están ocurriendo procesos de divergencia y/o polarización, en lugar de procesos de convergencia regional.

Es importante evaluar si el supuesto de independencia de las observaciones regionales, que las mediciones clásicas de convergencia beta y sigma asumen, es apropiado o si, por lo contrario, es mejor una estrategia metodológica que considere las observaciones regionales bajo el supuesto de interdependencia. Este último punto abre la puerta para realizar un análisis espacial de la productividad de los municipios; en particular, comprobar la hipótesis de que la productividad del trabajo es alta en regiones que tienen una “proximidad física” con una región económica dinámica y de gran escala (Rice, Venables y Patacchini, 2006). El considerar la proximidad física entre municipios para estudiar la productividad es importante por diversas razones teóricas asociadas con la noción de economías externas de Marshall (1920). A esta noción aluden las externalidades tecnológicas indicativas de que la cercanía física entre firmas puede generar difusión, adopción y aprendizaje de nuevas tecnologías. De igual manera, la proximidad física genera mercados laborales más condensados y eficientes en donde hay bajos costos en la búsqueda de la fuerza laboral; y también puede provocar efectos de bajos costos de transporte al ser más accesibles las materias primas, los servicios y los consumidores.

En los siguientes apartados se evaluará la conveniencia del supuesto de independencia regional de la productividad aplicando técnicas no paramétricas, así como la utilidad de considerar la proximidad física entre las unidades de observación regional para evaluar el comportamiento regional de la productividad laboral. Se usarán tres técnicas: densidades *kernel*, cadenas de Markov espaciales y estadísticas de autocorrelación espacial. Todas ellas han sido ampliamente discutidas en la literatura correspondiente, por lo que a continuación sólo se presentará una breve descripción y significado de éstas, así como de sus ventajas y desventajas.

4. Descripción de técnicas no paramétricas y espaciales para evaluar la productividad laboral regional

4.1. Análisis no paramétrico de las distribuciones de productividad

En este estudio se adopta un enfoque no paramétrico para explorar la evolución de las distribuciones de la productividad del trabajo. En particular se estiman las densidades *kernel gaussianas* de la productividad laboral en el nivel municipal con la finalidad de evaluar la presencia de multimodalidad en las distribuciones ya que esto sería indicativo de la relevancia que podrían tener agrupamientos de municipios que se alejan del comportamiento promedio. Dada una muestra X_1, X_2, \dots, X_n de una población con una función de densidad f , la expresión para un estimador de una densidad kernel es:

$$\hat{f}(x) = (nh)^{-1} \sum_{j=1}^n K [(x - X_j)/h], \quad x \in \mathfrak{R} \quad [1]$$

donde K es la función kernel, la cual en esta investigación se asume a través de una función de densidad normal. Un elemento importante en la estimación de la kernel es el parámetro de suavizado (en inglés, *bandwith*) h que controla el monto por el cual la información es suavizada: a mayor valor del parámetro de suavizado, mayor el suavizado y la semejanza con la distribución teórica que es utilizada en la estimación de la *kernel* (en este caso, una distribución normal). Como es conocido en la literatura correspondiente, escoger el valor del parámetro de suavizado es materia de discusión, ya que existen diversos criterios para escoger un parámetro óptimo¹⁰.

De igual forma, la ausencia o presencia de multimodalidad en la estimación de la densidad kernel (dado un valor de h) no es condición suficiente para concluir sobre el carácter unimodal o multimodal de la “verdadera” función de densidad. Para tener un criterio de inferencia estadística sobre la ausencia o presencia de multimodalidad en la estimación de las densidades *kernel gaussianas*, utilizamos la prueba de multimodalidad de Silverman (1981). Esta técnica construye una prueba estadística que contrasta una hipótesis nula, la cual establece que la “verdadera” función de densidad bajo estudio tiene k modas, contra una hipótesis alternativa que indica que la densidad tiene más de k modas. Para realizar las pruebas de inferencia, se procede con un método de suavizado *bootstrapping*, en donde por simulación se construyen densidades *kernel* a partir de muestras de la información original. El método propuesto por Silverman (1981) sugiere además una regla para encontrar el valor crítico del parámetro de suavizado de la *kernel* para evaluar multimodalidad, el cual consiste básicamente en hallar un intervalo del parámetro de suavizado (*bandwith*) en donde el nivel de significancia de su valor crítico se reduzca de manera significativa.

4.2. Cadenas de Markov: clásicas y espaciales

La estimación de las kernel es importante para analizar la evolución de la forma de la distribución, pero no es suficiente para evaluar los cambios al interior de las distribuciones. Por tanto, es importante atender a la secuencia de distribuciones a lo largo del tiempo y estudiar su dinámica intradistribucional. Una manera convencional de hacer esto es por medio de la discretización en el espacio de los valores de la productividad laboral y construir las matrices de transición derivadas de una cadena Markov finita de primer orden.¹¹ Las probabilidades de estas matrices indican que la probabilidad de que una unidad de observación regional pertenezca a una clase o nivel de productividad en el tiempo $t + 1$ dependerá solamente del nivel de productividad que tenía la región en el tiempo t . Así, estas matrices darán información sobre la probabilidad de que una región en el tiempo $t + 1$ permanezca en el mismo nivel de productividad en el que se encontraba en el tiempo t , o de que la unidad regional “salte” a

¹⁰ Para una discusión técnica de éste y otros elementos de las densidades kernel, véanse Scott (1992) y Silverman (1986).

¹¹ Una introducción técnica a las cadenas de Markov puede verse en Nelson (1995).

otro grupo diferente de productividad¹². Se entiende entonces que en este marco de análisis las probabilidades de transición son invariantes con relación al tiempo. Por último, un elemento importante que genera el proceso markoviano es una distribución estacionaria que muestra el hipotético estado de equilibrio¹³.

Las cadenas de Markov pueden ser condicionadas espacialmente en la medida que las transiciones consideren no la productividad de toda la región en el tiempo $t + 1$, sino la productividad promedio de las observaciones regionales vecinas en el propio tiempo t ; es decir, las transiciones no representan transiciones en el tiempo sino transiciones entre dos diferentes distribuciones de productividad para un año determinado. Quah (1996) utiliza este tipo de matrices para analizar las economías de Europa¹⁴. Una versión modificada son las cadenas de Markov espaciales propuestas por Rey (2001), procedimiento en el cual una vez que se condiciona por la observación regional de los vecinos se analiza el aspecto interregional de convergencia en vez del aspecto intraregional. El procedimiento de Rey genera k matrices de transición (que coinciden con el número de grupos de clasificación) en vez de una sola matriz, y las submatrices dan cuenta de la posición que guarda una región en la distribución regional¹⁵. El procedimiento de Rey además tiene la ventaja, si se compara con un simple condicionamiento espacial en el mismo tiempo (Quah, 1996), de que involucra las transiciones en el tiempo.

Asimismo, se puede considerar una prueba estadística para saber si cada una de las submatrices espaciales son diferentes de una matriz de transición (tradicional) que no está condicionada espacialmente. En este ensayo, se adopta la propuesta de Bickenbach y Bode (2002) que consiste en construir un estadístico Q para probar si una matriz de transición estimada (*i.e.* espacial) es igual o no a una matriz exógenamente dada (*i.e.*, una matriz general sin condicionamiento espacial)¹⁶.

¹² Las probabilidades de una matriz de transición tienen la siguiente expresión: $p_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_j n_{ij}}$, donde n_{ij} denota el número de transiciones empíricamente observadas del "nivel" i al j , las cuales tienen las siguientes propiedades: a) $p_{ij} \geq 0$ para todo i y j , b) $\sum_j p_{ij} = 1$, para todo $i = 1, 2, \dots, k$.

¹³ Si se define F_t como el vector $(K, 1)$ de la distribución de la productividad de los municipios en cada grupo de clasificación en el tiempo t , y M como la matriz (K, K) de transición de probabilidad, entonces puede definirse la siguiente expresión de la cadena de Markov: $F_{t+1} = MF_t$. La distribución estacionaria puede ser determinada iterativamente; $F_{t+1} = MF_t, F_{t+2} = MF_{t+1}, F_{t+3} = MF_{t+2}, \dots, F_{t+n} = MF_{t+(n-1)}$. Así, la existencia de una distribución ergódica F^* está caracterizada por: $F^* M = F^*$. Esta distribución final existe si la cadena de Markov es regular.

¹⁴ Las distribuciones que encuentra Quah (1996), una vez que las condiciona por regiones vecinas, poseen una forma muy diferente de las estimaciones sin control regional, siendo las distribuciones condicionadas menos dispersas.

¹⁵ La matriz tradicional es modificada de tal forma que las probabilidades de transición de cada región son condicionadas por la clasificación de productividad asociada al *lag* espacial (es decir, la productividad de los vecinos) para el principio del año. En particular, la matriz de transición M (véase pie de página 13) es decompuesta en K matrices condicionales de transición de dimensión (K, K) . Los detalles técnicos pueden consultarse en De Gallo (2004) y Rey (2001). Para estimar la matriz Markov espacial se puede utilizar el paquete STARS versión 0.8.2, cuyo desarrollador es Rey (2001).

¹⁶ La prueba es diseñada de la siguiente manera:

4.3. Autocorrelación espacial

Al igual que las cadenas de Markov espaciales, las técnicas presentadas a continuación tienen la finalidad de considerar explícitamente la situación de una posible dependencia espacial entre las unidades de observación regional. Uno de los procedimientos más difundidos en los últimos años entre regionalistas y econométricos espaciales es el uso de indicadores de autocorrelación espacial¹⁷. En este ensayo, se utiliza el índice de Moran para medir la autocorrelación espacial global de la productividad laboral. El índice tiene la siguiente expresión:

$$I = \frac{n}{s} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad [2]$$

donde n es el número de unidades regionales, w_{ij} son los elementos de una matriz binaria de contigüidad, s es la suma de todos los elementos de la matriz W y, z_i y z_j son valores estandarizados de la variable regional bajo estudio i y j . El índice de Moran puede interpretarse como una medición estandarizada de la autocovarianza de una variable una vez que se impone una matriz de distancia. Tiene un valor esperado de

no autocorrelación que está dado por la siguiente expresión: $E(I) = \frac{-1}{n-1}$. Pruebas de inferencia estadística basadas en supuestos de normalidad o en distribuciones experimentales pueden ser utilizadas para aceptar o rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial global.

Con la información que produce el índice de Moran [2], es posible construir un diagrama de dispersión que da una primera aproximación sobre cómo está distribuida la autocorrelación global de una variable entre las unidades de observación regional. El diagrama de dispersión del índice de Moran muestra la relación XY en el plano cartesiano del valor estandarizado de la variable regional (en las x's) contra el valor estandarizado de la variable de las observaciones regionales "vecinas" (en las y's). La pendiente de la regresión lineal que ajusta la relación de las variables (X,Y) es el índice de Moran [2]. Los diagramas de dispersión son visualmente muy útiles porque permiten explorar el grado de heterogeneidad espacial que tiene una variable entre las unidades de observación regional.

Los diagramas de dispersión también permiten ubicar aglomeraciones espaciales locales, pero para evaluar si estas aglomeraciones presentan autocorrelación espacial

$$Q_i^{(General)} = \sum_{vecino \in R_i} \sum_{j \in B_i} n_i^{(vecino)} \frac{(\hat{p}_{ij}^{(vecino)} - \hat{p}_{ij}^{(General)})^2}{\hat{p}_{ij}^{(General)}} \sim \chi^2(r_i - 1)(b_i - 1)$$

$$R_i = \{vecino : n_i^{(vecino)} > 0\}$$

$$B_i = \{j : \hat{p}_{ij}^{(General)} > 0\}$$

¹⁷ Para una excelente introducción a las técnicas de autocorrelación espacial véase Haining (2003).

significativa es necesario utilizar un indicador de autocorrelación local. Para tal propósito, se utiliza en esta investigación un indicador de autocorrelación local, como es propuesto por Anselin (1995), el cual es una descomposición del índice global de Moran. La expresión es la siguiente:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 / n} \quad [3]$$

donde x_i es la observación en la región (i.e. municipio) i , \bar{x} es la media de las observaciones en toda la región, y la sumatoria sobre j es tal que sólo incluye a unidades regionales vecinas de i ¹⁸. Este índice local de Moran evalúa la similitud de los valores de las regiones contiguas con los valores de la observación regional, en donde el criterio de inferencia estadística del índice tiene como hipótesis nula que la aglomeración local analizada tiene un patrón aleatorio. Los indicadores locales de Moran (LISA en inglés) generan diagnósticos de autocorrelación espacial positiva (*hot spots*) que pueden estar asociados a procesos de “difusión” o “contagio”, pero también los LISA generan diagnósticos de inestabilidad local que están asociados a procesos que despliegan autocorrelación espacial negativa. Las observaciones que despliegan autocorrelación espacial local pueden ser destacadas en un mapa de tal forma que se puedan visualizar las regiones o aglomeraciones que despliegan autocorrelación espacial.

5. Resultados de la exploración mediante técnicas de análisis espacial de la productividad del trabajo

En esta sección se presentan los resultados empíricos de las técnicas previamente descritas.

5.1. Distribuciones en la Región Centro

El cuadro 4 muestra tres valores sugeridos del parámetro de suavizado (h) para estimar kernel gaussianas¹⁹ asociadas al log (base 10) de la productividad laboral en el nivel municipal (en 1988 y 2003). Los valores provienen de tres formulaciones prácticas que pueden ser encontrados en la literatura: Criterio de Silverman, Criterio de Haerdle y el criterio de sobresuavizado de Scott²⁰.

¹⁸ Anselin (1995) sugiere que los criterios de inferencia del Moran local sean basados en distribuciones experimentales tipo Monte Carlo, pues las distribuciones teóricas locales con las cuales se pudiera contrastar tienden a ser desconocidas.

¹⁹ Se decidió trabajar con estimaciones gaussianas por conveniencia computacional y porque, además, varias de las pruebas estadísticas usadas en este ensayo para evaluar multimodalidad se basan en estimaciones gaussianas.

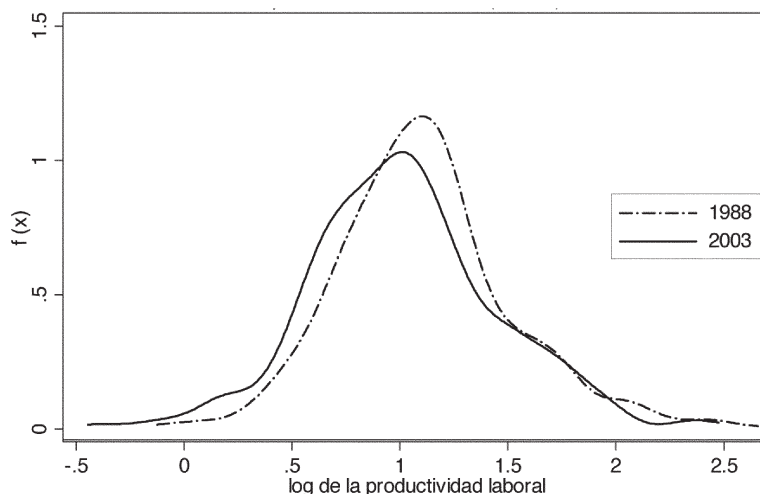
²⁰ Para una explicación de las formulaciones y su aplicación en código de STATA, véase Salgado-Ugarte et al. (1995). El criterio de Silverman (conocido en inglés también como *rule of thumb*) es ampliamente

Cuadro 4. Valores del parámetro de suavizado (h) para estimar kernel gaussianas de la productividad

	1988	2003
Silverman	0,0865	0,1006
Haerdle	0,1019	0,1185
Scott (suavizado máximo)	0,1349	0,1453

El cuadro 4 presenta un rango sugerido de valores para el parámetro de suavizado que va de 0,0865 a 0,1453 para ambos años. Con fines de ilustración, la figura 1 muestra las densidades kernel gaussianas para 1988 y 2003 con un parámetro de suavizado de 0,10 (que está incluido en el rango del cuadro 4)²¹.

Figura 1. Densidades kernel gaussianas para los municipios de la Región Centro parámetro de suavizado ($h = 0,10$)



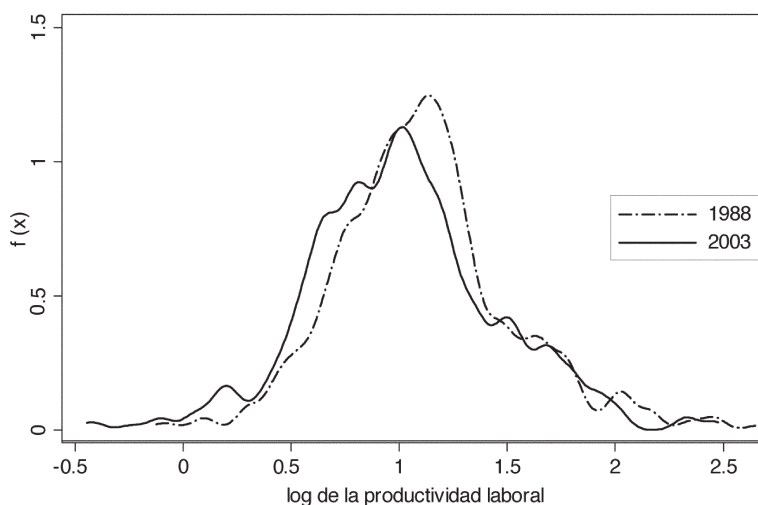
Como se menciona en la subsección 4.1, un primer dato que se busca en la estimación de las densidades es evaluar si éstas despliegan algún carácter multimodal. Las densidades en 1988 y 2003 de la figura 1 no parecen ser tan distintas a simple vista; sin embargo, algunas diferencias pueden ser detectadas. Primero, se puede observar que el centro de la distribución en el año 2003 se desplaza ligeramente hacia la izquierda, lo cual es consistente con la caída de la productividad promedio señalada

usado en los estudios regionales que utilizan este tipo de técnicas [por ejemplo, Quah (1997) usa este criterio en sus estimaciones kernel]; la regla del Silverman consiste en encontrar un parámetro de suavizado que minimice asintóticamente el error medio cuadrático integrado.

²¹ En la estimación, y en todas las demás estimaciones respectivas del ensayo, se excluyó un municipio en 1988 que reporta un valor extremo: el municipio de Cohetzalan en Puebla.

en la sección tres. Al considerar un procedimiento de identificación de modas (máximo local), se obtiene que la densidad en 1988 despliega dos modas (1.10, 2.40), mientras que la distribución en 2003 reporta tres modas ($-0,37$, 1, 2.36)²². El dato importante es que ambas distribuciones en la figura 1 parecen desarrollar más de una moda; ambas densidades reportan una moda en la cola derecha de la distribución, pero además en 2003 aparece una nueva moda en la parte izquierda de la distribución ($-0,376$). Ciertamente estas modas —encontradas bajo un parámetro de suavizado de 0,10— pueden ser de magnitud insuficiente como para justificar que la Región Centro ha presentado un aumento en la desigualdad de la productividad laboral entre municipios durante el periodo analizado. Sin embargo, si el parámetro de suavizado es lo suficientemente reducido, los cambios antes mencionados son visualmente más claros. La figura 2 contrasta las densidades que son estimadas bajo un parámetro de suavizado h de 0,05.

Figura 2. Densidades kernel gaussianas para los municipios de la Región Centro parámetro de suavizado ($h = 0,05$)



En la figura 2 se aprecian de forma más clara los cambios anteriormente señalados. En particular, nótese que en la parte izquierda de la distribución del año 2003 aparecen grupos significativos de municipios con baja productividad; en especial, destaca la moda que se encuentra cercana al centro de la distribución (0,81), así como la moda del extremo izquierdo de la distribución (0,22).

Hasta el momento se han contrastado las densidades kernel de manera visual y se han sugerido algunos cambios que parecen haber ocurrido durante el periodo 1988-2003. Sin embargo, no se ha indicado si la presunta multimodalidad en las distribu-

²² El procedimiento se realizó en STATA utilizando el comando *wardpen* desarrollado por Salgado *et al.* (1995). Se consideraron 50 puntos por intervalo para la identificación de las modas.

ciones estudiadas es estadísticamente significativa; además de que no se ha justificado cuál parámetro de suavizado para estimar la kernel es el más apropiado. Para dar respuesta a este punto, se utilizó la prueba de multimodalidad de Silverman (1981) descrita en la subsección 4.1. El cuadro 5 resume los resultados de la prueba de Silverman de multimodalidad en los años 1988 y 2003²³.

Cuadro 5. Pruebas de multimodalidad en las densidades de la Región Centro

1988			2003		
<i>h</i>	Modas	valor <i>p</i>	<i>h</i>	Modas	valor <i>p</i>
0,2	1	1,00	0,2	1	0,99
0,15	1	0,95	0,15	1	0,88
<i>0,1349</i>	1	0,84	<i>0,1483</i>	2	0,93
<i>0,1019</i>	2	0,80	<i>0,1185</i>	2	0,91
0,095	2	0,68	<i>0,1006</i>	3	0,93
<i>0,0865</i>	3	0,76	0,095	3	0,81
0,08	3	0,61	0,08	4	0,66
0,07	4	0,47	0,07	4	0,21
0,06	6	0,60	0,06	6	0,42

h es el parámetro de suavizado de la *kernel gaussiana*, los *h*'s en itálicas corresponden al valor de los parámetros óptimos del cuadro 4. Se realizaron 100 simulaciones en cada prueba.

Cada renglón del cuadro 5 para cada año indica la probabilidad de que existan *k* modas (indicada por el número de modas de la segunda y quinta columna) dado un valor del parámetro de suavizado (primera y cuarta columna) contra la hipótesis alternativa de que existan *k+1* modas. Por ejemplo, para el año de 1988, un parámetro de suavizado de 0,15 produce una moda con una probabilidad de 0,95; es decir, de 100 muestras *bootstrap* en sólo cinco ocasiones se observó que la distribución simulada tuviera más de una moda bajo un valor crítico del parámetro de suavizado de 0,15. De esta manera, el procedimiento *bootstrap* produce una prueba estadística en la que, bajo un valor crítico de 0,15, se acepta la hipótesis de unimodalidad (en contra de la hipótesis de multimodalidad) con una confianza del 95%. De igual forma, obsérvese que la hipótesis de unimodalidad para 2003 bajo el mismo valor crítico del parámetro de suavizado (0,15) sólo tiene un nivel de confianza del 88%, es decir, la hipótesis nula no alcanza niveles significativos menores al 10%.

En general, del cuadro 5 se debe destacar lo siguiente. Para el año de 1988, el valor crítico del parámetro de suavizado pierde significancia en el rango 0,15-0,10, y, dadas las modas reportadas en ese rango, es factible entonces pensar que la distribu-

²³ Las pruebas de simulación fueron realizadas en STATA utilizando las rutinas desarrolladas por Salgado-Ugarte *et al.* (1997). Se realizaron 100 simulaciones en cada prueba.

ción verdadera no tiene más de dos modas. Por su parte, la distribución de 2003 requiere de un parámetro de suavizado mucho menor para rechazar la hipótesis nula, ya que es en el rango 0,1006-0,08 donde se registra la caída de significancia de la hipótesis nula. Además, nótese que en los rangos antes señalados, el número de modas que se prueba es mayor para la distribución de 2003.

En resumen, las simulaciones realizadas indican que es muy probable que la distribución de 1988 pasó de tener una característica más unimodal a otra con rasgos multimodales para 2003. Puede señalarse con cierto grado de confiabilidad que la distribución verdadera en 2003 despliega tres modas: una al centro de la distribución y las otras dos en cada uno de los extremos de ésta. Incluso el cambio en la distribución podría ser indicativo, si se considera que el centro de la distribución en 2003 perdió peso a favor de una mayor presencia de las colas de ésta, de un proceso hacia una bimodalidad (tipo *twin peaks*) como la elucidada por Quah (1997).

Es importante señalar que por el nivel de desagregación regional analizado, el carácter multimodal de las distribuciones estudiadas no sea de una magnitud considerable como el que podría encontrarse en un nivel superior de agregación regional (por ejemplo, entidad federativa). Sin embargo, es de esperarse que la varianza de la productividad en los municipios tienda a ser mucho menor a la que puede presentarse en un nivel mayor de agregación²⁴. Es importante destacar que aun bajo este nivel geográfico de análisis predomine —y se acentúe— un carácter multimodal en las distribuciones que, además, pueda ser suficientemente significativo para indicar la presencia de desigualdades regionales en la Región Centro.

Por otra parte, la información presentada hasta este momento podría no ser suficiente para indicar que las dinámicas de polarización están presentes en la Región Centro. Al respecto, Esteban y Ray (1994) mencionan que cualquier medida de polarización debe ser por naturaleza global y no lineal, situación que debe evitar no inferir una polarización regional a partir de agrupamientos entorno a una “media local”, como los presumiblemente encontrados en las figuras 1 y 2. En este sentido, los resultados empíricos que se presentan en las siguientes subsecciones dan mejor sustento para considerar la posible presencia de polarización regional en la Región Centro.

5.2. Matrices clásicas y espaciales de Markov en la Región Centro

Para calcular la matriz de transición, primero se agrupó la productividad de los municipios referida en cada uno de los censos (1996 observaciones) en cinco diferentes grupos, de modo tal que el número de observaciones fuera casi idéntico en cada uno

²⁴ No es común encontrar trabajos empíricos que analicen las dinámicas de convergencia-divergencia regional en el nivel de desagregación como el analizado en este ensayo. Pero es indudable que las dinámicas regionales que pudieran derivarse en niveles superiores de agregación no necesariamente son equivalentes en niveles inferiores de desagregación. Higgins, Levy y Young (2006) llevan a cabo estimaciones de convergencia en el nivel de *county* (un nivel similar al de municipio) en Estados Unidos usando 3058 observaciones y encuentran, por medio de diversas estimaciones econométricas, que las velocidades de convergencia son significativamente mayores en ese nivel de desagregación.

de los grupos (cuantiles), lo que dio por resultado un total de 1497 transiciones (o tres transiciones por municipio). El grupo 1 puede ser clasificado como el de “municipios pobres”; el grupo 2, de “bajo ingreso”; el grupo 3, de “mediano ingreso”; el grupo 4, de “alto ingreso”, y, finalmente, el grupo 5 representa los municipios “ricos”. El cuadro 6 muestra la matriz de transición correspondiente a estos cinco grupos de productividad.

Las estimaciones indican que hay una fuerte movilidad en los grupos 2, 3 y 4, así como una mayor persistencia en los grupos extremos, lo que sugiere una mayor probabilidad de permanecer en el grupo de más baja productividad (0,64) o en el de más alta productividad (0,72), que en el resto de los grupos. Obsérvese que si no hubiese movilidad, el valor en la diagonal sería cercano a 1. El último renglón muestra la distribución estacionaria que genera el proceso markoviano. Si se compara la distribución estacionaria con la distribución inicial (tercera columna del cuadro 6) se observará un sesgo progresivo hacia los niveles de productividad más bajos.

Cuadro 6. Matriz de transición para la Región Centro (1988-2003)
(transiciones quinquenales)

Grupo	Distribución Inicial		Probabilidades de Transición (t a $t+1$)				
	Absoluta	Relativa	1	2	3	4	5
1	295	0,20	0,64	0,21	0,06	0,05	0,03
2	298	0,20	0,28	0,38	0,22	0,09	0,03
3	298	0,20	0,13	0,24	0,35	0,21	0,06
4	304	0,20	0,07	0,14	0,28	0,37	0,13
5	302	0,20	0,01	0,05	0,08	0,14	0,72
Distribución Ergódica			0,28	0,22	0,19	0,16	0,16

Elaboración propia con datos de los censos económicos del INEGI.

Si bien el sesgo que genera la distribución ergódica es consistente con el desplazamiento de la distribución hacia la derecha (figura 1), no es del todo coincidente con la presencia de agrupaciones locales en los extremos de la distribución (figuras 1 y 2). Para analizar este punto, ahora se considera otro agrupamiento de los niveles de productividad en su conjunto, de tal modo que se incrementa ligeramente el peso relativo del grupo inferior (1) y superior de productividad (5). Asimismo, con el nuevo agrupamiento se derivan también las submatrices espaciales condicionadas por la productividad de los municipios vecinos. El cuadro 7 muestra la nueva matriz de transición junto con las submatrices ahora condicionadas por la productividad de los municipios.

La primera matriz del cuadro 7 muestra las transiciones del conjunto de la Región Centro, pero ahora con la nueva clasificación de productividad. La matriz general conserva también la característica de la matriz del cuadro 6: una marcada movilidad en los grupos intermedios mientras que en los grupos extremos hay una alta persis-

Cuadro 7. Matriz de transición para la Región Centro condicionada por los municipios vecinos (1988-2003) (transiciones quinquenales)

<i>Obs.</i>	<i>Dist. Inicial</i>		$t+1$	<i>I</i>	2	3	4	5	<i>G. de Lib.</i>	<i>Q</i>	<i>Valor-p</i>
344	0,23	Región Centro	1	0,65	0,20	0,06	0,06	0,04	16	27,71	0,03
267	0,18		2	0,29	0,30	0,24	0,11	0,06	16	26,47	0,05
260	0,17		3	0,17	0,21	0,30	0,22	0,11	16	18,75	0,28
265	0,18		4	0,06	0,11	0,23	0,34	0,25	16	26,64	0,05
361	0,24		5	0,02	0,04	0,06	0,16	0,72	16	85,18	0,00
1497								Matriz completa	80	184,75	0,00
Distribución ergódica				0,24	0,16	0,16	0,17	0,28			

<i>Obs.</i>	<i>Dist. Inicial</i>		$t+1$	<i>I</i>	2	3	4	5	<i>G. de Lib.</i>	<i>Q</i>	<i>Valor-p</i>
118	0,59	1	1	0,70	0,23	0,03	0,03	0,02	4	6,16	0,19
40	0,20		2	0,45	0,33	0,13	0,08	0,03	4	7,08	0,13
10	0,05		3	0,20	0,40	0,20	0,20	0,00	4	3,22	0,52
16	0,08		4	0,19	0,13	0,31	0,31	0,06	4	7,15	0,13
15	0,08		5	0,00	0,13	0,00	0,40	0,47	4	11,18	0,02
199								Matriz completa	20	34,80	0,02
Distribución ergódica				0,51	0,26	0,10	0,10	0,04			

<i>Obs.</i>	<i>Dist. Inicial</i>		$t+1$	<i>I</i>	2	3	4	5	<i>G. de Lib.</i>	<i>Q</i>	<i>Valor-p</i>
108	0,35	2	1	0,68	0,15	0,07	0,06	0,05	4	2,05	0,73
79	0,25		2	0,34	0,33	0,22	0,09	0,03	4	3,09	0,54
50	0,16		3	0,26	0,20	0,26	0,18	0,10	4	3,08	0,54
37	0,12		4	0,11	0,11	0,16	0,46	0,16	4	4,85	0,30
37	0,12		5	0,14	0,11	0,11	0,14	0,51	4	32,49	0,00
311								Matriz completa	20	45,57	0,00
Distribución ergódica				0,40	0,18	0,14	0,15	0,13			

<i>Obs.</i>	<i>Dist. Inicial</i>		$t+1$	<i>I</i>	2	3	4	5	<i>G. de Lib.</i>	<i>Q</i>	<i>Valor-p</i>
63	0,19	3	1	0,67	0,16	0,06	0,08	0,03	4	1,05	0,90
67	0,20		2	0,28	0,25	0,25	0,10	0,10	4	2,72	0,61
78	0,23		3	0,23	0,18	0,28	0,17	0,14	4	3,83	0,43
75	0,22		4	0,11	0,15	0,19	0,29	0,27	4	4,87	0,30
57	0,17		5	0,00	0,11	0,09	0,25	0,56	4	12,54	0,01
340								Matriz completa		20	25,01
0,20	Distribución ergódica				0,30	0,16	0,15	0,17	0,21		

<i>Obs.</i>	<i>Dist. Inicial</i>		$t+1$	<i>I</i>	2	3	4	5	<i>G. de Lib.</i>	<i>Q</i>	<i>Valor-p</i>
36	0,09	4	1	0,53	0,28	0,03	0,08	0,08	4	4,52	0,34
65	0,17		2	0,19	0,29	0,28	0,17	0,08	4	5,23	0,26
81	0,21		3	0,09	0,22	0,31	0,28	0,10	4	5,04	0,28
85	0,22		4	0,01	0,13	0,27	0,32	0,27	4	4,44	0,35
116	0,30		5	0,00	0,02	0,10	0,20	0,69	4	7,41	0,12
383								Matriz completa	20	26,63	0,15
Distribución ergódica				0,10	0,15	0,20	0,23	0,33			

Cuadro 7. Matriz de transición para la Región Centro condicionada por los municipios vecinos (1988-2003) (transiciones quinquenales) (cont.)

Obs.	Dist. Inicial		$t+1$	1	2	3	4	5	G. de Lib.	Q	Valor-p
19	0,07	5	1	0,32	0,26	0,16	0,11	0,16	4	13,93	0,01
16	0,06		2	0,06	0,31	0,50	0,13	0,00	4	8,35	0,08
41	0,16		3	0,07	0,20	0,39	0,24	0,10	4	3,58	0,47
52	0,20		4	0,02	0,04	0,25	0,37	0,33	4	5,33	0,26
136	0,52		5	0,01	0,01	0,02	0,07	0,90	4	21,55	0,00
264							Matriz completa		20	52,75	0,00
0,03	Distribución ergódica			0,03	0,07	0,14	0,14	0,62			

Elaboración propia con datos de los censos económicos del INEGI.

tencia. Sin embargo, en esta nueva matriz del cuadro 7, y a diferencia de lo observado en el cuadro 6, el proceso markoviano, como puede verse mediante la distribución estacionaria, mantiene el sesgo inicial hacia ambas colas de la distribución e incluso incrementa el peso del sector más productivo²⁵. Con la nueva matriz general del cuadro 7, se destacan rasgos más claros de polarización regional.

Las submatrices del cuadro 7 permiten evaluar si el factor espacial juega algún papel en la determinación de las transiciones en el tiempo. Las submatrices del cuadro se leen de la siguiente manera. La tercera columna del cuadro 7, a partir de la segunda matriz de transición, muestra el rango de productividad que le corresponde al promedio de los municipios contiguos. De esta manera, las transiciones en cada una de las submatrices del cuadro 7 indican la probabilidad de que un municipio en el tiempo t “salte” a otro rango de productividad en el tiempo $t+1$ o permanezca en el mismo rango, dado que los municipios vecinos en el tiempo t tengan el nivel de productividad indicado en la columna 3. Por ejemplo, en la segunda matriz de transición del cuadro 7 hay una probabilidad de 0,45 de que un municipio que en el tiempo t se encuentra en el nivel 2 ahora retroceda al nivel 1 en el tiempo $t+1$, dado que la productividad promedio de los municipios vecinos en el tiempo t se ubica en el nivel 1.

Para evaluar si la matriz global difiere estadísticamente de las otras submatrices condicionadas por los municipios contiguos, se calculó ahora un estadístico Q de dependencia espacial siguiendo los criterios señalados por Bickenbach y Bode (2002)²⁶.

²⁵ Como puede verse, el proceso markoviano es sensible a los puntos de corte (*cut-off points*) considerados para clasificar la productividad.

²⁶ La prueba es diseñada de la siguiente manera:

$$Q_i^{(General)} = \sum_{vecino \in R_i} \sum_{j \in B_i} n_i(vecino) \frac{(\hat{p}_{ij}(vecino) - \hat{p}_{ij}(General))^2}{\hat{p}_{ij}(General)} \sim \chi^2(r_i - 1)(b_i - 1)$$

$$R_i = \{vecino : n_i(vecino) > 0\}$$

$$B_i = \{j : \hat{p}_{ij}(General) > 0\}$$

Los resultados indican que la matriz de transición general en el nivel municipal no es independiente del factor espacial, esto se corrobora con el estadístico Q para la matriz general del cuadro 7 (184.75 con 80 grados de libertad) que es altamente significativo (véase el valor-p), y el cual rechaza la hipótesis nula de no diferencia entre la matriz general y las submatrices de productividad de los vecinos. Sin embargo, en el nivel de clases de productividad, las transiciones del grupo 3 de la Región Centro no difieren estadísticamente de las observadas dentro de las submatrices de vecinos que consideran al mismo grupo de productividad; pero todos los demás grupos de productividad muestran diferencias estadísticamente significativas.

El estadístico Q usado, también puede ser considerado para comparar las submatrices de vecinos con la matriz general. Los resultados indican que sólo las submatrices de vecinos en los niveles 1, 2 y 5 muestran diferencias estadísticamente significativas con la matriz general (véanse las Q 's de la matrices completas). Esto puede deberse a que los niveles intermedios de productividad generan transiciones más inestables, como sugiere la distribución estacionaria que se origina con la submatriz del grupo 3; obsérvese cómo la distribución inicial en esta submatriz del grupo 3 está centrada, mientras que la distribución final muestra mayor concentración en los extremos. Es decir, es más probable que aparezcan discrepancias significativas entre las matrices de transición cuando los municipios vecinos se ubican en los extremos de la distribución. Asimismo, al revisar hilera por hilera a lo largo de las submatrices con la matriz general también se observa que las diferencias significativas se generan cuando hay fuertes discrepancias de productividad entre un municipio y sus municipios vecinos: un municipio tiene una probabilidad de 0,47 de permanecer en el nivel más alto de productividad cuando el promedio de sus vecinos se encuentra en el nivel más bajo de productividad. Para darse una idea de este efecto, compárese la estimación con la probabilidad de 0,72 de permanecer en el nivel más alto cuando no se condiciona por los vecinos. De igual manera, un municipio tiene una probabilidad de 0,16 de pasar del nivel más bajo de productividad al más alto, cuando sus vecinos se encuentran en el nivel más alto de productividad; nuevamente compárese esta estimación con la probabilidad de tan sólo 0,04 que es generada cuando la matriz no está condicionada por los vecinos.

En general, el cuadro 7 indica que las matrices de transición están condicionadas por el espacio. Más aún, este ejercicio markoviano espacial nos sugiere que las dinámicas intradistribucionales de la productividad de la Región Centro a lo largo del tiempo parecen reproducir procesos de polarización regional semejantes a los indicados por Quah (1996, 1997) y otros. Todo esto a pesar de que las densidades kernel en el nivel municipal aparentan ser simétricas a este nivel de desagregación regional (figuras 1 y 2). En la sección siguiente, el diagnóstico de polarización regional en la Región Centro encuentra un mayor sustento empírico cuando se analiza la autocorrelación espacial de la productividad.

5.3. Autocorrelación espacial de la productividad en la Región Centro

El cuadro 8 muestra el índice de Moran en la Región Centro del log (base 10) de la productividad laboral para los últimos cuatro levantamientos de los censos económi-

cos; para fines de comparación se muestran también los resultados al considerar todos los municipios del país en los años 1993 y 2003²⁷.

Cuadro 8. Autocorrelación espacial de la productividad de la Región Centro y de México

	<i>E(I)</i>	<i>Índice de Moran</i>
REGIÓN CENTRO		
1988	-0,002	0,211
1993	-0,002	0,413
1998	-0,002	0,351
2003	-0,002	0,330
Crecimiento 1988-2003	-0,002	0,059*
Crecimiento 1993-2003	-0,002	-0,006**
Crecimiento 1993-2003	-0,002	0,007**
MÉXICO		
1993	-0,0004	0,502
2003	-0,0004	0,415
Crecimiento 1993-2003	-0,0004	0,062

Se usó una matriz estandarizada de contigüidad de primer orden. Todos los índices que no tienen asterisco tienen un valor pseudo-p de 0,001.

Notas: * valor pseudo-p cercano al 0,02

**valor pseudo-p mayor al 0,4

Los datos del cuadro 8 indican que la productividad en el nivel municipal para la Región Centro presenta autocorrelación espacial positiva y estadísticamente significativa²⁸. Asimismo, como era de esperarse, la autocorrelación espacial positiva y estadísticamente significativa también está presente cuando se consideran todos los municipios del país. No debe sorprender que el índice de Moran sea mayor para todo el territorio mexicano que para la Región Centro, dado el mayor nivel de heterogeneidad que representa considerar todo el territorio del país; sí sorprende, no obstante, que la autocorrelación espacial no disminuya de forma importante cuando sólo se considera la Región Centro. Esto último es indicativo de la presencia de una fuerte desigualdad regional en la Región Centro.

Sin embargo, es importante mencionar que la autocorrelación espacial ya no es tan evidente cuando se considera el crecimiento de la productividad. Si bien hay autocorrelación espacial significativa para el crecimiento de la productividad durante el periodo 1988-2003 en la Región Centro, no se presenta tal fenómeno cuando se consideran periodos más cortos como 1993-2003 y 1998-2003 (véase el cuadro 8). Ob-

²⁷ Para el cálculo del índice, se utilizaron 499 municipios en la Región Centro y 2372 municipios para todo el país. Se aplicó una matriz estandarizada de contigüidad de primer orden en todos los cálculos.

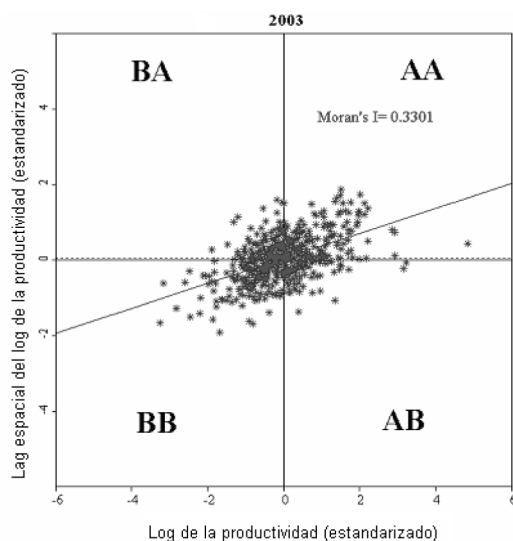
²⁸ Se utilizó un criterio de contraste de hipótesis usando distribuciones experimentales que fueron generadas usando el algoritmo Smirnov-Anselin que es utilizado en el paquete GEODA 0.9.5.i. En todos los años, los pseudo valores p obtenidos para rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación son del orden de 1 ó 2%.

sérvese, no obstante, que hay autocorrelación espacial significativa en el crecimiento de la productividad para todos los municipios del país durante el periodo 1993-2003.

El índice de Moran para la Región Centro crece de manera notable durante el periodo 1988-1993 hasta alcanzar un máximo en relación con todo el periodo estudiado; después de 1993, el índice empieza a mostrar una ligera tendencia descendente, pero los niveles de autocorrelación espacial en 2003 continúan siendo muy superiores a los observados en 1988. Al comparar el cuadro 8 con el cuadro 3, se observa que el incremento en la autocorrelación espacial está también asociado a un incremento en la dispersión de la productividad —o convergencia sigma—. La presencia de autocorrelación espacial global en la productividad es consistente con lo analizado en la subsección 5.2, donde se menciona que la dinámica distribucional de la productividad en el nivel municipal depende también de factores espaciales.

La figura 3 muestra el diagrama de dispersión del índice de Moran de la Región Centro para el año 2003²⁹.

Figura 3. Diagrama de dispersión del Índice de Moran en la Región Centro (2003)



El cuadrante AA (BB) del diagrama de dispersión indica que la productividad de un municipio se encuentra por arriba (debajo) de la productividad promedio de la Región Centro y que además el municipio está rodeado de otros municipios cuyo promedio de productividad también se ubica por arriba (debajo) de la productividad promedio de la Región Centro. Asimismo, el cuadrante AB (BA) muestra que la productividad de un municipio se sitúa por arriba (debajo) de la productividad pro-

²⁹ Los valores promedio de los municipios vecinos son calculados utilizando una matriz de contigüidad de primer orden.

medio de la Región Centro; además de que el municipio está rodeado de otros municipios cuyo promedio de productividad está por debajo (arriba) de la productividad promedio de la Región Centro.

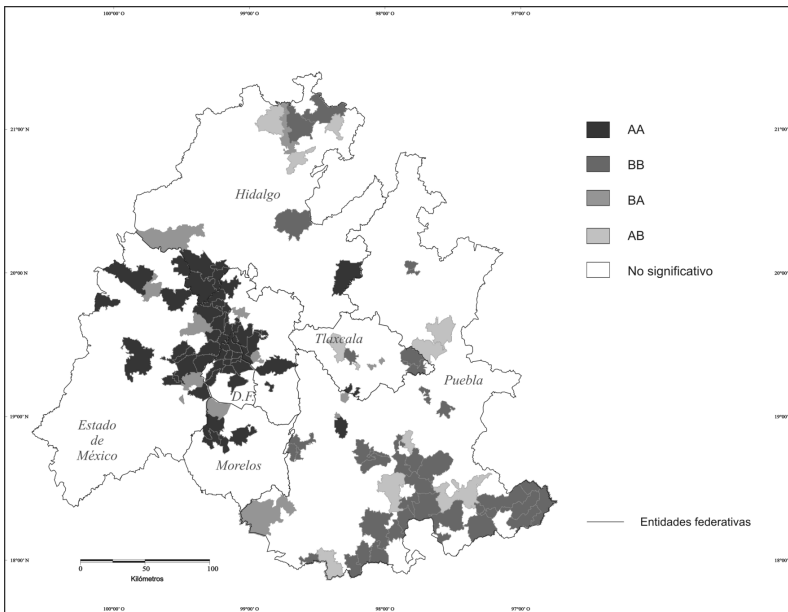
Los cuadrantes AA y BB de la figura 3 muestran las regiones consistentes con el patrón de autocorrelación global positivo que exhibe el índice de Moran. El cuadrante AA indica una aglomeración de municipios con niveles de productividad elevados y BB otro grupo de municipios con niveles de productividad bajos. Sin embargo, hay también otros grupos de municipios que manifiestan autocorrelación negativa (BA y AB) en donde un municipio aparece menos (o más) productivo en relación con los municipios contiguos. Todo esto sugiere la existencia de heterogeneidad espacial en la forma de cuatro distintos regímenes espaciales. Es decir, no sólo hay polarización entre regiones pobres (BB) y ricas (AA), sino que también existen regiones que muestran polarizaciones locales (BA y AB).

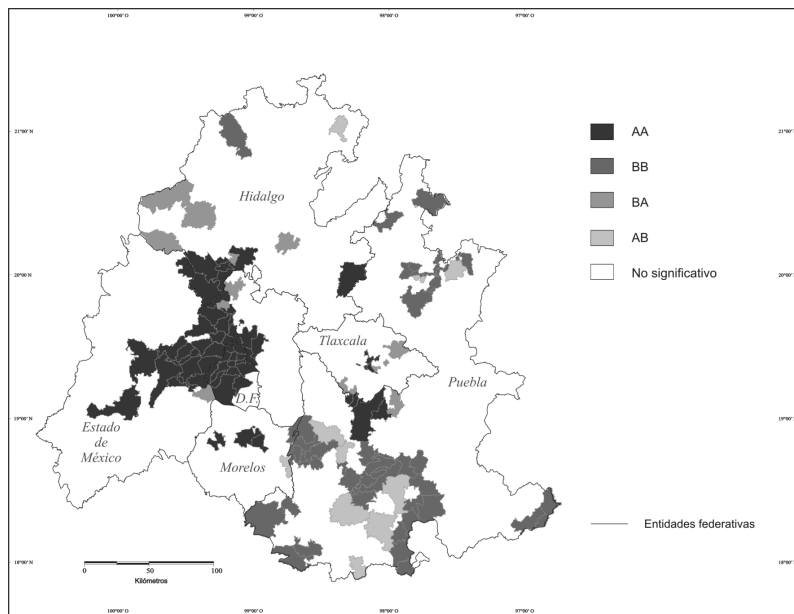
En los mapas 1 y 2 se muestran los LISA para los años 1988 y 2003. Los mapas permiten localizar las regiones que despliegan autocorrelación espacial local estadísticamente significativa con un nivel de pseudosignificancia de 5%.

Los mapas 1 y 2 despliegan patrones territoriales importantes que deben detallarse:

a) La Región Centro exhibe dos principales regiones de alta y baja productividad, en donde se concentra la principal dinámica de polarización que sigue viviendo la región en su conjunto. La región de alta productividad donde hay una gran autocorrelación espacial continúa siendo buena parte de la ZMVM. Sin embargo, la evo-

Mapa 1. Autocorrelación local de la productividad en el nivel municipal (1988)



Mapa 2. Autocorrelación local de la productividad en el nivel municipal (2003)

lución de la aglomeración dentro de la ZMVM sugiere un patrón de compactación hacia la parte poniente de la ciudad en la que otras áreas geográficas, como Cuajimalpa, se han subsumido al dinamismo de la aglomeración. Esto ocurre posiblemente, como se puede ver en los mapas, en detrimento de la parte oriental de la ZMVM. La otra región que se destaca es la aglomeración de baja productividad (BB) localizada al sur de los mapas (estado de Puebla). Esta zona, a diferencia de la ZMVM, muestra más claramente un desplazamiento de su aglomeración hacia la parte sur poniente del estado de Puebla. Dicha aglomeración también sigue presentando para el año 2003 municipios con inestabilidad local (AB) que expresan autocorrelación espacial negativa.

b) El segundo punto que se destaca en los mapas es la aparición de una nueva área geográfica dinámica en la Región Centro que despliega autocorrelación espacial positiva. Es el corredor Puebla-Tlaxcala-Apizaco, en donde la cercanía entre el estado de Puebla, y alrededores, con los municipios del estado de Tlaxcala de alta productividad está dando origen, según la fuerte autocorrelación espacial que se observa en el área, a una nueva aglomeración de alto dinamismo.

Las tendencias espaciales se mantienen aun si se condiciona espacialmente con matrices de interacción espacial más sofisticadas que consideran la distancia real por carretera entre las cabeceras municipales (Valdivia *et al*, 2007). Por ejemplo, cuando se condiciona con una matriz de distancia por carretera, la región emergente de Puebla-Tlaxcala-Apizaco y el valle de Toluca resaltan con mayor nitidez, mientras que la aglomeración en la parte sur del estado de Puebla aparece con mayor inestabilidad espacial.

6. Conclusiones

En este ensayo se ha utilizado una serie de técnicas no paramétricas y de exploración espacial para evaluar si el comportamiento de la productividad laboral en la Región Centro de México durante los últimos años ha estado influido por la dimensión espacial. Los ejercicios empíricos confirman la hipótesis anterior al mostrar, con diversas técnicas espaciales, que la productividad de un municipio está fuertemente autocorrelacionada con la productividad de los municipios vecinos (véase la subsección 5.3).

La dependencia espacial de la productividad no sólo ha sido alta durante los últimos 20 años, sino que incluso ha aumentado. La Región Centro ha mantenido un nivel de polarización entre regiones ricas (la Zona Metropolitana del Valle de México, ZMVM) y pobres (sur de Puebla) y, asimismo, ha presentado un proceso de reconfiguración espacial en donde no sólo las aglomeraciones económicas tradicionales que definían la región en el pasado se han desplazado o compactado, sino que también han aparecido nuevas regiones con alto dinamismo económico (corredor Puebla-Tlaxcala-Apizaco y el valle de Toluca).

Los resultados espaciales encontrados en el estudio empírico pueden ser compatibles con lo diagnosticado por otras investigaciones que han analizado recientemente la Región Centro desde otras perspectivas regionales. En general, estos estudios sugieren que la Región Centro ha estado experimentando durante los últimos veinte años una profunda reorganización territorial en sus actividades económicas. Algunos de los cambios se relacionan con el llamado proceso de “desindustrialización” que ha ocurrido en la Región Centro desde la apertura comercial y con el desplazamiento de la actividad manufacturera hacia otras regiones del país, principalmente hacia la frontera norte. No obstante, estos procesos no pueden vincularse directamente con los resultados del ensayo aquí presentado, ya que no se consideró la relación entre la Región Centro y otras regiones del país. Sin embargo, hay otros procesos territoriales detectados en la región que muy bien pueden estar asociados a los resultados de desigualdad espacial de esta investigación; por ejemplo, algunos estudios han detectado que la interacción entre la ZMVM y otras regiones cercanas ha propiciado la consolidación de nuevas subregiones metropolitanas en la Región Centro (Garza, 2006; Sobrino, 2007).

El principal hallazgo del estudio expuesto en este ensayo es la demostración de que persisten efectos espaciales en la productividad laboral, a pesar de considerarse unidades regionales con un nivel alto de desagregación (municipios); incluso, al involucrar técnicas espaciales, se encontró evidencia de polarización dentro de la propia Región Centro muy semejante a la hallada al comparar regionalmente el México “rico” del norte con el México “pobre” del sur. Este resultado da muestra de que el desempeño económico agregado de la Región Centro, o de los estados que la forman, no sólo debe compararse con el de otras regiones del país, sino que también es fundamental evaluar el desempeño de las economías internas, ya que predominan fuertes dinámicas de desigualdad territorial dentro de la misma Región Centro. Sin embargo, hay que ser cuidadosos en no extrapolar los resultados obtenidos en este trabajo a otras regiones de México, ya que la Región Centro es un caso especial en un país que además exhibe fuerte heterogeneidad regional.

Es importante aclarar al lector que por la escasa producción de estadísticas regionales del empleo en México, la información utilizada sólo considera las actividades formales de la economía; lo que podría modificar los resultados espaciales de esta investigación, pues un cambio importante en la composición de la fuerza laboral (entre trabajadores formales e informales) alteraría los cálculos de productividad realizados. Si bien la información oficial disponible no sugiere un drástico incremento de la informalidad en la Región Centro en los años de estudio (véase la subsección 3.1), es importante reconocer la problemática del empleo informal en México y de su necesaria inclusión en un trabajo posterior para obtener resultados más robustos.

El ensayo ha presentado argumentos para proponer que la dinámica de desigualdad económica de la Región Centro podría estar influida por factores espaciales que ocurren dentro de la propia región. Queda para una investigación futura, considerar las interacciones entre la Región Centro y otras regiones del país, en particular con las regiones del norte de México. Además, es necesario evaluar, en el marco de un modelo económico y de su posible calibración, si efectivamente la variable espacial está explicando la dinámica regional de la Región Centro.

Bibliografía

- Aguayo, F. y Salas, C. (2002): "Reestructuración regional y dinámica del empleo en México. 1980-1998", *Región y Sociedad*, 25: Septiembre-Diciembre, 3-62.
- Anselin, L. (1995): "Local Indicators of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis* 27:93-113.
- Aroca, P., Bosch, M. y Maloney, W. F. (2005): "Spatial dimensions of trade liberalization and economic convergence: Mexico 1985-2002", *The World Bank Economic Review*, 19:345-378.
- Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (1992): "Convergence", *The Journal of Political Economy*, 100 (2): 223-251.
- Bassols, Á. (1999): "Investigaciones urbanas y regionales de México: ¿Para conocer o transformar una realidad?", en H. Muñoz (coord.), *La sociedad mexicana frente al tercer milenio*, México: Miguel Ángel Porrúa y Coordinación de Humanidades, UNAM.
- Bickenbach, F. y E. Bode (2002): "Markov or not Markov - This should be a question", documento de trabajo, Alemania: Kiel Institute of World Economics.
- Bianchi, M. (1997): "Testing for Convergence: Evidence from Non-Parametric Multimodality Test", *Journal of Applied Econometrics*, 12(4):393-409.
- Bosh, M. (2006): "Job Creation and Job Destruction in the Presence of Informal Labour Markets", mimeografiado, Londres: London School of Economics.
- Calderón V. C. y Tykhonenko, A. (2007): "Convergencia regional e inversión extranjera en México en el contexto del TLCAN, 1994-2002", *Investigación Económica*, 66(259):9-41.
- Chávez, A. M. y Guadarrama, J. (2004): "La región central de México en transición: tendencias económicas y migratorias al final del milenio", en: Adrián Guillermo Aguilar (coord.), *Procesos metropolitanos y grandes ciudades*, H. Cámara de Diputados LIX Legislatura, México, 147-187.
- Chiquiar, D. (2005): "Why Mexico's regional income convergence broke down", *Journal of Development Economics*, 77:257-275.
- Cuadrado-Roura, J.R y Maroto-Sánchez, A. (2006): *La productividad en la Economía Española*. (2006), Madrid: Instituto de Estudios Económicos.
- Cuadrado-Roura, J.R. y Parellada, M. (edit.) (2002): *Regional Convergence in the European Union*, Berlín y Nueva York: Springer-Verlag.
- De Gallo, J. (2004): "Space-time Analysis of GDP Disparities across European Regions: a Markov Chains Approach", *International Regional Science Review*, 27:138-163.

- De Gallo, J. y Ertur, C. (2003): "Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per capita GDP in Europe, 1980-1995", *Papers in Regional Science*, 82:175-201.
- De Vreyer, P. y Spielvogel, P. (2005): "Spatial externalities between Brazilian municipios and their neighbors", Vrije Universiteit Amsterdam, ponencia presentada en el 45o congreso de la European Regional Science Association.
- Durlauf, S. N. y Young, H. P. eds. (2001): *Social Dynamics*, Cambridge: MIT Press.
- Dussel, E. P., et al. (2007): *Inversión extranjera directa en México: desempeño y potencial*, México: Siglo XXI, UNAM, Secretaría de Economía.
- Esquivel, G. y Mesmacher, M. (2002): "Sources of regional (non) convergence in Mexico", mimeografiado, México: Banco Mundial.
- Esquivel, G. (2000): "Geografía y Desarrollo Económico en México", Inter-American Development Bank, Latin American Research Network, Working Paper R-389, Washington, D.C.
- Esquivel, G. (1999): "Convergencia Regional en México, 1940-1995", *El Trimestre Económico*, 66:725-761.
- Esteban, J. M. y Ray, D. (1994): "On the Measurement of Polarization", *Econometrica*, 62(4):819-851.
- Evans, D. S. y Jovanovic, B. (1989): "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice Under Liquidity Constraints", *Journal of Political Economy*, 97:808-27.
- Fujita, M.; Krugman, P.; y A. Venables (1999): *The Spatial Economy*, Massachusetts: The MIT Press.
- Garza, G, coordinador (2006): *La organización espacial del sector servicios en México*, México: El Colegio de México.
- Haining, R. (2003): *Spatial Data Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Hanson, G. H. (1998): "North American Economic Integration and Industry Location", *Oxford Review of Economic Policy*, 14(2):30-44.
- Hernández-Laos, E. (2005): "La productividad en México. Origen y distribución, 1960-2002", *EconomíaUnam*, 2(5):7-21.
- Higgins, M. J., Levy, D. y Young, A.T. (2006): "Growth and Convergence across the United States: Evidence from County-Level Data-", *Review of Economics and Statistics*, 88(4):671-681.
- Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática (INEGI), *Censos Económicos 2004, Censos Económicos 1999, Censos Económicos 1994, Censos Económicos 1989, Encuesta Nacional de Empleo, Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, Sistema de Cuentas Nacionales*. Disponibles electrónicamente en: www.inegi.gob.mx.
- Lucas, R. E. (1978): "On the Size Distribution of Business Firms", *Bell Journal of Economics* 9:508-23.
- Maloney, W. (2004): "Informality Revisited", *World Development*, 32(7):1159-1178.
- Marshall, A. (1920): *Principles of Economics*, London: Macmillan.
- Nelson, B. L. (1995): *Stochastic Modeling: Analysis and Simulation*, New York: Dover Publications.
- Overman, H. G. y Puga, D. (2002): "Unemployment Clusters across European Regions and Countries", *Economic Policy*, 17(34):115-148.
- Pérez, E. (2006): "Reestructuración urbano regional y nuevos derroteros de la migración en la Región Centro de México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, 2(62):331-367.
- Quah, D. T. (1997): "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, 2:27-59.
- Quah, D. T. (1996): "Regional Convergence Clusters across Europe", *European Economic Review*, 40:951-958.
- Quah, D.T. (1993): "Galton's Fallacy and Tests of Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, 95:(4):427-443.
- Rey S. J. y Janikas, M. V. (2005a): "Regional convergence, Inequality, and Space", *Journal of Economic Geography*, 5(2):155-176.
- Rey S. J. y Janikas, M. V. (2005b): "Spatial Clustering, Inequality and Income Convergence", *Région et Développement*, 21:46-64.
- Rey, S. J. (2001): "Spatial Empirics for Regional Economic Growth and Convergence", *Geographical Analysis*, 33:195-214.
- Rey, S. J. y Montouri, B. D. (1999): "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective", *Regional Studies*, 33(2):143-156.

- Rice, P., Venables, J. A. y Patacchini, E. (2006): "Spatial Determinants of Productivity: Analysis for the Regions of Great Britain", *Regional Science and Urban Economics*, 36(6):727-752.
- Rodríguez-Oreggia, E. (2007): "Winners and Losers of Regional Growth in Mexico and their Dynamics", *Investigación Económica* Revista de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México, 66(259):43-62.
- Sala-i-Martin, X (1996): "The Classical Approach to Convergence Analysis", *The Economic Journal*, 437:1019-1036.
- Salas, C. (2003): "Trayectorias laborales entre el empleo, el desempleo y las microunidades en México", *Papeles de Población*, 38:159-194.
- Salgado-Ugarte, I. H., Shimizu, M. y Taniuchi, T. (1997): "Nonparametric Assessment of Multimodality for Univariate Data", *Stata Technical Bulletin*, 38:27-36.
- Salgado-Ugarte, I. H., Shimizu, M. y Taniuchi, T. (1995): "Practical Rules for Bandwidth Selection in Univariate Density Estimation", *Stata Technical Bulletin*, 27:5-19.
- Sánchez A., A. (2002): "Importancia del sistema de ciudades de la región centro de México", en J. Delgadillo y A. Iracheta coordinadores, *Actualidad de la investigación regional en el México Central*, México: CRIM-UNAM y Plaza y Valdez Editores.
- Scott, D. (1992): *Multivariate Density Estimations: Theory, Practice and Visualisation*, New York: Wiley.
- Silverman, B. W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman and Hall.
- Silverman, B. W. (1981): "Using Kernel Density Estimates to Investigate Multimodality", *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 43 (1):97-99.
- Sobrinho, J. (2007): "Desempeño industrial en las principales ciudades de México, 1980-2003", *Estudios Demográficos y Urbanos*, 22(2):243-290,
- Valdivia, M., Ávila, H. y Galindo, C. (2007): "Autocorrelación espacial de la productividad, fricción de la distancia e impacto de la infraestructura vial en los procesos de convergencia regional", en C. Bustamente et al. (coord.) *Reconstruir el desarrollo regional de México ante la recomposición del mundo, Memorias del 12.º Encuentro Nacional sobre Desarrollo Regional en México*, México: AMECIDER, IIEc-UNAM.
- Villaverde, J. (2006): "A New Look to Convergence in Spain: a Spatial Econometric Approach", *European Urban and Regional Studies*, 13(2):131-141.