

**El impacto de la geografía sobre la riqueza: autocorrelación espacial, movilidad regional, esquemas convergentes y dinámica temporal del ingreso per cápita, en México<sup>1</sup>**

Roberto Guerrero Compeán \*

**Resumen**

*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. Este nuevo enfoque se ha traducido en un amplio debate dentro del contexto de interpretación de las nuevas realidades y en la importancia de lo territorial. ¿Bajo qué condiciones se ordenan los patrones de aglomeración? ¿Cómo hacer para que las externalidades generen un patrón de regiones que maximice los beneficios y minimice los aspectos negativos de la concentración? ¿Debe el Gobierno apoyar únicamente el desarrollo de las regiones más competitivas o las más deprimidas o, por el contrario, establecer un nivel de servicios homogéneo para todo el territorio? ¿Cuál es la probabilidad de que una región próspera entre en crisis, en el futuro?; más aún, ¿cuántos años le tomará a una región pobre convertirse en un centro de desarrollo?*

*El objetivo de esta investigación es 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. En principio, y sin considerar al espacio como una dimensión, esta metodología se aplica a las 2,442 áreas geoestadísticas municipales de México para el periodo 1984-2004, por la vía de métodos no paramétricos, con la finalidad de estimar -al igual que Quah [1996a], Neven y Gouyette [1995], López Bazo et al., [1999] y Maurseth [2001]- funciones de densidad del ingreso normalizado, para luego determinar su transformación en el tiempo.*

*Tanto la trayectoria individual de cada municipio como su movilidad en el seno de la distribución, serán estudiadas utilizando matrices de transición asociadas a las cadenas de Markov. La movilidad regional y los esquemas convergentes son analizados para calcular diversos índices de movilidad y la distribución ergódica.*

---

\* Massachusetts Institute Technologic (MIT)

<sup>1</sup> *Conceptos clave:* externalidades, distribución del ingreso, cadenas de Markov, espacio.  
*Clasificación JEL:* C14, D31, O18, R11

*Quedar  demostrado que en M xico subyace una muy d bil movilidad de una clase de ingreso a otra, por tanto, se encontrar  una fuerte persistencia de las regiones al interior de cada clase, y un sesgo progresivo de la distribuci n del ingreso hacia las regiones relativamente pobres.*

*Posteriormente, el espacio ser  integrado al an lisis de manera expl cita, con el prop sito de introducir claridad en un t pico poco explorado dentro de la literatura consagrada al estudio de la desigualdad, en M xico, dado que son ignoradas las potenciales externalidades generadas por la geograf a; y as  como Armstrong [1995b], Fingleton [1999] y Rey y Montouri [1999] lo hacen, se demostrar  que las regiones que escalan o descienden posiciones en la distribuci n del ingreso, est n espacialmente autocorrelacionadas. Se aplicar n diversos m todos que permiten determinar c mo la transici n de las regiones es afectada por las externalidades de la geograf a, mientras una soluci n conduce a la p rdida de la dimensi n temporal en el an lisis y otra s lo permite evaluar la convergencia intrarregional.*

*Finalmente, se aplicar  el m todo propuesto por Rey [2001].  ste permite evaluar una forma de convergencia interregional, al captar la manera en la que las trayectorias de las  reas geoestad sticas dentro de la distribuci n del ingreso son influenciadas por el comportamiento de las regiones vecinas. Luego de adecuar esta metodolog a, se propondr  una prueba de estacionaridad espacial de las probabilidades de transici n. Los resultados permiten subrayar que las externalidades generadas por la geograf a son notables y significativas; cuando los bloqueos geogr ficos son evidentes: la probabilidad de que una regi n mejore su clasificaci n en la distribuci n del ingreso, es mucho menor si est  rodeada de regiones pobres.*

## **Introducci n**

Durante el Siglo XX, la poblaci n mexicana creci  m s de seis veces hasta alcanzar cerca de 100 millones de personas, lo que convierte a M xico en una de las naciones m s pobladas del mundo. El espacio en que se asienta esta poblaci n es principalmente urbano: poco m s del 61% de los habitantes reside en localidades mayores de 15 mil habitantes, el 31% lo hace en localidades menores de 5 mil habitantes cada una, y el restante 8% lo hace en localidades intermedias. La poblaci n que habita en las ciudades, las cuales incluyen localidades de diversos tama os, asciende a 63.2 millones de personas, el 66% de la poblaci n total del pa s.

La aguda concentraci n de la poblaci n en las  reas urbanas es un fen meno

relativamente reciente que data de principios de la década de los setenta. Por su ritmo de crecimiento y por sus dimensiones, la urbanización del país ha sido un proceso que rebasó la capacidad gubernamental de planeación, atención y administración del crecimiento de las ciudades.

Además, se verificó primordialmente durante una época: 1975-1995, en la que se produjeron crisis económicas recurrentes que afectaron seriamente los ingresos y el empleo de la población y obligaron a realizar severos ajustes en las finanzas públicas, lo que provocó un efecto multiplicador en el rezago social de las ciudades. Y, a la par que aumentaron los flujos de migrantes hacia las áreas urbanas más desarrolladas del país en busca de empleo y de mejores condiciones de vida, los recursos públicos y privados para el financiamiento del espacio urbano se tornaron cada vez más escasos e insuficientes.

Durante los últimos 30 años, las diferencias regionales se han acentuado debido a la existencia de concentraciones económicas poco relacionadas entre sí, y a la ausencia de políticas explícitas de desarrollo regional. La convergencia de los niveles de desarrollo económico de las regiones, su desempeño en términos de crecimiento y la reducción de sus tasas de desempleo constituyen una preocupación mayor dentro de la política regional mexicana desde la crisis de 1995, cuando la región comenzó a ser considerada: un jugador en la agenda económica del país (cf. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [2002] y Guerrero Compeán [2005]).

Efectivamente, este contexto de desaceleración del crecimiento económico y de pérdida de la competitividad en numerosos municipios del país ha puesto en relieve el grave problema de las disparidades regionales en México, y ha provocado una reestructuración de política nacional. Brechas tan importantes, tanto en los niveles de vida de los ciudadanos como en el potencial económico de las regiones, resultan intolerables en una verdadera federación<sup>2</sup>.

La Secretaría de Desarrollo Social realiza actividades y programas de desarrollo institucional municipal desde hace varios años, principalmente orientados hacia programas de infraestructura social básica, como el de los Fondos para el Desarrollo Social Municipal del Ramo 26.

A partir de esa experiencia y de la descentralización de los recursos para

---

<sup>2</sup> Un análisis comparativo internacional permite observar con mayor claridad este hecho: mientras que en Estados Unidos de América, el coeficiente de variación del PIB per cápita estatal es sólo de 17% y en los países miembros de la Unión Europea de 28%, en México, esta cifra alcanza 59% (cf. Secretaría de Desarrollo Social, 2002).

infraestructura social básica derivada de la creación del Ramo 33, en 1999, se planteó la necesidad de diseñar y operar acciones que, a la vez que se enmarcaran en este proceso de descentralización y lo apoyaran, permitieran que se sumaran los gobiernos estatales y municipales en la visión integral del desarrollo institucional municipal<sup>3</sup>. Estas nociones de cohesión tienen una dimensión geográfica importante, pues su objetivo es “elevar los niveles de bienestar y distribuir las oportunidades de manera equitativa, disminuyendo brechas y desigualdades regionales”[Plan Nacional de Desarrollo (2001)].

Son cinco los objetivos prioritarios a los que se apegan estos fondos y los programas de desarrollo social orientados a refrendar la posición de la región: 1) promover el desarrollo de las regiones económicamente retrasadas, 2) permitir la reconversión de las zonas fronterizas gravemente afectadas por el declive de los sectores primario y secundario, 3) combatir el desempleo de largo plazo, 4) facilitar la inserción profesional de los jóvenes y 5) acelerar la adaptación de las estructuras agrícolas y promover e impulsar el desarrollo de las áreas rurales.

Pese a estas iniciativas, en México subsiste –hace dos décadas– un grave problema regional que se manifiesta en una radical desigualdad: casi la totalidad del territorio de los estados del Sur y más de 50 millones de mexicanos viven en regiones que tienen un ingreso inferior al 75% de la media nacional, mientras que la fortuna de los diez mexicanos más ricos, equivale a la suma del producto interno bruto de Tlaxcala, Colima, Nayarit, Baja California Sur, Zacatecas, Tabasco, Aguascalientes, Durango y Campeche, en un año, y supera al de Jalisco o Nuevo León<sup>4</sup>.

De igual forma, es importante señalar que las regiones mexicanas poseen una estructura dual entre un Norte desarrollado y dinámico y un Sur periférico y en crisis: “se observan contrastes entre las regiones del país. Si se excluye al Distrito Federal, los cinco estados con mayor desarrollo humano corresponden a la región Norte, mientras que los cuatro menos desarrollados se encuentran en el Sur” (ONU, 2002, p. 110). Las disparidades de la riqueza, al parecer, están asociadas a una dimensión geográfica con una polarización Norte-Sur.

Un reflejo de estas observaciones es la reiterada debilidad del proceso de convergencia y la bipolarización del ingreso regional (cf. Esquivel Hernández [1999], Garza Campos [1994], Guerrero Compeán [2005], Messmacher Linartas [2000] y Rodríguez Oreggia y Román [2001]).

---

<sup>3</sup> Gobierno Constitucional de los Estados Unidos Mexicanos, *Diario Oficial de la Federación*, viernes 14 de enero de 2005, p. 6, México.

<sup>4</sup> Como se señala en Guerrero Compeán [2005], al primer semestre de 2005, los 10 mexicanos más ricos poseían una fortuna estimada de 42 mil 500 millones de dólares.

Evidentemente, resulta relevante estudiar a profundidad cuál es la relación que subyace entre la convergencia económica y la repartición espacial de las actividades productivas. Aglomeración y polarización espacial de las economías son fenómenos posiblemente vinculados a modelos geográficos que demuestran que el crecimiento económico está en buena medida determinado por esquemas de repartición de las actividades sobre el territorio nacional.

Esta investigación tiene como fundamento un análisis dinámico de la desigualdad en México a través de procesos markovianos espaciales discretos y comprende las 2,4425 áreas geoestadísticas municipales del país, dentro del periodo 1984 - 2004. Los datos fueron obtenidos a partir de los censos económicos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y deflactados a los precios de 1993, con el Índice de Precios Implícitos del producto interno bruto<sup>6</sup>.

Debe entenderse que el objetivo de este trabajo no es el de probar una ecuación de convergencia deducida de un modelo de economía geográfica del crecimiento, como lo han hecho por ejemplo: Hanson [1998], Combes y Lafourcade [2001] y Teixeira [2001], sino el de mostrar que las externalidades generadas por la dimensión geográfica de los datos -la localización de una observación en relación con otra- permite evaluar en qué medida se ven modificados los resultados de las estimaciones econométricas que ignoran el factor espacio.

Los principales resultados empíricos indican que las disparidades económicas y su evolución en el tiempo están fuertemente condicionadas por la localización de las regiones en el seno del espacio mexicano, que se caracteriza por una concentración geográfica de la riqueza y la pobreza en un esquema de polarización Norte-Sur que persiste en todo el periodo de estudio.

De igual forma, la movilidad de una región en la escala distributiva del ingreso está altamente relacionada con la riqueza de sus regiones vecinas, lo que evidencia la transmisión de externalidades explicadas por bloqueos geográficos, como lo sugieren las teorías de economía geográfica.

Para mostrar estos hallazgos, la argumentación se desarrollará en tres partes: en principio, se estudiará la dinámica de la repartición del ingreso en

---

<sup>5</sup> Se excluye del análisis al municipio de Nicolás Ruiz, Chiapas, debido a que no existe información censal apropiada.

<sup>6</sup> Si bien el periodo de estudio pudo eventualmente ampliarse hasta 15 años más, sólo a partir del Censo Económico de 1984 la información proporcionada era lo suficientemente homogénea para ser comparada con la del Censo Económico de 2004, tanto en el modo de cálculo de las variables consideradas como en las unidades estadísticas empleadas.

México, a través de estimaciones no paramétricas de funciones de densidad de la distribución del ingreso por habitante y su evolución en el periodo 1984-2004, así como la movilidad de las trayectorias de crecimiento de los municipios mexicanos, por la vía de los procesos markovianos estacionarios de primer orden. Con el fin de señalar cómo la geografía genera externalidades en el desempeño de una región, la segunda sección analizará un procedimiento en el que la dimensión espacial se integra al análisis, a partir del método condicionado de Quah [1996a] y de las cadenas de Markov espaciales de Rey [2001]. Un tercer apartado concluye con los resultados más trascendentales y propone una serie de recomendaciones técnicas, metodológicas y de política pública.

### **1. La dinámica de la distribución del ingreso en México**

El estudio de la evolución de la distribución del ingreso entre 1984 y 2004 se llevará a cabo a partir de las estimaciones per cápita normalizadas<sup>7</sup>. Efectivamente, es preferible trabajar con ingresos relativos que con absolutos, con el fin de eliminar los movimientos generalizados debidos a los ciclos económicos.

En principio, se caracterizará tanto la forma de la distribución del ingreso de las áreas geoestadísticas municipales para cada año como su transformación en el transcurso del periodo, con base en tres metodologías complementarias: la evolución de la dispersión de la distribución del ingreso por habitante, métodos de estimación no paramétricos aplicados a la distribución del ingreso y las características de la polarización de esta distribución (§1.1.)

Luego, la estimación de matrices de transición entre diferentes clases de ingresos permitirá precisar la dinámica temporal de la distribución, en el nivel municipal. Se presentará el análisis de cadenas de Markov para las 2,442 áreas geoestadísticas que disponen de información estadística ad hoc (§1.2.)

#### *1.1. Evolución de la forma de la distribución del ingreso por habitante*

En el seno de los municipios mexicanos, tanto los esquemas de convergencia más simples (polarización en dos clubes de convergencia), otros más complejos (estratificación en clubes múltiples), como su evolución potencial durante el periodo 1984-2004, pueden ser detectados a partir del estudio de la forma y la evolución del ingreso por habitante, la cual se analiza gracias a

---

<sup>7</sup> Definanse como la razón del ingreso por habitante sobre el ingreso medio nacional.

tres métodos complementarios: la desviación típica, con el fin de aplicar pruebas de convergencia- $\sigma$  (§1.1.1.); la forma de la distribución del ingreso, a través de estimaciones no paramétricas de funciones de densidad (§1.1.2.) y el índice de polarización propuesto por Esteban y Ray [1994], con el fin de afinar los resultados presentados (§1.1.3.) Finalmente, se subrayarán las limitantes de estos distintos análisis para el estudio de la convergencia (§1.1.4.)

### *1.1.1. La prueba de la convergencia- $\sigma$*

Estudiar de manera global la evolución de la distribución del ingreso por habitante, a través de aplicar la prueba de convergencia- $\sigma$  permite comparar la desviación típica de la distribución de los logaritmos del ingreso per cápita del periodo final, con los del año inicial. Si la dispersión se reduce al final del periodo, se demuestra la presencia de convergencia- $\sigma$ .

Se calculó la desviación típica de la distribución de los ingresos por habitante en logaritmos para todos los años del periodo entre 1984 y 2004. Los resultados están en la gráfica 1.

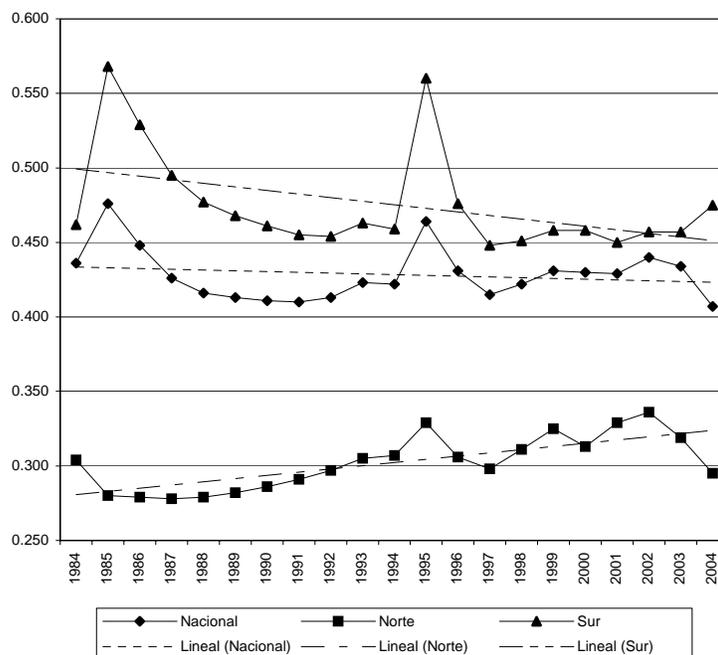
Considerando la evolución del ingreso por habitante de los 2,442 municipios del país, la dispersión es ligeramente inferior en 2004 frente a la de 1984. ( $\sigma_{1984} = 0.436$  y  $\sigma_{2004} = 0.407$ )

Estos resultados reflejan la presencia de una débil convergencia del ingreso en México; aunque esta convergencia no se dio constante y uniforme: la desigualdad se incrementó considerablemente en 1985 y 1995, años que siguieron a graves crisis económicas.

---

<sup>8</sup> Vale la pena señalar que las estimaciones oficiales del producto interno bruto por municipalidad están disponibles solamente para los años de 1984, 1989, 1994, 1999 y 2004. Para distribuir el producto interno bruto nacional geográficamente, se interpolaron y extrapolaron los valores observados para estos años mediante el método de Chow y Lin [1971], que se basa en la teoría de regresión tomando series auxiliares como base de la desagregación e introduce la posibilidad de imponer restricciones a las series generadas. Para esta investigación, esta metodología fue adaptada para desagregar la información serial a corte transversal en lugar de series de tiempo de diferente periodicidad o base temporal. Cf. Guerrero Compeán [2005, anexo 2].

Figura 1  
**Convergencia- $\sigma$  para el periodo 1984-2004 medida por  
 La desviación típica del logaritmo del ingreso por habitante**



**Fuente:** Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

La existencia de dos regímenes de convergencia –uno para las regiones del Norte y otro para las del Sur– ha sido evidenciada en el transcurso de los últimos años. (Organización de las Naciones Unidas [2002]; Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos [1998]; Banco de México [2000]; Guerrero Compeán [2005]) En consecuencia, es deseable verificar si el proceso de convergencia- $\sigma$  difiere entre ambos regímenes.

Se procedió a una partición de la muestra global en dos muestras exhaustivas siguiendo los criterios de distribución territorial de los Indicadores Socioeconómicos e Índices de Marginación Municipal del Consejo Nacional de Población<sup>9</sup>, para enseguida calcular la desviación típica de la distribución

<sup>9</sup> Véase Consejo Nacional de Población, 2000. *Índices de marginación*, capítulo 3, pp. 23-32.

en logaritmos.

La conclusión precedente de convergencia- $\sigma$  para la muestra global no se sostiene si se consideran dos submuestras. Efectivamente, pese a un aumento moderado de la desigualdad entre 1987 y 1995 y nuevamente de 2000 a 2002, en las regiones del Norte del país hay convergencia del ingreso por habitante ( $\sigma_{1984} = 0.304$  y  $\sigma_{2004} = 0.295$ ), mientras que las regiones del Sur, que en todo el periodo tuvieron mucho mayores niveles de desigualdad, sufrieron, además, de una polarización del ingreso ( $\sigma_{1984} = 0.462$  y  $\sigma_{2004} = 0.475$ ).

Estos resultados subrayan la posibilidad de la presencia de dos clubes de convergencia. Pero, dadas las limitantes del estudio de la convergencia- $\sigma$ , es importante complementarlo con un análisis más individual tanto de la ubicación de cada región en la distribución del ingreso por cabeza, como de su evolución en el tiempo.

#### 1.1.2 *Estimación no paramétrica de una función de densidad: principios y resultados*

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. Utilizando esta metodología, Quah [1993b, 1996f], Bianchi [1997] y Jones [1997] concluyen bimodalidad para los ingresos internacionales, o lo que es lo mismo, demuestran la existencia de dos clubes de convergencia. Por el contrario, Quah [1996b] no obtiene este resultado para una muestra de regiones europeas.

Resulta evidente la utilidad de una estimación no paramétrica si se considera que los datos económicos 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).

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<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> 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  $\theta = (\mu, \sigma^2)$ , pone el énfasis

El enfoque no paramétrico requiere escoger un método para suavizar los datos. El más básico es el histograma, el único estimador no paramétrico utilizado hasta los años cincuenta; sin embargo, tiene algunos inconvenientes (por ejemplo, la elección del origen, las discontinuidades y las múltiples explicativas, *cf.* Silverman [1986] que desaconsejan su utilización.

Otros métodos son el estimador ingenuo, el método del vecino más próximo, el método del kernel variable, los estimadores de series ortogonales y los estimadores de máxima verosimilitud penalizada.

En el caso de esta investigación, y para caracterizar la evolución entre 1984 y 2004 de los ingresos 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 Blum [1979] y Terrell y Scott [1992], prácticamente todos los algoritmos no paramétricos son asintóticamente métodos kernel.

De acuerdo con esta metodología, se estima la siguiente función de densidad para cada una de las variables consideradas:

$$f_j(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right) \quad (1)$$

donde  $n$  sería el número de áreas geoestadísticas,  $v_{ij}$  cada una de las observaciones de la variable  $j$  y  $h$  el parámetro de suavizado. La variable  $v_{ij}$  está normalizada por la media nacional<sup>11</sup>.

Sea  $K$  una función kernel que cumple:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(t) dt = 1 \quad (2)$$

La elección del kernel puede recaer sobre distintas alternativas<sup>12</sup>. Para esta

se obtiene el mejor estimador  $\hat{\theta}$  de  $\theta$ ; sin embargo, en el caso no paramétrico, se trata de obtener un buen estimador, de toda la función de densidad  $f(\cdot)$ .

<sup>11</sup> Este ejercicio permite corregir el efecto sobre cada región del comportamiento de la variable para el conjunto del país, que puede presentar oscilaciones, *cf.* Goerlich *et al.* [2001].

<sup>12</sup> Por ejemplo, el de Epanechnikov, el triangular, el gaussiano, el rectangular, etc. Dado que la eficiencia que presenta cada uno de ellos está siempre alrededor del 90%, la

investigación, se recurrió al kernel gaussiano que, en el caso univariante, responde a la expresión:

$$K(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} \quad (3)$$

Concretamente, se tiene que:

$$K\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right)^2} \quad (4)$$

Y, por tanto,

$$\hat{f}_j(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right)^2} \quad (5)$$

En este contexto, el que haya convergencia implica que la masa probabilística esté cada vez más concentrada alrededor de cierto valor; si este valor es la unidad, habrá convergencia hacia la media.

Esta técnica permite la identificación de otras situaciones: por ejemplo, podría darse que con el tiempo aparecieran (o desaparecieran) distintas modas, lo que sería sinónimo de divergencia y, no obstante, no podría ser detectada por los indicadores de dispersión. Inclusive, dos distribuciones con un nivel de dispersión similar pueden tener una estructura modal muy diferente.

La elección del kernel determina la forma de los picos que se obtendrían al representar gráficamente la ecuación cinco. Sin embargo, la selección de la amplitud de ventana ( $h$ ) es mucho más importante que la del kernel. El parámetro  $h$  incide de manera diferente, determinando la amplitud de dichos picos. Escoger un  $h$  excesivamente pequeño (infrasuavizado) generaría un número excesivo de picos que no permitiría distinguir con claridad la verdadera estructura de los datos, mientras que un  $h$  excesivamente grande (sobresuavizado) ocultaría rasgos o estructuras multimodales presentes en los datos<sup>13</sup>.

---

elección debe basarse en otras consideraciones, como la facilidad de cálculo. En cualquier caso, la elección realmente relevante es la del  $h$  óptimo, cuestión que será abordada más adelante.

<sup>13</sup> Detrás de estos hechos se halla el tradicional *trade-off* entre sesgo y varianza que,

La idea que subyace en distintos métodos para obtener una ventana óptima es la misma: minimizar el error cuadrático medio integrado (MISE)<sup>14</sup>, donde  $MISE(\hat{f}) = \int [\hat{f}(x) - f(x)]^2 dx$  o bien su representación asintótica<sup>15</sup>, cuya expresión sería:

$$h_{AMISE} = \left[ \frac{R(k)}{\mu_2(K)^2 R(f'')n} \right]^{\frac{1}{5}} \quad (6)$$

donde  $R(g) = \int g(x)^2 dx$  y  $\mu_2(g) = \int x^2 g(x) dx$ .

Los distintos métodos existentes pueden clasificarse en dos categorías: de primera y segunda generación. Los primeros fueron propuestos antes de 1990 y han sido más tratados en la literatura. Entre estos pueden encontrarse los conocidos como reglas de oro (el  $h$  al que darían lugar viene representado por  $h_{ROT}$ ), validación cruzada mínimo-cuadrática ( $h_{LSCV}$ ) y validación cruzada sesgada ( $h_{BCV}$ ). Los de segunda generación se agrupan bajo los enfoques de *solve-the-equation-plug-in* y *bootstrap* suavizado<sup>16</sup>.

Los trabajos que aplican la estimación no paramétrica de las funciones de densidad al estudio de la convergencia apenas hacen hincapié en el parámetro de suavizado escogido. En muchos de ellos, no se hace mención alguna, mientras que en otros la única indicación es que han sido escogidos “automáticamente”<sup>17</sup>. En efecto, hasta fechas relativamente recientes, la elección más avanzada del parámetro de suavizado, de acuerdo con la literatura existente, era  $h_{LSCV}$ ; empero, el elegir uno u otro parámetro de suavizado incide de manera crucial sobre los resultados, por lo que cabría preguntarse si es ése el parámetro de suavizado *ad hoc*<sup>18</sup>.

---

precisamente, depende del parámetro de suavizado: a mayor  $h$ , menos varianza y más sesgo, y viceversa.

<sup>14</sup> Existe un método basado en otros criterios; por ejemplo, la elección subjetiva, basada en la representación gráfica de curvas para varios parámetros de suavizado, escogiendo aquella que mejor se ajuste a la conceptualización *a priori* sobre la densidad.

<sup>15</sup> Véase Wand y Jones [1995].

<sup>16</sup> *Ídem*. Una alternativa aplicada se encuentra en De Sousa Cardoso, 2001, *Predicção da qualidade na indústria de fundição injectada*, apéndice, Oporto.

<sup>17</sup> Silverman [1986] hace referencia al  $h_{LSCV}$ , lo que induce a pensar que ése es el método utilizado.

<sup>18</sup> Jones *et al.* [1996] comparan los distintos parámetros de suavizado a los que se ha hecho referencia, llegando a conclusiones que vuelven a poner de manifiesto la importancia de esta cuestión. Una de ellas es que  $h_{LSCV}$  infrasuaviza, mientras que  $h_{ROT}$  sobresuaviza. Los métodos de segunda generación ofrecen un equilibrio entre estos dos extremos, adquiriendo un compromiso razonable entre sesgo y varianza. Esta superioridad

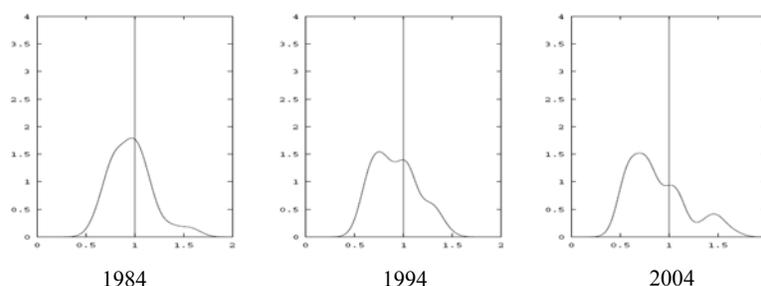
Para este trabajo, se utilizará el parámetro de suavizado propuesto por Sheather y Jones [1991], con base en Park y Marron [1990] y, en el método iterativo de segunda generación *solve-the-equation-plug-in*,  $h_{SEPI}^{19}$ , pues su funcionamiento con respecto a otros métodos de primera generación es notablemente superior<sup>20</sup>.

La figura dos (2) comprende tres gráficas que indican las funciones de densidad de los ingresos normalizados para los años 1984, 1994 y 2004, las cuales pueden ser representadas como el equivalente continuo de un histograma, en el que el número de intervalos tiende a infinito<sup>21</sup>.

La figura 2 refleja que en comparación con 1984, en 2004 un mayor número de áreas geoestadísticas tuvo un ingreso por habitante inferior al 70% o superior al 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, dicho de otra forma, a cierta divergencia de las regiones muy ricas.

Figura 2  
**Densidad de la distribución del ingreso normalizado**



**Fuente:** Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

aparece recogida en Cao *et al.* [1994] y Park y Turlach [1992].

<sup>19</sup> Para mayor detalle, véase Sheather y Jones [1991] y Park y Marron [1990], o bien <http://www.stat.unc.edu/faculty/marron.html> para revisar la rutina Matlab que permite su obtención.

<sup>20</sup> Véase, por ejemplo, Jones *et al.* [1996].

<sup>21</sup> Por definición, el número 1 en el eje de las abscisas indica el ingreso por habitante promedio, el 2 señala el doble.

### 1.1.3 Análisis de la polarización

Las funciones de densidad recién estimadas sugieren una polarización progresiva de los ingresos por habitante de los municipios mexicanos en torno de 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 Ray [1994] y Wolfson [1994], 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<sup>22</sup>. Por consecuencia, se utilizará el índice de polarización de Esteban y Ray [1994]:

$$ER = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n f_i^{1+\alpha} f_j |y_i - y_j| \quad (7)$$

donde  $f_i$  es la frecuencia de la población de la clase  $i$ ,  $y_i$  es el logaritmo de la media normalizada de la clase  $i$ ,  $n$  es el número de clases y  $\alpha$  es un “efecto de oposición” que se restringe al intervalo [0.0, 1.6] para que cumpla con cierto número de axiomas, como lo demuestran Esteban y Ray [1994].<sup>23</sup>

La figura tres (3) representa la evolución del índice de polarización de los dos polos de regiones, como se definieron con anterioridad para los años 1984-2004, y constata que el índice  $ER$  aumentó ligeramente en el periodo. Hubo un notable decrecimiento de la polarización entre 1985 y 1991; sin embargo desde entonces la polarización no pudo descender por más de dos años consecutivos. Globalmente, estos resultados indican que la polarización persiste entre las áreas geoestadísticas con ingresos por habitante elevados y las de ingresos por habitante modestos.

Las funciones de densidad indican que hubo un mayor número de regiones con ingresos por habitante muy elevados o muy reducidos en 2004 que en 1984. No obstante, estas funciones de densidad impiden revelar si las regiones a la derecha en la distribución inicial [1984] son las mismas que las

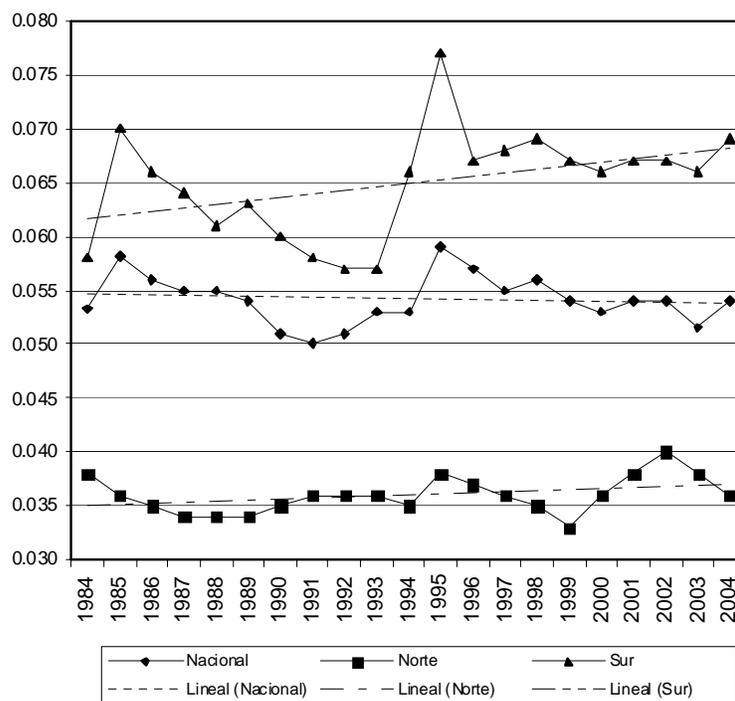
<sup>22</sup> En este caso, el primer polo de regiones está conformado por aquellas en situación de pobreza según su consumo por habitante (79% del total) y el segundo por el resto. Véase Wodon, Q. *et al.*, 2002 e Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 1993, *Magnitud y evolución de la pobreza en México: 1984-1992, Informe metodológico*, Aguascalientes.

<sup>23</sup> El índice  $ER$  es proporcional al coeficiente de Gini cuando  $\alpha = 0$ . A un mayor valor de  $\alpha$ , mayor será la diferencia entre el índice  $ER$  y el coeficiente de Gini.

de la derecha en la distribución final [2004]<sup>24</sup>.

Considérese -por ejemplo- la figura cuatro (4), que indica una evolución eventual de la distribución del ingreso por habitante. Inicialmente, esta distribución es unimodal; pero, al final del periodo, se convierte en bimodal. Nótese que este análisis global no permite captar la trayectoria de crecimiento de las distintas regiones: ciertas regiones verían mejor posicionada su jerarquía, otras sufrirían de una degradación de su situación y algunas más se mantendrían en su nivel inicial, cf. Quah [1996b, 1996e].

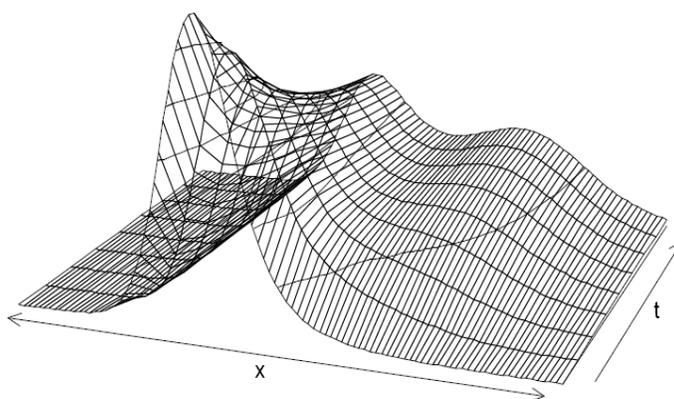
Figura 3  
Índice de polarización 1984-2004 ( $\alpha=1.5$ )



Fuente: Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

<sup>24</sup> En otras palabras, aun cuando estas funciones de densidad permiten caracterizar la evolución de la distribución global, no aportan información sobre los movimientos de las regiones en el seno de la distribución. Ni las pruebas de convergencia- $\sigma$  ni el índice de polarización puede responder esta interrogante.

Figura 4  
**Estratificación, polarización y clubes de convergencia**



**Fuente:** Adaptación tridimensional con base en Quah [1996b, p. 1369].

### 1.2 *Convergencia y procesos de Markov: resultados empíricos para México*

Antes de abordar los resultados empíricos obtenidos a partir de las cadenas de Markov, resultaría valioso estudiar las herramientas necesarias para comprender el análisis, siguiendo a Chung [1960], Kemeny y Snell [1976], Berchtold [1998] y Guerrero Compeán [2005]<sup>25</sup>. Quah [1996a] 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. Aplicando esta metodología, se indicarán cuáles son los principales resultados para los municipios mexicanos (§1.2.1.) Luego, se abordará la manera en la que las probabilidades de transición son calculadas, presentándose una matriz de transición estimada para las 2,442 áreas geoestadísticas mexicanas (§1.2.2.) Asimismo, se realizarán pruebas de estabilidad de probabilidades de transición entre dos subperiodos (§1.2.3.) y, finalmente, se analizarán los principales resultados obtenidos en términos de convergencia en las regiones mexicanas (§1.2.4.)

<sup>25</sup> Guerrero Compeán [2005] define un proceso markoviano estacionario de primer orden, así como su matriz de transición asociada, para luego proponer una tipología de los procesos markovianos y, finalmente, analizar el componente de largo plazo de los procesos.

### 1.2.1 Principios de modelado

Sea  $F_t$  la distribución en cortes transversales de los ingresos por habitante normalizados en el periodo  $t$ . Considérense  $K$  distintas clases, que representan una aproximación discreta de la distribución del ingreso. Para este apartado, se asumirá que la frecuencia de la distribución en el tiempo sigue un proceso de Markov de primer orden y estacionario. En este caso, la evolución de la distribución de los ingresos per cápita está representada por una matriz de transición  $M$  en la que cada elemento  $(i, j)$  indica la probabilidad de que una región que se encuentre en la clase  $i$  en el periodo  $t - 1$  se ubique en la clase  $j$  en el periodo  $t$ .

En estas condiciones, el vector  $F_t$  de dimensión  $(K,1)$ , que indica la frecuencia de las regiones en cada clase en el periodo  $t$ , evoluciona de la manera siguiente:

$$F_{t+1} = MF_t \quad (8)$$

donde  $M$  es la matriz de transición de orden  $(K,K)$  que representa la transición de una distribución a otra.

La matriz  $M$  posee cierto número de propiedades que pueden emplearse para el análisis de la evolución de la distribución del ingreso<sup>26</sup>. Diversos estudios basados en esta metodología han sido aplicados en los últimos años: Neven y Gouyette [1995], López-Bazo *et al.* [1999] y Maurseth [2001] la emplean para medir el grado de convergencia de las regiones europeas con la base de datos Eurostat-Regio. Neven y Gouyette utilizan una muestra de 142 regiones NUTS II para el periodo 1980-1989<sup>27</sup> y estiman una matriz de transición con siete clases de ingreso por habitante. Los resultados indican una débil movilidad entre las clases y una concentración de las frecuencias en las clases de bajos ingresos. López-Bazo *et al.*, utilizan una muestra de

<sup>26</sup> En primer lugar, resulta interesante conocer tanto la propensión de las regiones de cada clase a desplazarse a otras clases como el tiempo promedio necesario para desplazarse entre cada par de clases  $i$  y  $j$ : se presentará esta información para el caso mexicano a partir de la estimación de probabilidades de transición y de una matriz de tiempo promedio para el primer desplazamiento. Después, y si la matriz de transición estimada es regular, será posible determinar su distribución ergódica. Esta distribución límite permite caracterizar el tipo de convergencia que tuvo lugar en México. En tercer lugar, la estimación de una matriz de transición llevaría al cálculo de distintos índices que permitan caracterizar la movilidad de las regiones entre las distintas clases.

<sup>27</sup> Se refiere a las regiones del segundo nivel de la Nomenclatura de Unidades Territoriales Estadísticas, *cf.* Diario Oficial de las Comunidades Europeas, 27 de julio de 1999, L 194/53.

143 regiones NUTS II para la Comunidad Europea, con excepción del Reino Unido. El periodo de estudio fue de 1980 a 1992 y la distribución discreta consideró cinco clases de ingreso. Los resultados obtenidos por estos autores son muy similares a los de Neven y Gouyette: hay una gran reticencia regional a no desplazarse de clase, mientras que la distribución de largo plazo parece indicar que las regiones más pobres no convergen hacia el mismo nivel de ingreso que el resto de la muestra. Siguiendo a López-Bazo *et al.*, Maurseth utiliza una muestra de 143 regiones NUTS II -sin incluir al Reino Unido- para el periodo 1980-1994 y estima una matriz de transición con cuatro clases de ingreso; encuentra que las regiones que presentan niveles de movilidad más elevados, son las ricas.

Utilizando modelos log-lineales, Fingleton [1997] hace uso de la base de datos de Cambridge para una muestra de 169 regiones europeas, considerando el periodo 1975-1993; en su artículo de 1999, repite el ejercicio para el periodo 1978-1995. Magrini [1999] y Cheshire y Magrini [2000] trabajan sobre las regiones urbanas funcionales, y concluyen que según el análisis de distribuciones ergódicas, las seis regiones más ricas de Europa son Hamburgo, Düsseldorf, Múnich, Stuttgart, París y Fráncfort para el periodo 1978-1994.

### 1.2.2 *Estimación de matrices de transición*

Para poder modelar las trayectorias de crecimiento de las áreas geoestadísticas de México, es imperativo, en principio, discretizar la distribución del ingreso normalizado. La manera de hacerlo varía según los autores: para Kangasharju [1999], Kawagoe [1999] y Muentefering [2003], 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 [1996a], Magrini [1999] y Bulli [2001], 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. Para estimar la anchura del intervalo óptima,  $\hat{h}$ , se utilizará el método propuesto por Freedman y Diaconis [1981], que indica que

$$\hat{h} = \frac{2R}{n^{1/3}} \quad (9)$$

donde  $n$  es el tamaño de la muestra y  $R$  es el rango intercuartílico.

Este estimador se deriva del uso del cuadrado medio de error integrado como una medida del desempeño del estimador de la función de densidad de probabilidad<sup>28</sup>. De acuerdo con los resultados del estimador, se clasificaron las 2,442 áreas geoestadísticas de México en cinco clases de ingreso distintas, según ingresos por habitante: 1) menores al 65% de la media nacional, 2) entre el 65 y el 95% de la media, 3) entre el 95 y el 110% de la media, 4) entre el 110 y el 125% de la media y 5) mayores al 125% de la media<sup>29</sup>.

Considerando la infinidad de discretizaciones posibles, las matrices de transición pueden ser estimadas por la vía de máxima verosimilitud. Sea  $p_{ij}$  la probabilidad de ubicarse en la clase  $i$  en el periodo  $t - 1$  y en la clase  $j$  en el periodo  $t$ . Si las probabilidades de transición son estacionarias, Anderson y Goodman [1957, p. 92] y Basawa y Prakasa Rao [1980, p. 54] demuestran que el estimador de máxima verosimilitud de  $p_{ij}$  se define como<sup>30</sup>:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (10)$$

donde  $n_{ij}$  es el número de regiones que se desplazan de la clase  $i$  a la  $j$  entre los periodos  $t - 1$  y  $t$ , y  $n_i$  es el número total de regiones en la clase  $i$  en los  $T$  periodos, es decir  $n_i = \sum_j n_{ij}$ .

En este caso, el horizonte temporal es de 21 años y hay  $T = 20$  transiciones anuales. La tabla uno (1) contiene la matriz de transición entre 1984 y 2004, que presenta las estimaciones vía máxima verosimilitud de las transiciones en la distribución del ingreso, normalizado en pesos de 1993.

---

<sup>28</sup> Existen otros estimadores como el de Scott (1979) o el de Devroye – Györfi [1985]; no obstante, al igual que Magrini, los resultados arrojaron que el primero tiene una eficiencia pobre y quedaba poco qué elegir entre el segundo y el que finalmente se utiliza en esta investigación.

<sup>29</sup> Se estimaron cadenas de Markov utilizando alternativos límites de discretización y considerando mayores y menores números de clases; no obstante, los principales resultados obtenidos en este apartado no sufrieron mayores cambios.

<sup>30</sup> Se trata de la frecuencia empírica.

Tabla 1  
**Matriz de transición del ingreso normalizado**

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >125%	Número de observaciones
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

Durante las veinte transiciones, se presentaron 10,798 ocurrencias de un área geostatística que tuvo un ingreso per cápita menor al 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 el 4.1% ascendió a la clase inmediata superior (celda (1,2) de la matriz). Nótese que esta matriz de transición es regular: efectivamente, basta con elevar la matriz de transición a la cuarta potencia para obtener una matriz que no tenga elementos nulos:

$$M^4 = \begin{bmatrix} 0.856 & 0.126 & 0.017 & 0.001 & 2.4 \times 10^{-5} \\ 0.146 & 0.606 & 0.216 & 0.030 & 0.002 \\ 0.021 & 0.234 & 0.533 & 0.183 & 0.029 \\ 0.002 & 0.048 & 0.270 & 0.466 & 0.213 \\ 4.1 \times 10^{-5} & 0.003 & 0.039 & 0.192 & 0.766 \end{bmatrix} \quad (11)$$

Es posible utilizar esta propiedad fundamental de regularidad de las matrices de transición, con el fin de determinar distribuciones ergódicas y estudiar distintas características de la dinámica de transición de los ingresos regionales. No obstante, antes de presentar resultados, debe abordarse el problema de la estabilidad del proceso en dos subperiodos.

### 1.2.3 *La estabilidad del proceso a prueba*

López-Bazo *et al.* [1999] y Neven y Gouyette [1995] estiman matrices de transición para dos subperiodos, en razón de los eventuales cambios en el proceso de convergencia, detectados en literatura reciente. Se probará si las dos matrices de transición calculadas para los periodos 1984-1994 (submuestra 1) y 1994-2004 (submuestra 2) difieren entre sí y de la matriz calculada para el periodo completo.

Se eligieron estos dos subperiodos porque en 1994 tuvo lugar la crisis económica más severa de la historia mexicana contemporánea<sup>31</sup>. La tabla dos presenta estas dos matrices de transición.

Tabla 2  
**Matrices de transición del ingreso normalizado por subperiodo**

Final Inicial		1	2	3	4	5	Número de observaciones
		<65%	<95%	<110%	<125%	>125%	
1984-1994	1	0.947	0.053	0.000	0.000	0.000	5,800
	2	0.034	0.879	0.087	0.000	0.000	3,914
	3	0.000	0.084	0.816	0.100	0.000	4,959
	4	0.000	0.000	0.120	0.814	0.066	4,598
	5	0.000	0.000	0.000	0.081	0.919	5,149
1994-2004	1	0.981	0.019	0.000	0.000	0.000	4,874
	2	0.062	0.851	0.087	0.000	0.000	5,655
	3	0.000	0.110	0.831	0.058	0.000	4,988
	4	0.000	0.000	0.129	0.764	0.107	4,060
	5	0.000	0.000	0.000	0.060	0.940	4,843

Sea  $\hat{p}_{ij}(l)$  la probabilidad de encontrarse en la clase  $i$  en el periodo  $t - 1$  y en la clase  $j$  en el periodo  $t$  en la submuestra  $l = 1, 2$ .

El objetivo es probar si las probabilidades de transición entre los dos subperiodos son equivalentes. En otros términos, considérese la hipótesis nula:

$$p_{ij}(1) = p_{ij}(2) = p_{ij} \forall i, j = 1, 2, \dots, 5. \quad (12)$$

<sup>31</sup> Véase French-Davis, R., 1998, Policy Implications of the Tequila Effect, *The World Bank Economic Review*, vol. 12, No. 1, Washington, D.C., Banco Mundial, enero.

A partir de distintas estimaciones de matrices de transición, Anderson y Goodman [1957] y Kullback *et al.* [1962] proponen una prueba de razón de verosimilitud<sup>32</sup>. Este estadístico se describe como:

$$Q_1 = -2 \log \left\{ \prod_{l=1}^2 \prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^K \left[ \frac{\hat{p}_{ij}}{\hat{p}_{ij}(l)} \right] \right\}^{n_{ij}(l)} \quad (13)$$

donde  $K$  es el número de clases en la distribución ( $K = 5$ ),  $\hat{p}_{ij}$  es la estimación de la probabilidad de transición para el conjunto de los periodos,  $\hat{p}_{ij}(l)$  es la probabilidad de encontrarse en la clase  $i$  en el periodo  $t - 1$  y en la clase  $j$  en el periodo  $t$  en la submuestra  $l = 1, 2$ . Finalmente,  $n_{ij}(l)$  es el número correspondiente de áreas geoestadísticas.

El estadístico  $Q_1$  se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$  con  $K(K - 1)$  grados de libertad. No obstante, considerando la presencia de elementos nulos tanto en la matriz de transición para el periodo como en las de ambos subperiodos, es preciso corregir el número de grados de libertad: los elementos nulos no deben ser tomados en cuenta. Así, el número de grados de libertad se reduce a ocho y, por tanto,  $Q_1 = 10.722$ . Con ocho grados de libertad, el valor de  $p$  es 0.218. En consecuencia, no es posible rechazar la hipótesis de que las probabilidades de transición para los dos subperiodos y el periodo completo son iguales<sup>33</sup>.

#### 1.2.4 Características de la dinámica de transición

Diversas lecciones del análisis de las matrices de transición recién estimadas pueden ser extraídas. La diagonal principal de las matrices de transición permite caracterizar la persistencia de las regiones de las distintas clases de ingreso a no trasladarse a otra clase (§1.2.4.1.) Asimismo, la matriz de

<sup>32</sup> El uso de las probabilidades de error de los procedimientos estadísticos como medida de la evidencia en favor o en contra de las hipótesis sometidas a prueba en un contraste es, cuando menos, equívoco. El enfoque de Anderson y Goodman y Kullback *et al.*, responde a la necesidad de seguir un curso de acción tras la realización de un contraste (aceptar o no la hipótesis considerada), con lo que excluye la posibilidad de que el soporte de los datos para evaluar la idoneidad de hipótesis alternativas sea insuficiente. La literatura reciente demuestra que la medida de evidencia adecuada para evaluar el soporte relativo de hipótesis rivales es la razón de verosimilitud, entendida en los términos originalmente acuñados por Fisher, quien definió el cociente de verosimilitud como la preferencia relativa de los datos por las hipótesis consideradas en cada situación concreta; cf. Bescos Sinde, J., 2002, El paradigma de la verosimilitud, *Estadística española*, vol. 44, no. 149, pp. 113-127.

<sup>33</sup> Así, se dejará de lado el análisis por subperiodos y, durante el resto de la investigación, se estudiará el proceso de convergencia para el periodo total.

tiempo promedio para el primer desplazamiento será utilizada para analizar el tiempo requerido para trasladarse de una clase a cualquier otra de la matriz de transición (§1.2.4.2.) *Ergo*, la determinación del tipo de convergencia es efectuada con base en el estudio de las distribuciones ergódicas (§1.2.4.3.) Finalmente, los índices de movilidad permitirán sintetizar la información aportada por las matrices de transición (§1.2.4.4.)

#### *1.2.4.1 Una fuerte persistencia de las situaciones regionales*

Considérese, en principio, a la matriz de transición estimada con la distribución de los ingresos normalizados en pesos de 1993 (tabla 1). 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 un año a otro. Efectivamente, el resto de probabilidades estrictamente positivas se encuentran únicamente alrededor<sup>34</sup>.

#### *1.2.4.2 Un débil flujo de transiciones*

Para analizar la velocidad en la que las regiones se desplazan en el seno de la distribución, considérese una matriz de tiempo promedio para el primer desplazamiento  $M_p$  donde cada elemento  $M_{p,ij}$  indica el tiempo esperado para que una región se traslade de la clase  $i$  a la  $j$ , por primera vez.

El apartado 2.2.2. demostró que las matrices de transición estimadas para las 2,442 áreas geoestadísticas de México son regulares. En este caso, Kemeny

---

<sup>34</sup> Si bien el horizonte temporal cubierto por el análisis empírico es suficientemente rico para demostrar varias propiedades de la dinámica de corto plazo en la distribución del ingreso, es justo reconocer ciertas limitaciones inherentes. En primer lugar, el periodo utilizado para la estimación de la matriz de transición puede no ser consistente con “el verdadero” equilibrio de largo plazo debido, por ejemplo, a un sesgo tanto por las crisis de los 80s y 90s como por el cambio en la política de apertura comercial a mediados de los 80s. Igualmente, las estimaciones pueden no reflejar completamente los efectos del reciente cambio en las instituciones electorales del país. Potencialmente, estos tres eventos podrían generar fuertes disturbios económicos atípicos en un equilibrio de largo plazo.

y Snell [1976, p. 79] demuestran que la matriz de tiempo promedio para el primer desplazamiento está definida como:

$$M_p = (I_K - Z + SS'Z_{dg})D \quad (14)$$

donde  $I_K$  es la matriz identidad de orden  $K$ ,  $Z$  es la matriz fundamental  $Z = (I_K - M + M^*)^{-1}$ ,  $M^*$  es la matriz límite,  $S$  es el vector suma de orden  $K$ ,  $Z_{dg}$  es una matriz derivada de  $Z$ , en la que los elementos fuera de la diagonal son iguales a cero y  $D$  es una matriz diagonal de dimensiones  $(K, K)$ , donde los elementos de la diagonal principal son equivalentes a  $1/m_j^*$ .

La matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento, representada en la tabla 3, 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 precisos 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.

Tabla 3  
**Matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento**

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >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

1.2.4.3 El equilibrio regional de largo plazo: las regiones pobres en desventaja

Como la matriz de transición es regular, convergerá hacia una matriz límite  $M^*$  de rango 1, en la que todos los renglones son iguales entre sí y equivalentes a la distribución ergódica. Ésta puede interpretarse 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 considerado<sup>35</sup>.

Se determinó la distribución ergódica del ingreso calculando potencias sucesivas de las matrices de transición hasta que hubo convergencia<sup>36</sup>. Los resultados se presentan en la tabla cuatro.

Tabla 4  
Distribución inicial y ergódica del ingreso normalizado

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

La distribución ergódica está concentrada alrededor de la media, lo que indica cierta convergencia hacia la media. 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 4 evidencia de igual forma una *trampa de 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.

<sup>35</sup> Tres casos pueden eventualmente presentarse: si la distribución de largo plazo se reduce a una sola clase, existe convergencia regional hacia un único nivel de ingreso por habitante: en términos de funciones de densidad, este caso corresponde a una distribución unimodal del ingreso. Por el contrario, una concentración de las regiones en ciertas clases –una distribución límite multimodal– puede interpretarse como una tendencia a la estratificación hacia varios clubes de convergencia. Finalmente, una dispersión en la distribución entre las diferentes clases, sin una concentración particular de los municipios en alguna de ellas, se interpreta como divergencia.

<sup>36</sup> En este caso, se consideró a una distribución como límite cuando la desviación típica de las cuatro columnas de la matriz de probabilidad de transición fue menor a una diezmilésima.

#### 1.2.4.4 *Índices de movilidad en convergencia y en equilibrio*

Los resultados precedentes indican una muy magra movilidad entre clases. Para verificar estos hallazgos, se analizarán algunos índices de movilidad, que intentan sintetizar la información sobre la movilidad proporcionada por una matriz en un solo estadístico, *cf.* Shorrocks [1978], Geweke *et al.* [1986], y Maasoumi [1998]. Existen dos categorías de índices de movilidad: los que miden la movilidad durante el proceso de convergencia y los que miden la movilidad en el seno de la distribución ergódica<sup>37</sup>. Para el caso mexicano, todas las medidas son muy bajas, lo que representa una muy débil movilidad entre las clases en el tiempo. Por otro lado, el segundo eigenvalor contiene información sobre el tiempo necesario para que una región reduzca la brecha que la separa del estado estacionario<sup>38</sup>. Y los resultados indican que -para la matriz de transición estimada- tomaría 57 años reducir la brecha a la mitad.

Aun así, los índices de movilidad en convergencia sólo captan un aspecto de la movilidad: siempre habrá movimientos de una clase a otra cuando la distribución esté en equilibrio. Para determinar este tipo de movilidad, es conveniente analizar los índices de movilidad en el equilibrio, como la probabilidad incondicional de desplazarse de la clase actual, el índice de Bartholomew (que es el número esperado de desplazamientos de un año a otro hasta el estado estacionario) y, para dos regiones seleccionadas al azar, el tiempo promedio de primer desplazamiento, que determina el número esperado de años en los que la región 1 se traslada a la clase a la que pertenece la región 2. Para el caso mexicano, las primeras dos medidas son muy bajas, mientras que la tercera es mayor a medio siglo, indicando que, incluso en el largo plazo, el desplazamiento regional será muy raro. El cálculo de estos índices se presenta en la tabla cinco.

---

<sup>37</sup> Los índices de movilidad en convergencia miden la movilidad asociada a la convergencia hacia el estado estable. En otras palabras, se caracteriza de distintas formas la velocidad en la que se llega al estado regular. Estos índices se basan en los eigenvalores de la matriz de transición.

<sup>38</sup> Véase Guerrero Compeán [2005, pp. 112-115].

Tabla 5  
**Índices de movilidad del ingreso**

Índices de movilidad en convergencia			Índices de movilidad en el equilibrio		
Prais <sup>39</sup>	Segundo eigenvalor	Determinante	Bartholomew	Probabilidad incondicional de trasladarse de clase	Tiempo promedio de primer desplazamiento
$\frac{K - tr(M)}{K - 1}$	$1 -  \lambda_2 $	$1 -  \det(M) $	$\sum_{i=1}^K F_i^* \sum_{j=1}^K M_{ij}  i - j $	$\frac{K}{K-1} \sum_{i=1}^K F_i^* (1 - M_{ii})$	$F^{*+} M_P F^*$
0.158	0.029	0.515	1.701	0.149	55

Notas:  $M$  es la matriz de transición asociada a la distribución ergódica  $F^*$ ,  $K$  es el número de clases,  $\lambda_2$  es el segundo eigenvalor más elevado en valor absoluto,  $M_P$  es la matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento.

Fuente: Shorrocks [1978], Geweke *et al.* [1986], Dardanoni [1993], Quah [1996d], Maasoumi [1998].

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 siendo pobres 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.

### 1.3 Corolario

En este apartado, se analizó el proceso de convergencia de las 2,442 áreas geoestadísticas mexicanas aplicando la metodología de Quah [1993a, 1993b, 1996a], que consiste en estudiar la evolución de la distribución del ingreso y los cambios relativos en el posicionamiento regional al interior de esta distribución. El análisis de la forma de las funciones de densidad y del índice de polarización revelaron una persistencia de las disparidades entre las regiones mexicanas entre 1984 y 2004. Para estudiar las trayectorias de desarrollo de cada región, se estimó una matriz de transición asociada a una cadena de Markov estacionaria de primer orden. Los resultados apuntan a una muy débil movilidad entre clases y a una fuerte persistencia de las regiones a no desplazarse de la clase a la que pertenecen.

Finalmente, si las tendencias observadas se mantienen, la distribución del ingreso tenderá de manera progresiva hacia las regiones relativamente más

<sup>39</sup> Otro índice de movilidad utilizado es  $I = (K - \sum_i |\lambda_i|)(n - 1)$ , donde  $\lambda_i = 1, \dots, K$ , son los  $K$  eigenvalores de  $M$ . En este caso, este índice es equivalente al índice de Prais, pues todos los eigenvalores son reales y no negativos.

pobres. Globalmente, este fenómeno es extraordinariamente estable y persistente: no hay cambios notables en la forma exterior de la distribución, ni casos de movilidad regional importante. Estos resultados se abstraen de la información espacial de los datos. A continuación, se examina la manera en que estos hallazgos se modifican si se integra el espacio en el análisis.

## **2. La integración de la dimensión espacial en los procesos markovianos**

Se procederá a demostrar que la dimensión espacial debe ser tomada en cuenta, si se quiere 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 a la autocorrelación espacial en el análisis de las trayectorias de crecimiento. (Armstrong [1995b], Fingleton [1999], López-Bazo *et al.* [1999], Rey y Montouri [1999] y Guerrero Compeán [2005])

En el caso particular del análisis de la dinámica transitoria del ingreso regional con base en las cadenas de Markov, solamente unos cuantos estudios recientes han integrado al análisis la dimensión espacial de la información. Quah [1996b] normaliza el ingreso, con el fin de apreciar en qué medida las variaciones en el ingreso de una región en el espacio, en un momento dado, pueden explicarse por el ingreso de las regiones vecinas. Rey [2001] construye cadenas de Markov espaciales, en busca de evaluar cómo las trayectorias de crecimiento de las regiones en el seno de la distribución del ingreso se ven influenciadas por la riqueza o pobreza de las regiones, ubicadas en su ambiente geográfico.

A continuación, se aplicará estos métodos a los datos referentes a las áreas geoestadísticas mexicanas; el procedimiento adoptado es el siguiente: detectar la presencia de autocorrelación espacial, presentar y adoptar las pruebas que permitan integrar la autocorrelación espacial, probando su significancia. De manera más precisa, se demostrará que la autocorrelación espacial juega efectivamente un papel importante en la transición regional a través de las clases de ingreso (§2.1.); *ergo*, se normalizarán los ingresos para evaluar su similitud entre una región y sus vecinas (§2.2.).

No obstante, esta normalización propuesta por Quah [1996b] pierde la dimensión temporal por conservar la espacial; por ello, son presentados los métodos que permiten conservar ambas dimensiones en el análisis (§2.3.) En particular, se aplicará la metodología sugerida por Rey [2001] para estimar un proceso markoviano condicionado por el espacio. Se definirá una prueba de estacionaridad espacial de las probabilidades de transición, con el fin de demostrar si el contexto geográfico afecta a las posibilidades de transición

de una clase de ingreso a otra, en las regiones mexicanas.

### *2.1. Los esquemas geográficos de los desplazamientos regionales*

Para ilustrar la importancia potencial de los factores de localización en los esquemas de convergencia, se procederá a examinar en qué medida las regiones que han sufrido una transición hacia una clase de ingreso superior o inferior están geográficamente concentradas. Por una parte, se evaluará la amplitud de la autocorrelación espacial en las áreas geoestadísticas en México (§2.1.1.). Por otra, se demostrará que las regiones cuya clasificación en la distribución del ingreso evolucionó considerablemente entre 1984 y 2004, se encuentran aglutinadas.

#### *2.1.1. Autocorrelación espacial y desplazamiento entre clases de ingreso*

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 de las áreas geoestadísticas. Considérense las figuras 5a y 5b, en las cuales se representan las 2,442 áreas geoestadísticas y sus respectivos desplazamientos: al alza y a la baja en la distribución del ingreso por habitante a pesos constantes<sup>40</sup>.

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, toda la Península de Baja California prosperó en su clasificación regional. Visualmente, es apreciable que las regiones del Norte del país, en detrimento de un buen número de áreas geoestadísticas del Sur, se beneficiaron del reacomodo de clases (cf. figura 5b).

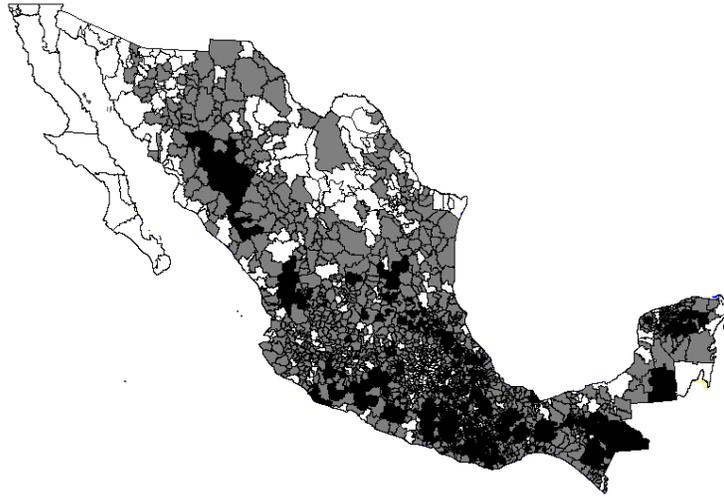
Debe resaltarse que estos resultados corresponden a concentraciones espaciales con aceleradas y magras tasas de crecimiento<sup>41</sup>.

---

<sup>40</sup> 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.

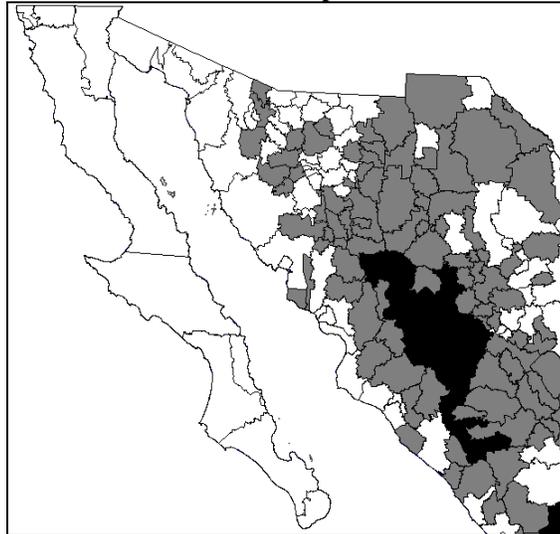
<sup>41</sup> Véase Organización de las Naciones Unidas, Índice de Desarrollo Humano Municipal, *Nota técnica: Estimación del ingreso a nivel municipal, 2004*.

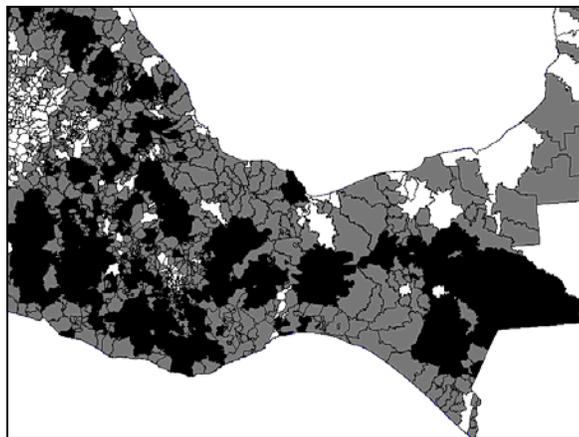
Figura 5a  
**Desplazamiento de clases de las áreas geoestadísticas de México,  
1984-2004**



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

Figura 5b  
**Grandes contrastes: la península de baja California y el Istmo de  
Tehuantepec**





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

Si bien estos resultados reflejan un esquema espacial asociado a los desplazamientos de las áreas geoestadísticas entre las clases de ingreso, una simple impresión visual no es evidencia definitiva y, por tanto, es preciso realizar pruebas formales de autocorrelación espacial. La autocorrelación espacial de los desplazamientos regionales a clases superiores de ingreso se evalúa con base en la prueba *NN*, que contrasta la hipótesis de autocorrelación espacial para variables dicotómicas cualitativas, *cf.* Cliff y Ord [1981].

En este caso,

$$NN = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j w_{ij}^* (\delta_i \delta_j) \quad (15)$$

donde  $w_{ij}^*$  es un elemento de la matriz ponderada no estandarizada  $W$ ,  $\delta_i = 1$  si la región  $i$  se desplaza hacia la parte superior de la distribución y  $\delta_i = 0$  si lo hace hacia el extremo inferior.

Así, el estadístico *NN* es un indicador del grado de vinculación entre dos regiones vecinas, con base en la definición de vecindad de la matriz ponderada<sup>42</sup>. Para construir la matriz ponderada  $W$ , debe considerarse la distancia esférica en kilómetros entre el centroide del área geoestadística  $i$  y

<sup>42</sup> La inferencia estadística de esta prueba se basa en una permutación aleatoria de las regiones en el mapa.

el centroide del área  $j$ :

$$d_{ij} = 6378 * \arccos \left\{ \cos |Y_i - Y_j| * \cos X_i * \cos X_j + \text{sen} X_i * \text{sen} X_j \right\} \quad (16)$$

donde  $X_i$  es la latitud del centroide de la región  $i$ ,  $Y_i$  la longitud del centroide de la región  $i$ ,  $X_j$  es la latitud del centroide de la región  $j$  y  $Y_j$  la longitud del centroide de la región  $j$ <sup>43</sup>. Siguiendo a Pace y Barry [1997b], Pinkse y Slade [1998] y Baller *et al.* [2001], y utilizando la forma de matrices ponderadas de las distancias invertidas, se define su forma general:

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 \Leftrightarrow i = j \forall k \\ w_{ij}^*(k) = 1/d_{ij}^2 \Leftrightarrow d_{ij} \leq D(k) k = 1, 2, 3. \\ w_{ij}^*(k) = 0 \Leftrightarrow d_{ij} > D(k) \end{cases} \quad (17)$$

donde  $D(1) = Q_1$ ,  $D(2) = Q_2$  y  $D(3) = Q_3$ , los que son, respectivamente: el primer cuartil, la mediana y el tercer cuartil de la distribución de las distancias entre todos los centroides de las regiones de la muestra. Según el análisis topográfico, en el caso de las 2,442 áreas geoestadísticas de México,  $D(1) = 808$  kms.,  $D(2) = 1,619$  kms. y  $D(3) = 2,427$  kms.

La robustez de los resultados será evaluada para  $k = 1, 2$  y  $3$ <sup>44</sup>. Las probabilidades críticas asociadas para las tres matrices ponderadas, se presentan en la tabla 6. Nótese que la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial es rechazada de manera contundente, invariablemente si el desplazamiento regional es hacia una clase de ingreso superior o inferior.

---

<sup>43</sup> Para calcular las distancias de las unidades de observación topográfica del territorio nacional, se utilizaron los datos vectoriales de la plataforma de Información Referenciada Geoespacialmente Integrada en un Sistema del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.

<sup>44</sup> Se consideraron a la vez matrices de 10, 15 y 20 vecinos más cercanos,  $W(10)$ ,  $W(15)$  y  $W(20)$ , pero los resultados fueron invariables.

Tabla 6  
**Valores críticos de la prueba de autocorrelación espacial.  
Desplazamiento dentro de la distribución del ingreso**

	Desplazamiento hacia arriba	Desplazamiento hacia abajo
W(1)	0.0009	0.0052
W(2)	0.0164	0.0011
W(3)	0.0282	0.0112

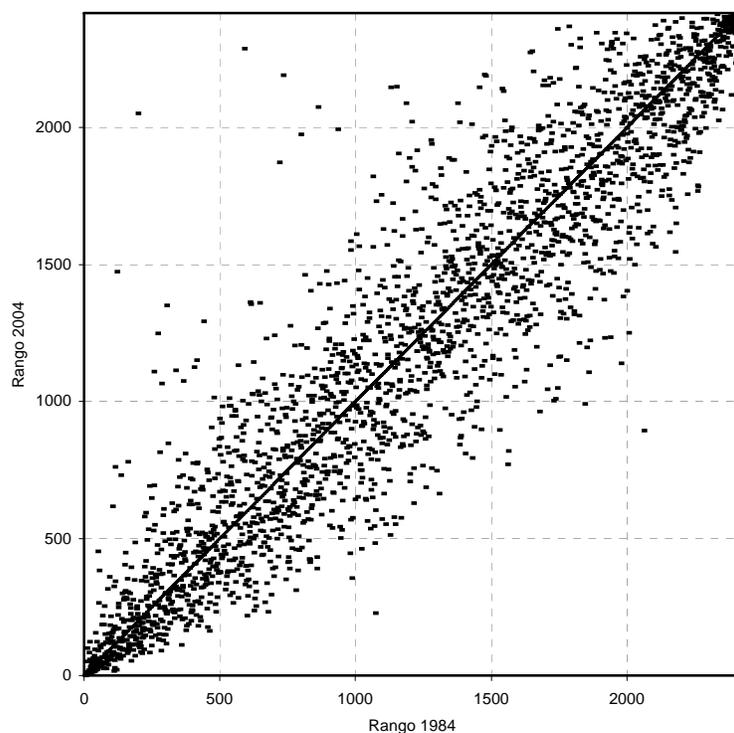
Con el propósito de refinar el análisis, se determinará si estos resultados se confirman al trabajar con la evolución de los rangos ocupados por las regiones en la distribución.

#### *2.1.2. Autocorrelación espacial y clasificación regional*

En el análisis de las cadenas de Markov, la movilidad regional solamente es visible cuando las áreas geoestadísticas se desplazan de una clase de ingreso a otra. Para considerar de manera más amplia la movilidad de las regiones en la distribución del ingreso, se considerará la clasificación de las áreas geoestadísticas entre 1984 y 2004.

La figura seis representa la clasificación regional en 2004, en función de la clasificación en 1984. Cuando una región se encuentra sobre la línea de 45°, su jerarquía empeora dentro de la distribución y por el contrario, si se ubica por debajo, habrá mejorado su posicionamiento. Mientras más se desvíe una región de la diagonal imaginaria, más se habrá modificado su clasificación en el seno de la distribución entre 1984 y 2004.

Figura 6  
Clasificación de las áreas geoestadísticas en función de su ingreso por habitante en 1984 y 2004



Con base en la información de la figura seis, se calculó la desviación típica de la serie de cambios de clasificación entre 1984 y 2004 (clasificación de 2004 menos clasificación 1984), y se obtuvo un resultado de 258.3. Considerando únicamente a las regiones cuya posición se modificó en más de una desviación típica, se concluyó que 309 áreas geoestadísticas sufrieron de un desplazamiento a la baja, principalmente aquéllas de los estados de Guerrero, Oaxaca, Chiapas, Michoacán y Puebla.

La tabla siete (7) muestra las probabilidades críticas de la prueba de autocorrelación de los cambios en la clasificación regional. Nuevamente, la hipótesis nula fue contundentemente rechazada en todos los casos.

Tabla 7  
**Valores críticos de la prueba de autocorrelación espacial. Clasificación regional dentro de la distribución del ingreso**

	Desplazamiento hacia arriba	Desplazamiento hacia abajo
W(1)	0.0005	0.0089
W(2)	0.0012	0.0024
W(3)	0.0980	0.1012

Los resultados presentados en esta sección han demostrado que el considerar a las regiones y a sus posiciones relativas dentro de la distribución del ingreso como si fueran geográficamente independientes, es incorrecto. Es preciso mostrar cómo se puede tomar en cuenta -de manera explícita- la autocorrelación espacial, en el análisis de la dinámica de transición de los ingresos de las áreas geoestadísticas.

## 2.2. Normalización espacial

Para determinar cuáles son los factores que permiten explicar las características de las curvas de densidad y de la matriz de transición, Quah [1996b] 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.

Quah [1996b] propone dos referencias posibles: el criterio geográfico (regiones vecinas) y el criterio nacional (todas las regiones de un país). Los resultados de su estudio 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 construirse la serie de los ingresos por habitante, relativos a la media de sus vecinos. Esta serie, llamada normalización regional, se define como la razón del ingreso per cápita de una región sobre el ingreso per cápita de sus vecinos. La noción de vecindad se introduce vía matrices ponderadas estandarizadas:

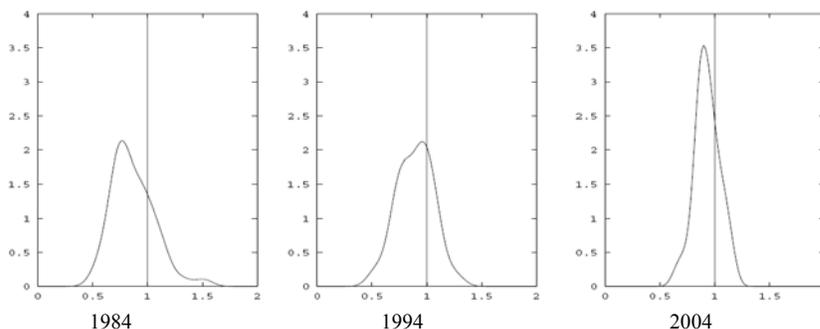
$$w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_j w_{ij}^*} \quad (18)$$

Formalmente, si  $y$  es el vector del ingreso por habitante de las áreas geoestadísticas, la media ponderada de los ingresos de las áreas vecinas está dado por el vector de desplazamiento espacial  $W_y$ . La serie de ingresos normalizados se obtiene al dividir cada uno de los 2,442 elementos  $y$  entre  $W_y$ . Quah [1996b, p. 955] sugiere interpretar a la serie de los ingresos relativos a la media del de sus vecinos como la parte no explicada por los factores de localización física. Por lo tanto, si la localización física explica todo, “lo que queda” en la serie es muy pequeño o incluso podría desaparecer. Por el contrario, si la localización física no explica nada, lo que queda en la serie es muy cercano a la serie inicial. 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. Se construirán curvas de densidad (§2.2.1.) y se estimará una matriz de transición normalizadas espacialmente (§2.2.2.)<sup>45</sup>

### 2.2.1. Normalización espacial y riqueza en las economías regionales

Las curvas de densidad de la distribución del ingreso por habitante relativo a la media de las regiones vecinas para los años 1984, 1994 y 2004 se representan en la figura siete.

Figura 7  
**Densidad de la distribución espacialmente normalizada del ingreso**



**Fuente:** Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

De acuerdo con la figura siete y a diferencia de 1984, tanto en 1994 como en 2004, la mayor parte de la distribución está simétricamente alrededor de la

<sup>45</sup> Los resultados que a continuación se presenta, hacen referencia a la matriz de distancia  $W(1)$ .

media. En comparación con las densidades calculadas en la figura dos, se observa que el segundo pico, cuyo centro es 1.5 veces la media nacional, desapareció. En consecuencia, el desempeño de una región está claramente explicado por el de sus vecinas. Sobre una base de datos distinta, estos resultados coinciden con los de Magrini [1999] y Cheshire y Magrini [2000].

### 2.2.2. Normalización espacial y dinámica de transición

Las matrices de transición espacialmente normalizadas propuestas por Quah [1996b] reflejan, por una parte, la distribución de los ingresos relativos a la media nacional y, por otra, la distribución de los ingresos relativos a la media de las regiones vecinas. La interpretación de los elementos de la nueva matriz de transición permite establecer: *las transiciones entre dos distribuciones diferentes en un mismo punto en el tiempo*. Se trata, efectivamente, de una representación distinta de la que fue presentada en la matriz de transición de la tabla uno (1), donde se establecieron *las transiciones en la misma distribución entre dos puntos en el tiempo diferentes*. En este caso, Quah [1996b] califica a las transiciones estimadas como “interdistribucionales” para un año dado. La pregunta obligada consiste en, saber: si la variación en el ingreso en el espacio mexicano, en un punto en el tiempo dado, puede ser explicada por la normalización del ingreso por habitante de las regiones vecinas.

Formalmente, sea  $p_{ik}$  la probabilidad de ubicarse simultáneamente en la clase  $i$  de la distribución del ingreso relativo a la media nacional (distribución 1) y en la clase  $k$  de la distribución del ingreso relativo a la media de las regiones limítrofes (distribución 2) en el periodo  $t$ . Así, el estimador del elemento  $p_{ik}$  de una matriz de transición normalizada se define, como:

$$\hat{p}_{ik} = \frac{n_{ik}}{n_i} \quad (19)$$

donde  $n_{ik}$  es el número total de regiones que está en la clase  $i$  de la distribución 1 en el año  $t$  y en la clase  $k$  de la distribución 2, también en  $t$  y  $n_i$  el número total de regiones en la clase  $i$  en los 21 años:  $n_i = \sum_k n_{ik}$ .

Considérese la tabla ocho (8), que representa la matriz espacialmente normalizada de la distribución del ingreso por habitante, en pesos de 1993. Un total de 10,452 ocurrencias de regiones tienen un ingreso por habitante inferior al 65% de la media nacional para un año dado. Solamente un 9.1% de estas regiones poseen un ingreso per cápita inferior al 65% de la media de

sus regiones vecinas, en el mismo año. La mayoría de estas regiones (51.1%) posee un ingreso por habitante entre el 65% y el 95% de la media de sus vecinas.

Tabla 8  
**Matriz de transición del ingreso espacialmente normalizado**

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >125%	Número de observaciones
1	0.091	0.511	0.251	0.131	0.016	10,452
2	0.000	0.641	0.277	0.049	0.033	9,894
3	0.000	0.682	0.256	0.056	0.006	10,800
4	0.000	0.461	0.443	0.073	0.023	9,221
5	0.000	0.121	0.385	0.228	0.226	10,915

Si el contexto regional no importara y, por tanto, no hubiera transmisión de externalidades en el espacio, cada región podría considerarse como una isla independiente de sus vecinas. En este caso, la matriz de transición debería ser equivalente a la matriz identidad, *cf.* Quah [1996b]<sup>46</sup>. Por el contrario, si la normalización espacial explicara todas las variaciones del ingreso por habitante de las regiones, todos los elementos de la tercera columna deberían ser iguales a uno (1), pues se trata de la columna asociada a la clase donde se ubica la media nacional.

Para las áreas geoestadísticas de México, ninguno de estos dos casos es pertinente. En particular, los elementos de la diagonal principal son, sin excepción, particularmente muy bajos. Solamente la celda (2,2) es igual a 64.1%. La normalización espacial explica, por tanto, una parte importante de la variación del ingreso regional. Este resultado coincide con los hallazgos de Quah [1996b]. Pareciera que los efectos de desbordamiento geográfico son un factor importante en la dinámica de la desigualdad regional en México.

La normalización espacial permite captar el papel de la dimensión geográfica en la variación del ingreso regional. Aun así, el lector debe recordar que las matrices de transición solamente representan “transiciones” entre dos distribuciones de ingresos relativos para un año dado y no desplazamientos en el tiempo. Las matrices de Markov que se presentan a continuación tienen por objetivo tomar en cuenta de manera explícita al espacio, sin detrimento de la dinámica temporal de la evolución de los

<sup>46</sup> “If conditioning explained nothing (...), these transition probability matrices should be the identity matrix: the distributions are invariant and, in addition, no intradistribution movements occur”, p. 956.

ingresos regionales en México.

*2.3 Dinámicas espaciales y temporales de las disparidades regionales*

Son dos los métodos que permiten estudiar los efectos de dependencia espacial conservando a la vez información sobre la dinámica temporal de las transiciones. El primero consiste en estimar una matriz de transición temporal utilizando exclusivamente la distribución de los ingresos relativos a la media de las regiones limitrofes (§2.3.1.), mientras que el segundo se apoya en la construcción de cadenas de Markov espaciales (§2.3.2.)

*2.3.1 Análisis de las transiciones temporales con normalización regional*

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. La fórmula utilizada para estimar las transiciones de esta matriz es similar a la de la ecuación diez (10). Los resultados de este procedimiento se presentan en la tabla nueve (9).

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

Tabla 9  
**Matriz de transición del ingreso relativo a la media de las regiones vecinas**

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1	2	3	4	5	Número de observaciones
	<65%	<95%	<110%	<125%	>125%	
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

Si se compara la tabla 9 con la tabla 1 (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 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.

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 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).

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.

### 2.3.2 *Cadenas de Markov espaciales*

Para estudiar de manera simultánea las dinámicas espacial y temporal, Rey [2001] propone construir una matriz de Markov espacial que, por un lado, permita estudiar el rol de la localización geográfica en la dinámica de la distribución del ingreso en el tiempo y, por otro, analizar el proceso de convergencia interregional. El proceso de construcción de la matriz de transición espacial se basa en una descomposición espacial de la matriz de transición tradicional, con el fin de obtener probabilidades de transición espaciales (§2.3.2.1.) La significancia del vínculo entre la probabilidad de una región que transita de una clase de ingreso a otra y su contexto geográfico es probada al comparar las probabilidades espaciales con las probabilidades de transición tradicionales en el año inicial (§2.3.2.2.) Si los

efectos de dependencia del contexto geográfico se confirman, será posible apreciar en qué medida las trayectorias de las regiones están condicionadas por la riqueza de sus vecinas (§2.3.2.3.)

### 2.3.2.1 Descripción de la matriz de Markov espacial

Para construir la matriz de transición espacial, la matriz de Markov tradicional (tabla 1) se ve modificada de tal suerte que las probabilidades de transición en el tiempo para una región están condicionadas por la clase donde se ubica la media del ingreso de las regiones vecinas al inicio del año. En otros términos, la matriz de transición espacial es una matriz tradicional de dimensión  $(K, K)$  descompuesta en  $K$  submatrices normalizadas de dimensión  $(K, K)$ . En este caso,  $K = 5$ .

Formalmente, si se considera la  $k$ -ésima submatriz normalizada, un elemento  $p_{ij}(k)$  de esta matriz representa la probabilidad de que una región perteneciente a la clase  $i$  en el periodo  $t - 1$  se ubique en la clase  $j$  en el periodo siguiente, dado que la media del ingreso de sus regiones vecinas se encontraba en la clase  $k$  en el periodo  $t - 1$ . El estimador de un elemento  $p_{ij}(k)$  de la matriz de transición normalizada se define como:

$$\hat{p}_{ij}(k) = \frac{n_{ij}(k)}{n_i(k)} \quad (20)$$

donde  $n_{ij}(k)$  es el número total de regiones que se ubica en la clase  $i$  en el periodo  $t - 1$  y en la clase  $j$  en el periodo siguiente, dado que la media del ingreso de sus vecinas se encontraba en la clase  $k$  en el periodo  $t - 1$ . El término  $n_i(k)$  representa el número total de regiones que se encuentran en la clase  $i$ , dado que la media del ingreso de sus regiones vecinas se encontraba en la clase  $k$  en el periodo  $t - 1$  en las  $T = 20$  transiciones anuales, es decir,  $n_i(k) = \sum_j n_{ij}(k)$ .

La matriz de transición espacial permite, 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. 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.

En este caso que comprende cinco clases de ingresos, la primera clase (1)

contiene a las regiones pobres, la tercera (3) a las medianas y la quinta (5) a las regiones ricas. Así, si  $p_{35} > p_{35}(1)$ , la probabilidad de un desplazamiento de una región en la clase media hacia la clase de ingreso más alta, sin considerar a las regiones vecinas, es superior a la probabilidad de que esta misma región, cuyos vecinos pertenecen a la clase más baja de ingresos, se traslade a la clase más elevada de ingresos. Igualmente, si  $p_{13} < p_{13}(5)$ , una región pobre con vecinos ricos tiene una mayor probabilidad de desplazarse hacia una clase de ingresos superior que las regiones pobres en general.

Gracias a esta matriz de transición espacial, también es posible examinar la influencia –positiva o negativa– de las regiones vecinas sobre las transiciones de una región<sup>47</sup>.

Si la transmisión de externalidades entre las regiones no tuviera ninguna relevancia, las probabilidades condicionales deberían ser iguales a las probabilidades iniciales:

$$p_{ij}(1) = p_{ij}(2) = p_{ij}(3) = p_{ij}(4) = p_{ij}(5) = p_{ij}, \forall i, j = 1, 2, 3, 4, 5. \quad (21)$$

Esta igualdad es objeto de la prueba que se define a continuación.

### 2.3.2.2 *Prueba de estacionaridad espacial*

En este apartado, se definirá una prueba para contrastar la hipótesis de independencia de las probabilidades de transición en el espacio. En otros términos, el objetivo es sugerir un procedimiento que permita probar si las probabilidades de transición espaciales son estadísticamente iguales entre sí y equivalentes a la matriz de transición espacial.

Formalmente, el procedimiento conduce a probar las restricciones de la ecuación 21. Bajo la hipótesis nula, las probabilidades de transición de una región no dependen de las regiones vecinas y pueden estimarse con base en la ecuación (diez) 10. En cambio, bajo la alternativa, las distintas probabilidades de transición, dependientes del desplazamiento espacial, deben ser estimadas con base en la ecuación 20. El estadístico de la razón de verosimilitud se define, por tanto, como:

---

<sup>47</sup> Dicho de otra forma, se estudia la influencia de la auto correlación espacial, evidenciada por las diferencias que existen entre los valores de las transiciones iniciales incondicionales, calculados en la primera sección (tabla 1) y los valores de las distintas transiciones condicionales.

$$Q_2 = -2 \log \left\{ \prod_{k=1}^K \prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^K \left[ \frac{\hat{p}_{ij}}{\hat{p}_{ij}(k)} \right]^{n_{ij}(k)} \right\} \quad (22)$$

donde  $K$  es el número de clases en la distribución ( $K = 5$ ),  $\hat{p}_{ij}$  es la estimación estacionaria de la ecuación 10,  $\hat{p}_{ij}(k)$  es la probabilidad estimada de que una región perteneciente a la clase  $i$  en el periodo  $t - 1$  se ubique en la clase  $j$  en el periodo  $t$ , dado que sus regiones vecinas se ubicaron en la clase  $k$  en  $t - 1$  y  $n_{ij}(k)$  es el número total de regiones.  $Q_2$  se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$  con  $K(K - 1)^2$  grados de libertad.

### 2.3.2.3 *Externalidades, impacto de la geografía y convergencia de las áreas geoestadísticas en México*

La matriz de transición espacial estimada para las 2,442 áreas geoestadísticas de México se presenta en la tabla diez (10). 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 1]. 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, la de la clase 3), la probabilidad se incrementa 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 inmediato superior, ignorando el contexto regional, es de 4.1% [celda (1,2) de la tabla 1]; mientras que apenas es de 1.1% si se considera 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.

Se aplicó la prueba de estacionaridad espacial para comprobar que las diferencias observadas entre las probabilidades de transición espaciales son significativas. Recuérdese que la presencia de elementos nulos en la matriz de transición inicial y en las diferentes submatrices conducen a ajustar los grados de libertad, por lo que -en este caso- el número de grados de libertad es igual a 26. Se obtiene que  $Q_2 = 93.87$  y, por tanto, la probabilidad crítica (valor de  $p$ ) es inferior a 0.0001. Este resultado indica que las externalidades generadas por el contexto geográfico de una región influyen de manera

notable sobre su trayectoria de crecimiento y sus desplazamientos dentro de la distribución del ingreso.

Tabla 10  
**Cadena de markov espacial, por clase de ingreso de las áreas  
 geostatísticas colindantes**

Clase de ingreso de las regiones vecinas	Final Inicial	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

Para apreciar de mejor manera la información contenida en la cadena de Markov espacial, se estudió la relación entre la dirección de la transición de una región dentro de la distribución del ingreso por habitante y del ingreso

por habitante de sus vecinos, considerando tres tipos de trayectorias: transición a la alza, estado estacionario y transición a la baja. Estos resultados se presentan en la tabla (once) 11. El lector encontrará en esta tabla la probabilidad de una transición particular (alza, estacionario, baja) de una región condicionada por la clase donde se encontraba la media del ingreso por habitante de sus regiones vecinas al comienzo del periodo (más pobre, idéntica, más rica).

Considerando la matriz de distancia, es posible notar que la probabilidad de descender o ascender es distinta según el contexto regional. Por ejemplo, la probabilidad de que una región se desplace a una clase superior es de 14.2% si está rodeada de regiones ricas, mientras que sólo es de 1.4% si está rodeada de regiones pobres. Por el contrario, la probabilidad de que ocurra una transición a la baja es más de dos veces superior cuando las regiones están rodeadas de vecinos pobres que cuando están rodeadas por ricos.

Para verificar esta información, se procedió a efectuar una prueba de independencia entre el tipo de transición de la región y la clase de ingreso de sus regiones vecinas. Formalmente, sea  $X$  la variable aleatoria discreta que representa el tipo de transición de la región (alza, estacionaria, baja) y  $Y$  la variable aleatoria discreta que representa la clase en la que se ubica la media ponderada de los ingresos por habitante de las regiones vecinas (más rica, idéntica, menos rica). El objetivo es saber si estas dos variables son independientes, es decir:

$$H_0 = \{\forall i, j : P[(X = i) \text{ y } (Y = j)] = P(X = i)P(Y = j)\} \quad (23)$$

Bajo  $H_0$ , el estadístico de prueba es:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \frac{(n_{ij} - NQ_{ij})^2}{NQ_{ij}} \quad (24)$$

donde  $n_{ij}$  es el número de regiones que se encuentra en la celda  $(i,j)$  durante las veinte transiciones,  $N = 48,840$  y  $Q_{ij}$  se define como:

$$Q_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^3 n_{ij}}{N} \cdot \frac{\sum_{j=1}^3 n_{ij}}{N} \quad (25)$$

Este estadístico se distribuye como una  $\chi^2$  con cuatro grados de libertad. Los valores de los estadísticos y las probabilidades críticas (entre paréntesis)

se presentan en la tabla once (11). Todos los estadísticos conducen al rechazo de la hipótesis nula de independencia entre el tipo de transición que sufre una región y el contexto geográfico en el que se ubica. Consecuentemente, las trayectorias económicas de las regiones se caracterizan por una forma de bloqueo geográfico.

Tabla 11  
**Probabilidades de transición condicionales dada la clase de ingreso de las regiones vecinas**

	Clase de ingreso de las regiones vecinas	N	Movimiento			Prueba de $\chi^2$
			Baja	Estacionario	Alza	
W(1)	más pobre	6,536	0.119	0.866	0.014	182.16 (0.000)
	idéntica	28,360	0.065	0.909	0.026	
	más rica	13,944	0.047	0.810	0.142	
W(2)	más pobre	6,701	0.116	0.873	0.011	142.85 (0.000)
	idéntica	26,779	0.068	0.907	0.025	
	más rica	15,360	0.045	0.820	0.135	
W(3)	más pobre	7,055	0.114	0.876	0.010	123.05 (0.000)
	idéntica	25,411	0.073	0.903	0.024	
	más rica	16,374	0.037	0.833	0.130	

#### 2.4 *Corolario*

En este apartado se demostró que las externalidades generadas por los factores geográficos constituyen un componente importante en la explicación de las trayectorias de crecimiento de las regiones mexicanas en el seno de la distribución del ingreso. En comparación con los análisis de la primera parte que no integran al espacio, los resultados aquí presentados subrayan la relevancia de la localización geográfica. Por ejemplo, un sesgo progresivo hacia una trampa de pobreza posee una explicación eminentemente espacial, pues las regiones pobres están negativamente influenciadas al estar rodeadas por otras regiones pobres. Igualmente, los vecinos ricos tienen tendencia a “impedir” que sus regiones vecinas descendan en su jerarquía. La ausencia relativa de movilidad dentro de la distribución puede explicarse por concentraciones espaciales persistentes de regiones con ingresos por habitante muy elevados o muy bajos. Generalmente, dentro de la perspectiva de convergencia interregional, las cadenas de Markov espaciales indican que los cambios de posición relativa en la distribución en corte transversal están fuertemente restringidos por el entorno geográfico.

## **Conclusión**

La mediocre coyuntura económica de los últimos veinte años se resintió en un buen número de regiones mexicanas, principalmente en aquéllas especializadas en el sector primario y que están ubicadas en el Sur del país, dentro del periodo: hubo un crecimiento del ingreso por habitante prácticamente despreciable y, las disparidades apenas si se redujeron.

Los resultados pudieron ser más alentadores. Sin embargo, México no ha elaborado una política que junto al objetivo de reducción de disparidades en materia de productividad, inversión y desarrollo, considere el espacio geográfico como un determinante del crecimiento regional.

Esta investigación destaca que la concentración geográfica de las regiones es susceptible a la autocorrelación espacial así como a la polarización del ingreso. Teóricamente, la tesis de geografía-crecimiento que plantean los modelos de economía geográfica que desarrolla Krugman [1991a, 1991b], precisa 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. Por tanto, resulta imperativo tomar en cuenta los fenómenos de heterogeneidad espacial y diferenciación de regímenes geográficos, que en el caso de México se presentan 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; efectivamente, la organización espacial es el resultado histórico de tendencias sociales, del desarrollo tecnológico, del comportamiento de las fuerzas del mercado y de la intervención del gobierno a través de su acción sectorial.

Como se demostró en esta investigación, la interacción de estos factores resulta incongruente y compromete el desarrollo territorial. La política regional mexicana debe contribuir a resolver estas contradicciones integrando las políticas sectoriales que permitan una visión coherente de largo plazo, para guiar la intervención pública y privada en el proceso de desarrollo local, regional y nacional.

En este sentido, una efectiva política regional tiene que complementar la intervención del estado y optimizar el aprovechamiento del potencial de cada

territorio y, a la vez, reducir las disparidades entre ellos, a través de un desarrollo que:

- a) Reconozca la fortaleza de las regiones y sus oportunidades.
- b) Reconcilie los objetivos de eficiencia económica, cohesión social y equilibrio ecológico.
- c) Se base en la rendición de cuentas y el fortalecimiento de los mecanismos de gobernabilidad territorial.

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. Como consecuencia, y considerando los resultados que arrojó esta investigación, una política regional *ad hoc* al contexto nacional deberá basarse en cuatro puntos:

- a) Propiciar la convergencia económica mediante las externalidades generadas por los sectores productivos en las áreas geoestadísticas de México.
- b) Dada la existencia de un efecto de aglutinamiento regional, alentar directrices de políticas que estimulen la innovación tecnológica.
- c) Impulsar la creación de nuevos polos de desarrollo económico para desahogar a las grandes metrópolis y generar empleo y nuevas inversiones en zonas limítrofes que puedan recibir externalidades positivas de los otros polos del país.
- d) 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.

Varios análisis que han sido llevados a cabo en este documento, deben ser profundizados en investigaciones posteriores.

En el plano técnico, los distintos estadísticos de la chi-cuadrada para probar estacionaridad temporal y espacial de las probabilidades de transición deben ser mejorados, y sus propiedades podrían requerir una revisión profunda: en presencia de autocorrelación espacial, puede existir un fenómeno inflacionario de los valores estadísticos de las pruebas, *cf.* Fingleton [1983a, 1983b, 1986]. Convendría, por tanto, estudiar por simulación las propiedades de estas pruebas. Asimismo, las propiedades de las pruebas de autocorrelación espacial no están completamente definidas para muestras finitas, en presencia simultánea de autocorrelación y heterogeneidad espaciales [*cf.* Anselin y Floras (1995) y Anselin *et al.*, (1996)].

En el plano económico, el resultado de ausencia de convergencia en el seno de las regiones del Sur puede deberse a cierta heterogeneidad que no ha sido observada dentro del régimen. Una solución consistiría en estudiar a mayor

detalle esta heterogeneidad, con el fin de detectar otros clubes de convergencia (considerando, por ejemplo, en lugar de áreas geoestadísticas, el número de comunidades).

Por otra parte, valdría la pena ampliar el análisis estudiando cómo afectó la apertura comercial a Estados Unidos, al proceso de convergencia, puesto que las regiones del Norte han tenido tasas de crecimiento del ingreso más aceleradas en los últimos diez años. En efecto, podría ampliarse la muestra de 2,442 áreas geoestadísticas al integrar información sobre el comportamiento del ingreso por habitante en los municipios de Texas, Nuevo México, Arizona y California.

Aun así, y más allá de cualquier investigación futura, debe quedar claro que la desigualdad entre los mismos mexicanos constituye a la vez un obstáculo y una posibilidad, pues tales diferencias representan un indicador de subdesarrollo que afecta y condiciona el desempeño económico de toda la nación. Igualmente, el hecho de que exista movilidad tanto ascendente como descendente en el seno de la distribución del ingreso, indica que las posiciones relativas de las regiones mexicanas no son inmutables y que, *de facto*, pueden modificarse de nuevo en el futuro.

Por estas razones, el estudio del espacio y su impacto en la economía representa, en México, una herramienta principal para ofrecer una respuesta al reto de la superación de la pobreza de los territorios, las comunidades y los individuos.

### **Bibliografía**

**Äalmas, G., M. Breitenacher, A. Gälli y 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.

**Abdel-Rahman, H. M.**, 1994, Economies of Scope in Intermediate Goods and a System of Cities, *Regional Science and Urban Economics*, 24, 497-524.

**Abramovitz, M.**, 1986, Catching up, Forging ahead, and Falling Behind, *Journal of Economic History*, 46, 385-406.

**Aghion, P. y P. Howitt**, 1992, A Model of Growth through Creative Destruction, *Econometrica*, 60, 323-351.

**Agterberg, F.**, 1984, Trend Surface Analysis in Gaile, G. L. y C. J. Wilmot (eds.), *Spatial Statistics and Models*, Reidel, Boston.

**Amable, B.**, 1999, Un survol des théories de la croissance endogène in Beine, M. y F. Docquier (eds.), *Croissance et convergence économique des régions*, De Boeck Université, Bruselas.

**Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften**, 2003, *Mitteilungen und Bekanntmachungen*, Luxemburg.

**Anderson, T. W. y L. A. Goodman**, 1957, Statistical Inference about Markov Chains, *Annals of Mathematical Statistics*, 28, 89-110.

**Anselin, L.**, 1980, *Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures*, Cornell University, Regional Science Dissertation and Monograph Series #8, Ithaca, Nueva York.

\_\_\_\_\_, 1982, A Note on Small Sample Properties of Estimators in a First-Order Spatial Autoregressive Model, *Environment and Planning*, 14, 1023-1030.

\_\_\_\_\_, 1988a, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

\_\_\_\_\_, 1988b, Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity, *Geographical Analysis*, 20, 1-17.

\_\_\_\_\_, 1988c, A Test for Spatial Autocorrelation in Seemingly Unrelated Regressions, *Economics Letters*, 28, 335-341.

\_\_\_\_\_, 1990a, Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis, *Journal of Regional Science*, 30, 185-207.

\_\_\_\_\_, 1990b, Some Robust Approach to Testing and Estimating in Spatial Econometrics, *Regional Science and Urban Economics*, 20-141-163.

\_\_\_\_\_, 1992, Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity: Model Specification Issues in the Spatial Expansion Paradigm, in Casetti, E. y J. P. Jones (eds.), *Applications of the Expansion Method*, Routledge, Londres.

\_\_\_\_\_, 1995, Local Indicators of Spatial Association-LISA, *Geographical Analysis*, 27, 93-115.

\_\_\_\_\_, 1996, The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association, in Fisher, M., H. J. Scholten y D. Unwin (eds.), *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Taylor & Francis, Londres.

\_\_\_\_\_, 1998a, Interactive Techniques and Exploratory Spatial Data Analysis, in Longley, P. A. et al. (eds.), *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, Wiley, Nueva York.

\_\_\_\_\_, 1998b, Exploratory Spatial Data Analysis in a Geocomputational Environment, in Longley, P. A. et al., *Geocomputation*, Wiley, Nueva York.

\_\_\_\_\_, 2001a, Rao's Score Test in Spatial Econometrics, *Journal of Statistical Planning and Inference*, 97, 113-139.

\_\_\_\_\_, 2001b, Spatial Econometrics, in Baltagi, B. (ed), *Companion to Econometrics*, Basil Blackwell, Óxford.

\_\_\_\_\_, 2001c, Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics, *Documento de trabajo*, REAL, University of Illinois Urbana-Champaign.

\_\_\_\_\_, **A. K. Bera, R. J. Floras y M. J. Ion**, 1996, Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.

**Armstrong, H.**, 1995a, Convergence among the Regions of the European

Union, *Papers in Regional Science*, 74, 143-152.

\_\_\_\_\_, 1995b, 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.

**Arora, S. y M. Brown**, 1977, Alternative Approaches to Spatial Autocorrelation: an Improvement over Current Practice, *International Regional Science Review*, 2, 67-78.

**Aten, B.**, 1997, Does Space Matter? Multiperiod Probit Models and Orthogonality Condition Estimation, *International Economic Review*, 24, 21-35.

**Bairoch, P.**, 1985, *De Jericho à Mexico – Villes et économie dans l'histoire*, Gallimard, Paris.

**Baller, R. D., L. Anselin, S. F. Messner, G. Deane y D. F. Hawkins**, 2001, Structural Covariates of U.S. County Homicide Rates: Incorporating Spatial Effects, *Criminology*, 39, 561-590.

**Baltagi, B. H. y D. Li**, 2001, LM Tests for Functional Form and Spatial Error Correlation, *International Regional Science Review*, 24, 194-225.

\_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, 2002, Prediction in the Panel Data Model with Spatial Correlation, in Anselin, L. y R. J. Florax, *Advances in Spatial Econometrics*, Springer, Berlín.

**Barry, B. y R. K. Pace**, 1999, A Monte Carlo Estimator of the Log-Determinant of Large Sparse Matrices, *Linear Algebra and its Applications*, 289, 41-54.

**Basawa, I. Y. y B. L. Prakasa Rao**, 1980, *Statistical Inference for Stochastic Process*, Londres.

**Basdevant, O.**, 1997, *Inégalités, éducation et croissance*, Tesis doctoral, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne.

**Baumont, C.**, 1997, Croissance endogène et espace, in Célimène, F. y C. Lacour (eds.), *L'intégration régionale des espaces*, Economica, Paris.

\_\_\_\_\_, 1998a, Économie, géographie et croissance: quelles leçons pour l'intégration régionale européenne?, *Revue Française de Géoéconomie*, 5, 35-56.

\_\_\_\_\_, 1998b, Économie géographique et intégration régionale. Quels enseignements pour les Pays d'Europe Centrale et Orientale?, *Document de travail du LATEC 9811*, Dijon.

\_\_\_\_\_, **C. Ertur y J. Le Gallo**, 2002a, Estimations des effets de proximité dans le processus de convergence régionale: une approche par l'économetrie spatiale sur 92 régions européennes (1980-1995), *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2.

\_\_\_\_\_ **y J.-M. Huriot**, 1999, L'interaction agglomération-croissance en économie géographique, dans: Bailly, A. y J.-M. Huriot (eds.), *Villes et croissance: Théories, modèles, perspectives*, Anthropos, Paris.

**Bavaud, F.**, 1998, Models for Spatial Weights: A Systematic Look, *Geographical Analysis*, 30, 153-171.

**Beine, M., F. Docquier y A. Hecq**, 1999, Convergence des groupes en Europe: une analyse sur des régions, *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 1, 45-62.

**Bera, A. K. y M. Ion**, 1993, Specification Testing with Locally Misspecified Alternatives, *Econometric Theory*, 9, 649-658.

**Berchtold, A.**, 1998, *Chaînes de Markov et modèles de transition*, Editions Hermès, Paris.

**Berthélemy, J.-C. y A. Varoudakis**, 1995, Clubs de convergence et croissance: le rôle du développement financier et du capital humain, *Revue Économique*, 46, 217-235.

**Bessin, S. et alii**, 1992, Zögerliche Konjunkturbelebung in den Industrieländern, *Die Weltwirtschaft*, 1, 1-22.

**Bianchi, M.**, 1997, Testing for Convergence: Evidence from Non-Parametric Multimodality Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 393-409.

**Blommestein, H. J.**, 1983, Specification and Estimation of Spatial Econometric Models, *Regional Science and Urban Economics*, 13, 251-270.

\_\_\_\_\_ **y P. Nijkamp**, 1986, Testing the Spatial Scale and the Dynamic Structure in Regional Models (A Contribution to Spatial Econometric Specification Analysis), *Journal of Regional Science*, 26, 1-17.

**Brandsma, A. S. y R. H. Kelletaper**, 1979, A Biparametric Approach to Spatial Autocorrelation, *Environment and Planning*, 11, 51-58.

**Breitung, J. y M. Lechner**, 1996, Estimation de modèles non linéaires sur données de panel par la méthode des moments généralisés, *Économie et Prévision*, no. 126, mayo, 191 – 202.

**Breusch, T. y A. Pagan**, 1979, A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*, 47, 1287-1294.

**Breuckner, J. K.**, 1986, A Switching Regression Analysis of Urban Population Densities, *Journal of Urban Economics*, 19, 174-189.

**Brundson, C., A. S. Fotheringham y M. Charlton**, 1999, Some Notes on Parametric Significance Tests for Geographically Weighted Regression, *Journal of Regional Science*, 39, 497-524.

**Bulli, S.**, 2001, Distribution Dynamics and Cross-Country Convergence: A New Approach, *Scottish Journal of Political Economy*, 48, 226-243.

**Bundesministerium der Finanzen**, 1993, *Föderales Konsolidierungsprogramm*, 21 de enero, Bonn.

**Bundestelle für Außenhandelsinformation**, 1992, *Baltische Staaten am Jahreswechsel 1992/93*, diciembre, Köln.

**Burridge, P.**, 1980, On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation, *Journal of the Royal Statistical Society*, B42, 107 – 108.

**Capron, H.**, 2000, Disparités de croissance entre régions européennes: résorption ou amplification?, in Beine, M. y F. Docquier (eds.), *Croissance et convergence économiques des régions*, De Boeck Université, Bruselas.

**Caraza, M. I.**, 1993, *Convergencia del ingreso en la República Mexicana*, Tesis de licenciatura, Instituto Tecnológico Autónomo de México.

**Carluer, F. y G. Gaulier**, 1998, Les productivités des régions françaises sur moyenne période: une convergence de façade, *Colloque de l'Association Française de Sciences Économiques*, septiembre.

**Caselli, F., G. Esquivel y F. Lefort**, 1996, Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth*, 1, 363-390.

**Casetti, E.**, 1997, The Expansion Method, *Mathematical Modelling and*

Spatial Econometrics, *International Regional Science Review*, 20, 9-33.

\_\_\_\_\_ y **J. P. Jones**, 1988, Spatial Parameter Variation by Orthogonal Trend Surface Expansions: An Application to the Análisis of Welfare Program Participation Rates, *Social Science Research*, 16, 285-300.

**Celaya Tentori, D. y A. Díaz Bautista**, 2002, Crecimiento, instituciones y convergencia en México considerando a la Frontera Norte, *Estudios Fronterizos*, vol. 3., núm. 6, El Colegio de la Frontera Norte.

**Charlot, S.**, 1996, Dépenses publiques et croissance: effets macro-économiques et spécificités régionales, *Documento de trabajo no. 9615*, LATEC.

**Cheshire, P. C. y S. Magrini**, 2000, Endogenous Processes in European Regional Growth, Convergence and Policy, *Growth and Change*, 31, 455-479.

**Cho, D.**, 1996, An Alternative Interpretation of Conditional Convergence Results, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 669-681.

**Chua, H. B.**, 1993, *On Spillovers and Convergence*, tesis doctoral, Harvard University.

**Chung, K. L.**, 1960, *Markov Chains with Stationarity Transition Probabilities*, Springer-Verlag, Berlín.

**Cliff, A. D. y J. K. Ord**, 1981, *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, Londres.

**Combes, P.-P. y M. Lafourcade**, 2001, Transportation Costs Decline and Regional Inequalities: Evidence from France, *CEPR Discussion Paper*, no. 510.

**Commision Européenne**, 1991, *Les régions dans les années 90: Quatrième rapport périodique sur la situation et l'évolution socio-économique des régions dans la communauté*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes, Luxemburgo.

\_\_\_\_\_, 1999, *Sixième rapport périodique sur la situation et le développement économique et social des régions de l'Union européenne*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes, Luxemburgo.

\_\_\_\_\_, 2001, *Unité de l'Europe, solidarité des peuples, diversité des territoires: deuxième rapport sur la cohésion économique et sociale*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes, Luxembourg.

**Costa-i-Font, J. y E. Rodríguez Oreggia y 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, Universidad de Barcelona.

**Dardanoni, V.**, 1993, Measuring Social Mobility, *Journal of Economic Theory*, 61, 372-394.

**Dávila, E., G. Kessel y S. Levy**, 2002, El sur también existe: un ensayo sobre el desarrollo regional de México, *Economía mexicana*, Nueva época (11) 2: 205 – 260, segundo semestre 2002.

**De Jong, P., C. Sprenger y F. van Veen**, 1984, On Extreme Values of Moran's *I* and Geary's *c*, *Geographical Analysis*, 16, 17-24.

**De la Fuente, A.**, 1995, Catch-up, Growth and Convergence in the OECD, *CEPR Discussion Paper*, no. 1274.

**De Nardis et alii**, 2000, Regionale Spezialisierung und Schläge in Europa: Etwas Beweis von den Regionalen Daten, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132 (2), 197 – 214.

**Deutsche Bundesbank**, 1993, *Zum Einfluß von Auslandstransaktionen auf Bankenliquidität, Geldmenge und Bankkredite*, 19-34, enero, Fráncfort.

**Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung e Institut für Weltwirtschaft**, 1992, Die wirtschaftliche Lage Rußlands und Weißrußlands: Systemtransformation am Scheideweg, *Kieler Diskussionsbeiträge*, 193/194, octubre.

**Dewhurst, J. H. L. y H. Mutis-Gaitán**, 1995, Varying Speeds of Regional GDP per Capita Convergence in the European Union, 1981-1991, in Armstrong, H. y R. Vickerman (eds.), *Convergence and Divergence among European Regions*, Pion, Londres.

**Dickey, D. A. y W. A. Fuller**, 1981, Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

**Duranton, G.**, 1997, La nouvelle économie géographique: agglomération et dispersion, *Économie et prévision*, 131, 1-24.

**Elhorst, J. P.**, 2001, Dynamic Models in Space and Time, *Geographical Analysis*, 33, 119-140.

**Esquivel, G.**, 1999a, *Crecimiento regional, convergencia y migración en México, 1940-1995*, El Colegio de México, México.

\_\_\_\_\_, 1999b, Convergencia regional en México, 1940-1995, *El Trimestre Económico*, LXVI (4), 464, 725-761.

\_\_\_\_\_, 2002, New Estimates of Gross State Product in Mexico, 1940-2000, *mimeo*, El Colegio de México.

**Fingleton, B.**, 1983a, Independence, Stationarity, Categorical Spatial Data and the Chi-Squared Test, *Environment and Planning*, 15, 483-499.

\_\_\_\_\_, 1983b, Log-Linear Models with Dependent Spatial Data, *Environment and Planning*, 15, 801-814.

\_\_\_\_\_, 1986, Analyzing Cross-Classified Data with Inherent Spatial Dependence, *Geographical Analysis*, 18, 48-61.

\_\_\_\_\_, 1997, Specification and Testing of Markov Chain Models: An Application to Convergence in the European Union, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 385-403.

\_\_\_\_\_, 1999, Estimates of Time to Economic Convergence: An Análisis of Regions of the European Union, *International Regional Science Review*, 22, 5-34.

\_\_\_\_\_, 2000, Spatial Econometrics, Economic Geography, Dynamics and Equilibrium: A Third Way?, *Environment and Planning*, 32, 1481-1498.

\_\_\_\_\_, 2001, Equilibrium and Economic Growth: Spatial Econometric Models and Simulation, *Journal of Regional Science*, 41, 117-147.

\_\_\_\_\_, 2002, Regional Economic Growth and Convergence: Insights from a Spatial Econometric Perspective, in Anselin, L. y R. J. Florax, *Advances in Spatial Econometrics*, Springer, Berlín.

**Fotheringham, A. S., M. Charlton y C. Brundson**, 1996, The Geography of Parameter Space: An Investigation of Spatial Non-Stationarity, *International Journal of Geographical Information Systems*, 10, 605-627.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, 1997, Measuring Spatial

Variations in Relationships with Geographically Weighted Regression, in Fisher, M. M. y A. Getis (eds.), *Recent Developments in Spatial Analysis*, Springer, Berlin.

**Fritsch, B.**, 1995, *La contribution des infrastructures au développement économique des régions françaises*, Tesis doctoral, Université de Paris XII-Val-de-Marne.

**Fujita, M. y J.-F. Thies**, 1997, Économie géographique, problèmes anciens et nouvelles perspectives, *Annales d'Économie et de Statistique*, 45, 37-87.

\_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, 2002, Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It?, *CEPR Discussion Paper*, no. 3135.

**Garza Campos, M. A.**, 1994, *Resultados de convergencia en niveles de vida entre estados de México. Aplicación de modelos de crecimiento neoclásicos: la importancia del capital humano*, Centro de Investigaciones Económicas, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey.

**Gern, K.-J.**, 1993, Noch keine Überwindung der Bankenkrise in Japan, *Die Weltwirtschaft*, 1, 61-69.

**Getis, A. y J. K. Ord**, 1992, The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics, *Geographical Analysis*, 24, 189-206.

**Geweke, J., R. C. Marshall y G. A. Zarkin**, 1986, Mobility Indices in Continuous Time Markov Chains, *Econometrica*, 54, 1407-1423.

**Ghio, S.**, 1999a, Intégration économique et concentration spatiale: une revue de la littérature récente, *Région et Développement*, 10, 127-149.

\_\_\_\_\_, 1999b, Économies d'agglomération, concentration spatiale et croissance, in Baumont, C. et al. (eds.), *Économie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*, Economica, Paris.

**Goerlich, F. J. y M. Mas**, 2001, Inequality in Spain 1973-1991: Contribution to a Regional Database, *The Review of Income and Wealth*, Serie 47, 3, 361-378.

**Griffith, D. A.**, 1978, A Spatially Adjusted ANOVA Model, *Geographical Analysis*, 10, 296-301.

\_\_\_\_\_, 1988, *Advanced Spatial Statistics, Special Topics in the Exploration of Quantitative Spatial Data Series*, Kluwe Academic Publishers, Dordrecht.

\_\_\_\_\_, 1992a, A Spatially Adjusted *N*-Way ANOVA Model, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 347-369.

\_\_\_\_\_, 1992b, What Is Spatial Autocorrelation? Reflections on the Past 25 Years of Spatial Statistics, *L'espace géographique*, 21, 265-280.

\_\_\_\_\_, 1992c, Simplifying the Normalizing Factor in Spatial Autoregressions for Irregular Lattices, *Papers in Regional Science*, 71, 71-86.

\_\_\_\_\_, 1995, Some Guidelines for Specifying the Geographic Weights Matrix Contained in Spatial Statistics, in Arlinghaus, S. L. (ed.), *Practical Handbook of Spatial Statistics*, CRC Press, Boca Raton.

\_\_\_\_\_ y **C. G. Amrhein**, 1983, An Evaluation of Correction Techniques for Boundary Effects in Spatial Statistical Analysis: Traditional Methods, *Geographical Analysis*, 15, 352-360.

**Guerrero Compeán, R.**, 2003a, *Analyse économique du phénomène de convergence en France*, mimeo, Institut d'Études Politiques de Paris

\_\_\_\_\_, 2003b, *La convergencia regional en México*, mimeo, Universidad Autónoma de Nuevo León.

\_\_\_\_\_, 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.

**Hanson, G. H.**, 1998, North American Economic Integration and Industry Location, *Oxford Review of Economic Policy*, 14, 30-44.

**Heijmans, R. D. y J. R. Magnus**, 1986, Consistent Maximum-Likelihood Estimation with Dependent Observations: The General (Non-Normal) Case and the Normal Case, *Journal of Econometrics*, 32, 253-285.

**Hénin, P.-Y. y Y. Le Pen**, 1995, Les épisodes de la convergence européenne, *Revue Économique*, 46, 667-677.

**Hepple, L.**, 1995, Bayesian Techniques in Spatial and Network Econometrics, *Environment and Planning*, 27, 615-644.

**Herz, B. y W. Roger**, 1996, Wirtschaftswachstum und Konvergenz in Deutschland, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1, 133 – 143.

**Hesse, H. y G. Roth**, 1992, Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik,

*Kredit und Kapital*, 1, 1-25.

**Hordijk, L. y P. Nijkamp**, 1977, Dynamic Models of Spatial Autocorrelation, *Environment and Planning*, 9, 505-519.

**Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática**, 1988, *VIII Censo comercial 1981, datos de 1980. Resumen general (ambos tomos)*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1988, *VIII Censo de servicios 1981, datos de 1980. Resumen general (ambos tomos)*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1988, *IX Censo de transportes y comunicaciones 1981, datos de 1980. Resumen general*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1988, *XI Censo industrial 1981, datos de 1980. Resumen general (ambos tomos)*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1990, *Cuentas de producción del sector público 1980 – 1988*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1991, *XII Censo industrial 1986, datos por rama de actividad y por entidad federativa referentes a 1985*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1992, *XI Censo de transportes y comunicaciones. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1992, *XIII Censo industrial: industrias extractivas, construcción y electricidad. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1992, *XIII Censo industrial: industrias manufactureras. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1993, *X Censo comercial. Resultados definitivos. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1993, *X Censo de servicios. Resultados definitivos (ambos tomos). Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, 1995, *Conteo de Población y Vivienda 1995 de los Estados*

*Unidos Mexicanos. Resultados definitivos. Tabulados básicos y Tabulados complementarios*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes, México.

\_\_\_\_\_, 1996, *Anuario estadístico de los Estados Unidos Mexicanos. Edición 1995*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, varios años, *Anuario estadístico* (todas las entidades federativas), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, varios años, *ENADID. Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica. Metodología y tabulados*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, varios años, *Estadísticas históricas de México* (todos los tomos), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, varios años, *Estados Unidos Mexicanos. Resumen general. Censo General de Población y Vivienda* (todos los tomos), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, varios años, *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Cuentas de bienes y servicios* (todos los tomos), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

\_\_\_\_\_, varios años, *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto interno bruto por entidad federativa*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

**Izenman, A. J.**, 1991, Recent Developments in Non-Parametric Density Estimation, *Journal of the Japanese and International Economics*, 13, 61-72.

**Izvestija, K.**, 1992, Ukrainy w Rossiju den'gi prewesti trudno, a iz Rossi na Ukrainu perewesti ich prosto ne chotjat, *Bankarchiv*, diciembre.

**Jayet, H.**, 1997, Quels modèles asymptotiques en statistique et en économétrie spatiales?, *L'espace géographique*, 2, 165-172.

**Jean-Pierre, P.**, 1997, Sélection et tests de seuils de convergence, *Revue Économique*, 48, 429-440.

\_\_\_\_\_, 1999, *La diversité des dynamiques de convergence réelle des régions européennes: bilan empirique et éclairage théorique*, Tesis doctoral, Université de Paris I Panteón-Sorbonne.

**Johnson, P. A.**, 2000, A Non-Parametric Análisis of Income Convergence across the U.S. States, *Economics Letters*, 69, 219-223.

**Jones, C. I.**, 1997, On the Evolution of the World Income Distribution, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 19-36.

**Kangasharju, A.**, 1999, Relative Economic Performance in Finland: Regional Convergence, 1934-1993, *Regional Studies*, 33, 207-217.

**Katz, I.**, 2000, El impacto regional del Tratado de Libre Comercio de América del Norte: un análisis de la industria manufacturera, in B. Leycegi y R. Fernández (eds.), *TLCAN ¿Socios naturales? Cinco años del Tratado de Libre Comercio de América del Norte*, México, Instituto Tecnológico Autónomo de México.

**Kawagoe, M.**, 1999, Regional Dynamics in Japan: a Reexamination of Barro Regressions, *Journal of the American Statistical Association*, 86, 205-224.

**Kehoe, P. J., R. Borgoeing, T. J. Kehoe y R. Soto**, 2002, A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s, *Review of Economic Dynamics*, 5, 166 – 205, enero.

**Kelejjan, H. H. e I. R. Prucha**, 2001, On the Asymptotic Distribution of the Moran *I* Test Statistic with Applications, *Journal of Econometrics*, 104, 219-257.

\_\_\_\_\_ y **D. P. Robinson**, 1995, Spatial Correlation: A Suggested Alternative to the Autoregressive Model, in Anselin, L. y R. J. Florax (eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin.

\_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, 1998, A Suggested Test for Spatial Autocorrelation and/or Heteroskedasticity and Corresponding Monte Carlo Results, *Regional Science and Urban Economics*, 28, 389-417.

**Kemeny, J. y L. Snell**, 1976, *Finite Markov Chains*, Springer-Verlag, Nueva York.

**Kirchgässner, G.**, 2003, *Theoretische Überlegungen, die internationale Entwicklung und die Situation der Schweiz*, Schweizerisches Institut für Aussenwirtschaft und Angewandte Wirtschaftsforschung, Universität St. Gallen, Saint Gallen.

**Klenow, P. y A. Rodríguez-Clare**, 1997, Economic Growth: A Review Essay, *Journal of Monetary Economics*, no. 40, 597 – 617.

**Klump, R.**, 1995, Produktivitätslücken, Konvergenzprozesse und die Rolle der Wirtschaftsordnung: Anmerkungen zur Catching-up Hypothese, in *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, vol. 44, 29 – 44.

**Kommission der Europäischen Gemeinschaften**, 1992, *Berichte über die Wettbewerbspolitik*, Bruselas.

**Krämer, J. W. y E. Langfeldt**, 1993, Die Zinsdifferenz als Frühindikator für die westdeutsche Konjunktur, *Die Weltwirtschaft*, 1, 34-42.

**Krugman, P.**, 1991a, Increasing Returns and Economic Geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.

\_\_\_\_\_, 1991b, *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge.

\_\_\_\_\_, 1999, The Role of Geography in Development, *International Regional Science Review*, 22, 142-161.

**Kubo, Y.**, 1995, Scale Economies, Regional Externalities and the Possibility of Uneven Development, *Journal of Regional Science*, 35, 29-42.

**Kullback, S., M. Kupperman y H. H. Ku**, 1962, Tests for Contingency Tables and Markov Chains, *Technometrics*, 4, 573-608.

**Langfeldt, E.**, 1983, Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen?, *Kredit und Kapital*, 2, 205-219.

**Le Gallo, J.**, 2001, Space-Time Analysis of GDP Disparities among European Regions: A Markov Chains Approach, *Document de travail du LATEC*, no. 2001-06, marzo, Dijon.

**Le Pen, Y.**, 1996, *Convergence des richesses des nations: une approche empirique*, Tesis doctoral, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne.

**Legendre, P., N. L. Oden, R. R. Sokal, A. Vaudor y J. Kim**, 1990, Approximate Analysis of Variance of Spatially Autocorrelated Regional Data, *Journal of Classification*, 7, 53-75.

**Levine, R. y D. Renelt**, 1991, Cross Country Studies of Growth and Policy: Some Methodological, Conceptual and Statistical Problems, *Documento de trabajo del Banco Mundial no. 608*.

**Lioulchev, D.**, 1992, Die Entwicklung und Wachstum des Finanzmarktes in Rußland, *Finanzinnovation und Finanzmärkte*, Universität Kiel.

**López-Bazo, E., E. Vayá, A. J. Mora y J. Suriñach**, 1999, Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union, *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.

**Lucas, R.**, 1988, On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

**Maasoumi, E.**, 1998, On Mobility, in Ullah, A. y D. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, Nueva York.

**Magrini, S.**, 1999, The Evolution of Income Disparities among the Regions of the European Union, *Regional Science and Urban Economics*, 29, 257-281.

**Mankiw, N. G., D. Romer y D. Weil**, 1992, A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, vol. CVII, 407 - 437.

**Marascuilo, L. A. y M. McSweeney**, 1977, *Nonparametric and Distribution-Free Methods for the Social Sciences*, Wadsworth Publishing Company, Inc., Belmont.

**Marchand, M-J.**, 1995, Le devenir du rôle de la région en matière d'intervention économique in A. Guellec (dir.), *La région européenne, la marge de manœuvre*, 1995, 57 – 74.

**Martin, R.**, 1999, The New “Geographical Turn” in Economics: Some Critical Reflections, *Cambridge Journal of Economics*, 23, 65-91.

**Martin, R. J.**, 1993, Approximations to the Determinant Term in Gaussian Maximum Likelihood Estimation of Some Spatial Models, *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 22, 189-205.

**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.

**Maurel, F.**, 1996, Évolutions locales de l'industrie entre 1982 – 1992 et convergence régionale: quelques résultats empiriques sur données françaises, *Documento de trabajo no. 96-6 de la Dirección de la Previsión*, Ministerio de Economía y Finanzas de la República Francesa.

**Maurseth, P. B.**, 2001, Convergence, Geography and Technology, *Structural Change and Economic Dynamics*, 12, 247-276.

**McMillen, D. P.**, 1996, One Hundred Fifty Years of Land Values in Chicago: A Non-Parametric Approach, *Journal of Urban Economics*, 40, 100-124.

\_\_\_\_\_ y **J. F. McDonald**, 1997, A Non-Parametric Analysis of Employment Density in a Polycentric City, *Journal of Regional Science*, 37, 591-612.

**Messmacher Linartas, M.**, 2000, Desigualdad regional en México. El efecto del TLCAN y otras reformas estructurales, *Documentos de investigación no. 2000-4 de la Dirección General de Investigación Económica*, Banco de México.

**Navarrete, J.**, 1995, Convergencia: un estudio para los estados de la República mexicana, *Documento de trabajo 42*, Centro de Investigación y Docencia Económicas.

**Neary, J. P.**, 2001, Of Hype and Hyperbolas: Introducing the New Economic Geography, *Journal of Economic Literature*, 39, 536-561.

**Neven, D. y C. Gouyette**, 1995, Regional Convergence in the European Community, *Journal of Common Market Studies*, 33, 47-65.

**Ocegueda Hernández, J. M.**, 2002, ¿Convergencia o divergencia en la frontera de México y Estados Unidos? Un análisis de la experiencia de crecimiento 1975 – 2000, *Documento de investigación*, Universidad Autónoma de Baja California.

**Openshaw, S. y P. J. Taylor**, 1979, A Million or So Correlation Coefficients: Three Experiments on the Modifiable Areal Unit Problem, in Wrigley, N. (ed.), *Statistical Applications in the Spatial Sciences*, Pion, Londres.

**Oppenheimer Ercia, R. Y.**, 1980, *Un método de predicción para desagregación temporal de series que utiliza estadística bayesiana*, Tesis doctoral, Instituto Tecnológico Autónomo de México.

**Ord, J. K. y A. Getis**, 1995, Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application, *Geographical Analysis*, 27, 286-305.

**Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos**, 1998, *Développement régional et politiques structurelles au Mexique*, París.

**Ottaviano, G. I. y D. Puga**, 1997, L'agglomération dans l'économie mondiale, *Economie internationale*, 71, 75-100.

**Paap, R. y H. van Dijk**, 1998, Distribution and Mobility of the Wealth of Nations, *European Economic Review*, 42, 1269-1293.

**Pace, R. K. y R. Barry**, 1997a, Sparse Spatial Autoregressions, *Statistics and Probability Letters*, 33, 291-297.

\_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, 1997b, Quick Computation of Spatial Autoregressive Estimators, *Geographical Analysis*, 29, 232-246.

\_\_\_\_\_ y **D. Zou**, 2000, Closed-Form Likelihood Estimates of Nearest Neighbor Spatial Dependence, *Geographical Analysis*, 32.

**Papageorgiou, Y. Y. y T. R. Smith**, 1983, Agglomeration as Local Instability of Spatially Uniform Steady-States, *Econometrica*, 51, 1109-1119.

**Paqué, K.-H.**, 1993, Ein Test für die Tarifautonomie, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, enero.

**Park, B. U. y J. S. Marron**, 1990, Comparison of Data-Driven Bandwidth Selectors, *Journal of the American Statistical Association*, 85, 409, 66-72.

**Pellegrini, G.**, 2000, Análisis de desarrollo económico con datos de pannelo e cadenas de Markov, *Documento de investigación*, Universidad de Boloña.

**Perron, P.**, 1991, Racines unitaires en macroéconomie: le cas d'une variable, *Documento de investigación*, Centre de Recherche et Développement Économique, Université de Montreal.

**Pinkse, J.**, 1999, Asymptotic Properties of the Moran and Related Tests and a Test for Spatial Correlation in Probit Models, *Documento de trabajo*, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver.

\_\_\_\_\_ y **M. E. Slade**, 1998, Contracting in Space: An Application of Spatial Statistics to Discrete-Choice Models, *Journal of Econometrics*, 85, 125-154.

**Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo**, 2002, *Informe sobre desarrollo humano. México 2002*, PNUD, México.

**Puig Escudero, A. y J. A. Hernández Rivas**, 1989, Un modelo de desagregación geográfica: estimación del PIB por entidad federativa, 1970-

1988, *Serie de documentos de investigación*, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, México.

**Quah, D.**, 1992, International Patterns of Growth: Persistence in Cross-Country Disparities, *Documento de trabajo*, The London School of Economics and Political Science.

\_\_\_\_\_, 1993a, Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth, *European Economic Review*, 37, 426-434.

\_\_\_\_\_, 1993b, Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, 94, 427-443.

\_\_\_\_\_, 1996a, Empirics for Economic Growth and Convergence, *European Economic Review*, 40, 1353-1375.

\_\_\_\_\_, 1996b, Regional Convergence Clusters across Europe, *European Economic Review*, 40, 951-958.

\_\_\_\_\_, 1996c, Convergence Empirics across Economies with (Some) Capital Mobility, *Journal of Economic Growth*, 1, 95-124.

\_\_\_\_\_, 1996d, Aggregate and Regional Disaggregate Fluctuations, *Empirical Economics*, 21, 137-159.

\_\_\_\_\_, 1996e, Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics, *Economic Journal*, 106, 1045-1055.

\_\_\_\_\_, 1996f, Convergence as Distribution Dynamics (with or without Growth), *CEP Discussion Paper*, no. 317, noviembre.

\_\_\_\_\_, 1997, Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs, *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59.

**Quaisser, W.**, 2002, Wirtschaftsintegration und Regionalpolitik der EU. Konzepte und Erfahrungen vor dem Hintergrund der EU-15, der Osterweiterung und der Entwicklungspolitik – Lehren für den Westbalkan, *Balkan Forum Regionale Kooperation und europäische Integration des Westbalkans*, junio, Berlín.

**Reichlin, L. y R. Loufir**, 1993, Convergence nominale et réelle parmi les pays de la Communauté Européenne et de l'Association Européenne de Libre Échange, *Observations et Diagnostiques Économiques*, no. 43, julio.

**Rey, S. J.**, 2001, Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence, *Geographical Analysis*, 33, 195-214.

\_\_\_\_\_ y **B. D. Montouri**, 1999, U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies*, 33, 145-156.

**Rietveld, P. y P. Wintershoven**, 1998, Border Effects and Spatial Autocorrelation in the Supply of Network Infrastructure, *Papers in Regional Science*, 77, 265, 276.

**Ripley, B.**, 1981, *Spatial Statistics*, Wiley, Nueva York.

**Rodríguez Oreggia y Román, E.**, 2001a, Polarization of Income under Structural Changes: Winners and Losers of Regional Growth in Mexico, *Documento de investigación*, The London School of Economics and Political Science.

\_\_\_\_\_, 2001b, "Regional Policy" and Income Disparities in Mexico: A Review to Convergence Aspects, *CEIDIR Review*, Electronic Journal, 1.

**Schröder, K.**, 1992, Leidensweg des Rubel nicht beendet, *Handelsblatt*, 2, diciembre.

**Schröder, L. D. y D. L. Sjoquist**, 1976, Investigation of Population Density Gradients using Trend Surface Analysis, *Land Economics*, 52, 382-392.

**Sheather, S. J. y M. C. Jones**, 1991, A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation, *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B, 53, 3, 683-690.

**Shorrocks, A.**, 1978, The Measurement of Mobility, *Econometrica*, 46, 1013-1024.

**Siebert, H.**, 1992, Bedingungen für eine stabile Währung, *Die Weltwirtschaft*, 1, 40-49.

\_\_\_\_\_, 1993, Junge Bundesländer: Gibt es wirtschaftspolitische Alternativen?, *Kieler Diskussionsbeiträge*, 200, enero.

**Sieburger, M.**, 1991, Aktuelle Probleme des sowjetischen Systems: Interdependenz von Bankenreform und Budgetdefizit, *Berichte des Bundesinstituts für ostwissenschaftliche und internationale Studien*, 35, julio.

**Silverman, B.**, 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, Londres.

**Sistema Económico Latino-Americano**, 1995, *América Latina e o Caribe Frente à Questão da Coordenação Macroeconômica: Algumas Sugestões*, junio, (SP/CL/XXI.O/Di No. 18).

**Smirnov, O. y L. Anselin**, 2001, Fast Maximum Likelihood Estimation of Very Large Spatial Autoregressive Models: A Characteristic Polynomial Approach, *Computational Statistics and Data Analysis*, 35, 301-319.

**Stehn, J.**, 1993, Maastricht und das Subsidiaritätsprinzip, *Kieler Arbeitspapiere 553*, Institut für Weltwirtschaft, enero.

**Stokey, N.**, 1994, *NAFTA and Mexican Development*, Universidad de Chicago, mimeo, Chicago.

**Tavéra, C.**, 1993, Convergence autonome et convergence induite des économies européennes, *Documento de trabajo*, Centre de Recherche Rennais en Économie et en Gestion.

**Teixeira, A. C.**, 2001, Transport Policies in Light of New Economic geography: The Portuguese Experience, mimeo, CORE, Université Catholique de Louvain, Louvain-La-Neuve.

**Terrel, G. R. y D. W. Scott**, 1992, Variable Kernel Density Estimation, *Annals of Statistics*, 20, 3, 1236-1265.

**Thisse, J.-F.**, 1997, L'oublié de l'espace dans la pensée économique, *Région et Développement*, 6, 13-39.

\_\_\_\_\_, 2000, Agglomeration and Regional Imbalance: Why? And, Is It Bad?, *EIB-Papers*, 5, 47-67.

\_\_\_\_\_ y **A. van Ypersele**, 1999, Métropoles et concurrence territoriale, *Économie et Statistique*, 6/7, 19-30.

**Tobler, W.**, 1979, Cellular Geography, in Gale, S. y G. Olsson (eds.), *Philosophy in Geography*, Reidel, Dordrecht.

**Tondl, G.**, 1999, *Das Muster der Änderung der Regionalen Konvergenz in Europa*, Jahrbuch für regionale Wissenschaften, no. 1, vol. 19.

**Tong, H. y K. Lim**, 1980, Threshold Models in Non Linear Time Series Analysis, *Lecture Notes in Statistics*, 21.

**Tsionas, E. G.**, 2000, Regional Growth and Convergence: Evidence from the United States, *Regional Studies*, 231 – 238.

**Tzanidakis, G. y T. Kirizidis**, 1996, A Test of a Modern Version of the Solow Model, *Applied Economics Letters*, 3, 587 – 590.

**Upton, G. J. y B. Fingleton**, 1985, *Spatial Data Analysis by Example*, vol. 1, John Wiley, Nueva York.

**Vacchino, J.M.**, 1996, *En la era de la globalización. Espacios y opciones de integración*, capítulos SELA No. 45, Caracas.

**Valdès, B.**, *Economic Growth: Theory, Empirics and Policy*, Edward Edgard Publishing, Northampton.

**Venables, D.**, 1996, Equilibrium Location of Vertically Linked Industries, *International Economic Review*, 37, 341-359.

**Walter, G. y J. R. Blum**, 1979, Probability Density Estimation Using Delta Sequences, *Annals of Statistics*, 7, 2, 328-340.

**Wand, M. P. y M. C. Jones**, 1995, *Kernel Smoothing*, Chapman and Hall, Londres.

**Wells, G. y T. Stengos**, 2004, Estimates of Convergence: Some Simulation Results, *Documentos de trabajo de la Australian National University*, Departamento de Economía, Universidad Nacional de Australia, abril.

**Winter, W.**, 2002, Feste oder zufällige Effekte? Der Hausman-Test, *Grundlegende Literatur von Mikroökonomie*, 1 – 4.

**Wolf, H.**, 1994, Eine Neuausgabe auf Wachstum und Konvergenz, *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 130, no. 4, 747 – 759.

**Wolfson, M. C.**, 1994, When Inequalities Diverge, *American Economic Review*, 84, 353-358.

**Young, A.**, 1998, Growth without Scale Effects, *Journal of Political Economy*, 106, 41-63.

**Zellner, A.**, 1962, An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.