

MOVILIDAD ESPACIAL DEL INGRESO EN MÉXICO

*Myrna L. Sastre Gutiérrez¹
Sergio J. Rey²*

RESÚMEN

La examinación de distribuciones cambiantes como unidades observacionales ha sido crecientemente adoptada como una alternativa para analizar las disparidades económicas alrededor del mundo. La literatura de dinámicas distributivas ha sido motivada principalmente por la emergencia de nuevos fenómenos regionales en la distribución del ingreso –a escala nacional y subnacional- que los enfoques tradicionales no capturan. La flexibilidad del nuevo enfoque para incorporar diferentes dimensiones en el análisis – e.g. transicional, morfológico y espacial-, ha sido fructífero revelando información acerca de varios aspectos que han sido oscurecidos por los enfoques previos. Como resultado, un más amplio espectro de asuntos regionales pueden ser abordados dentro del nuevo marco analítico, que van desde la persistencia en los patrones distribucionales; la emergencia de procesos de cambio espacial, como polarización regional o estratificación; divergencia y más recientemente reveladora información acerca del rol que tienen el contexto regional y la interacción espacial en influenciar los patrones de la distribución regional del ingreso. Algunos de las previas manifestaciones de las disparidades requiere de un tratamiento especializado, entre otros; pudieran ser mejor abordados dentro de un contexto dinámico, donde la movilidad intra-distribucional y la dependencia espacial tienen un rol central.

La perspectiva multidimensional descrita arriba pudiera ofrecer interesante intuiciones para entender las disparidades regionales en México, sin embargo han sido escasamente exploradas. El enfoque extendido pudiera permitir el análisis de varios asuntos que han sido dejados de lado bajo las metodologías predominantes, pero permanecen como preocupaciones importantes en la literatura. Ese es el caso de la percepción de una creciente heterogeneidad regional y polarización y la posible existencia de rigideces en los patrones distribucionales del ingreso regional. Igualmente, la integración del análisis de dependencia espacial en las dinámicas de la distribución regional del ingreso pudiera dar luz sobre un aspecto central en la literatura de las disparidades económicas regionales, el cuál

¹ *Candidato a Doctor en el Programa de Doctorado en Ciencias Económicas de la Universidad Autónoma de Baja California y miembro del Regional Analysis Laboratory (REGAL), E-mail: myrna.sastre@gmail.com*

² *PhD Profesor de Geografía en San Diego State University (SDSU) y Director del Regional Analysis Laboratory (REGAL). E-mail: serge@rohan.sdsu.edu*

es el potencial alineamiento de las disparidades económicas y espaciales conduciendo a la emergencia de focos de tensión social. Adicionalmente, un nuevo conjunto de cuestionamientos pudieran ser incorporados a la literatura que contribuirían substancialmente con las discusiones previas. Por ejemplo, actualmente se desconoce como interactúan las regiones entre ellas, e igualmente no es claro en que medida el contexto regional podría estar condicionando el comportamiento regional, y al mismo tiempo, influenciando las distribuciones regionales del ingreso.

El presente estudio utiliza técnicas recientes sugeridas dentro de la literatura de dinámicas distribucionales y extiende este marco con los nuevos desarrollos en análisis espacial para examinar la movilidad espacial del ingreso en México, en el periodo 1940-2000. El trabajo se enmarca dentro del enfoque de dinámicas distribucionales (Quah, 1993, 1996) y los conceptos de dependencia espacial, interacción espacial y contexto regional (Rey, 2001a, 2001b) en análisis espacial; todo sintetizado en un enfoque ampliado de probabilidades de transición en matrices de Markov espacial. Medidas recientes de movilidad sugeridas en la literatura son aplicadas para verificar en que medida la dependencia espacial esta presente en las transiciones del ingreso per cápita. Los resultados sugieren que el contexto regional es relevante para entender las dinámicas de la distribución del ingreso en México. La probabilidad de las regiones pobres de permanecer en la misma clase de ingreso se incrementa ante la presencia de dependencia espacial. Lo mismo ocurre con las regiones ricas, las cuales incrementan su probabilidad de mantener sus altos niveles de ingreso cuando el contexto regional es considerado. Estos hallazgos sugieren la presencia de círculos viciosos, y abona a la hipótesis de persistencia en los patrones distribucionales del ingreso, manteniendo la heterogeneidad regional. La evolución de las dinámicas intra-distribucionales que no son perceptibles por la inspección simple de las medidas de dispersión, podrían estar alimentando los procesos anteriores e indican divergencia regional en el largo plazo. En general, el hallazgo de dependencia espacial durante el periodo de estudio sugiere una tendencia hacia la polarización regional en el sistema regional Mexicano que podría estar moldeando la heterogeneidad regional y reforzando el patrón distribucional del ingreso.

Palabras Clave: Dependencia Espacial, Contexto Regional, Cadenas de Markov Espacial, Polarización Regional.

1. Introducción

Al abordar la cuestión de las disparidades regionales, los análisis empíricos tradicionales usualmente se enfocan en la hipótesis de la posibilidad de alcance de las economías (*catching up*), y por tanto analizan los resultados de condicionar sobre diferentes variables ó adoptar ciertas hipótesis económicas en la obtención de diferentes sendas de crecimiento per cápita. Este enfoque ha sido criticado por no dar luz sobre los procesos subyacentes que ocurren en la distribución completa y en ese sentido, ofrecer en todo caso un limitado concepto de convergencia. Igualmente, nosotros argumentamos que este enfoque tradicional no es adecuado para analizar aspectos centrales de las disparidades regionales que tienen una dimensión espacial-temporal. Como una alternativa a este análisis, Quah (1993) ha sugerido reorientar el enfoque para investigar las dinámicas subyacentes del ingreso per cápita para analizar los patrones de crecimiento del ingreso. La estrategia consiste en examinar la evolución de las distribuciones regionales del ingreso como unidades de análisis. Este enfoque ha sido adoptado por un número de estudios alrededor del mundo (Quah, 1993, 1996b; Bandyopadhyay, 2000; Bulli, 2001; Rey, 2001b; Le Gallo, 2001; Lamo, 2000; López-Bazo, et al. 1999), con interesantes resultados.

El enfoque de dinámicas distribucionales parte de un nuevo conjunto de regularidades empíricas –o hechos estilizados- acerca de la distribución de la población y del ingreso per cápita del mundo. Las diferencias dentro de la distribución de sección cruzada de la población en el mundo han variado muy poco; en contraste, la distribución del ingreso per cápita ha sido más inestable en el tiempo. Particularmente, parece existir en esta última substanciales dinámicas intra-distribución que están haciendo a los extremos agruparse (*cluster*), lo que se refleja en los percentiles entre esos grupos acercándose, aún cuando la dispersión total de la distribución se incrementa. (Durlauf y Quah, 1998) Como resultado de esas dinámicas, el análisis más limitado de convergencia-divergencia ha sido enriquecido con un más amplio espectro de fenómenos regionales que pudieran ser abordados bajo el nuevo marco analítico. Entre otros, la persistencia en los patrones distribucionales; la emergencia de procesos de cambio espacial –como polarización regional o estratificación- y más recientemente, reveladora información acerca del rol que el contexto regional y la interacción espacial pudieran tener en influenciar los patrones de la distribución regional del ingreso (Rey, 2001b; Le Gallo, 2001); son todos estudiados bajo este enfoque. Algunos de estos nuevos fenómenos son más reveladores de las disparidades regionales e incorporan

varias dimensiones – e.g. transicional, morfológica y espacial-, que le imponen de manera inmediata una complejidad adicional al análisis. Entre otras cuestiones, éstos pudieran ser mejor entendidos dentro de un contexto dinámico, donde la movilidad intra-distribución y la dependencia espacial tienen un rol central.

1.1 El Análisis de la Distribución Regional del Ingreso en México

El sistema regional Mexicano parece replicar algunos de los hechos empíricos que han dado lugar al creciente interés en el análisis de las dinámicas distributivas para entender las disparidades regionales. Al analizar la distribución de la población entre los estados para el periodo 1940-2000,³ la estabilidad general de la distribución se refleja en el hecho de que el 75% de los estados mantienen su proporción de población relativa durante el periodo de 60 años. Cuando los estados son ordenados por población, 78% de los estados son economías pequeñas, con 21.8% de ellos sumando el 54% de la población. Por otra parte, la Tabla 1 muestra la distribución regional del ingreso. El estado con mayor ingreso per cápita es alrededor de 5.7 veces más rico que el estado más pobre, y esta proporción ha permanecido estable durante el periodo 1950-2000.⁴ Durante el mismo periodo, el estado más pobre del sistema representó cerca del 38% del ingreso per cápita nacional; mientras que, el estado más rico tuvo cerca del 200% relativo al ingreso per cápita nacional.⁵

Los estudios que examinan aspectos distribucionales del ingreso regional en el sistema Mexicano son escasos. Más frecuentemente, los aspectos relativos a las disparidades regionales del ingreso han sido abordados a través de la ecuación de crecimiento, probando la hipótesis de convergencia regional (Messmacher, 2000; Chiquiar, 2005; Esquivel, 1999; Esquivel y Messmacher, 2002; Mallick y Carayannis, 1994). El análisis más próximo a la cuestión dentro de este marco ha sido el enfoque de convergencia σ . A pesar de las limitaciones del enfoque, varias cuestiones interesantes emergen de manera intuitiva del alcance descriptivo de esta literatura, que reflejan la preocupación por las disparidades económicas regionales. Entre otras, la percepción de la acentuación de la heterogeneidad regional y la potencial existencia de baja movilidad – i.e. persistencia- en el patrón de la

³ Ver Estadísticas Históricas de México y Censo de Población y Vivienda del 2000, INEGI.

⁴ En 1940 este diferencial era más pronunciado. El estado más rico lo era 12 veces más que el estado más pobre. A manera de comparación, en 1990, esta proporción era 3.3 en Colombia y 1.2 en los Estados Unidos. (Esquivel, 1999, pp. 739)

⁵ Predominantemente, Oaxaca ocupó el lugar del estado más pobre. Igualmente, Guerrero y Chiapas tuvieron esta posición relativa en 1950 y 2000 respectivamente. El estado más rico fue Baja California en 1940 y 1950 y Distrito Federal el resto de los años en la muestra.

distribución regional del ingreso, han demandado creciente atención a la luz de los procesos de liberalización iniciados a mediados de los 1980s. Debido a su intratabilidad bajo las metodologías predominantes, estos fenómenos han permanecido latentes en la agenda de investigación sin análisis formal o confirmación. Otras interesantes cuestiones como la respuesta heterogénea de los estados al contexto regional y la posibilidad de que esos efectos puedan influir en los cambios en la distribución regional del ingreso y la geografía económica, han sido oscurecidos por la falta de utilización de técnicas analíticas espaciales dentro del enfoque tradicional.

Recientemente, algunos estudios han ido lentamente respondiendo a algunas de las preocupaciones centrales previas, adoptando nuevas metodologías. En uno de estos recientes esfuerzos, García-Verdú (2005), sigue a Quah (1993) en la construcción de cadenas de Markov para analizar la hipótesis de convergencia. El trabajo examina las dinámicas distributivas de tres indicadores; ingreso per cápita, mortalidad y educación en el periodo 1940-2000. El estudio encuentra evidencia de alta persistencia en el tiempo de las posiciones que los estados ocupan dentro de la distribución y divergencia en la distribución de largo plazo del producto interno bruto regional per cápita. Sin embargo, el tratamiento de la dimensión espacial es notoriamente ausente en este estudio. Una importante contribución en este aspecto se encuentra en el trabajo reciente de Aroca (2003, 2005). En estos estudios, el autor utiliza técnicas analíticas espacialmente explícitas y el análisis de las dinámicas distribucionales para explorar diferentes dimensiones de la distribución regional del ingreso para el periodo 1970-2000, y 1970-2002, respectivamente. Los estudios revelan dependencia espacial entre los estados Mexicanos en los niveles del ingreso per cápita en el sur del país, pero aparentemente no en el Norte o Centro. La estrategia empírica utilizada por estos últimos estudios consistió en la definición de un esquema de regionalización. Un número de comentarios realizados en dichos estudios respecto a la sensibilidad de los resultados ante ligeros cambios en la elección de la partición, indican que la robustez de algunos de los resultados pudiera requerir de una mayor revisión.⁶ Uno de ellos pudiera ser la observación de la cuestión de agregación dentro de Problema de Unidad de Área Modificable (MAUP) en análisis espacial.⁷

⁶ Un ejemplo de estos comentarios es cuando el autor se refiere a la necesidad de atemperar las conclusiones acerca de la formación de *clusters* cuando una redefinición de la vecindad entre los estados del norte incluye sólo estados fronterizos, en cuyo caso encuentran fuerte evidencia de un *cluster* de convergencia.

⁷ Por sus siglas en inglés (*Modifiable Areal Unit Problem*). Este problema es extensivamente estudiado en varios artículos sobre análisis espacial. Ver Arbia (1986), Rey (2001a), Duque et al. (2006). Igualmente se puede ver Rey y Sastré (2007) para una discusión de este asunto para el sistema regional Mexicano.

Esta breve revisión de literatura refleja la lenta adopción de nuevas metodologías para investigar las disparidades regionales en México. Igualmente revela que el análisis comprensivo de los fenómenos que involucran diferentes dimensiones implica la aplicación de una batería de técnicas y consideraciones metodológicas que no están fuera de dificultades. El propósito del presente estudio es contribuir con el análisis de la dinámicas distribucionales del ingreso regional para el sistema de estados Mexicanos en el periodo 1940-2000, con la integración de aspectos metodológicos que pudieran ayudar a dar luz sobre cuestiones sustantivas de las disparidades económicas regionales que tienen claramente una dimensión espacio-tiempo. El resto del documento es organizado como sigue; en la sección 2 introducimos brevemente el enfoque de dinámicas distribucionales y dos de sus dimensiones –morfológica y transicional-; en la sección 3 la integración de la dimensión espacial en el marco previo es explicada; en la sección 4 definimos el conjunto de datos a ser utilizados en el ejercicio empírico, y las secciones 5,6 y 7 se dedican a explicar los resultados, conclusiones y direcciones para investigaciones futuras, respectivamente.

2. Dinámicas Distribucionales

2.1 Morfología

La primera técnica exploratoria utilizada por el enfoque de dinámicas distributivas es la observación de los cambios en la forma de las distribuciones en el tiempo. La técnica de visualización utilizada en la literatura ha sido la construcción de densidades de kernel. En este marco, el análisis de los momentos de la distribución, -como sesgo y curtosis-, son utilizados para explorar dichos cambios. Igualmente, la examinación de modas de la distribución en el tiempo es un importante aspecto de esta primera exploración visual. La idea es observar aspectos sobresalientes en los patrones generados por la evolución de la distribución, lo cuál pudiera ser explicado después por un análisis más detallado de las dinámicas intra-distribución. Como Rey (2001b) apunta, una distribución puede mantener su forma por largos periodos de tiempo, pero al mismo tiempo tener importantes dinámicas intra-distribución. Esto sería ilustrativo de un caso interesante, donde los patrones distributivos persistentes pudieran resultar parcialmente aliviados o bien empeorados en el futuro, dependiendo de la naturaleza de las dinámicas intra-distribución.

2.2. Dinámicas Transicionales

Para examinar las dinámicas subyacentes a los patrones resultantes previos, el trabajo empírico reciente ha adoptado el uso de cadenas de Markov para modelar bs procesos estocásticos.⁸ Si denotamos F_t a la distribución de sección-cruzada, en el periodo t , la idea básica es modelar las dinámicas de la distribución, aproximando la evolución del proceso estocástico ó ‘ley de movimiento’ con medidas (\mathbf{j}) – que van a representar una probabilidad asociada-, y cuya forma simple puede ser modelada como una ecuación en diferencia, como sigue:

$$\mathbf{j}_{t+1} = \mathbf{j}_t ' M \quad (1)$$

la ecuación (1) es transformada en un espacio discreto con k clases de ingreso que permanecen fijos durante el periodo de estudio,⁹ donde \mathbf{j}_{t+1} son vectores de probabilidad y \mathbf{j}_t es un vector $K \times 1$ que indica las frecuencias de cada estado en cada clase de ingreso en el tiempo t . En el centro se encuentra una matriz de probabilidades de transición $K \times K$, cuyos elementos fila son la fracción de las economías que iniciaron en ese elemento de la fila y terminaron en diferentes elementos columna en el espacio de ingreso,¹⁰ representada como sigue: (Quah, 1993; Rey, 2001b)

$$M_{t,t+s} = \begin{pmatrix} m_{11} & \dots & \dots & m_{1k} \\ m_{21} & \dots & \dots & m_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ m_{k1} & \dots & \dots & m_{kk} \end{pmatrix} \quad (2)$$

donde los valores m_{ij} son las probabilidades p_{ij} de que una región i haga la transición de la clase de ingreso i a la clase j en el periodo t a $t+s$. El procedimiento para estimar las probabilidades de transición para el intervalo s es no-paramétrico.¹¹ Cada entrada es estimada como la frecuencia empírica en la muestra; i.e. el número de estados que iniciaron

⁸ Una cadena de Markov es un proceso estocástico en tiempo discreto con la propiedad de que, dado el estado actual, los estados pasado y futuro son independientes. (Kindermann y Snell, 1980)

⁹ En el presente trabajo se asume que la frecuencia de la distribución sigue un proceso de Markov estacionario de primer orden. Ver Bickenbach y Bode (2001) para pruebas respecto a este supuesto. También se puede revisar Le Gallo (2001) quien prueba formalmente si la distribución es estacionaria contra la hipótesis de diferentes probabilidades para cada periodo.

¹⁰ La matriz M tiene todas las propiedades de una matriz de probabilidades de transición, con entradas no negativas y cuyos renglones suman la unidad.

¹¹ La elección del espacio de intervalos (clases) es hasta cierto punto arbitrario y la utilización de diferentes discretizaciones puede dar lugar a diferentes distribuciones invariantes. Para resolver esta cuestión, Quah (1996c) sugiere analizar el equivalente en la versión continua, i.e el kernel estocástico M

en una clase y se movieron a la siguiente, dividido por el número total de estados que iniciaron en esa clase de ingreso.¹²

Si las probabilidades de transición son estacionarias, i.e. invariantes en el tiempo, la iteración de M brinda un predictor de futuras distribuciones como sigue:

$$\mathbf{J}_{t+s} = \mathbf{J}_t' M^s \quad (3)$$

donde M^s converge a una matriz de probabilidades de transición donde todos los renglones son iguales. Este vector fila \mathbf{f}_∞ es denominado ergódico y representa el límite cuando $s \rightarrow \infty$. Representa por tanto la distribución de largo plazo del ingreso entre las economías. La distribución de estado-estable indica la probabilidad de que una economía termine en un rango particular de ingreso per cápita relativo, independientemente de su posición inicial, asumiendo que el sistema continúa evolucionando de la misma forma. (Lamo, 2000, pg. 693)

La matriz de probabilidades de transición de una cadena de Markov es ilustrativa. Por ejemplo, si la distribución está concentrada en la clase de ingreso medio, esto se reflejara en una fuerte convergencia regional en el tiempo. Otro resultado puede ser divergencia, con las probabilidades de la distribución más dispersas y adoptando una forma bimodal o multimodal. Una de las ventajas del enfoque sugerido por Quah (1993) es que la matriz de probabilidades de transición pudiera ser condicionada regionalmente para analizar la relevancia del contexto regional. Esta innovación en la representación del espacio para estudiar la convergencia fue desarrollada por Quah (1996a) en una sugestiva discusión. Sin embargo, la implementación empírica de sus ideas fue inicialmente realizada en un contexto estático. La extensión dinámica sería desarrollada más tarde con bases de teoría espacial por Rey (2001a, 2001b).

3. Integración de la Dimensión Espacial

El progreso reciente en análisis espacial es considerado en la intersección entre ciencia regional y geografía humana (Rey, 2004). Las raíces del análisis procedieron de la

¹² El estimador de máxima verosimilitud (MLE) de la probabilidad de que un estado estará en la clase j en el siguiente periodo esta dado por: $P_{i,j} = \frac{n_{ij}}{n_i}$, donde n_{ij} es el número de transiciones de i a j , y n_i son todas las transiciones de i . Ver Rey (2001). Demostraciones pueden consultarse también en García-Verdú (2005).

conceptualización holística de un sistema regional por Isard (1956) que influyó diferentes disciplinas a modo de fertilización cruzada, y cuyo resultado ha sido, entre otros, modelos de interacción espacial. Desde la perspectiva empírica, la atención a las variaciones espaciales –i.e. heterogeneidad- en el análisis de las cuestiones locales/regionales ha resultado beneficiado por la aplicación de una batería de nuevas técnicas, llamadas Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (ESDA),¹³ desarrolladas por Anselin (1999) que permiten la examinación de patrones espaciales para extraer información relevante y obtener intuiciones analíticas. Actualmente, la delimitación geográfica de las regiones y sus interacciones, parecen estar más condicionadas a factores dinámicos correspondientes a procesos globales complejos que a las fronteras administrativas impuestas. En ese sentido, la explicación de las dinámicas regionales debe considerar las interdependencias que emergen por la ubicación geográfica y el contexto regional donde los procesos de desarrollo económico se llevan a cabo (Krugman, 1998). Desde la perspectiva analítica, existe un reconocimiento creciente de que los procesos espaciales tienen un rol central en los aspectos que explican las disparidades regionales. La evidencia empírica demuestra de manera creciente que la inclusión del contexto regional en el análisis implica diferencias cualitativas bajo las diferentes perspectivas teóricas.

3.1 Dependencia Espacial e Interacción Espacial en las Dinámicas Distributivas

Desde la perspectiva espacial, son dos las motivaciones en el presente estudio. La primera involucra el concepto de dependencia espacial y la segunda es el concepto relacionado de interacción espacial. De acuerdo a Cliff y Ord (1973); la dependencia espacial o autocorrelación espacial significa generalmente “[...] la falta de independencia la cuál es muy frecuente entre observaciones de conjuntos de datos de sección cruzada”¹⁴ Anselin (1988, pp. 8) anota que el fenómeno de la dependencia espacial podría derivar de distintas fuentes. La primera son los problemas de medición y la segunda emerge de los patrones de interacción espacial. Como ejemplo del primer caso se pueden mencionar los problemas de agregación espacial en la arbitraria delimitación de las fronteras administrativas y la presencia de externalidades espaciales y efectos de derrame (*spillovers*). Un segundo tipo de dependencia espacial –separada de los errores de medición-, son los flujos espaciales de

¹³ Por sus siglas en inglés *Exploratory Spatial Data Analysis* (ESDA).

¹⁴ Anselin (1988); *Spatial Econometrics: Methods and Models*; Kluwer Academic Publishers, pp. 8.

bienes, la interacción de gente e información dentro de la estructura espacial y su evolución en distintos patrones y procesos espaciales.¹⁵

La segunda cuestión deriva de la intersección de las interacciones sociales y espaciales, de donde emerge un tercer elemento: el rol del contexto (Anselin, et al. 2004). La idea tras los conceptos previos es que para explicar los fenómenos sociales, el énfasis debe ser puesto en el estudio del sistema social (espacial) cuyo comportamiento deseamos explicar. Una manera de abordar esta cuestión es desde la perspectiva de la teoría de la probabilidad. Comúnmente, se especifica una medida de probabilidad condicional, la cuál describe el comportamiento de cada individuo como función del resto de la población y enseguida se identifica una medida de probabilidad conjunta que es compatible con las medidas condicionales. (Brock y Durlauf, 2000, pp.2).¹⁶

Particularmente, la literatura reciente en disparidades persistentes de la distribución del ingreso, se ha enfocado en el rol de las influencias de los vecinos en los resultados socioeconómicos. Construcciones teóricas en esta línea (Bénabou, 1996; Durlauf, 1996a,b) tratan de modelar diferentes tipos de derrames (*spillovers*). En dichos constructos, la presencia de interacciones sociales inducirá conformidad en el comportamiento de los miembros de ese grupo y la adopción de decisiones es llevada a cabo de manera secuencial. Esta interacción social (espacial) podría ofrecer una explicación a las variaciones entre grupos de estados si podemos identificar que esos grupos tienen tipos alternativos de comportamiento agregado.

Una de las más recientes contribuciones para la incorporación de la dimensión espacial –y la noción de dependencia espacial- en el estudio del crecimiento regional y las disparidades del ingreso ha sido realizada por Quah (1996b). El autor apunta que el ignorar la cohesión regional en los patrones de crecimiento regional del ingreso pudiera llevar a resultados equívocos, toda vez que las economías están lejos de ser ‘islas’ con comportamiento independiente. Aún más, la evidencia ha mostrado que los factores regionales –como la

¹⁵ Un ‘flujo espacial’ son las transferencias físicas de bienes, gente, información, etc. La ‘estructura espacial’ se refiere a la geografía subyacente, la cuál es fija. El ‘patrón espacial’ es un nivel más volátil de regularidad espacial que se impone en la estructura permanente. Finalmente, ‘proceso espacial’ son los fenómenos que relacionan los tres elementos. (Anselin, 1988, pp. 15)

¹⁶ Igualmente, existe un número creciente de estudios que muestran cómo, a través del uso de mecánica estadística y las técnicas de probabilidad relacionadas, es posible el estudio de la evolución y comportamiento del estado-estable de poblaciones heterogéneas.

ubicación física y los *spillovers* geográficos- son más importantes que los nacionales en la influencia que ejercen en la desigualdad regional del ingreso. (Quah, 1996a, pp.957). La estrategia utilizada en este trabajo pionero ha sido denominada ‘condicionamiento regional’. La idea ha sido estandarizar el ingreso per cápita con respecto al ingreso nacional y al de los vecinos geográficos. En el contexto de análisis de las densidades de kernel, una más baja dispersión en el ingreso condicionado regionalmente, comparado con el condicionado nacionalmente, indica la preponderancia del factor regional en influenciar las disparidades regionales. Dentro del marco de cadenas de Markov, el condicionamiento de la distribución nacional respecto a la regional deriva en una matriz diagonal si el factor regional no importa para la distribución regional del ingreso.

3.2 Matriz de Markov Espacial

Recientemente, Rey (2001a, 2001b) ha extendido el razonamiento previo en Quah (1996b) con un análisis más comprehensivo de la dependencia espacial en las dinámicas de la distribución del ingreso. Partiendo de bases de teoría espacial, la extensión integra medidas de dependencia local para considerar la respuesta dinámica de los estados a contexto regional dentro de la distribución, en otras palabras, el grado en el cuál las transiciones dentro de la distribución pudieran resultar dependientes espacialmente. (Rey, 2001b). La operacionalización del marco integrado anterior se obtiene mediante un enfoque de cadenas de Markov extendido, sugerido en Rey (2001a, 2001b), que condiciona las distribuciones nacional y regional como sigue:

$$M_{R,N} = \begin{pmatrix} m_{R1,N1} & \dots & m_{R1,Nk} \\ m_{R2,N1} & \dots & m_{R2,Nk} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ m_{Rk,Nk} & \dots & m_{Rk,Nk} \end{pmatrix} \quad (4)$$

donde $m_{Rk,Nk}$ representa el número de estados que se encontraban en la clase de ingreso k en la distribución condicionada regionalmente (R) y pertenecen a la clase de ingreso k en la distribución condicionada nacionalmente (N). Como se explicó antes, si el contexto regional no es importante, la matriz de probabilidades de transición en (4) sería diagonal. La nueva matriz informa “si las transiciones de un estado en la distribución del ingreso están relacionadas al ingreso de sus vecinos en el pasado”, en decir, en un marco dinámico. (Rey, 2001a, pp. 204)

3.3 Clusters de Transición Regional

El marco de cadenas de Markov espacial puede ser utilizado para derivar un número de medidas que exploran más ampliamente la dependencia espacial en las transiciones distribucionales. La primera es la descomposición espacial del coeficiente de correlación de rango, tau (t) de Kendall (Rey, 2001b).¹⁷ Primero, descomponemos la medida original en aquellas observaciones concordantes y discordantes que involucran pares de la misma región, de la siguiente forma:

$$N_c = N_{c,r} + N_{c,o} \quad (5)$$

donde $N_{c,r}$ es el número de pares de observaciones concordantes que pertenecen a la misma región, y $N_{c,o}$ representa el número de pares de observaciones concordantes de diferentes regiones, aplicando lo mismo para las observaciones de pares discordantes N_d .

La versión espacial del estadístico t define $w = (n^2 - n) / 2$; el cuál es el denominador en la ecuación original y representa el número de elementos por encima y por debajo de la diagonal principal de la matriz de peso espacial.¹⁸ La descomposición de la suma de los elementos en la matriz w , es $w = w_r - w_o$, donde w_r representa el número de pares de observaciones que son miembros de la misma región. Con la información previa, la medida de correlación en la movilidad de rango es como sigue: (Rey, 2001b)

$$t_r = \frac{N_{c,r} - N_{d,r}}{w_r} \quad (6)$$

y la medida original de correlación en la movilidad de rango puede ser descompuesta en la movilidad de rango correspondiente a observaciones vecinas y no-vecinas,

¹⁷ El coeficiente de correlación de rango, t de Kendall, (Kendall, 1938), es una medida no-paramétrica que considera el grado de correspondencia entre dos ordenamientos (*rankings*) y la significancia estadística de esa correspondencia. La medida que considera los movimientos relativos dentro de la distribución es originalmente

$t = \frac{N_c - N_d}{(n^2 - n) / 2}$. Ver Rey (2001a, b) para mayores detalles sobre estas medidas.

¹⁸ Los elementos de esta matriz especifican aquellos estados que son miembros de la misma región ó vecinos. Para mayores detalles sobre la matriz de peso W se remite al lector a la literatura de análisis espacial. Anselin (1988).

$t = gt_r + (1-g)t_o$, donde $g = w_r / w$ y t_o es la movilidad de rango de observaciones no vecinas.¹⁹

La segunda medida de movilidad que puede ser derivada de la matriz de Markov espacial y abona a la cuestión de cohesión intra-regional y un potencial comportamiento regional competitivo ó cooperativo, es la siguiente (Rey, 2001b):

$$\Theta_{t1-t0} = \frac{\sum_R \left| \sum_{i \in R} q_{i,t1} - q_{i,t0} \right|}{\sum_I \left| q_{i,t1} - q_{i,t0} \right|} \quad (7)$$

donde $q_{i,t}$ es el rango de ingreso per cápita del estado i en el año t , y R es un conjunto de grupos de estados que son mutuamente exclusivos y exhaustivos. El denominador representa el número absoluto de cambios en el periodo, por tanto, en la medida en que existen menos cambios intra-regionales –regiones más cohesivas- la medida será cercana a 1. En el caso extremo, si todos los estados mejoran sus posiciones a expensas de estados en otras regiones, la medida será 1 y el crecimiento regional será competitivo entre regiones y cooperativo entre regiones. Cuando ocurre lo contrario, -mayores cambios de rango entre regiones y por tanto menor cohesión- la medida se aproxima a cero, y existe un ambiente de crecimiento regional menos competitivo entre regiones.

4. Los Datos

La serie de datos del PIB per cápita estatal utilizada en el presente trabajo ha sido construida por Esquivel (1999), para el periodo 1940-1995 utilizando distintas fuentes.²⁰ El estudio reporta la existencia de observaciones atípicas en los datos. Específicamente, los estados con producción petrolera, Campeche y Tabasco, reportan ingresos extraordinarios en ciertos puntos en el tiempo.²¹ Igualmente, el estudio reporta haber corregido problemas con la estimación de la población reportada para Chiapas en 1980 la cuál altera el crecimiento per cápita de ese estado. En el presente estudio, hemos actualizado la serie de datos para considerar el periodo 1940-2000, estimando el dato de 2000. El proceso de estimación fue el siguiente: primero, replicamos las series, reconstruyendo el periodo 1970-2000 disponible en la fuente oficial²² a precios corrientes. Estas últimas series fueron deflactadas utilizando el

¹⁹ Como ha sido anotado por Rey (2001b), estas pruebas son utilizadas como índices de dependencia espacial en el contexto de la movilidad distribucional y son aplicadas de manera exploratoria.

²⁰ Para el detalle sobre la construcción de la serie de datos original ver Esquivel (1999); *Convergencia Regional en México, 1940-1995; El Trimestre Económico*, LXVI (4) 264: 725-761.

²¹ En Esquivel (1999) estas observaciones son eliminadas para evitar distorsiones en el ejercicio confirmatorio. En nuestro caso, dadas las características exploratorias del presente estudio, estos datos son conservados por ser relevantes para identificar el comportamiento de observaciones atípicas.

²² Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI).

índice de precios al consumidor reportado por el Banco de México, cambiando la base a 1995 y obteniendo las series de datos del PIB real per cápita para 1970-2000 a precios constantes de 1995. Finalmente, dividiendo estas últimas series por la población estatal se obtuvo el ingreso per cápita por estado. Encontrando que las series en Esquivel (1999) y nuestra reconstrucción conformaban de manera muy cercana en niveles y tendencias, se utilizan las series originales y se integra únicamente el dato del 2000 de nuestra estimación. Estas series son reportadas en el Cuadro 1.

5. Resultados²³

5.1 Evolución Morfológica²⁴

Siguiendo a Quah (1996c), construimos densidades de kernel para el ingreso regional per cápita relativo al nacional y un segundo grupo de densidades, esta vez estandarizadas con el promedio del ingreso per cápita de los vecinos regionales.²⁵ Cuando se comparan ambas dispersiones de kernel –normalizadas nacional y regionalmente- se observa que la dispersión de la distribución condicionada nacionalmente fue menor que la condicionada regionalmente.²⁶ De acuerdo a Quah (1996c) este resultado sugiere que ambos factores son importantes para la distribución regional del ingreso –de otra forma no observaríamos la disminución en ambas dispersiones nacional y regionalmente condicionadas- pero durante todo el periodo de estudio el factor nacional fue ligeramente superior para explicar las disparidades regionales. Es importante anotar que iniciando los 1960's y durante el resto de la muestra, la dispersión en ambas distribuciones fue muy cercana, sugiriendo que las principales causas que subyacen en las disparidades económicas regionales en el sistema regional Mexicano se encuentran parcialmente centralizadas pero tienen igualmente un importante componente regional. Igualmente, debido a la extensión del periodo de estudio, estos resultados sugieren la necesidad de una exploración más detallada de los cambios en

²³ Todos los ejercicios en esta sección fueron llevados a cabo en el paquete STARS (*Space-Time Analysis of Regional Systems*). El paquete fue creado por el PhD Sergio J. Rey en el Departamento de Geografía en San Diego State University (SDSU), y Regional Economics Applications Laboratory, University of Illinois (REAL). STARS es parte de los proyectos del Regional Analysis Laboratory (REGAL) en SDSU.

²⁴ Por cuestiones de espacio brindamos en esta sección únicamente el análisis morfológico correspondiente al condicionamiento regional y nacional. El lector interesado en analizar mayores detalles en las características de las densidades de kernel, así como el conjunto de gráficos correspondientes puede ver: Sastré (2007) Análisis Espacio-Tiempo de la Distribución Regional del Ingreso en México, 1940-2000; Tesis de Doctorado en Ciencias Económicas, UABC. Para las densidades de kernel en las Figuras 1 y 2 se utilizó la función K normal (Gaussiana) y el *bandwidth* utilizado es el propuesto por Silverman (1986).

²⁵ Para definir los vecinos regionales se ha utilizado el criterio de partición en Esquivel (1999). Ver Rey y Sastre (2007) para una discusión sobre el criterio de partición y cuestiones relacionadas en el caso particular del sistema regional mexicano.

²⁶ Ver Figuras 1 y 2 para años seleccionados con fines comparativos.

la estructura regional, por ejemplo, a través del uso de indicadores locales de asociación espacial,²⁷ para identificar la estructura espacial óptima prevaleciente en cada periodo.

5.2 Dinámicas Transicionales

El Cuadro 2 muestra la matriz de probabilidades de transición para México en el periodo 1940-2000 el cuál revela las probabilidades de transiciones decenales $P_{i,j}$ para los estados en tres clases de ingreso. Los límites de clases son presentados en porcentajes relativos al ingreso nacional per capita. El límite más alto de la primera clase corresponde a la suma de los primeros dos quintiles del ingreso relativo (nacional = 100) en 1940 (0.622); el límite de la segunda clase corresponde al tercer quintil (0.959) y finalmente el límite de la tercera clase es la suma de los quintiles cuarto y quinto (3.282).²⁸

En el Cuadro 2 se aprecia, por ejemplo, que durante el periodo de 60 años, hubo 48 observaciones de estados que tuvieron un ingreso inferior al 62% del promedio nacional. En un horizonte de 10 años, la mayoría de esos estados (77%) permanecieron en la misma clase de ingreso al final del periodo, y solo alrededor del 23% se movieron una clase hacia arriba. En general, las probabilidades de transición de la diagonal principal son relativamente altas. En efecto, si un estado se encuentra en una determinada clase de ingreso, la probabilidad de permanecer en la misma clase es al menos 71%. Ya que los elementos de la diagonal dominan, estos resultados indican que los estados parecen no modificar sus posiciones relativas en una década, indicando baja movilidad, ó alternativamente, alta persistencia. Las probabilidades fuera de la diagonal indican que la clase de ingreso alta es la más rígida, con el 12% de probabilidades de transición, enseguida se encuentra la clase de ingreso bajo, con alrededor de 23%, y la clase de ingreso medio es la más flexible con 29% de probabilidades de transición.

²⁷ Anselin (1995); Local indicators of spatial association- LISA, *Geographical Analysis* 27: 93-115.

²⁸ En un ejercicio similar para México, García-Verdú (2005) utiliza cinco clases de ingreso dividiendo los intervalos en 0.5, 0.75, 1.25, 1.5 e ∞ . En el presente estudio hemos llevado a cabo ambos ejercicios, con cinco y tres clases de ingreso. Ya que los resultados cualitativos resultaron robustos a la discretización, reportamos aquí los resultados de utilizar tres clases de ingreso.

Cuadro 2. Matriz de Probabilidades de Transición de las Entidades Federativas, 1940-2000
Ingreso Per Cápita Relativo (Nacional = 100)

<i>t / t+1</i>	Clase			<i>n</i>
	<0.622	<0.959	<3.282	
0.622	0.771	0.229	0.000	48
0.959	0.113	0.710	0.177	62
3.282	0.000	0.122	0.878	82
Distribución Ergódica	0.167	0.340	0.493	

Fuente: Estimación propia en paquete STARS

5.3 Cadena de Markov Espacial

Las dinámicas de la distribución del ingreso regional per cápita condicionadas regionalmente se muestran en el Cuadro 3. Como se explicó antes, un elemento m_{ijk} de esta matriz es la probabilidad de que un estado en clase i en el periodo t , transite a j al final del periodo, dado que el rezago espacial se encontraba en la clase k en 1940.²⁹ Por tanto, la nueva matriz informa la dirección y fuerza de la dependencia de las transiciones de los estados relativos a la clase de ingreso de sus vecinos regionales en el pasado.

La interpretación del Cuadro 3 se realiza analizando las diferencias entre los valores de la matriz sin condicionar (Cuadro 2), y los valores obtenidos en la matriz condicional.³⁰ De acuerdo con las tres clases de ingreso consideradas, la clase de ingreso 1 será la de estados más pobres, la clase de ingreso 2 son los de ingreso medio y finalmente, la clase de ingreso 3 son los estados ricos. Primero, se encuentra que la probabilidad de permanecer en la misma clase de ingreso se incrementa cuando los estados se encuentran rodeados por otros estados con ingresos bajos. De acuerdo a esto, en promedio, los estados en la clase de ingreso bajo (1) tienen una probabilidad de 77% de permanecer en la misma clase (ver Cuadro 1), sin embargo, si se encuentran rodeados por estados igualmente pobres, esa probabilidad se incrementa a cerca del 86%. En el otro extremo, los estado con altos ingresos (clase 3), tienen un 88% de probabilidad de permanecer ricos, pero si se

²⁹ El rezago espacial es la suma ponderada de las observaciones por la matriz de peso espacial

$L^s y_i = \sum_j w_{ij} \cdot y_j$. En términos matriciales, $L^s y = W_s y$, donde L^s es el operador de rezago asociado con la clase de contigüidad s . Ver Anselin (1988)

³⁰ La interpretación de las probabilidades de transición empíricas debe hacerse con precaución dado que el menor número de transiciones en las matrices condicionales disminuye la precisión de los estimados.

encuentran rodeados por otros estados igualmente ricos, esa probabilidad se incrementa a 92%. Esos resultados sugieren que el contexto regional tiene implicaciones para la persistencia observada en la distribución regional del ingreso.

Segundo, analizando las probabilidades fuera de la diagonal, del Cuadro 3 podemos deducir algunos aspectos de interacción espacial. Se aprecia que el rezago espacial de un estado – los estados vecinos dentro de la misma clase de ingreso-, tiene influencia en las transiciones que un estado puede hacer en el tiempo. Por ejemplo, observando las probabilidades de transición de la clase de ingreso baja (1), en promedio, la probabilidad de moverse una clase arriba es de 22% (ver Cuadro 2), sin embargo, si se encuentran rodeados por estados con la misma clase de ingreso baja, esta probabilidad decrece a 14%. Por el contrario, si estos se encuentran rodeados por estados de clase alta (clase 2), esa probabilidad de transición se incrementa a 25%. Interessantemente, encontrarse rodeados por estados dos clases más arriba (clase 3) parece inhibir la probabilidad (22%) de hacer la transición para los estados de ingreso bajo en lugar de incrementar esa probabilidad. Con respecto a las clases 2 y 3, el hecho de encontrarse rodeados por estados pobres parece tener un efecto radical, de transición hacia la clase de ingreso más alta, en la clase 2, y uno regresivo para la clase 3.³¹ Por otro lado, cuando se encuentran rodeados por estados de ingreso medio, la clase de ingreso medio (2) parece disminuir las probabilidades de transición hacia la clase de ingreso más alto de 18% a 16%, e incrementa la probabilidad de transitar hacia una clase de ingreso más bajo de 11% a 16%. En el otro extremo de la distribución, los estados de ingreso alto tienen en promedio una probabilidad de 12% de regresar a la clase de ingreso medio, pero cuando se encuentran rodeados por estados de ingreso medio, esta probabilidad se incrementa a 15%, y de encontrarse rodeados por estados igualmente de ingreso alto las probabilidades disminuyen notablemente (8%).

Como en el caso de la matriz de Markov clásica sin condicionar, se estimó una distribución de largo plazo para cada matriz condicionada de Markov espacial. Ninguna de ellas muestra convergencia y un fuerte sesgo hacia la cola alta de la distribución está presente cuando la distribución es tal que las economías tienden a estar rodeadas por estados de ingreso alto. En este caso, las probabilidades de permanecer en la clase de alto ingreso en el largo plazo son muy altas. Por el otro lado, este vector de largo plazo de la distribución es convergente

³¹ Sin embargo, estos resultados deben ser tomados con cuidado. Parece existir en este caso una llamada 'clase absorbente' en el sistema, observado en la clase de ingreso bajo, que una vez alcanzado no permite a las observaciones transitar a otras clases.

hacia diferentes clases de ingreso –multimodalidad- cuando la distribución es tal que las economías se encuentran mayormente rodeadas por clases de ingreso medio. En el otro extremo se encuentra el caso cuando el entorno prevaleciente en la distribución son economías pobres. En este caso particular, el sistema no permitió la estimación de una distribución de largo plazo –convergente- lo que pudo ser motivado por la baja movilidad.³² Es importante notar que las interpretaciones de la distribución de largo plazo en este contexto deben ser tomadas como un intento por entender la influencia del espacio en las dinámicas transicionales. En particular, los vectores de largo plazo brindan intuiciones acerca de las implicaciones de la distribución geográfica del ingreso, y sugieren la importancia de la interacción espacial para alentar el desarrollo regional.

Cuadro 3. Matriz de Probabilidades de Transición Condicionada Regionalmente, 1940-2000

Rezago Espacial <i>b)</i>	<i>t/t+1</i>	Clase			N
		1	2	3	
		<0.622	<0.959	<3.282	
1	1	0.857	0.143	0.000	7
	2	0.000	0.000	1.000	1
	3	0.000	1.000	0.000	1
	<i>a)</i> Distribución Ergódica	-	-	-	
2	1	0.750	0.250	0.000	32
	2	0.158	0.684	0.158	38
	3	0.000	0.156	0.844	32
	Distribución Ergódica	0.239	0.378	0.383	
3	1	0.778	0.222	0.000	9
	2	0.043	0.783	0.174	23
	3	0.000	0.082	0.918	49
	Distribución Ergódica	0.058	0.302	0.640	

Fuente: Estimación propia en paquete STARS

a) En este caso la distribución no es convergente debido a la existencia de un estado absorbente

b) El rezago espacial refleja el promedio ponderado de los valores de la variable en cuestión para los estados vecinos. Los ponderadores son tomados de la matriz de peso espacial (*W*).

5.4 Dependencia Espacial y Mezcla Interna

Una de las principales preocupaciones que plantea el presente trabajo y que se encuentra latente en la literatura reciente sobre disparidades regionales en México ha sido la posibilidad de alineamiento de las disparidades económicas y espaciales. El análisis de Markov espacial previo ha sugerido que, en efecto, esto pudiera estar ocurriendo en alguna

³² En el análisis de Cadenas de Markov este caso es conocido como ‘estado absorbente’ en oposición a estados transitorios.

medida. En esta parte continuamos explorando esa posibilidad al examinar el grado en el que la anterior dependencia espacial en las transiciones dentro de la distribución ocurre también al nivel de la correlación de rango.

5.4.1 Influencia del Contexto Regional en la Mezcla Interna de la Distribución

El Cuadro 4 muestra la medida en la que los cambios relativos en rango de cada par de estados –mezcla interna- dentro de la distribución se ve influenciado por el contexto regional. El índice t_r permite identificar la proporción de estados cuyos cambios en rango se encuentran correlacionados y pertenecen a la misma región. Una estrategia de permutación aleatoria es adoptada para propósitos inferenciales. Se corren 999 distribuciones aleatorias, estimando cada vez el estadístico t_r , generando una distribución empírica cuyo valor esperado es comparado con el estadístico observado. El Cuadro 4 indica que, en 3 de los seis cambios decenales, el estadístico toma un valor de concordancia entre pares de estados dentro de la misma región que es mayor que el que esperaríamos si los cambios en rango estuvieran aleatoriamente distribuidos en el espacio. Los resultados son estadísticamente significativos para tres décadas, 1940-1950, 1950-1960 y 1960-1970, al 1% y 5% de significancia para los primeros dos periodos y 10% de significancia para el último. Esto sugiere una mayor dependencia espacial en la mezcla intra-distribución en el periodo 1940-1970. La Figura 3 muestra que esa correlación de rango tuvo una tendencia ascendente durante el periodo, excepto en los 1970s.

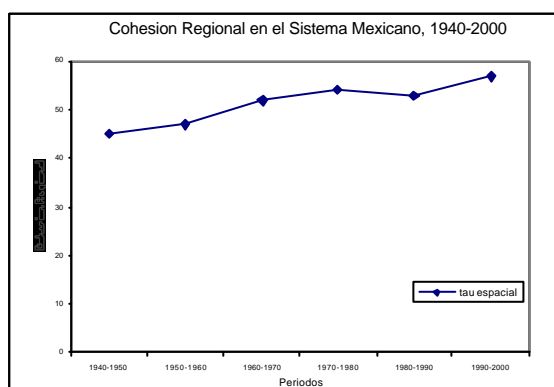


Figura 3. Cohesión Regional entre los Estados Mexicanos, 1940-2000

5.4.2 Influencia del Contexto Regional en las Dinámicas Intra-Distribución

Finalmente, nos encontramos interesados en investigar en que medida la mezcla interna de la distribución ha sido influenciada por una mayor (menor) cohesión de la movilidad de rango

a escala intra-regional.³³ La medida que nos informa esto es Θ . En la medida en la que los movimientos en la distribución son cohesivos entre regiones, la medida será cercana a 1. El Cuadro 5 muestra los resultados de la estimación de este índice para los seis periodos de la muestra para el ingreso per cápita relativo de los estados agrupados bajo el régimen de Esquivel (1999). Los resultados muestran la mayor cohesión intra-regional en los periodos 1960-1970 y 1970-1980, lo cuál sugiere una más alta competitividad interregional y alta cooperación intraregional para el periodo 1960-1980.³⁴ Los periodos con menor cohesión intra-regional se encuentran al principio de la muestra (1940-1960) y los últimos años (1980-2000), aunque el último periodo de la muestra (1990-2000) indica una tendencia creciente en la cohesión intra-regional. (ver Fig.4).

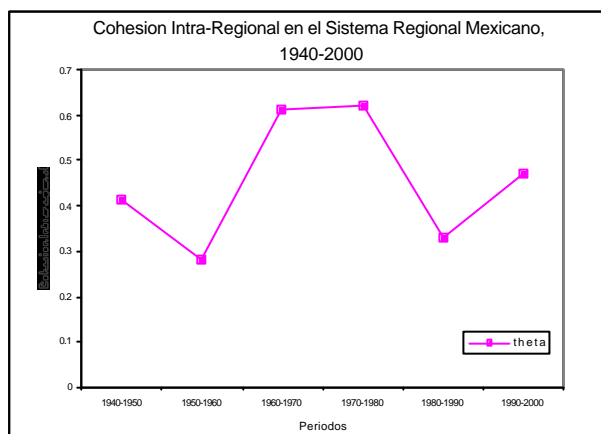


Figura 4. Cohesión Intra-regional entre los Estados Mexicanos, 1940-2000

6. Conclusiones

Uno de los principales aspectos que ha sido sugerido por los resultados previos es que alta persistencia –ó alternativamente baja movilidad- caracteriza la distribución regional del ingreso per cápita en el sistema Mexicano. Esta persistencia es confirmada por los altos valores en la diagonal de la matriz de probabilidades de transición, sin embargo, el análisis de cadenas de Markov revela que es la clase de ingreso alta la más persistente en el horizonte de 10 años, contribuyendo con la rigidez del sistema. En efecto, los estados entre 95% y 320% de ingreso relativo al promedio nacional, mostraron la menor movilidad, con sólo el 12% de probabilidad de hacer la transición hacia otras clases. Le siguen los estados con ingreso bajo (0-62% relativo al promedio nacional) con 23% de probabilidades de hacer

³³ En otras palabras, la cuestión a investigar es que tan cohesivos son los cambios de rango de los estados que pertenecen a diferentes grupos en las regiones analíticas sugeridas en Esquivel (1999).

³⁴ Rey (2001a); Spatial Dependence [...] pp.12.

alguna transición, y la clase con menor rigidez es la de ingreso medio (62%-95% relativo al promedio nacional) con el 29% de probabilidades de transiciones fuera de la diagonal.

La integración del espacio en este marco ha revelado que la escasez de movilidad parece estar asociada con aspectos de polarización regional, donde los estados con bajos ingresos podrían encontrarse persistentemente cerca de otros estados con ingresos bajos, y lo mismo ocurre con estados de clase de ingreso alto. Estas últimas características de los patrones distributivos regionales podrían estar contribuyendo con la acentuación de la heterogeneidad regional y ha sido relacionado en la literatura con la posibilidad de trampas de pobreza. Los hallazgos igualmente revelan que –en caso de continuar las dinámicas analizadas dentro de la distribución- las probabilidades de encontrar disparidades en los patrones distribucionales en el largo plazo son muy altas. De acuerdo con nuestros resultados, la convergencia regional no es probable en el largo plazo y una distribución multimodal es más verosímil.

Los resultados en este estudio complementan los hallazgos en otros trabajos para el sistema Mexicano que encuentran convergencia regional entre 1940 y 1960 y una reversión de ese proceso entre 1960 y 1995. (Esquivel, 1999) El presente estudio encuentra dinámicas de desigualdad regional decreciente hasta los 1970s, lo cuál se encuentra relacionado con convergencia regional y un aumento de la desigualdad regional de 1980-2000, relacionado con divergencia regional.³⁵ El estudio revela que el patrón divergente que prevalece desde los 1980s pudiera ser proyectado en el largo plazo. Aún más, la integración de la dimensión espacial en el marco de cadenas de Markov, provee algunas intuiciones acerca de un concepto más significativo de convergencia interregional. Los resultados muestran una falta de convergencia interregional en el largo plazo si las mismas dinámicas de interacción continúan, y es divergencia interregional –o convergencia hacia diferentes niveles de la distribución, i.e. clubes de convergencia- lo que puede prevalecer. Un hallazgo notable es el rol del contexto regional para la persistencia de los patrones distribucionales. Estos resultados se encuentran en línea con las ideas sugeridas por Quah (1996a) con respecto a la importancia de la interacción regional para influir la distribución regional del ingreso y las intuiciones ofrecidas por la integración del espacio en este marco, lo cuál resalta algunos aspectos de la heterogeneidad regional al revelar las diferentes respuestas de los estados dentro del sistema al ambiente regional.

³⁵ Un análisis de convergencia-*S* llevado a cabo por el presente estudio como exploración encuentra convergencia regional de 1940-1960, luego una reversión hacia la divergencia durante los 1960s, convergencia durante los 1970s, y reversión a divergencia durante los 1980s hasta 2000.

Las intuiciones originales sugeridas por Quah (1996a) e implementadas después por Rey (2001a, 2001b) revelan que a pesar de la baja movilidad del sistema regional Mexicano, los patrones distributivos se sostienen fuertemente en la dependencia espacial dentro del contexto regional. Dos medidas de cohesión regional fueron verificadas. En primer lugar, cuando la dependencia espacial en la correlación de movilidad de rango fue examinada, existió concordancia en rango y pertenencia a una región estadísticamente significativa durante los primeros 30 años de la muestra (1940-1970), periodo que ha sido caracterizado por convergencia regional. Esto sugiere que los procesos de convergencia regional – desigualdad regional decreciente- en esos años, estuvo acompañada por dependencia espacial dentro de los estados vecinos, lo cual también refleja la posible formación de *clusters* regionales. Segundo, cuando la medida de cohesión intra-regional fue estimada, el hallazgo fue de una mayor cohesión dentro de las regiones –menos cambios de rango entre los vecinos regionales- en el periodo 1960-1980, un periodo caracterizado por convergencia regional y posterior reversión a divergencia regional.

Los anteriores hallazgos sugieren que los periodos de convergencia regional en el sistema Mexicano regional, pudieran estar movidos por el agrupamiento de estados en lugar de convergencia entre todos los estados de la distribución, lo primero contribuyendo con la heterogeneidad regional. Lo mismo ocurre en el caso de los periodos de divergencia regional que al ser acompañada por el agrupamiento de estados contribuye con la polarización regional. Ambos índices de cohesión de movilidad de rango se incrementaron de los 1950s a los 1970s, decrecieron en los 1980s y se incrementan de nuevo durante los 1990s. (Ver Figuras 1 y 2). Las fluctuaciones previas podrían también ser parcialmente explicadas por cambios en la estructura espacial Mexicana en el tiempo, lo cuál requeriría un mayor análisis.³⁶ Sin embargo, la evidencia de diferentes grados de dependencia espacial en el tiempo sugiere que los estados se encuentran interactuando espacialmente, y ésto podría estar contribuyendo a delinear las disparidades económicas regionales. Los resultados en esta parte del estudio, concernientes a la posibilidad de dependencia en las dinámicas transicionales y más particularmente en los cambios de rango, podría también estar contribuyendo con las rigideces observadas en el sistema.

³⁶ Como se mencionó antes, el análisis de indicadores locales de asociación espacial pudiera ser la técnica analítica exploratoria adecuada para definir la estructura espacial prevaleciente en diferentes periodos. Ver Anselin (1995).

Dentro de la literatura teórica, la discusión acerca de la existencia de diferentes tipos de *spillovers* y efectos de difusión sugiere que estos fenómenos podrían subyacer en las interacciones espaciales reveladas por nuestros hallazgos. Relacionado con esto, los más recientes constructos teóricos en análisis espacial elaboran sobre la explicación a éste tipo de interacciones espaciales basadas en teorías de interacción social y geografía humana. En investigaciones futuras se explorarán estas avenidas.

8. Direcciones para Futura Investigación

Varias áreas de extensión y posible refinamiento se identificaron en el presente estudio. Éstas pueden ser clasificadas en metodológicas, empíricas y analíticas. Metodológicamente, profundizar en la utilización de técnicas de análisis exploratorio de datos espaciales y visualización contribuirá a obtener nuevas intuiciones acerca de cuestiones sustantivas en el presente estudio. En particular, un análisis de mayor detalle de la dependencia espacial local podría contribuir a una mejor identificación de cambios espaciales. Igualmente, la exploración de otros efectos espaciales –como escala espacial y agregación-, que podrían estar impactando los resultados en las medidas de autocorrelación espacial, contribuiría adicionalmente con una definición formal de las regiones analíticas que reflejen la heterogeneidad regional de la estructura espacial. En la misma línea de los avances metodológicos, la conducción de estudios confirmatorios basados en los hallazgos, eligiendo entre una familia de modelos teóricos desarrollados en la literatura bajo diferentes líneas de pensamiento y que involucran especificaciones que toman en consideración los efectos espaciales, sería un paso natural.

Empíricamente, varios aspectos del diseño de investigación le pueden brindar mayor robustez al presente estudio. Probar la sensibilidad de los resultados a variaciones de la discretización espacio-clase dentro del análisis de cadenas de Markov, contribuiría a ofrecer una mejor perspectiva al análisis. Igualmente, la adopción de la estrategia tradicional *ex-ante*, *ex-post* proceso de liberalización, en el contexto del marco integrado espacio-tiempo podría ofrecer intuiciones adicionales a estudios previos. Finalmente, desde la perspectiva analítica, la profundización en modelos de interacción social-espacial podría dar luz sobre las primeras ideas presentadas en el presente estudio. La investigación de modelos de teoría espacial y áreas de traslape con economía son una ruta de extensión y altamente recomendables si no queremos perder el enfoque en cuestiones centrales de las disparidades regionales.

Finalmente, algunos constructos teóricos como la posibilidad de trampas de pobreza y efectos de difusión y externalidades podrían ser mejor abordados bajo esta nueva perspectiva. En general, se identifica la necesidad de continuar explorando las implicaciones y contribución de la dimensión espacial en el análisis regional, particularmente, en cuestiones sustantivas como crecimiento regional y disparidades regionales.

9. Referencias

Anselin, L.; Florax, R.J.G.M.; Rey, S.J., Editors, (2004); *Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications*; Advances in Spatial Science, Springer.

Anselin (1988); *Spatial Econometrics: Methods and Models; Studies in Operational Regional Science*; Klumer Academic Publishers.

Anselin, L. (1999); "Interactive techniques and explanatory spatial data analysis", en Longley P.A., Goodchild M.F., Maguire D.J. y Rhind D.W. (eds.) *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, John Wiley and Sons, New York, N.Y. 251-264.

Aroca, P., Bosch, M.; Maloney, W.F. (2003); "Is NAFTA Polarizing México? O El Sur También Existe?. Spatial Dimensions of Mexico's Post-Liberalization Growth", *s in referencia*.

Aroca, P., Bosch, M.; Maloney, W.F. (2005); "Spatial Dimensions of Trade Liberalization and Economic Convergence: Mexico 1985-2002", World Bank Policy Research, *Working Paper* 3744.

Arbia, G. (1986); "The modifiable areal unit problem and the spatial autocorrelation problem: towards a joint approach", *Metron* 44:391-407.

Bandyopadhyay, S. (2000) "Regional Distribution Dynamics of GDPs across Indian States, 1965-1988", *LSE Working Paper*, No. 00-06.

Bénabou, R.(1996); "Heterogeneity, Stratification, and Growth: Macroeconomic Effects of Community Structure", *American Economic Review* 86, 584-609.

Bickenbach F. y E. Bode (2001); "Markov or not Markov –This should be a question", *Discussion Paper*, Kiel Institute of World Economics.

Brock and Durlauf (1995) "Discrete Choice with Social Interactions I: Theory", *NBER Working Paper* 5291.

Cliff, A.D., y J.K. Ord (1973) *Spatial Autocorrelation*, London: Pion.

Chiquiar, Daniel; (2005); "Why Mexico's regional income convergence broke down", *Journal of Development Economics*; 77; 257-275.

- Durlauf, S.N. (1996a); "Statistical Mechanics Approaches to Socioeconomic Behavior", NBER *Technical Working Paper* 203.
- Durlauf, S.N. (1996b); "A Theory of Persistent Income Inequality", *Journal of Economic Growth*, 1, 75-93.
- Durlauf, S. N. y Quah, D. (1998); "The New Empirics of Economic Growth", NBER, *Working Paper* 6422.
- Duque, J.C., Artís, M., Ramos, R. (2006) "The ecological fallacy in a time series context: evidence from Spanish regional unemployment rates", *Journal of Geographic Systems*; 8:391-410.
- Esquivel G. (1999); "Convergencia Regional en México, 1940-95", *El Trimestre Económico*, LXVI (4) 264: 725-761.
- Esquivel G. y M. Messmacher (2002); "Sources of Regional (Non) Convergence in Mexico", *Documento de Trabajo*; El Colegio de Mexico y Banco de Mexico.
- García-Verdu, R. (2005); "Income, Mortality, and Literacy Distribution Dynamics Across States in Mexico: 1940-2000", *Cuadernos de Economía*, Vol. 42 (Mayo); pp. 165-192
- Kendall, M. (1938) "A New Measure of Rank Correlation", *Biometrika*, 30, 81-89.
- Kindermann, R. and Snell, L. J. (1980) "Markov Random Fields and Their Applications", *American Mathematical Society*.
- Krugman, P. (1998); "Space: The Final Frontier", *Journal of Economic Perspectives*, 0895-3309, Vol. 12, Issue 2.
- Lamo, A. (2000); "On Convergence Empirics: Some Evidence for Spanish Regions", *Investigaciones Económicas*; Vol. XXIV (3), 681-707.
- Le Gallo, J. (2001); "Space-Time analysis of GDP disparities among European regions: A Markov chains approach", University of Burgundy LATEC UMR-CNRS 5118, Pole d'Economie et de Gestion, France.
- Lopez-Bazo, E.; Vaya, E.; Mora, A. J.; Surinach, J. (1999); "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, 33:343-370.
- Quah, D. (1993); "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth", *LSE Working Paper*.
- Quah, D.T. (1996a); "Regional convergence clusters across Europe", *European Economic Review* 40; 951-958.
- Quah, D.T. (1996b); "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review* 40; 1353-1375

Quah, D.T. (1996c); "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", *The Economic Journal*, 106 (July), 1045-1055.

Rey, S.J. and Sastré, M.L. (2007); "Interregional Inequality Dynamics in Mexico", Regional Analysis Laboratory, REGAL, *Working Paper*.

Rey, S.J. (2004); "Walter Isard's influence on analytical human geographic research", *Journal of Geographical Systems*; 6:3-6.

Rey, S.J. (2001a); "Spatial Dependence in the Evolution of Regional Income Distributions", *Discussion Paper*, Department of Geography and Regional Economics Applications Laboratory (REAL).

Rey, S. J. (2001b); "Spatial empirics for economic growth and convergence", *Geographical Analysis*, Vol. 33, No. 3.

Mallick R. y Carayannis, E.G. (1994); "Regional Economic Convergence in Mexico: An Analysis by Industry", *Growth and Change*; Vol. 25 (Summer), pp. 325-34.

Messmacher, M. (2000); "Desigualdad Regional en México, el efecto del TLCAN y otras Reformas Estructurales", *Documento de Investigación No. 2000-4*, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México.

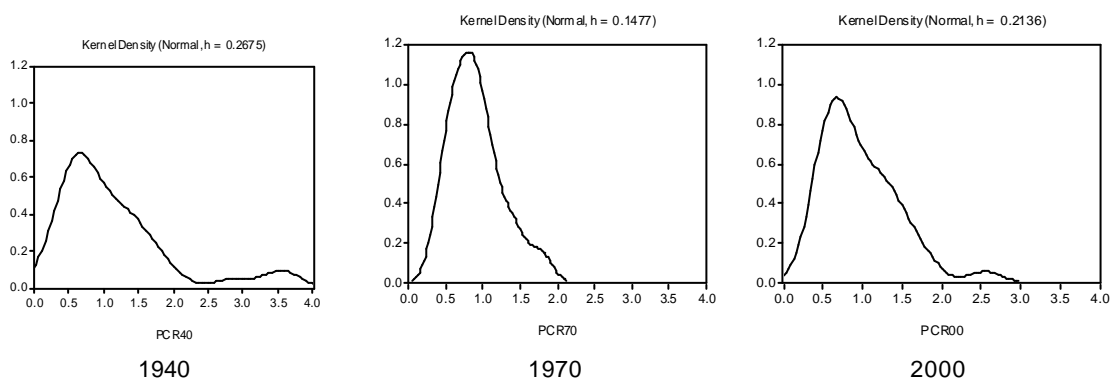


Figura 1. Densidades de kernel normalizadas (nacional =100) para años seleccionados

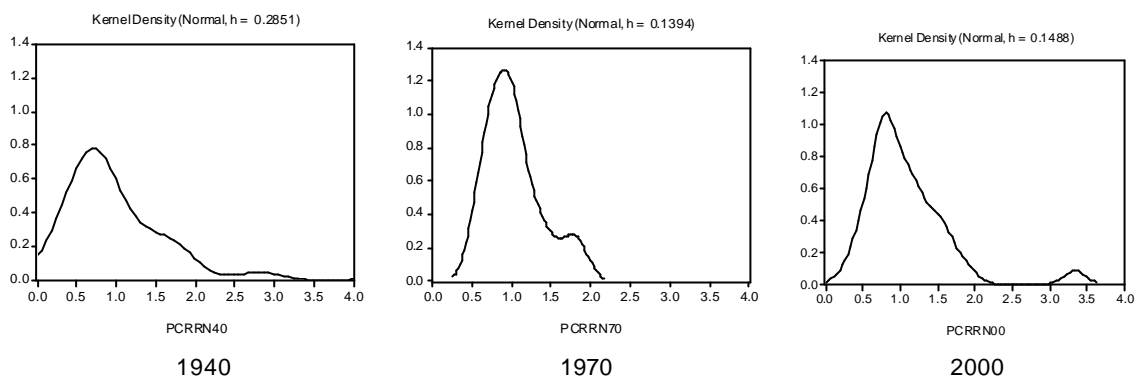


Figura 2. Densidades de kernel normalizadas (regional =100) para años seleccionados

Cuadro 4. Concordancia de Rango entre t y t_r , Espacial

Variable: Ingreso Per Cápita Relativo				
Intervalo: 1 Permutaciones: 999				
Régimen: Esquivel (1999)				
Estadísticas para Pares Contiguos				
	# de Pares Concordantes de Estados Vecinos	Valor Esperado	z	Probabilidad
1940	45	52.413	-2.986	0.001
1950	47	53.568	-2.524	0.006
1960	52	55.601	-1.532	0.063
1970	54	55.300	-0.603	0.273
1980	53	53.775	-0.338	0.368
1990	57	57.344	-0.391	0.348

Fuente: Estimación propia en paquete STARS

Cuadro 5. Descomposición Espacial de la Movilidad de Rango

Variable: Ingreso Per Cápita Relativo			
Partición: Esquivel (1999)			
Intervalo: 1			
t_0	Cambios de Rango	Cohesión de la Partición (Intra-Distribución)	Theta
1940	65	27	0.415
1950	57	16	0.281
1960	44	27	0.614
1970	45	28	0.622
1980	45	15	0.333
1990	36	17	0.472

Fuente: Estimación propia en paquete STARS

Cuadro 1. Ingreso Per Cápita por Entidad Federativa, 1940-2000 (pesos de 1995)

	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Aguascalientes	10,384	6,234	8,714	16,078	21,022	20,787	27,782
Baja California	22,361	20,977	17,865	25,321	29,283	26,839	29,855
Baja California Sur	9,573	16,013	16,707	24,384	29,038	25,842	26,103
Campeche	3,758	4,929	5,925	10,274	12,166	51,123	36,163
Chiapas	2,934	4,138	5,280	7,015	16,200	8,637	8,685
Chihuahua	8,578	13,997	16,265	19,178	23,399	25,332	30,735
Coahuila	8,537	9,673	12,318	20,562	25,688	26,084	28,460
Colima	6,909	6,049	6,036	12,551	17,427	18,313	21,358
Distrito Federal	17,816	17,119	23,174	32,386	42,028	43,810	54,349
Durango	12,132	8,859	9,323	12,700	16,726	17,353	17,379
Guanajuato	4,359	5,686	8,209	11,635	13,864	13,607	15,585
Guerrero	2,181	3,629	4,991	6,497	8,727	9,084	11,820
Hidalgo	4,414	5,194	6,399	7,767	12,391	13,091	12,348
Jalisco	5,309	8,232	9,953	16,288	20,659	20,133	21,610
México	3,408	4,972	9,053	17,164	20,165	18,547	16,322
Michoacán	3,327	5,272	5,244	8,109	11,206	10,980	11,838
Morelos	6,936	8,962	10,499	13,892	16,513	17,701	18,170
Nayarit	4,836	7,515	7,621	10,880	13,354	12,757	11,478
Nuevo León	9,073	11,490	20,117	28,206	34,856	34,726	38,672
Oaxaca	1,892	4,538	4,140	5,230	7,730	8,465	9,010
Puebla	3,569	6,415	6,542	9,775	13,374	11,895	15,685
Querétaro	11,016	5,560	7,110	14,073	20,088	22,441	26,149
Quintana Roo	21,965	28,747	9,677	17,046	26,695	25,049	33,442
San Luis Potosí	4,372	7,533	6,440	9,721	12,691	15,436	15,866
Sinaloa	4,840	6,663	9,613	14,477	15,312	15,823	15,242
Sonora	6,399	10,345	12,134	22,662	23,181	24,784	24,068
Tabasco	2,459	3,857	6,494	9,367	42,361	16,055	13,360
Tamaulipas	7,508	8,536	8,383	17,128	21,937	19,983	23,546
Tlaxcala	3,605	4,178	4,357	6,245	9,882	10,339	11,701
Veracruz	5,203	10,143	11,404	12,240	14,252	13,796	12,192
Yucatán	7,990	8,428	10,067	11,665	15,239	13,979	17,509
Zacatecas	3,734	6,435	5,821	7,426	8,876	11,656	11,130
+pobre/+ rica	11.819	5.780	5.598	6.192	5.437	5.175	6.258
Promedio Nacional	6,244	8,498	10,924	16,149	21,035	19,894	21,312

Fuente: Esquivel (1999) en la serie 1940-1990. El dato del 2000 es estimación propia.