



Región y Sociedad

ISSN: 1870-3925

region@colson.edu.mx

El Colegio de Sonora

México

Gutiérrez Flores, Luis; Méndez Delgado, Alba Verónica; Reyes Valdés, José Refugio

La movilidad y la distribución del ingreso en los municipios de Coahuila

Región y Sociedad, vol. XXIII, núm. 52, septiembre-diciembre, 2011, pp. 131-171

El Colegio de Sonora

Hermosillo, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=10221416005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Derechos reservados de El Colegio de Sonora, ISSN 1870-3925

La movilidad y la distribución del ingreso en los municipios de Coahuila

Luis Gutiérrez Flores^{*}
Alba Verónica Méndez Delgado^{*}
José Refugio Reyes Valdés^{**}

Resumen:¹ En este artículo se analiza la dinámica en la distribución del ingreso de los municipios del estado de Coahuila, de 1970 a 2000. Para esto se utilizan herramientas de creciente aceptación, como alternativas para estudiar la dinámica en las desigualdades regionales: las cadenas de Markov y las funciones de densidad. En este caso, el análisis se desagrega hasta el municipio, con el objetivo de conocer cómo interactúan dichas unidades económicas entre sí, un contexto que tendría que enriquecer la literatura del tema, aún escasa en comparación con los trabajos que emplean metodologías predominantes, como la ecuación clásica de convergencia. Los resultados indican que en los municipios hay una inmovilidad relativa en términos de ingresos, es decir, que no hay cambios importantes en su distribución, la cual, a la vez, se encuentra polarizada.

^{*} Centro de Investigaciones Socio-Económicas (CISE), Universidad Autónoma de Coahuila, unidad Camporredondo, edificio "S", planta alta, C. P. 25280, Saltillo, Coahuila, México. Teléfono: (844) 412 1113, Fax: (844) 414 6460. Correos electrónicos: lugutier@cise.uadec.mx / albavmd@gmail.com

^{**} Centro de Investigación en Matemáticas Aplicadas (CIMA), Universidad Autónoma de Coahuila, unidad Camporredondo, edificio "S", planta baja, C. P. 25280, Saltillo, Coahuila, México. Teléfono: (844) 410 1242. Correo electrónico: jreyes06mx@gmail.com

¹ Los autores agradecemos el apoyo financiero de la beca PROMEP/103.5/08/3301, del sistema SEP-PROMEP (L. Gutiérrez Flores) y las perspicaces sugerencias de tres dictaminadores anónimos, para mejorar el trabajo. Cualquier error u omisión es de nuestra entera responsabilidad.

Palabras clave: distribución del ingreso, cadenas de Markov, estratificación, polarización, separación, PIB per cápita municipal.

Abstract: This article analyses the income distribution dynamics of Coahuila's municipalities for the years between 1970 and 2000 using ever more common alternative tools for studying regional inequality dynamics: Markov chains and density functions. In our case, the analysis is disaggregated to the municipal level in order to see how these economic units interact, a context that enriches the literature on the topic, which still consists predominantly of works that use a more traditional approach, such as the classic convergence equation. Results indicate relative immobility of Coahuila's municipalities in terms of their income, implying that there are no important changes in income distribution, which is also polarized.

Key words: income distribution, Markov chains, stratification, polarization, separation, per capita municipal GDP.

Introducción

México se caracteriza por sus grandes desigualdades económicas y sociales. La época del *desarrollo estabilizador* (1950-1970), que se basó en un modelo de crecimiento hacia adentro o de sustitución de importaciones, tuvo como resultado una distribución desigual del ingreso, concentración de la producción en algunos segmentos y regiones, déficit fiscal y desequilibrios en el sector externo (Solís 1985). También, el agotamiento de tal modelo en los años ochenta marcó el tránsito hacia una economía de mercado basada en las exportaciones. En ese contexto se gestó la presencia de un cambio en el patrón de producción e inversión enfocado cada vez más hacia los bienes de capital, que incluía la concentración y desvinculación

de la industria manufacturera. Con todo, la evidencia sugiere que antes de la década de 1980 hubo una tendencia a la disminución de la desigualdad (Hernández 1984; Esquivel 1999). En particular, los estados fronterizos son los más beneficiados con la liberalización comercial, debido a su ubicación geográfica, infraestructura y capital humano (Chiquiar 2005, 273-274). La situación del país en las últimas décadas lleva a buscar los efectos en las entidades federativas. La divergencia o polarización del ingreso entre ellas incentiva el estudio de sus causas y consecuencias en una forma más desagregada.

En este artículo se estudia la dinámica del ingreso (propuesta por Quah 1993a) entre los municipios de Coahuila, ubicado en la frontera norte de México, donde la economía está ligada a la producción de manufacturas, y la liberalización comercial ha generado una producción creciente. Sin embargo, aún los niveles divergentes de progreso y bienestar no escapan a la desagregación municipal; tendencia que se manifiesta en al menos dos grupos de municipios que mantienen su posición dentro de la distribución a lo largo del periodo de estudio. La inmovilidad en la distribución demanda una participación más activa de la política pública, que considere el municipio como la unidad básica (Fuentes 2007, 216), pues en todo caso éste constituye el primer contacto del ciudadano con el acceso a satisfactores provistos por la política pública, lo cual puede ser un condicionante de su desarrollo.

El documento se divide en cinco apartados. El primero plantea los elementos teóricos, en el segundo se establece la estrategia metodológica que servirá como base para la construcción y análisis de la dinámica del ingreso entre los municipios de Coahuila. El tercero contiene una serie de descripciones generales acerca de las condiciones demográficas y socioeconómicas del estado y sus municipios. En el cuarto se incluye el procedimiento utilizado para determinar el ingreso municipal per cápita relativo al promedio estatal. También se detallan los elementos de las cadenas de Markov: los vectores de estado inicial, las matrices de transición y los vectores de estado estacionario. En el quinto se presentan las conclusiones.

Los resultados muestran que Coahuila manifestó un proceso de convergencia hasta la década de 1980. A partir de ahí hubo un cam-

bio en la distribución del ingreso, que generó la tendencia de los municipios a separarse en dos grupos; los de ingresos altos y bajos. De esto, cabe resaltar que en casi todo el periodo analizado hubo municipios que se mantuvieron alrededor de la unidad, es decir, con un ingreso cercano al promedio estatal. Los que tuvieron ingresos altos permanecieron en su posición en el lapso 1970-2000, lo mismo ocurrió con la mayoría ubicada en los niveles inferiores de ingresos relativos. Por tanto, existe persistencia o movilidad baja en la distribución de los ingresos municipales de Coahuila.

Antecedentes empíricos de la dinámica del crecimiento económico en México

En esta sección aparecen algunos de los trabajos que han tomado como instrumento de análisis la metodología propuesta por Quah (1993a). Aroca et al. (2003) utilizaron un enfoque espacial para determinar la existencia del norte, el sur o si se trataba de un patrón geográfico independiente. Les interesó conocer si había correlación espacial en los ingresos o las tasas de crecimiento de los estados antes y después de la liberalización comercial de 1985 en México. Hay pruebas de convergencia en el periodo 1970-1980, lo que confirma los resultados de los análisis basados en tests de convergencia tradicional (Esquivel 1999; Messmacher 2000; Fuentes y Mendoza 2003; Chiquiar 2005). Después de 1985, un grupo de estados se separó, sin embargo, los movimientos ocurridos entre ellos no fueron significativos.

Aroca et al. (2003, 10-13) concluyen que la única región en donde se encontró un club de convergencia fue en el sur. En un trabajo posterior, Aroca et al. (2005, 16-18) estudiaron la dimensión espacial del crecimiento económico en México. Los indicadores de asociación geográfica implementados confirman la existencia de una región pobre (los estados del sur del país) y una más dinámica (los de la frontera norte). La divergencia regional de la economía mexicana no tiene explicación aparente desde una perspectiva espacial, es decir, que la distribución del ingreso y el mejor desem-

peño de las entidades fronterizas del norte no muestra patrones de dependencia espacial (vínculos con la frontera de Estados Unidos).

Por su parte, García-Verdú (2005), además de analizar la dinámica de la distribución del ingreso, estudió la tasa de mortalidad infantil y de alfabetización entre los estados de México, de 1994 a 2000; para la distribución utilizó matrices de transición y densidades kernel. De las matrices de transición surgieron varios resultados: el primero fue que hay una movilidad baja de la posición que los estados ocupan de acuerdo con su producto interno bruto (PIB) per cápita relativo, aun en el largo plazo. Encontró que la probabilidad de caer hacia un nivel inferior es mayor que la de transitar a uno superior al promedio nacional. El PIB per cápita y la tasa de mortalidad infantil relativos no mostraron evidencia a favor de la hipótesis de convergencia. Tampoco la hubo de la formación de dos picos o clubes de convergencia. Por otro lado, en la tasa de alfabetismo hay pruebas de convergencia absoluta.

Gutiérrez (2007) llevó a cabo un análisis regional de la distribución del ingreso y la desigualdad en México para 1990-2004, donde relacionó el incremento de la desigualdad con la liberalización comercial; para hacerlo utilizó el PIB per cápita como variable.

Al darle relevancia a la concentración geográfica de las regiones, Guerrero et al. (2006, 403-405) encontraron que las disparidades geográficas interactúan con los procesos de crecimiento, de forma tal que en México la distribución espacial del ingreso no es neutra, ya que determina los procesos de evolución de las disparidades económicas. Las posibilidades de mejora en la distribución del ingreso de una región se ven disminuidas cuando se encuentra rodeada por zonas o vecinos pobres. Para la obtención de estos resultados, los autores usaron densidades kernel suavizadas y matrices de transición de Markov con datos de ingreso por habitante, clasificados por áreas geoestadísticas.

Sastré y Rey (2007, 14-18) incorporaron elementos espaciales y temporales al análisis de la dinámica de la distribución del ingreso en México. Los resultados de la matriz de transición indicaron que hay una movilidad baja.

Por su parte, Rodríguez (2007, 51) se enfocó en componentes derivados de la convergencia y los determinantes de la dinámica

entre las regiones en México. En las matrices de transición encontró una movilidad baja entre las categorías, es decir, tanto los perdedores como los ganadores permanecían en su posición. Con la apertura comercial identificó un cambio de ganadores, los estados del norte eran los más beneficiados, que pudo deberse a la inversión pública y sus ventajas comerciales. Concluyó que las disparidades entre las entidades federativas se pueden explicar por las diferencias de capital humano y la infraestructura pública. Esto caracteriza un club de convergencia entre estados con crecimiento superior al promedio, algo similar ocurre en el capital humano.

Metodología

Los estudios acerca de la β -convergencia² y la σ -convergencia ofrecen estimaciones puntuales de la tendencia central de los datos. Sin embargo, como lo señala Quah (1993b, 7), esa clase de estimaciones esconde un vasto conjunto de información relacionada con la dinámica en los movimientos relativos entre estados, además de la incapacidad de inferir algo acerca de las dimensiones espaciales del crecimiento. Entre los estudios basados en aquella premisa, elaborados para México, destacan los de Juan Ramón y Rivera Bátiz (1996); Esquivel (1999) y Chiquiar (2005), que encuentran, desde las gráficas simples de la distribución del ingreso y los niveles de crecimiento, una tendencia hacia la concentración a finales de la década de los años setenta y principios de la siguiente, utilizando tests paramétricos de la convergencia. Dicha tendencia se revirtió a partir de 1985, cuando algunas entidades federativas se despegaron de las demás; se formó un grupo de observaciones en la parte superior derecha de la línea de tendencia (Esquivel 1999, 470). Dichas ilustraciones pueden ser útiles, sin embargo, es de mayor interés conocer cómo se llegó de un estado a otro. Por ejemplo, cabría preguntarse si las entidades separadas se mantienen constantes en

² La hipótesis de convergencia económica implica que los países pobres tienen una tasa de crecimiento superior a los ricos, debido a que el rendimiento del capital en los primeros es superior, por tanto, se alcanzaría una convergencia en el estado estacionario.

cuanto a su configuración, es decir, si es que se trata de las mismas unidades.

Dinámica del crecimiento económico

La alternativa planteada por Quah (1993a, 429-433) parte del supuesto de que las condiciones iniciales determinan la dinámica de transición en el largo plazo. Entonces, el autor describe la ley del movimiento, que consiste en la construcción de matrices de transición y vectores de estado inicial, para estimar un vector de largo plazo de la siguiente forma:
donde,

F_t = distribución del ingreso entre los municipios en el tiempo t
 M = matriz de transición

$$F_{t+1} = M F_t \quad (1)$$

Las matrices requieren la delimitación de rangos para observar los cambios de posición de las economías entre ellos.³

La interpretación de las cadenas de Markov, construidas para estimar la dinámica distribucional, se hace en función de las probabilidades de transitar del estado i al j y del número de iteraciones que se realicen.

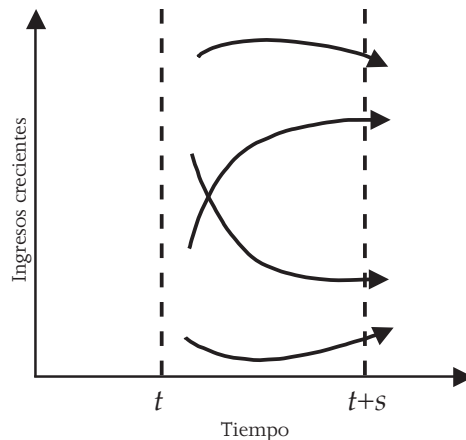
Al analizar la dinámica de la distribución del ingreso se pueden desprender dos grupos de características (Ibid. 1996, 1052); las primeras son las de localización, proporción y del espacio temporal, que indican la polarización o estratificación de dicha distribución. Por otro lado, están las de dinámica intra-distribución y transición, que se refieren a la movilidad, persistencia o separación de la distribución.

³ Quah (1993a) propone los intervalos $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1 y 2 determinados arbitrariamente. La variable que utilizó fue el ingreso per cápita de cada economía respecto al promedio mundial, que sirve como una medida de la dispersión entre las unidades económicas analizadas.

En la figura 1 se presenta la distribución de ingreso en dos puntos del tiempo, donde se puede ver la transición y la ubicación de las economías. En este caso hay una formación de dos picos, las unidades económicas que ocupan la parte baja se mantienen, lo mismo ocurre en la parte alta, en tanto, las del centro se mueven hacia los extremos.

Figura 1

Dinámica de la distribución: dos picos emergentes



Fuente: Quah (1997).

Entonces, la dinámica de la distribución del ingreso se puede clasificar como sigue (Ibid. 1997, 11-15):

- La formación de dos picos emergentes, en la figura 1 se representa el caso donde las unidades económicas ricas se agrupan, y sucede lo mismo con las pobres; la clase media tiende a desaparecer. A este fenómeno también se le llama polarización.
- Cuando existen más de dos picos, la distribución está estratificada, es decir, las economías convergen a varios puntos formando subgrupos. También se les denomina clubes de convergencia.

Por otro lado, las variaciones dinámicas intra-distribución se observan con la tendencia de las flechas de la figura 1 (Ibid., 30):

- Cuando algunas unidades económicas ricas en el periodo $t + s$ también lo fueron en t y pasa lo mismo con las unidades pobres, entonces hay persistencia en la dinámica de la distribución.
- Hay movilidad cuando algunas economías ricas en $t + s$ iniciaron pobres y algunas pobres comenzaron siendo ricas.
- Si sucede lo anterior, y además la clase media tiende a desaparecer, está ocurriendo una separación de la distribución.

Cadenas de Markov

Una cadena de Markov se define como una secuencia de experimentos o un número finito de estados $(1, 2, \dots, n)$, donde la probabilidad de que alguno ocurra sólo depende de su estado anterior (Mizrahi y Sullivan 1999, 310).⁴

Ahora hay una serie de n estados y se necesita la probabilidad de transitar del i al j , donde:

$$P(X_{t+1} = x_j | X_t = x_i) = p_{ij} \quad (2)$$

La probabilidad de transición es igual a la probabilidad de que una variable aleatoria en el periodo $t + 1$ sea igual a x_j , dado que en el periodo anterior era x_i (ecuación 2).

Las probabilidades de transición (p_{ij}) se ordenan en una matriz, como sigue (Kolman 1999, 19):

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & p_{n2} & \cdots & p_{nn} \end{pmatrix} \quad (3)$$

⁴ Cuando se hable de estados se estará haciendo referencia a la posición en un evento.

donde n = número de estados y p_{ij} = probabilidad de transitar del i al j .

Las filas de la matriz suman la unidad debido a que los elementos de la i -ésima fila representan las probabilidades de todas las posibilidades de transición a partir de ese estado.

También hay un vector de estado inicial de la cadena de Markov:

$$x^{(0)} = (x_1^{(0)} \ x_2^{(0)} \dots \ x_n^{(0)}) \quad (4)$$

Este vector indica las probabilidades del estado inicial (0). Sus componentes no son negativos y suman uno. El elemento $x_1^{(0)}$ indica la proporción de observaciones que iniciaron en el estado uno.

La probabilidad de que el proceso esté en el estado j después de k pasos sería $x^{(k)} = x^{(k-1)} P$ (ecuación 5) (Kemeny et al. 1965).

$$x^{(k)} = (x_1^{(k)} \ x_2^{(k)} \dots \ x_n^{(k)}) \quad (5)$$

El elemento $x_1^{(k)}$ representa la probabilidad de encontrarse en el estado uno después de k pasos y $x_n^{(k)}$ indica la de transitar al estado n , después de k pasos.

El vector $x_1^{(k+1)}$ se puede determinar utilizando la observación del periodo anterior:

$$x^{(k+1)} = x^{(k)} P \quad (6)$$

Cuando se eleva la matriz de probabilidades de transición a la potencia k y se multiplica por el vector de estado inicial, se obtiene uno que expresa la probabilidad de encontrarse en cada uno de los estados después de k pasos. Por tanto, la matriz de transición y el vector de estado inicial determinan los demás vectores de estado posibles.

El proceso de cadenas de Markov puede alcanzar un equilibrio, es decir, converge a un vector de estado estacionario en el largo plazo. Si se cumple lo anterior, cuando $k \rightarrow \infty$ entonces P^k tiende a una matriz.

$$A = \begin{pmatrix} u_1 & u_2 & \cdots & u_n \\ u_1 & u_2 & \cdots & u_n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u_1 & u_2 & \cdots & u_n \end{pmatrix} \quad (7)$$

donde cada fila es igual al siguiente vector y sus elementos suman uno.

$$u = (u_1 \ u_2 \dots u_n) \quad (8)$$

Entonces, u es un vector de estado estacionario para cualquier vector de probabilidad x , $xP^k \rightarrow u$ cuando $k \rightarrow \infty$. También el vector de estado estacionario es único y satisface que $uP = u$. Con el vector de estado estacionario se puede observar el comportamiento de las probabilidades de largo plazo.

Función de densidad

Por medio de funciones de densidad se pretende capturar las variaciones de la distribución del ingreso de forma continua, y la comparación en el tiempo permitirá inferir cambios sobre la misma.

Una función de densidad permite relacionar una probabilidad a cada observación de una variable determinada. Si se considera una variable aleatoria continua $X \in \mathfrak{R}$, su densidad puede representarse como $f(x)$ (Mendenhall y Reinmuth 1981).

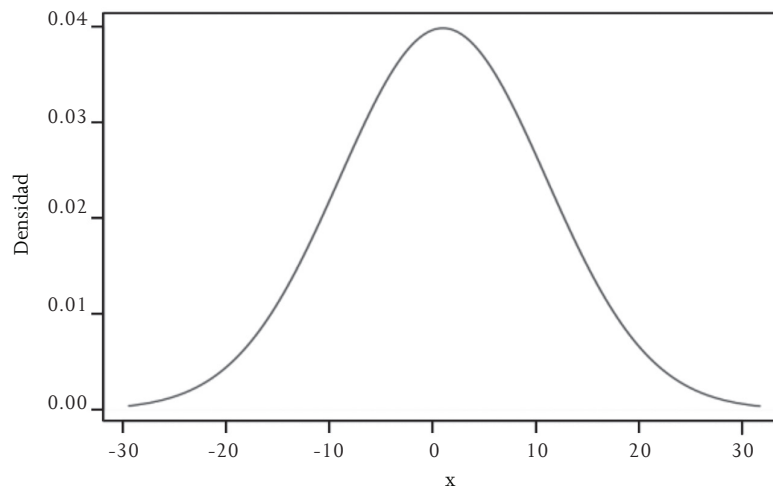
La figura 2 representa un modelo matemático de un histograma de frecuencias relativas, su distribución se aproxima a una normal. El área bajo la curva de la función es igual a uno.

La función de densidad tipo Gauss-kernel ($K(x)$), satisface:

$$\int_{-\infty}^{\infty} u(x) dx = 1 \quad (9)$$

Figura 2

Función de densidad



Fuente: elaboración propia.

El estimador de la función de densidad *kernel* es (Silverman 1986, 27):

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (10)$$

donde,

$$x = x + h \quad \forall x \in X$$

$$x_i = x - h \quad \forall x_i \in X$$

h = ancho de banda o parámetro suavizador⁵

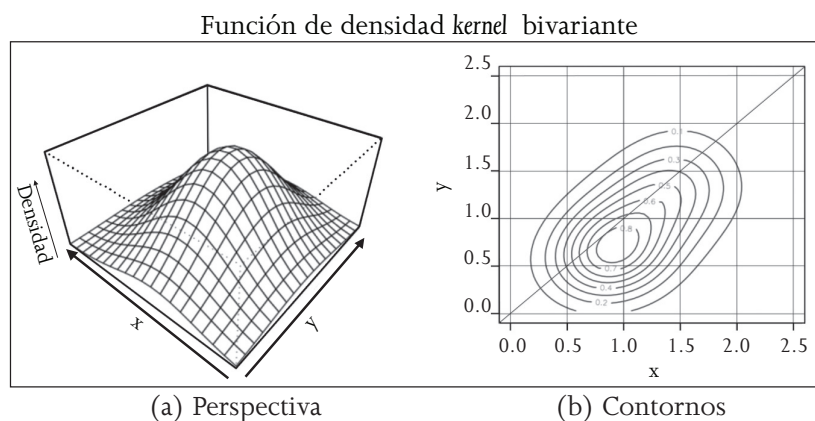
n = número de observaciones

⁵ Un rasgo importante de la función *kernel* es el ancho de banda, ya que determina su forma. Aquí el ancho de banda es $h = 0.9An^{-1/5}$ para una función *kernel* normal; propuesto por Silverman (1986).

En la función $h \rightarrow 0$, también es continua y diferenciable. En el caso de más de una variable, la función de densidad kernel normal de d dimensiones sería la siguiente:

$$K(x) = (2\pi)^{-\frac{d}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}x'x\right) \quad (11)$$

Figura 3



Fuente: elaboración propia.

La estimación de la densidad puede dar detalles como la oblicuidad y la multimodalidad de los datos, además de ser una herramienta ilustrativa y relativamente fácil de comprender. En la figura 3a está la gráfica de una función de densidad kernel gaussiana bivalente. Por otro lado, la 3b muestra los niveles de la densidad, y permite ver la concentración o dispersión de las observaciones.

Perfil socioeconómico de Coahuila y sus municipios

Coahuila es el tercer estado más grande de México, su extensión representa 7.7 por ciento del territorio nacional; está ubicado en la frontera norte, y cuenta con 38 municipios.

Población de Coahuila, 1970-2000

En el año 2000, la población de Coahuila era de 2 298 070 personas; 49.6 por ciento de hombres y 50.4 de mujeres, con una densidad de 15 habitantes por km² (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, INEGI 2001). La tasa de crecimiento demográfico coahuilense se ha reducido drásticamente; de 1970 a 1980 fue de 3.4 por ciento, mientras que en 1990-2000 sólo hubo un aumento de 1.5.⁶ En las tres décadas consideradas, la población creció 2.4 por ciento anual.

Saltillo, Torreón, Monclova, Piedras Negras y Acuña contaban, en el año 2000, con más de cien mil habitantes, y tuvieron tasas de crecimiento altas en el periodo completo. Entre los municipios con población menor, pero con tasas de crecimiento mayores a 2 por ciento estaban Nava, Frontera, Hidalgo, Matamoros y Ramos Arizpe.

Las ciudades fronterizas han tenido un incremento significativo en su volumen poblacional, mientras que Saltillo y Torreón siguen siendo polos importantes de crecimiento. Sin dejar de lado a Monclova, que supera los 100 mil habitantes desde 1980.

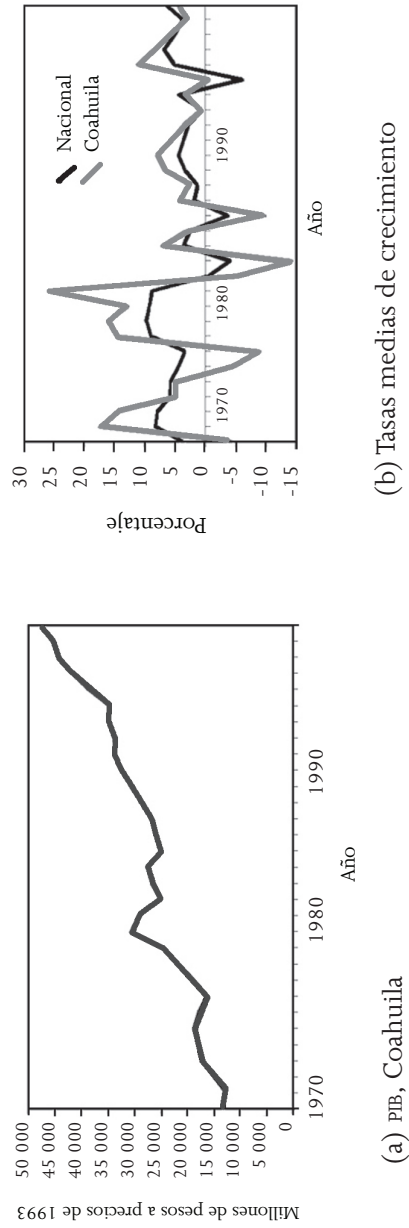
En Coahuila, la tasa de analfabetismo en 1970 fue de 12.4 por ciento y disminuyó a 3.7 en el año 2000, en promedio el decrecimiento anual fue de -3.9. En este mismo año, los municipios con menos de 3.5 por ciento de personas analfabetas respecto a la población de 15 años y más fueron Acuña, Sabinas, Piedras Negras, Saltillo, San Juan de Sabinas, Monclova y Torreón; pero en Candela y General Cepeda, las tasas de analfabetismo fueron superiores a 10 por ciento.

En cuanto a la educación, los datos muestran que en Coahuila, 45.2 por ciento de las personas de 15 años y más tenían rezago educativo en el año 2000, esto se refiere a la población con educación básica inconclusa. La tasa media de crecimiento en dicho rubro para 1990-2000 fue de -0.7 por ciento. El rezago educativo nacional en 1990 representó 62.8 y diez años después era 53.1 por ciento de la población de 15 años y más (INEGI 2004).

⁶ Las tasas medias de crecimiento anual se calcularon con la fórmula: $TMCA = \left[n - \sqrt[n]{\frac{VF}{VI}} - 1 \right] * 100$ donde, n es el número de años, VF representa el valor final y VI el inicial.

Figura 4

Producto interno bruto, 1970-2000



Fuente: elaborado con datos de Germán (2006) e INEGI (1987; 1991 y 2001).

Por otra parte, el índice de marginación muestra que sólo Coahuila, Baja California, Nuevo León y el Distrito Federal tenían un grado muy bajo, y representaban 18 por ciento de la población del país; el de Coahuila fue de -1.202 en el año 2000 (Ávila et al. 2001).

Aspectos económicos de Coahuila, 1970-2000

El PIB de Coahuila en el año 2000 fue de 47 589 millones de pesos a precios constantes, y representaba 3.2 por ciento de la producción del país; y en 1970 fue de 2.8 del PIB nacional. El estado tuvo un crecimiento promedio anual de 4.3 por ciento en 1970-2000, en la figura 4a se presenta una gráfica con la evolución del PIB en dicho lapso.

En la figura 4b se observa que las tasas de crecimiento de Coahuila antes de 1990 tenían variaciones superiores a las del país. En 1972-1973, su tasa media fue superior a 14.0 por ciento, mientras que México creció alrededor de 8. El crecimiento de la economía nacional disminuyó en 1977 y en Coahuila el decrecimiento fue de 9 por ciento. En 1981, el país sólo había crecido 8.8 por ciento y el estado incrementó su producción en 25. Después de las reformas estructurales y la apertura comercial de 1985, la desviación del crecimiento estatal respecto al nacional disminuyó, y después de 1990 el estado creció por encima del país. El PIB per cápita de Coahuila en el año 2000 fue de 20 308 pesos constantes, y ocupó el séptimo lugar nacional.

Dinámica de la distribución del ingreso entre los municipios de Coahuila

Los datos: ingreso municipal de Coahuila

El método utilizado para calcular los ingresos municipales per cápita es el de agregación de rangos salariales, implementado por Mendoza (2006, 63), basado en la ecuación siguiente:

$$\frac{Y_e}{P_e} = \sum_m \frac{\sum_i (S_{i,m} R_{i,m})}{P_m} \quad (12)$$

donde,

Y_e = ingreso de la entidad

P_e = población de la entidad

$S_{i,m}$ = i -ésimo grupo de ingreso en nuevos pesos (1970-1980) o el i -ésimo rango salarial (1990-2000) del municipio m

$R_{i,m}$ = población del i -ésimo grupo de ingresos (1970-1980) o del i -ésimo rango de ingresos salariales (1990-2000) del municipio m

P_m = población municipal

Para los años 1970 y 1980 se utilizaron datos de los censos IX y X de población y vivienda.⁷ En estos casos, la información obtenida fue la población municipal y la económicamente activa (PEA), según grupos de ingreso mensual (Secretaría de Industria y Comercio, SIC 1971; Secretaría de Programación y Presupuesto, SPP 1983). Entonces, se calculó $S_{i,m}$ como el ingreso diario en nuevos pesos según el grupo de ingresos, y se multiplicó por su PEA correspondiente, enseguida se dividió entre la población. Para convertir los ingresos municipales per cápita a precios constantes fue necesario estimar el índice de precios implícitos (IPI) del PIB.⁸

Por otro lado, a partir de los censos XI y XII de población y vivienda se obtuvo la PEA según rangos de salarios mínimos, así como la población municipal (INEGI 1991 y 2000). Ahora, $S_{i,m}$ representa el ingreso de salarios mínimos según el rango, se multiplica por su PEA correspondiente, y después se usa la población para calcular los ingresos municipales per cápita. Por último, al deflactar con el IPI se calculó el ingreso en términos constantes.⁹

⁷ Puede ser el caso de que los datos de ingresos reportados en el Censo general de población y vivienda se encuentren subestimados, lo cual podría alterar los resultados de las estimaciones realizadas. Véase Cortés et al. (2003), para ahondar acerca de las características de los ingresos del censo.

⁸ El IPI se calculó con datos del PIB a precios corrientes del INEGI, y la estimación del PIB estatal a precios de 1993 fue elaborada por Germán (2006).

⁹ En 1990, el IPI se aproximó con las estimaciones de Germán (2006), y para el año 2000 se obtuvo del INEGI.

El ingreso municipal per cápita relativo al promedio estatal

El cálculo de la variable ponderada fue propuesta por Quah (1993, 431), y consiste en dividir el ingreso constante municipal per cápita entre el promedio estatal.

$$\tilde{y}_m = \frac{y_m}{\bar{y}_e} \quad (13)$$

donde,

\tilde{y}_m = ingreso constante municipal per cápita relativo al promedio estatal

y_m = ingreso constante per cápita municipal

\bar{y}_e = promedio estatal $\left(\frac{\sum_m y_m}{m} \right)$

m = municipio, donde $m = 1, 2, \dots, 38$

Por tanto, se obtiene una medida en relación con el promedio estatal que se distribuye alrededor de la unidad. En adelante se hará referencia a \tilde{y}_m como el ingreso municipal relativo.

Dinámica de la distribución municipal del ingreso: cadenas de Markov

El primer paso es definir los rangos de ingreso relativo, es decir, los estados entre los cuales transitarán los municipios.¹⁰ El valor máximo promedio del ingreso municipal relativo en las cuatro observaciones decenales fue 1.71, y el mínimo de 0.49, este intervalo se dividió en quintiles:

Rango I: ≤ 0.73

Rango II: 0.74-0.98

Rango III: 0.99-1.22

Rango IV: 1.23-1.47

Rango V: >1.47

¹⁰ En esta sección, cuando se habla de estado se hace referencia a una posición en la distribución.

Los rangos utilizados son arbitrarios. En este caso se eligió dividir en quintiles debido a que es la forma más común de analizar la distribución del ingreso en el ámbito internacional, y proporciona intervalos homogéneos. Los municipios que ocuparon el rango II en 1970-2000 fueron Ocampo, Castaños, Parras, Nadadores y Cuatro Ciénegas; sólo Zaragoza permaneció en el III durante todo el periodo, y ninguno del IV fue constante en las cuatro observaciones. Piedras Negras mantuvo un ingreso superior a 1.47 veces el promedio estatal, y Acuña, Torreón, Saltillo, Monclova y Sabinas conservaron uno relativo en un intervalo de 1.23 a más de 1.47 veces el promedio estatal.

Vectores de estado inicial

El vector de estado inicial ($x^{(0)}$) se construyó a partir de los municipios que estaban en el año inicial en cada rango, en relación con el total. En la figura 5 se presentan los vectores correspondientes a cada año inicial.

Figura 5

Vectores de estado inicial, 1970-1990 (suma por filas = 100)

Año	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47
1970	0.31	0.24	0.16	0.16	0.13
1980	0.24	0.34	0.11	0.18	0.13
1990	0.13	0.42	0.24	0.16	0.05

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

En el vector de estado inicial de 1970, 31 por ciento de los municipios de Coahuila estaban en el primer rango de ingreso, 24 en el segundo, 16 en el tercero y cuarto y 13 en el quinto. En la década siguiente, 34 por ciento de los municipios estaba en el segundo rango, 24 ocupaba el primero y el resto se distribuía en los últimos tres. En 1990, todos se concentraban en el segundo, sin embargo,

los rangos extremos tenían una cantidad menor, y el porcentaje que ocupaba el tercero superaba 24 por ciento. Viesca, General Cepeda, Arteaga, Escobedo, Candela, San Pedro y Juárez permanecieron en el primero en las tres décadas. Las condiciones fueron diferentes en Piedras Negras, Acuña, Torreón, Saltillo, Monclova y Sabinas, que durante dicho lapso estuvieron en el cuarto y quinto.

Matrices de transición

Para construir la matriz de transición se aplicó el estimador de máxima verosimilitud a los datos de ingreso municipal relativo, y en ella se incluyó una columna con el número de municipios ubicados en cada rango, según su posición inicial.

El primer elemento de la matriz de transición 1970-1980 (véase figura 6) indica que 67 por ciento de los municipios que iniciaron en el rango 1 se mantuvieron en ese mismo nivel de ingreso y sólo 33 por ciento de ellos se movió hacia uno mayor.¹¹ En el segundo

Figura 6

Matriz de transición 1970-1980

1970	1980					m*
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47	
≤ 0.73	0.67	0.33	0.00	0.00	0.00	12
0.74-0.98	0.11	0.78	0.00	0.00	0.11	9
0.99-1.22	0.00	0.33	0.34	0.33	0.00	6
1.23-1.47	0.00	0.00	0.33	0.50	0.17	6
> 1.47	0.00	0.00	0.00	0.40	0.60	5

* En este cuadro y los que le siguen, m representa el número de municipios dentro de cada rango (ver ecuación 14).

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

¹¹ El proceso de Markov modela al hecho de mantenerse en un mismo rango (en este caso de ingreso) como probabilidades, así como a transitar hacia otro mayor o menor.

rango se encontró una incidencia alta (78 por ciento) de mantenerse y sólo 11 se movió hacia un nivel de ingreso menor. Para el tercero, las probabilidades fueron similares entre permanecer o moverse a un rango superior o inferior, aproximadamente de 33 por ciento. Enseguida se observó que 50 por ciento de los municipios que iniciaron en el rango IV se mantuvieron ahí, y 60 permaneció en el V, y 40 por ciento disminuyó su nivel de ingreso. La mayor concentración de municipios fue en el rango I y II, además, la probabilidad de quedarse en su posición original era alta.

Figura 7

Matriz de transición 1980-1990

1980	1990					m
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47	
≤ 0.73	0.44	0.56	0.00	0.00	0.00	9
0.74-0.98	0.08	0.77	0.15	0.00	0.00	13
0.99-1.22	0.00	0.25	0.50	0.25	0.00	4
1.23-1.47	0.00	0.00	0.57	0.29	0.14	7
> 1.47	0.00	0.00	0.20	0.60	0.20	5

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

En la matriz de transición de la figura 7 se observa un incremento en las probabilidades de transición hacia rangos intermedios del ingreso, es decir, en el primero se mantuvo 56 por ciento de los municipios. Mientras que la posibilidad de quedarse en el II fue similar al de la matriz anterior. Incrementó la probabilidad de mantenerse en el III y, en relación con la matriz de transición anterior, aumentó la de moverse hacia este rango, ya que se inició en el cuarto intervalo; 20 por ciento se mantuvo en el quinto, mientras que 60 por ciento de posibilidades se movieron hacia el IV. Entonces, la tendencia fue a concentrarse en los rangos intermedios de ingreso.

En 1990-2000, 60 por ciento de los municipios (véase figura 8) se mantuvieron en el rango I. Sin embargo, para 1990 sólo había cinco en el primer intervalo, pero 40 por ciento pasó al siguiente estrato, mientras la probabilidad de moverse a este nivel era de 37 por ciento, dado que el municipio inició en el segundo rango. Existía la probabilidad de 13 por ciento de transitar al III. Para el tercer intervalo, 33 por ciento de los municipios se desplazaron hacia el IV. Los que iniciaron en el cuarto nivel de ingreso tuvieron 33 por ciento de probabilidad de incrementarlo hacia el más alto, y 17 de disminuirlo. Había una probabilidad igual de permanecer o disminuir los ingresos en el caso de los municipios del rango V. En la matriz de transición 1990-2000, la diagonal principal presentó una persistencia de aproximadamente 50 por ciento.

Figura 8

Matriz de transición 1990-2000

1990	2000					m
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47	
≤ 0.73	0.60	0.40	0.00	0.00	0.00	5
0.74-0.98	0.37	0.50	0.13	0.00	0.00	16
0.99-1.22	0.00	0.22	0.45	0.33	0.00	9
1.23-1.47	0.00	0.00	0.17	0.50	0.33	6
> 1.47	0.00	0.00	0.00	0.50	0.50	2

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

En la matriz que considera el periodo completo (véase figura 9), las probabilidades de transitar hacia un nivel menor fueron más altas para los rangos IV y V. En el primero la de permanecer fue casi 60 por ciento y de 78 de que los municipios que iniciaron en el rango II no se movieran. Para el III, la oportunidad de pasar al nivel más bajo de ingreso era de 17 por ciento igual a la de desplazarse al segundo intervalo, y 33 de probabilidad de permanecer. Casi la mitad de los municipios se ubicaron en el primer y segundo rangos,

la probabilidad de salir de esta posición fue de 11 por ciento, para los nueve del II.

Figura 9

Matriz de transición 1970-2000

1970	2000					m
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47	
≤ 0.73	0.59	0.33	0.08	0.00	0.00	12
0.74-0.98	0.11	0.78	0.00	0.11	0.00	9
0.99-1.22	0.17	0.17	0.33	0.33	0.00	6
1.23-1.47	0.00	0.00	0.67	0.00	0.33	6
> 1.47	0.00	0.00	0.00	0.80	0.20	5

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

Segundo estado de transición

El segundo estado de transición indica la probabilidad de que un municipio cambie de rango en el periodo siguiente, en este caso en la década posterior. Esto quiere decir que la matriz obtenida en la sección anterior se itera elevando al cuadrado las probabilidades correspondientes. Por tanto, el resultado es una proyección de la distribución del ingreso entre los municipios de Coahuila.

En 1970, 12 municipios tenían un ingreso inferior a 73 por ciento del promedio estatal, de los cuales 48 por ciento permanecerían en el rango de ingreso menor, según la matriz de 1970-1980 (véase figura 10). Los nueve municipios que en 1970 estaban en el rango II tenían una probabilidad de 64 por ciento de mantenerse, mientras que la de moverse hacia el V fue de 15. Al hacer una comparación con la matriz de transición original, se puede observar un incremento de la probabilidad de moverse hacia los niveles intermedios de la distribución, es decir, según las condiciones iniciales, la tendencia sería a concentrarse en dichos niveles. Con la estructura de la matriz, también se puede deducir que la tendencia de los mu-

nicipios era a concentrarse en el rango II, resultado consistente con la figura 7.

Figura 10

Matriz de segundo estado de transición, 1970-1980

1970	1980				
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47
≤ 0.73	0.48	0.48	0.00	0.00	0.04
0.74-0.98	0.16	0.64	0.00	0.05	0.15
0.99-1.22	0.04	0.37	0.22	0.28	0.09
1.23-1.47	0.00	0.11	0.28	0.43	0.18
> 1.47	0.00	0.00	0.13	0.44	0.43

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

En la matriz 1980-1990 (véase figura 11) se indica que para la década siguiente fueron mayores las probabilidades de que los municipios de los rangos extremos se movieran hacia los intermedios. La probabilidad de que un municipio ubicado en el primer rango pasara al segundo fue de 67 por ciento. Los que iniciaron en el III tenían una probabilidad cercana a la unidad de que en la década siguiente se distribuyeran en el II, III y IV. En los dos últimos rangos

Figura 11

Matriz de segundo estado de transición, 1980-1990

1980	1990				
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47
≤ 0.73	0.24	0.67	0.09	0.00	0.00
0.74-0.98	0.09	0.67	0.20	0.04	0.00
0.99-1.22	0.02	0.32	0.43	0.20	0.03
1.23-1.47	0.00	0.14	0.48	0.31	0.07
> 1.47	0.00	0.05	0.48	0.34	0.13

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

se observa una probabilidad superior a 50 por ciento de desplazamiento a un nivel inferior de ingreso. Entonces, la matriz original es congruente con la iteración realizada, ya que presenta mayores probabilidades de transitar a niveles intermedios. Dicha estructura se conserva en la matriz de segundo estado de transición 1980-1990. Por tanto, si se mantuvieran las condiciones de los años setenta y ochenta habría una tendencia hacia la concentración de los municipios en los niveles intermedios de ingreso, mayormente hacia el segundo rango.

La iteración de la matriz de transición 1990-2000 (véase figura 12), presenta probabilidades altas en la diagonal principal, excepto en el rango III. Para la década siguiente existía una probabilidad superior de que los municipios del rango I permanecieran (51 por ciento) y 44 por ciento de que transitaran al II. La probabilidad de distribución de los 16 municipios que iniciaron en el nivel II era de 43 por ciento de quedarse en el mismo rango y 41 de moverse al inferior. En el intervalo III, las probabilidades seguían concentradas en los tres rangos centrales. La posibilidad de que los municipios que iniciaron en el rango IV no se desplazaran era de 47 por ciento, mientras de 33 que pudieran moverse al ingreso más alto. Por último, la probabilidad de que los municipios con percepciones más altas se mantuvieran en los dos rangos mayores era superior a 90 por ciento en la década siguiente. En esta matriz hay una mayor

Figura 12

Matriz de segundo estado de transición, 1990-2000

1990	2000				
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47
≤ 0.73	0.51	0.44	0.05	0.00	0.00
0.74-0.98	0.41	0.43	0.12	0.04	0.00
0.99-1.22	0.08	0.21	0.28	0.32	0.11
1.23-1.47	0.00	0.04	0.16	0.47	0.33
> 1.47	0.00	0.00	0.08	0.50	0.42

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

concentración de probabilidades de transición hacia los extremos de la distribución.

La matriz de segundo estado de transición para el periodo completo (véase figura 13) indicó una probabilidad de 90 por ciento de que los municipios que se encontraban en el nivel más bajo de ingreso se mantuvieran en el primer y segundo rango para la última década. En tanto, la probabilidad de que no hubiera cambio en el nivel de ingresos del segundo intervalo era de 64 por ciento, sólo 15 se movería al inferior y 35 al intermedio. Es posible que 49 por ciento de los municipios que iniciaron en el rango IV permanecieran ahí en el periodo siguiente, y 44 pudiera moverse hacia niveles menores de ingreso. En la iteración de esta matriz se puede observar una probabilidad superior a 50 por ciento de que los municipios que iniciaron en el rango superior se desplazaran a los inferiores. Esto se pudo deber a los movimientos en las décadas intermedias. La persistencia en los rangos II y IV fue alta, y dadas las condiciones de 1970, existía casi 70 por ciento de posibilidad de que un municipio ubicado en el rango V se moviera a los inferiores del ingreso relativo.

Figura 13

Matriz de segundo estado de transición, 1970-2000

1970	2000				
	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47
≤ 0.73	0.39	0.47	0.08	0.06	0.00
0.74-0.98	0.15	0.64	0.08	0.09	0.04
0.99-1.22	0.17	0.24	0.35	0.13	0.11
1.23-1.47	0.11	0.11	0.22	0.49	0.07
> 1.47	0.00	0.00	0.53	0.16	0.31

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

Vectores de estado estacionario

Los vectores de estado estacionario son los fijos, a los que converge el proceso de cadenas de Markov cuando $k \rightarrow \infty$, que surgen de multiplicar:

$$x^{(0)} P^k \quad (15)$$

donde, $x^{(0)}$ es el vector de estado inicial y P es la matriz de transición.

En este caso, los vectores de probabilidad de largo plazo o estacionarios convergen a siete decimales, e indican el comportamiento que tendrían las distribuciones de mantenerse constantes las condiciones iniciales.¹²

Figura 14

Vectores de estado estacionario, 1970-2000

Periodo	≤ 0.73	0.74-0.98	0.99-1.22	1.23-1.47	> 1.47	Iteraciones
1970-1980	0.11 (4)	0.35 (13)	0.12 (5)	0.23 (9)	0.19 (7)	94
1980-1990	0.07 (3)	0.49 (19)	0.30 (11)	0.12 (4)	0.02 (1)	62
1990-2000	0.21 (8)	0.23 (9)	0.13 (5)	0.26 (10)	0.17 (6)	237
1970-2000	0.18 (7)	0.41 (15)	0.18 (7)	0.16 (6)	0.07 (3)	57

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

En la figura 14, cada fila representa el vector de probabilidades de largo plazo del lapso indicado, y entre paréntesis se indica el número de municipios que estarían en cada rango. Si se mantienen las condiciones de la distribución de municipios de 1970 y se considera la variación de 1980, después de 94 periodos habría cuatro en el rango I de ingreso relativo, 13 en el II, 5 estarían en el intervalo III, 9 en el IV y 7 en el V. Las condiciones cambian cuando se considera la distribución 1980-1990; los rangos II y III concentran 79 por ciento de los municipios. Sólo tres tendrían un nivel de ingreso relativo

¹² Para facilitar la interpretación, sólo se utilizan dos decimales en los vectores de estado estacionario.

inferior o igual a 0.73 y cinco estarían en los dos rangos superiores al transcurrir 62 periodos.

Si se considera la distribución de los municipios según su nivel de ingresos en 1990-2000, su estabilización se tardaría 237 periodos. Por supuesto, de mantenerse las condiciones de ingreso de forma similar a la década de 1990-2000. Lo anterior sugiere un proceso muy débil de convergencia entre municipios, o uno muy fuerte de divergencia. La distribución muestra que ya no hay concentración en el centro. Ahora, los dos rangos iniciales abarcan 44 por ciento de los municipios, mientras que 43 tendría un ingreso relativo superior a 1.23.

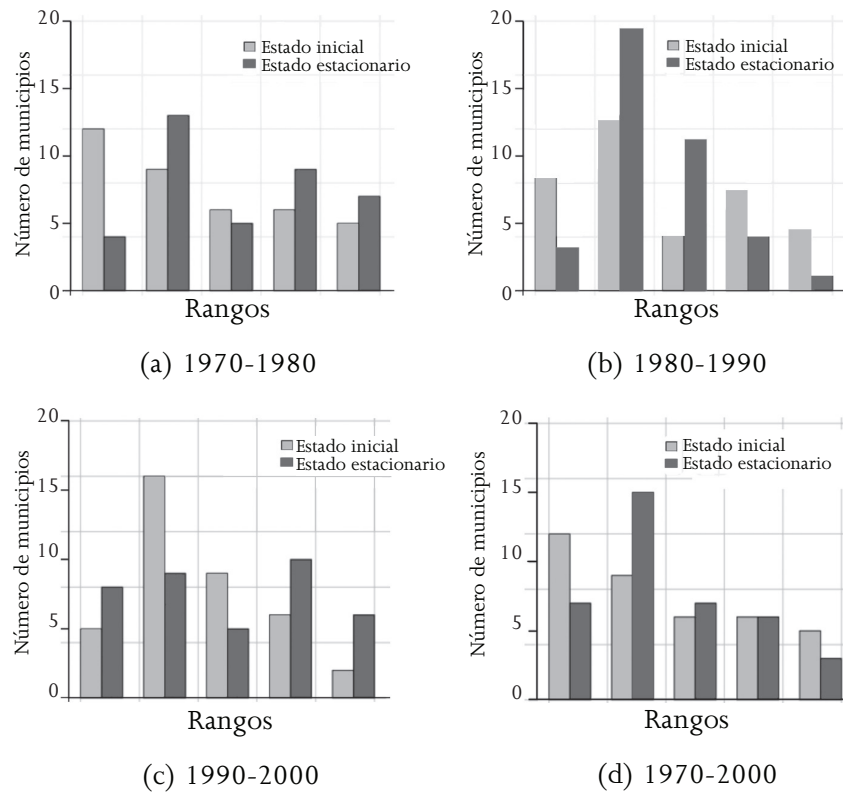
Cuando se consideran los años extremos y no cambian las condiciones de 1970, el rango II tiene 41 por ciento de los municipios, el I y el III tendrían 18 cada uno, en el rango IV estaría 6 por ciento de los municipios y sólo un porcentaje de 7 alcanzaría un nivel de ingreso relativo superior a 1.47.

En la figura 15a, donde el vector de estado inicial corresponde a 1970, disminuyó la proporción de municipios ubicados en el primer rango; ocho transitaron hacia un nivel mayor de ingresos. En el rango II, sólo uno cambió de posición. Por otro lado, en el largo plazo habrá más municipios en el II, y en menor medida en los dos rangos superiores. Al comparar los vectores cuyo año inicial es 1980 (véase figura 15b), resulta sobresaliente que el número de municipios que ocuparían el rango II sería superior al que se presentó tomando las condiciones iniciales de la década anterior. En el tercer nivel de ingresos hubo una reacción contraria a la del periodo anterior, en este caso los municipios que ocuparían este intervalo de ingreso relativo pasarían de 13 a 19 en el largo plazo.

En 1990 hubo un cambio en la distribución respecto a lo sucedido en la década anterior, debido a que el número de municipios del rango intermedio se redujo (véase figura 15c). Al comparar los municipios distribuidos según los vectores de largo plazo y el de estado inicial, hubo una disminución en los rangos II y III, pero un incremento en el I, IV y V. En el caso del V rango de ingresos, pasó de dos a seis municipios en el largo plazo. Entonces, hubo una separación de la distribución cuyo centro estaba en el II y IV.

Figura 15

Distribución de los municipios
según el estado inicial y el estado estacionario



Fuente: elaboración propia, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

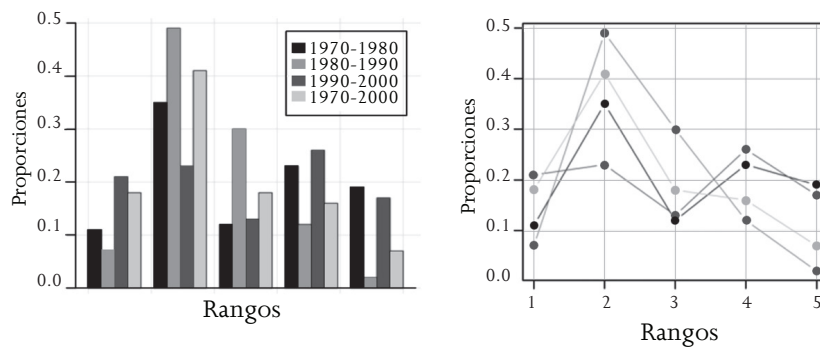
Para el periodo completo (véase figura 15d), sólo en los rangos I y V habría una disminución de los municipios que tenían ese nivel de ingresos en 1970. Según las condiciones de dicha década, en el largo plazo el rango II tendría 15 municipios, tras haber iniciado con nueve.

En la figura 16 se presenta la tendencia de los vectores de estado estacionario para todos los periodos. La forma de la distribución de

1970-1980 y 1970-2000 siguió una tendencia similar. Entre 1980-1990 la mayor concentración de municipios fue en el segundo rango, mientras que hubo una tendencia decreciente hacia el v intervalo. Por tanto, habría convergencia al nivel de ingresos II. Entre 1990 y 2000, las condiciones de la distribución cambiaron y el vector de largo plazo se separó, y surgieron dos picos en los rangos II y IV.

Figura 16

Tendencia de los vectores de estado estacionario



Fuente: elaboración propia, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

Para comprobar la existencia de un cambio entre las distribuciones de los vectores de estado estacionario se aplica una prueba χ^2 , las hipótesis son las siguientes:

$$H_0 : F_1(x) = F_2(x)$$

$$H_1 : F_1(x) \neq F_2(x)$$

La hipótesis nula es la igualdad de dos distribuciones. En el primer renglón de la figura 17 la distribución de largo plazo, 1970-1980, es estadísticamente diferente del vector 1980-1990, con una probabilidad de 96 por ciento. En cambio, se acepta que las distribuciones del estado estacionario de 1990-2000 y 1970-2000 son iguales.

Figura 17

Prueba χ^2 sobre dos distribuciones. Significancia estimada

Periodo	1970-1980	1980-1990	1990-2000	1970-2000
1970-1980	1.000	0.041	0.701	0.479
1980-1990	0.041	1.000	0.007	0.360
1990-2000	0.701	0.007	1.000	0.420
1970-2000	0.479	0.360	0.420	1.000

Fuente: cálculos propios, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

Para el vector 1980-1990 se rechaza la hipótesis nula de que esta distribución sea igual al vector de estado estacionario 1990-2000. Entonces, sí es posible decir que existe un cambio en la distribución de estos dos periodos, como se sugirió en las matrices de transición. Los resultados obtenidos con los vectores de convergencia son congruentes con lo que reflejaron las matrices de segundo estado de transición. En el 1970-1990 hubo un proceso de convergencia hacia el rango II, y para el último par de observaciones hubo una separación de la distribución del ingreso entre los municipios de Coahuila.

La dinámica de la distribución del ingreso: densidad *kernel*

Las funciones de densidad son una alternativa para ver los movimientos de la distribución del ingreso de forma continua, además permiten robustecer los resultados de las cadenas de Markov.

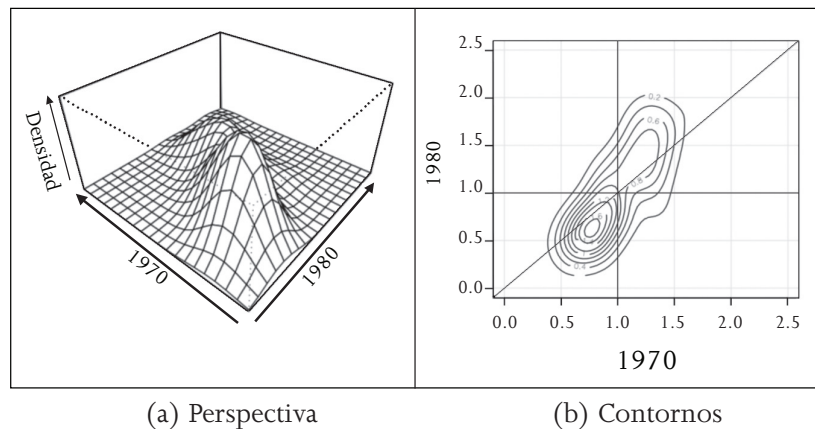
El eje de las ordenadas en la parte (a) de las figuras subsecuentes muestra la densidad acumulada de ingreso, y el de las abscisas consigna los movimientos en la distribución entre los años de interés. Por otro lado, en la parte (b) aparecen los contornos de la dinámica en la distribución entre los años correspondientes.

En la figura 18a, la masa de puntos se concentra en la diagonal de 45 grados, y esto significa que hay persistencia en la distribución

del ingreso relativo.¹³ En la figura 18b es posible ver la concentración en la parte inferior de ingreso relativo y un pequeño grupo que se separa en los niveles intermedios de ingreso.

Figura 18

Función de densidad kernel, 1970-1980



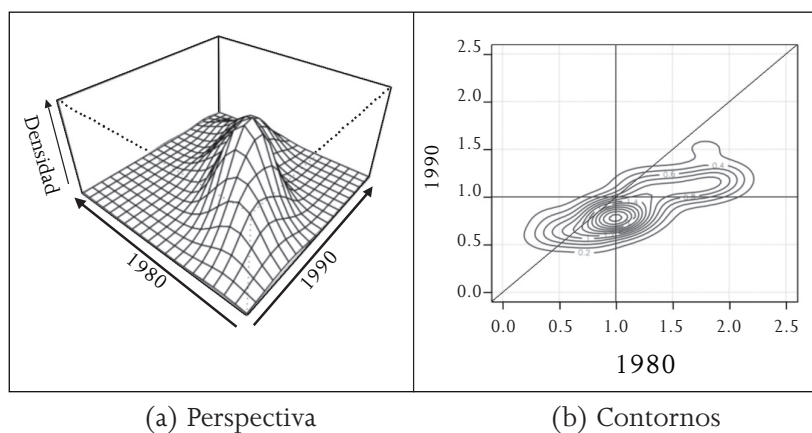
Fuente: elaboración propia, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

En 1970 había 12 municipios en el rango I, entre ellos destacan Viesca, General Cepeda, Abasolo, Matamoros, Arteaga, Escobedo y Guerrero, caracterizados por tener los mayores niveles de marginación de Coahuila, así como tasas altas de analfabetismo y mortalidad. En el II estaban: Jiménez, Ocampo, Castaños, Ramos Arizpe, La Madrid, Hidalgo, Parras, Nadadores y Cuatro Ciénegas, entre otros. Algunos de éstos se ubican cerca de los más grandes y desarrollados; Ramos Arizpe y Parras son vecinos de Saltillo, y Castaños colinda con Monclova. En los demás rangos se distribuyeron casi de forma equitativa los 17 restantes. La aglomeración en la figura 19a se compone de los municipios mencionados.

¹³ La finalidad de hacer referencia a la diagonal de 45 grados, que surge del origen en ambas gráficas de la densidad aunque sólo aparece en la de contornos, es tener un punto de comparación para los movimientos de la densidad.

Figura 19

Función de densidad kernel, 1980-1990



Fuente: elaboración propia, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

Para la década 1980-1990, en la figura 19a se puede ver una concentración mayor en el centro de la distribución, aunque todavía hay un grupo de municipios que se separan y lo hacen de manera menos pronunciada. En la figura 19b, la distribución de la probabilidad ha dado un giro hacia la derecha. Esto implica que es mayor la probabilidad de que un municipio tenga un ingreso cercano a la unidad, es decir, son más los que se concentran alrededor de la unidad.

En 1980 había 22 municipios que estaban en el primer y segundo rango del ingreso relativo, más de la mitad del total. Entre ellos, repetían posición General Cepeda, San Pedro, Francisco I. Madero, Viesca, Matamoros, Juárez, Jiménez, Candela, Abasolo, Cuatro Ciénegas y Lamadrid, entre otros. En la parte alta de la distribución del ingreso estaban Sabinas, Torreón, Piedras Negras, Monclova y ocho más en el cuarto y quinto rango. Por tanto, se puede concluir que había convergencia hacia los rangos cercanos a la unidad.

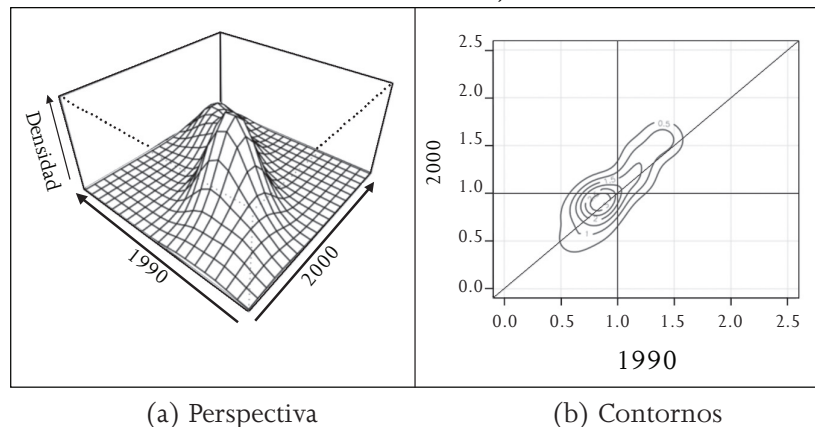
En la figura 19a la altura de la densidad es superior a la de la 20a. La gráfica da un giro en sentido contrario en relación con la década anterior, lo cual significa que aumentaron las probabilidades de que los rangos extremos tengan más municipios. El vector de estado inicial de 1990 (véase figura 11) tenía una distribución de cinco municipios en el rango I, 16 en el II, 9 en el III, 6 en el IV y sólo 2 en el V. En el I estaban Viesca, Escobedo, San Pedro, Francisco I. Madero y Matamoros, y en el V Piedras Negras y Acuña, aquí se concentraba 9 por ciento de la PEA de Coahuila.

En la figura 20b, la distribución de 1990 era similar a la del año 2000. Sin embargo, la concentración cercana a la unidad se debía a la alta cantidad de municipios que iniciaron en los rangos I y II; más de 50 por ciento.

Con el vector de estado estacionario 1990-2000 (véase figura 14), en el largo plazo 17 municipios estarían en el primer y segundo rango, 16 en el cuarto y quinto y sólo cinco en el intermedio, para alcanzar esta distribución tendrían que pasar 237 periodos. La distribución explica por qué disminuyó la altura de la densidad, figura

Figura 20

Función de densidad kernel, 1990-2000



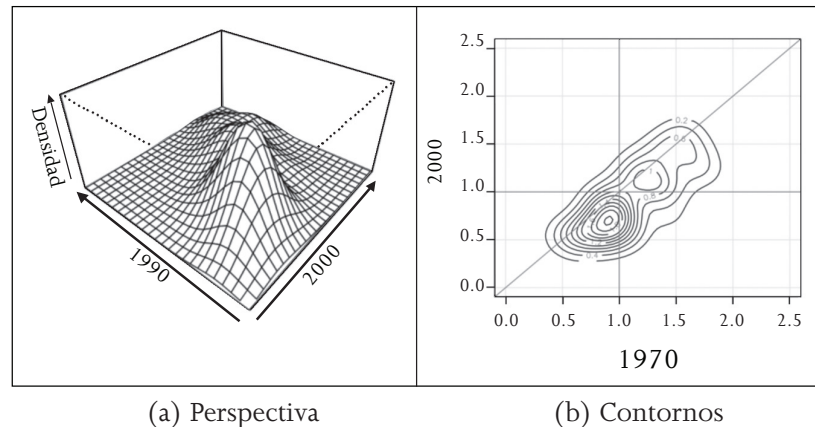
Fuente: elaboración propia, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

20a, pues hubo una distribución de la probabilidad más equitativa entre los cinco rangos con una tendencia a disminuir el número de municipios en el intermedio. Entonces, es posible la formación de dos picos donde se concentrarían alrededor de 40 por ciento de los municipios en cada rango, y terminaría la convergencia de la década anterior. En el año 2000, Piedras Negras, Torreón y Saltillo ocuparon el rango v y tenían 56.6 por ciento de la PEA de Coahuila.

En la figura 21a hay una concentración marcada en la diagonal de 45 grados, lo cual se puede respaldar con los resultados de la matriz de segundo estado de transición (véase figura 13), donde hay valores superiores a 50 por ciento de probabilidades de permanecer en su posición inicial, es decir, la distribución muestra persistencia. En la figura 21b, la concentración de municipios es muy pronunciada en la parte cercana a la unidad, se puede ver otra agrupación que está por encima, y en la parte alta existe un grupo pequeño que extiende la distribución. En el año 2000, los municipios que ocupaban el primer rango en su mayoría también estuvieron en esa posición en 1970. Hubo un incremento en los del tercer y cuar-

Figura 21

Función de densidad kernel, 1970-2000



Fuente: elaboración propia, con datos de INEGI (1987; 1991 y 2001).

to rango y una disminución en el quinto, sólo quedaron Piedras Negras, Torreón y Saltillo. En general, los municipios de Coahuila tienden a concentrarse alrededor del ingreso relativo unitario. Se podría concluir que hubo convergencia cuando todos tuvieron un ingreso relativo igual a uno, sin embargo, en algunos momentos se formaban clubes de convergencia hacia otro punto.

Conclusiones

En el país, la apertura comercial ha provocado gran interés en el análisis de la distribución del ingreso, y sobre todo en los cambios espaciales que este proceso ha traído consigo. Este artículo parte de que existe un proceso de convergencia antes de 1980, y una movilidad baja del ingreso municipal en 1970-2000.

El resultado del análisis de la dinámica del ingreso municipal de Coahuila permitió concluir que existió un proceso de convergencia hasta la década de 1980, y después se dio una separación en la distribución.

En particular, los municipios que en 1970 tenían los niveles más bajos de ingreso se mantuvieron en esos estratos hacia el año 2000; lo mismo sucedió con los de ingresos más altos. Por tanto, aunque la distribución del ingreso se concentró durante el periodo de convergencia, la posición ocupada por los municipios en los extremos permaneció, es decir, hubo una movilidad baja.

Las matrices de transición y los vectores de estado estacionario fueron congruentes en sus resultados. Para la década 1970-1980, la probabilidad de permanecer en el rango inicial fue alta, al iterar la matriz se observó una tendencia a la concentración de municipios en los ingresos relativos intermedios. El vector de estado estacionario mostró una disminución en el nivel más bajo de ingreso, transitando al segundo rango, donde se ubicó el grupo más grande de municipios en la década siguiente.

La tendencia continuó para 1980-1990, disminuyó la probabilidad de permanecer en los rangos extremos de la distribución y, por tanto, los municipios se agruparon en el II y III del ingreso relativo.

Y como estos últimos están cercanos a la unidad, entonces se puede decir que convergen al ingreso promedio estatal.

Para 1990 y 2000, la situación se modificó y el cambio más relevante fue la disminución de importancia del rango III. Los municipios que estuvieron en el II tuvieron una probabilidad mayor de transitar al nivel más bajo de ingreso, mientras que aumentó la de los que tenían un ingreso intermedio, para moverse a los rangos superiores del ingreso relativo. Por tanto, se puede decir que hubo una separación de la distribución. Si estas condiciones se mantienen, es evidente la polarización del ingreso municipal en Coahuila.

Piedras Negras, Acuña, Torreón, Saltillo, Monclova y Sabinas estuvieron en los dos rangos más altos del ingreso durante 1970-2000; y se caracterizaban por tener niveles de educación altos en comparación con los demás, y también destacaban en los otros rubros socioeconómicos presentados.

En el otro extremo de la distribución estaban Viesca, General Cepeda, Arteaga, Escobedo, Candela, San Pedro y Juárez, con el menor nivel de ingresos, y permanecieron en este rango durante todo el periodo. El sector primario fue su principal actividad en 1970, y varios de ellos siguieron así en el año 2000; son los que tienen los niveles más elevados de rezago educativo en la entidad.

La apertura comercial provocó un cambio en la distribución de las actividades económicas en el país, sin embargo, en Coahuila se observó un tránsito generalizado hacia las relacionadas con el sector terciario. Por tanto, durante el periodo de convergencia disminuyó el ingreso de los municipios que ocupaban los rangos superiores, y sucedió lo contrario con los situados en el nivel más bajo. A pesar de la reducción de ingresos, los municipios conservaron la posición, lo que se comprimió fue la distribución. De ahí se deriva el resultado de la persistencia, lo cual implica que los municipios que al principio eran ricos lo siguieron siendo y los pobres permanecieron así.

Cabe señalar que los municipios de Coahuila tuvieron una alta concentración alrededor de la unidad durante el lapso analizado. Éstos se aglomeraron por debajo de la media estatal, por tanto, aunque hubo algunos con ingresos muy altos, los de la mayoría fueron intermedios.

Para finalizar, hay que recordar que las distribuciones obtenidas corresponden a los datos que las subyacen, de forma tal que no son las únicas que en potencia existen. Además, las distribuciones en el estado estacionario no pueden ser tomadas como pronósticos de futuro, pues algunos eventos pueden alterar la forma de la distribución (como el ejercicio de la política pública). En lugar de esto, las distribuciones deben interpretarse como tendencias de las economías municipales de la entidad en las últimas décadas.

Recibido en noviembre de 2009

Aceptado en agosto de 2010

Bibliografía

- Aroca, Patricio, Miguel Bosch y William Maloney. 2005. *Spatial Dimensions of Trade Liberalization and Economic Convergence. Mexico: 1985-2002*. World Bank Policy Research. Working paper 3744.
- . 2003. *Is NAFTA polarizing Mexico? ¿Existe también el sur? Spatial Dimensions of Mexico's Post-liberalization Growth*. The World Bank. Mimeo.
- Ávila, José Luis, Carlos Fuentes y Rodolfo Tuirán. 2001. *Índices de marginación, 2000*. Consejo Nacional de Población (CONAPO). <http://www.conapo.gob.mx> (1 de septiembre de 2009).
- Chiquiar, Daniel. 2005. *Why Mexico's Regional Convergence Broke Down?* *Journal of Development Economics* 77: 257-275.
- Cortés, Fernando, Daniel Hernández, Enrique Hernández Laos, Miguel Székely y Hadid Vera Llamas. 2003. *Evolución y características de la pobreza en México en la última década del siglo xx*. *Economía Mexicana*. Nueva época XII (2): 295-325.

- Esquivel, Gerardo. 1999. Convergencia regional en México, 1940-1995. *El Trimestre Económico* 66: 725-761.
- Fuentes, Noé. 2007. Las disparidades municipales en México: un estudio desde la óptica de la desigualdad. *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía* 38 (150): 213-234.
- y Eduardo Mendoza. 2003. Infraestructura pública y convergencia regional en México, 1980-1998. *Comercio Exterior* 53 (11): 178-187.
- García-Verdú, Rodrigo. 2005. Income, Mortality and Literacy Distribution Dynamics Across States in Mexico: 1940-2000. *Cuadernos de Economía* 42: 165-192.
- Germán, Vicente. 2006. Crecimiento económico y convergencia regional en México. Tesis de doctorado en economía. Universidad de Barcelona.
- Guerrero, Roberto, Joana Chapa, Jorge Noel Valero y Marco Vinicio Gómez. 2006. El impacto de la geografía sobre la disparidad y el crecimiento regionales. *Ciencia UANL IX* (4): 400-407.
- Gutiérrez, Luis. 2007. Análisis regional de la distribución del ingreso y la desigualdad en México, 1990-2004. Tesis de doctorado en ciencias económicas. Universidad Autónoma de Baja California.
- Hernández, Enrique. 1984. La desigualdad regional en México 1900-1980. En *La desigualdad en México*, compilado por Rolando Cordero y Carlos Tello, 155-192. México: Siglo XXI.
- INEGI. 2008. Perspectiva estadística, Coahuila de Zaragoza.
- . 2004. El rezago educativo en la población mexicana.
- . 2001. XII Censo general de población y vivienda, 2000.

- _____. 1991. XI Censo general de población y vivienda, 1990.
- _____. 1987. Coahuila. Cuaderno de información para la planeación.
- Juan Ramón, Hugo y Luis Rivera Bátiz. 1996. Regional Growth in Mexico: 1970-1993. International Monetary Fund. Working paper 96/92.
- Kemeny, John, J. Laurie Snell y Gerald L. Thompson. 1965. *Introducción a las matemáticas finitas*. México: Continental, S.A.
- Kolman, Bernard. 1999. *Álgebra lineal con aplicaciones y MATLAB*. México: Prentice Hall.
- Mendenhall, William y James E. Reinmuth. 1981. *Estadística para administración y economía*. México: Grupo Editorial Iberoamérica.
- Mendoza, Jorge. 2006. Ingresos, integración económica y empleo en las ciudades fronterizas de México y Estados Unidos. *Economía Mexicana*. Nueva época xv (1): 31-66.
- Messmacher, Miguel. 2000. Desigualdad regional en México. El TLCAN y otras reformas estructurales. Documento de investigación no. 2000-4. Banco de México.
- Mizrahi, Abe y Michael Sullivan. 1999. *Matemáticas finitas con aplicaciones a la administración y economía*. México: Editorial Limusa.
- Partida, Virgilio y Rodolfo Tuirán. 2001. Índices de desarrollo humano, 2000. CONAPO. <http://www.conapo.gob.mx>
- Quah, Danny. 1997. Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. LSE Economics Department. Center for Economic Performance. Discussion paper No. 324.

- _____. 1996. Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *The Economic Journal* 106 (473): 1045-1055.
- _____. 1993a. Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review* 37: 426-434.
- _____. 1993b. Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis. LSE Economics Department.
- Rodríguez-Oreggia, Eduardo. 2007. Winners and Losers of Regional Growth in Mexico and their Dynamics. *Investigación Económica* LXVI (259): 43-62.
- Sastré, Myrna L., y Serge Rey. 2007. Movilidad espacial del ingreso en México. En *Reconstruir el desarrollo regional de México ante la recomposición del mundo*, compilado por Carlos Bustamante, Celia Hernández, Salvador Rodríguez y María Lourdes Sánchez. México: Asociación Mexicana de Ciencias para el Desarrollo Regional A.C.
- SIC. 1971. IX Censo general de población, 1970, estado de Coahuila.
- Silverman, Bernard. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Londres: Chapman & Hall.
- Solís, Leopoldo. 1985. *La realidad económica mexicana: retrovisión y perspectivas*. México: Siglo XXI.
- SPP. 1983. X Censo general de población y vivienda, 1980, estado de Coahuila.