

Análisis de las trayectorias de la marginación municipal en México de 1990 a 2010

*Delfino Vargas
Fernando Cortés¹*

Resumen

En un trabajo anterior hemos propuesto un índice alternativo al de Conapo, este índice permite saber si la marginación de los municipios ha mejorado o empeorado, y además tiene la característica de estar altamente correlacionado con aquél. En este artículo presentamos los resultados de un análisis longitudinal del índice alternativo cuyo propósito es estudiar la evolución que ha experimentado la marginación municipal entre 1990 y 2010. Esta estrategia emplea análisis de curvas latentes de crecimiento para datos longitudinales que aplicada a los municipios muestra la evolución de la marginación en el periodo considerado; las trayectorias resultantes se clasifican empleando análisis de clases latentes.

Los resultados informan de tres tipos de trayectorias lineales: *i*) un grupo está formado por los municipios que en 1990 tenían un índice de marginación elevado y que experimentaron un alza moderada pero sostenida hasta 2010; *ii*) un segundo grupo compuesto por municipios cuyas trayectorias inician en 1990 con niveles medios de marginación que se redujeron a una tasa quinquenal moderada; *iii*) el tercer grupo, con clara predominancia urbana, está conformado por municipios cuyos niveles de marginación eran bajos y decrecieron rápidamente. Estos resultados muestran que en los últimos cuatro quinquenios no ha tenido lugar el proceso de convergencia municipal, sino muy por el contrario uno de divergencia territorial.

¹ Este es uno de una serie de trabajos que realizaremos como parte del programa de investigación del Programa Universitario de Estudios del Desarrollo (PUED) de la UNAM. Con el propósito de dejar claramente establecido que los productos académicos son realizados con participación de ambos autores por igual, hemos decidido cambiar alternativamente el orden alfabético en las diversas publicaciones. Como este es el segundo trabajo que hemos realizado el orden alfabético está modificado.

Esta información posibilitará enriquecer los criterios de distribución de los recursos que se asignan a dichas divisiones político administrativas, ayudará a refinar la focalización territorial de los programas sociales existentes, y podrá usarse para orientar a los nuevos.

Palabras clave: índice de marginación, convergencia territorial, desigualdad territorial, modelo longitudinal, análisis de clases latentes.

Abstract

Analysis of the trajectories of municipal marginalization in México from 1990 to 2010

In previous work we have proposed an alternative index to Conapo, this index shows whether the marginalization of the municipalities has improved or deteriorated, and also has the characteristic of being highly correlated with it. In this paper we present the results of a longitudinal analysis of an alternative index to study the trajectories of marginalization at the municipal level between 1990 and 2010. The strategy analysis uses latent growth curves for longitudinal data applied to municipalities and shows the evolution of marginalization in the period considered. The resulting trajectories are classified using latent class analysis.

The results indicate three types of linear trajectory classes: *i*) the first group formed by municipalities in 1990 with high deprivation index that experience a moderate but sustained growth towards the end of 2010; *ii*) a second group composed of municipalities whose trajectories started in 1990 with average levels of marginalization that fell to a moderate five-year rate; *iii*) the third group, with a clear predominance urban municipalities consists of municipalities with low marginalization index that decreased rapidly. These results show that in the last four data points a local convergence process has not taken place, but on the contrary one of territorial divergence.

This information will enable to enrich the criteria for the distribution of resources allocated to these political and administrative divisions, help refine territorial targeting of existing social programs and may be used to guide new allocation of programs.

Keywords: index of marginalization, territorial convergence, territorial inequality, longitudinal model, latent class analysis.

1. Introducción

El índice de marginación es una medida estadística diseñada para hacer visible la forma como enraiza el desarrollo socioeconómico sobre el territorio (Conapo y Progresá, 1998: 17). La clase de referencia de este concepto son unidades territoriales político administrativas tales como las entidades fede-

rativas, los municipios, las localidades o la Áreas Geográficas Estadísticas Básicas (AGEB) y no los individuos, como en el Índice Desarrollo Humano del PNUD.

Todas las variables que forman parte del índice de marginación son porcentajes calculados en alguna unidad político administrativa. Así por ejemplo, para los municipios del país el índice incluye entre otras, el porcentaje de población analfabeta de 15 años o más, el porcentaje de viviendas con hacinamiento y el porcentaje de población en localidades con menos de 5 000 habitantes. Para calcular el analfabetismo la referencia fueron las personas, para el hacinamiento las viviendas, y para la medida de “ruralidad” las localidades.

El índice ha sido útil para ordenar las unidades territoriales de marginación, ya sea en categorías de marginación (muy alta, alta, media, baja y muy baja) o bien jerarquizarlas por sus puntajes factoriales, pero sus resultados no deben emplearse para seguir la pista de la evolución de la marginación a lo largo del tiempo. En un trabajo anterior abordamos este problema y propusimos un índice alternativo, que sí permite saber si la marginación de los municipios ha mejorado o empeorado, y que además tiene la característica de estar altamente correlacionado con la medida de Conapo (Cortés y Vargas, 2011).

Desde nuestro punto de vista la correlación entre ambas mediciones es una condición muy importante para cualquier propuesta alternativa, considerando que a lo largo de los últimos veinte años el índice de marginación se ha utilizado profusamente en la distribución de recursos fiscales; para orientar la acción de programas sociales tales como Dotación de Piso Firme, Programa de Apoyo Alimentario, Progresía/Oportunidades y varios más; así como para realizar investigaciones en la academia.

En este artículo examinamos la posibilidad de clasificar las trayectorias de los municipios del país, basándonos en el índice que propusimos en el trabajo ya referido, pero no sólo de acuerdo con la posición de los puntajes del índice alternativo de marginación asociados a los municipios en la jerarquía en cada año, sino también tomando en cuenta la evolución que han experimentado entre 1990 y 2010. Esta información abre la posibilidad de enriquecer los criterios de distribución de los recursos que se asignan a dichas divisiones político administrativas; proporciona información que ayudará a refinar la focalización territorial de los programas sociales existentes, así como orientar a los nuevos, y a considerar una dimensión adicional en los análisis académicos.

2. Modelos de curvas latentes de crecimiento (CLC) y el modelo mixto de curvas latentes de crecimiento: conceptos básicos

Para lograr una mejor comprensión de los resultados que presentamos en la tercera sección, en ésta exponemos algunos conceptos básicos que son necesarios para comprender la manera en que usamos el modelo mixto de curvas latentes de crecimiento.² La exposición descansará en conceptos básicos de regresión lineal, lo que no sólo facilita entender el modelo de curvas latentes de crecimiento al incorporar las clases latentes, sino también ayuda en la interpretación de los resultados que se exponen en la sección 3, (para mayores referencias véanse Rogosa, Brandt y Zimowski, 1982; Willett y Sayer, 1994; Bollen y Curran, 2006; Little, 2013).

El modelo de curvas latentes de crecimiento (CLC)³ permite describir las trayectorias de las observaciones según el nivel inicial (o intersección) y la tasa de cambio en el tiempo (o pendiente) de los constructos latentes. Se ubica en el contexto de los modelos de ecuaciones estructurales, donde los parámetros (intersección y pendiente en el modelo lineal) se pueden ver como variables latentes que contienen una parte fija y otra aleatoria (Bollen y Curran, 2006; Little, 2013).

Por lo tanto, el modelo CLC contiene variables latentes y manifiestas; las variables latentes son la intersección y la pendiente; las variables manifiestas son los puntajes del índice alternativo de marginación a lo largo del tiempo (Muthen, 2001). Muthen plantea que conceptualizar los modelos longitudinales desde el enfoque de los modelos de ecuaciones estructurales expande su aplicación al dominio de las variables no métricas latentes que presentamos al final de esta sección. Desde esta perspectiva, los modelos de curvas latentes y los modelos con variables no métricas latentes se funden en una sola propuesta que permite el estudio de las trayectorias individuales agrupadas en tipos (o clases latentes), es decir, se trata de modelos mixtos de curvas latentes, estos modelos clasifican las trayectorias de curvas latentes de crecimiento en clases o tipologías de trayectorias. Ambas propuestas se explican enseguida.

El modelo de curvas latentes de crecimiento. El CLC contiene la intersección y la pendiente latentes, que describen el nivel inicial y la tasa de cre-

² En la bibliografía en inglés estos modelos suelen llamarse *latent growth mixture models* (LGMM) porque incorporan a los modelos de curvas de crecimiento la asignación de las trayectorias individuales en clases latentes (Muthen, 2001).

³ Estos modelos han recibido otros nombres en diferentes disciplinas: modelos lineales mixtos, modelos longitudinales jerárquicos (McArdle y Epstein, 1987; Muthen, 1991; Willett y Sayer, 1994).

cimiento de las variables, respectivamente. El modelo analítico se describe en la ecuación (Ec. 1).

$$\begin{aligned} y_{ij} &= \pi_{0j} + \pi_{1j}t_i + \varepsilon_{ij} \\ \pi_{0j} &= \beta_0 + r_{0j} \\ \pi_{1j} &= \beta_1 + r_{1j} \end{aligned} \quad \text{Ec. 1}$$

donde $i = 1, 2, 3, 4, 5$ denota los cinco quinquenios observados y $j = 1, 2, \dots, 2454$ representa a los municipios; en nuestro caso la variable de respuesta o dependiente, y_{ij} , son los puntajes del índice alternativo observados en el tiempo t_i . Ahora bien, en este modelo la intersección y la pendiente se simbolizan por los coeficientes π_{0j} , π_{1j} , respectivamente; y ε_{ij} representa término de error al tiempo i para el municipio j . Las pendientes aleatorias, π_{0j} y π_{1j} , se modelan con un componente fijo β_0 y β_1 , y una parte aleatoria, r_0 y r_1 . Cada uno de estos términos tiene asociadas sus respectivas varianzas, $\text{Var}(r_0) = \psi_{11}$ (variabilidad de la intersección), y $\text{Var}(r_1) = \psi_{22}$ (variabilidad de las pendientes), y finalmente la covarianza $\text{Cov}(r_0, r_1) = \psi_{12}$, que estima la asociación entre las intersecciones y las pendientes.

La figura 1 representa de manera sintética el problema de estimación que enfrentamos. Disponemos de los puntajes del índice alternativo de marginación que conforman las variables observadas (y_1, \dots, y_5) para los 2454 municipios medidas en cinco ocasiones. Por otra parte, suponemos que dichos puntajes responden a un modelo lineal en que las intersecciones y las pendientes son variables latentes con un componente fijo y otro aleatorio.

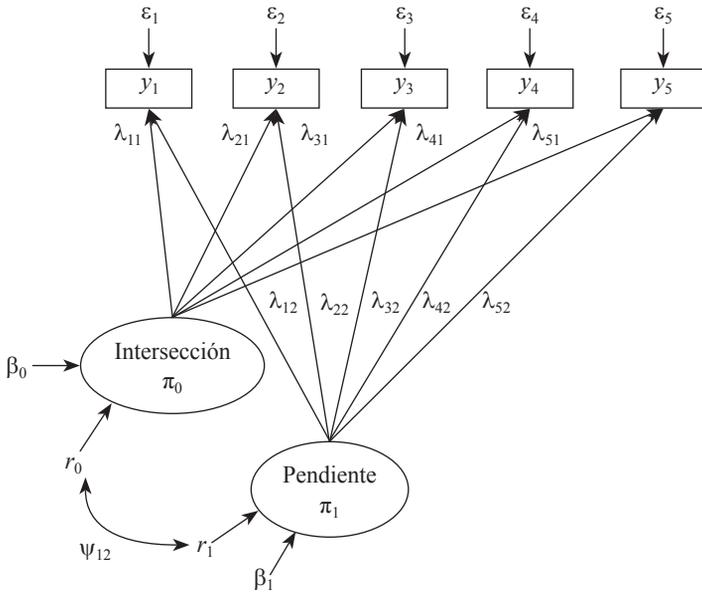
Las cargas o pesos de los indicadores asociados a la variable latente intersección, se denotan en la figura 1 por $\lambda_{11}, \lambda_{21}, \lambda_{31}, \lambda_{41}, \lambda_{51}$. Para ajustar el modelo las cargas se fijan en la unidad para indicar el nivel inicial (intersección). Los pesos asociados a la pendiente latente son $\lambda_{12}, \lambda_{22}, \lambda_{32}, \lambda_{42}, \lambda_{52}$ y se fijan en 0, 1, 2, 3 y 4, respectivamente, para indicar un ajuste lineal.⁴ Los errores o residuos $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5$, así como las intersecciones de y_1, y_2, y_3, y_4, y_5 , se fijan en cero.⁵ Sin embargo, la técnica no se limita a modelos lineales, permite declarar otro conjunto de pesos para la pendiente dependiendo del supuesto respecto a la tendencia de la variable latente (McArdle, 1986). De hecho, en la tercera sección de este trabajo presentamos el ajuste de un

⁴ El modelo cuadrático supone que en la figura 1 hay una tercera variable latente π_2 llamada "pendiente cuadrática" cuyas cargas $\lambda_{13}, \lambda_{23}, \dots, \lambda_{53}$, se fijan en 1, 4, 9, 16 y 25, respectivamente; indicando con ello la tendencia cuadrática.

⁵ Estas restricciones son necesarias para identificar el modelo de curvas latentes de crecimiento (Bolen y Curran, 2006: 36).

Figura 1

Diagrama conceptual de la curva latente de crecimiento para cinco ocasiones de medición que muestra el intercepto π_0 y la pendiente π_1



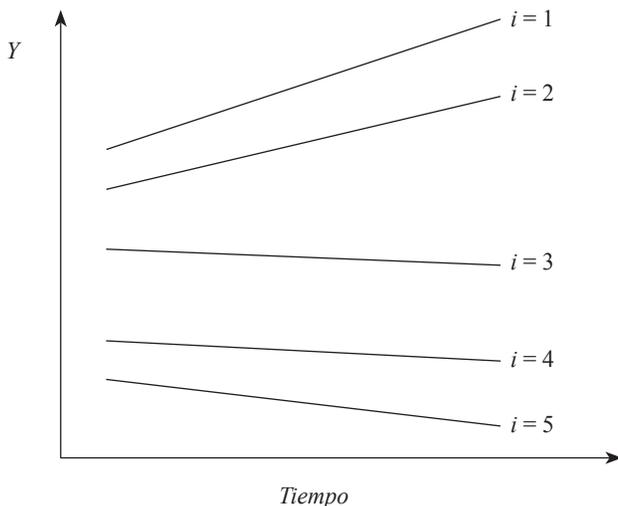
modelo parabólico, además de los resultados que obtuvimos para el modelo lineal.

El modelo de CLC permite analizar la evolución de las trayectorias individuales y evaluar el cambio y la estabilidad de la variable de respuesta (Wickrama, Lorenz y Conger, 1997); toma en cuenta las diferencias intra-individuales en varias formas: 1) cómo inicia el proceso —observando la intersección—, 2) cómo varía a lo largo del tiempo —analizando la pendiente—, 3) estudiar el posible comportamiento cuadrático de las trayectorias individuales y, 4) la posible correlación entre los parámetros ajustados expresados por la covarianza ψ_{12} .

La covarianza entre las intersecciones y la pendiente, ψ_{12} , expresa de manera sintética la relación entre el punto de partida y su cambio en el tiempo. Una covarianza positiva indica que los valores iniciales más altos están asociados con un crecimiento lineal también más alto, y viceversa, un valor inicial más bajo está relacionado con un decrecimiento sustancial a lo largo

Figura 2

Trayectorias individuales de cinco casos con covarianza positiva, $\psi_{12} > 0$



del tiempo (véase figura 2, en la cual se ilustran cinco casos con covarianzas positivas).

La ubicación de las trayectorias individuales al inicio de la medición se refleja en la intersección con el eje de las Y , y su varianza representa la heterogeneidad de las unidades en el tiempo en que inicia el estudio. La variabilidad de la pendiente es especialmente crítica, ya que los modelos de curvas latentes están especialmente diseñados para explicar el cambio.

Cuando no ha habido cambios significativos en las trayectorias del proceso que se estudia la pendiente tiende a cero. En general se espera que la intersección y la pendiente tengan variabilidad estadísticamente significativa para que el modelo muestre un buen ajuste. La media y la varianza de la pendiente latente describen la tendencia central y la dispersión de las pendientes para las trayectorias individuales.

El modelo mixto de curvas latentes de crecimiento (MCLC). El modelo MCLC se puede estudiar desde la perspectiva de modelos con mezclas. La idea básica de estos modelos fue propuesta por Newcomb hacia finales del siglo XIX; consiste en suponer que las observaciones están aparentemente desordenadas, pero que en realidad combinan observaciones provenientes de distintas funciones de distribución, distribuciones éstas que deben ser iden-

tificadas (Wedel y DeSabro, 2002). Habitualmente el usuario supone las distribuciones subyacentes (e.g., Normal, Binomial o Poisson). El análisis de clases latentes es una técnica estadística diseñada para identificar la función de distribución a la que pertenecen las observaciones, y con base en ellas se evalúa la probabilidad de pertenencia de los casos a los diferentes grupos o clases latentes.⁶

En esta investigación se utiliza el MCLC para identificar las clases latentes de municipios según sus trayectorias lineales (aunque más adelante consideramos también la posibilidad de trayectorias cuadráticas), lo que significa que los municipios se agrupan a partir de las intersecciones y pendientes de las trayectorias que han seguido en los últimos cinco quinquenios. La probabilidad de pertenencia de las trayectorias a los diversos grupos se calculan a partir de los modelos ajustados para dichos grupos y con estas probabilidades se conforman las llamadas clases latentes de trayectorias (Collins y Flaherty, 2002).⁷

La probabilidad de asignación de las trayectorias a las clases se obtiene a través de:

$$P(c_i = k | t) = \frac{\exp(\pi_{0k} + \pi_{1k}t)}{\sum_{s=1}^K \exp(\pi_{0s} + \pi_{1s}t)} \quad \text{Ec. 2}$$

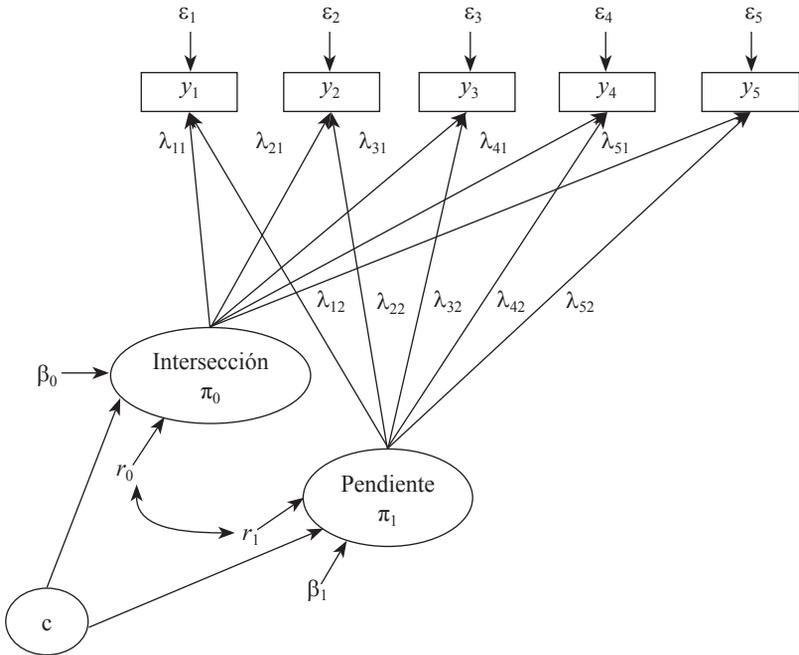
donde k representa una de las K clases y c_i la clase i -ésima; esta probabilidad se obtiene a través del ajuste de un modelo de regresión logística multinomial; $s = 1, 2, \dots, K$, simboliza a las K -clases.

⁶ El modelo de clases latentes es diferente de las técnicas multivariadas para formación de clusters, también llamados análisis de conglomerados. Existen muchas diferencias entre ambos enfoques, pero la principal es que el análisis de clases latentes utiliza el método de máxima verosimilitud para agrupar las trayectorias en función de un modelo, y el análisis de conglomerados asume que tiene observaciones a las cuales debe agrupar en función de un algoritmo; sin embargo, en el análisis de conglomerados no se puede usar un modelo longitudinal para agrupar trayectorias de observaciones en tipologías (véase Vermunt y Magidson, 2002).

⁷ Dentro del análisis de variables latentes se puede distinguir el modelado de variables latentes *continuo* y variables latentes *no métricas*. Las técnicas estadísticas apropiadas para analizar *variables latentes continuas* son el análisis factorial (exploratorio y confirmatorio; Mulaik, 2010) y los modelos de ecuaciones estructurales (Bollen, 1989). En particular en este trabajo empleamos modelos longitudinales de variables latentes que adoptan la forma de curvas de crecimiento. Por otra parte, en el MCL las clases latentes son variables no métricas (o clases latentes), que en el caso particular de los modelos longitudinales se llaman, en la bibliografía especializada, modelos de crecimiento con mezclas (Growth Mixture Modeling, véase Muthen, 2004). Los modelos GMM (por sus siglas en inglés) contienen una variable no métrica que son las clases (o tipos de trayectorias latentes), que suelen denotarse con la letra c .

Figura 3

Diagrama conceptual de la curva latente de crecimiento para cinco ocasiones de medición que muestra la intersección π_0 y la pendiente π_1 . El modelo contiene una variable indicadora de clases latentes c



Muthen (2004) describe el MCLC, como se muestra en la figura 3. Donde la letra c denota las clases latentes a partir de un modelo de curvas latentes de crecimiento. Un aspecto importante en el análisis de clases latentes es la determinación del número de clases o grupos. Para ello se recurre a los criterios propuestos por Jones y Nagin (2007), y se describen posteriormente en la sección de resultados.

En la siguiente sección presentamos los resultados del análisis de las trayectorias de los puntajes del índice alternativo de marginación. Primero se muestran aspectos descriptivos, luego el modelo de crecimiento ajustado y finalmente el análisis longitudinal de clases latentes.

3. Análisis de las trayectorias del índice de marginación municipal

El estudio de la trayectoria de la marginación municipal utiliza las variables del índice de Conapo, construidas con la información de los levantamientos censales de los años terminados en cero a partir de 1990, y los recuentos censales llevados a cabo los años terminados en cinco, empezando en 1995. Con dicha información Conapo ha elaborado bases de datos de los cinco levantamientos (1990, 1995, 2000, 2005 y 2010) que incluyen variables de calidad de la vivienda y sus servicios, educación, el ingreso y el número de personas que residen en los municipios del país.

Con estas variables construimos el índice alternativo de marginación (al cual ya hemos hecho referencia), cuyos valores se despliegan a partir de 1990, cada cinco años para los 2 454 municipios que había en el país en 2010. Sobre la base de esta información, el primer paso en esta investigación consiste en modelar curvas latentes de crecimiento (véase sección 2).

Pero antes de pasar a los resultados que arrojó dicho análisis así como su interpretación presentaremos algunas características descriptivas básicas de los puntajes del índice alternativo de los años 1990, 1995, 2000, 2005 y 2010 (cuadro 0). Por razones de espacio y simplicidad de la exposición hemos incluido únicamente las gráficas de los años 1995, 2000 y 2010 (véase figura 4).

Cuadro 0

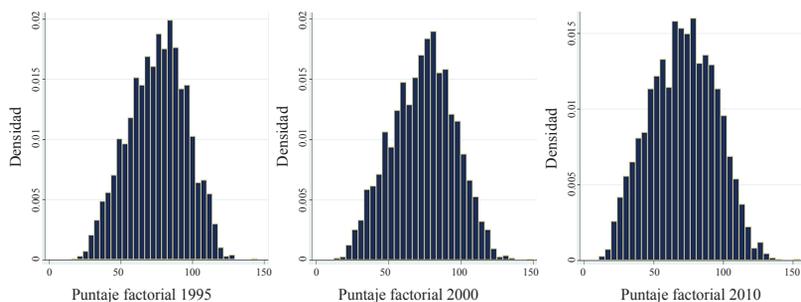
Estadísticas descriptivas
de los puntajes factoriales de los años 1990 a 2010

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desviaciones estándar</i>	<i>C. V.</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>
f1990	77.20	20.31	0.26	15.47	146.28
f1995	75.46	20.30	0.27	15.69	145.27
f2000	73.85	21.87	0.30	12.29	149.83
f2005	72.46	22.90	0.32	10.55	152.77
f2010	71.11	23.76	0.33	10.72	155.12

De la información del cuadro 0 se desprende: *i*) que las distribuciones de los puntajes del índice alternativo en los años seleccionados se aproximan sa-

Figura 4

Distribución de frecuencias de los puntajes índice alternativo de marginación de los años 1995, 2000 y 2010



tisfactoriamente a una distribución normal;⁸ *ii*) el promedio es claramente decreciente, lo que indica que la marginación ha tendido a disminuir en las dos últimas décadas; *iii*) las desviaciones estándar son claramente crecientes; finalmente, *iv*) la síntesis de las tendencias en los promedios y en la dispersión da como resultado coeficientes de variación que aumentan sistemáticamente durante los cuatro quinquenios del periodo estudiado. Estos resultados, netamente descriptivos, proporcionan evidencia clara de que la marginación en México ha sido *decreciente pero con aumento en la heterogeneidad entre los municipios en los últimos 20 años*. Dicho de otro modo, si bien la marginación ha disminuido en las dos últimas décadas, el país ha experimentado, a nivel municipal, un proceso de divergencia y no de convergencia territorial.

Ahora bien, para estudiar las tendencias de la marginación municipal ajustamos un modelo de CLC a los puntajes del índice alternativo representados en la figura 5.

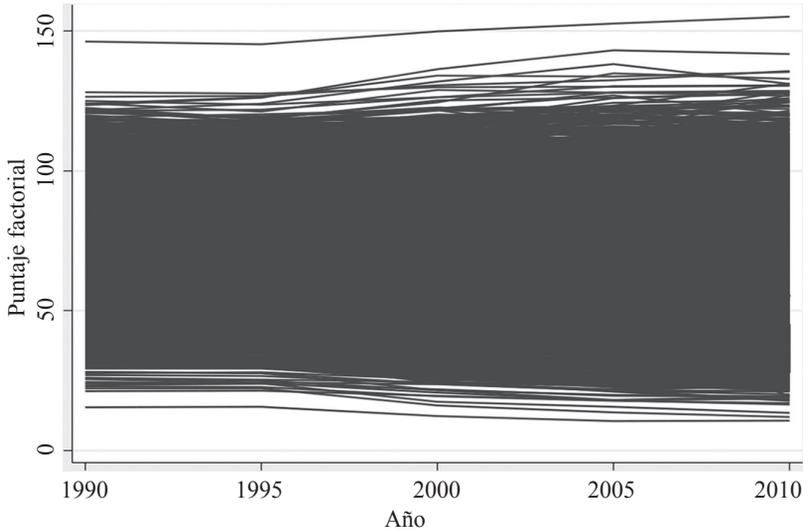
Debe recordarse que la idea central en que descansa el modelo descrito en la ecuación 1 consiste en estimar una línea recta en el tiempo que represente el comportamiento de los municipios.⁹ El cuadro 1 sintetiza los resultados del ajuste.

⁸ La prueba de Jarque-Bera muestra que el estadístico de bondad de ajuste a una normal es significativo (el valor de $p < 0.001$) para los puntajes factoriales desde 1995 hasta 2010 (Jarque y Bera, 1980).

⁹ También ajustamos un modelo lineal mixto para datos longitudinales con coeficientes aleatorios (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2008), obteniendo coeficientes muy parecidos al modelo de curvas latentes de crecimiento, desde una perspectiva de modelado estructural (Muthen, 2004). Esto quiere decir que ambos enfoques son semejantes.

Figura 5

Trayectorias de los puntajes del índice alternativo
de los municipios en México de 1990 a 2010

**Cuadro 1**

Modelo de curvas latentes de crecimiento con coeficientes aleatorios

<i>Efectos fijos</i>	<i>Modelo lineal</i>
Intersección π_0	77.05*** (0.40)
Tiempo π_1	-1.54*** (0.04)
Efectos aleatorios	
σ_{π_0}	19.96
σ_{π_1}	1.75
$\text{Cov}(r_0, r_1)$	0.41
σ_e	2.19

*** $p < 0.001$

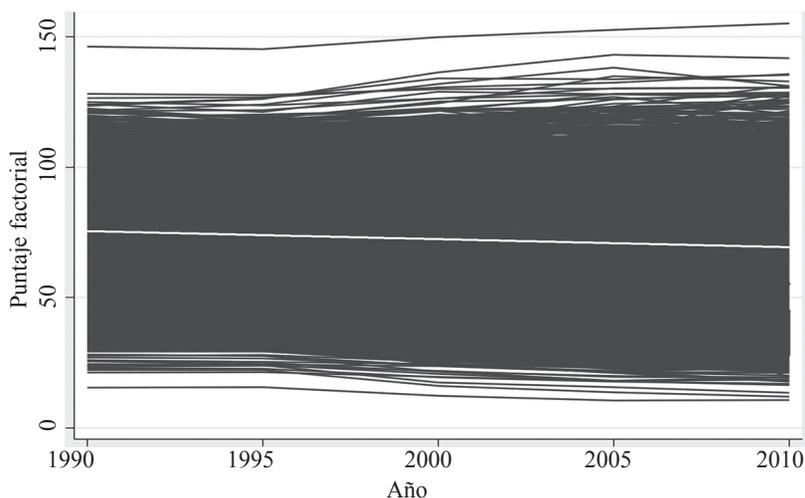
El coeficiente asociado al tiempo indica que el índice de marginación se reduce en promedio 1.54 puntos cada 5 años y que en 1990 (representado por el valor de $t = 0$) alcanzaba un valor aproximado de 77.05. Ambos estimadores son estadísticamente diferentes de cero, ya que sus errores estándar (entre paréntesis) son relativamente pequeños.

Además el cuadro 1 incluye la dispersión de los coeficientes aleatorios para los municipios (σ_{π_0} y σ_{π_1} respectivamente). Un resultado particularmente interesante es la covarianza positiva entre las intersecciones y las pendientes $\text{Cov}(r_0, r_1) = \psi_{12} = 0.41$: en la medida que crecen los valores de π_0 así también lo hacen los de π_1 . En la gráfica esta relación se muestra con la forma de un embudo, en que la parte más angosta está sobre el eje de las ordenadas. Esta medida confirma el aumento de la dispersión territorial de la marginación en el país durante los últimos 20 años. Por último, la dispersión de los errores de los puntajes factoriales se simboliza con σ_e .

La ecuación ajustada en el cuadro 1 registra la tendencia de los puntajes del índice alternativo entre los 2454 municipios del país, puede conceptuarse como un promedio y como tal ocultar la diversidad de tendencias que pueden haber experimentado diversos conjuntos de municipios.

Figura 6

Ajuste de la curva latente de crecimiento a los puntajes de índice alternativo por municipio. México 1990-2010



Para estudiar la heterogeneidad de las trayectorias hemos aplicado el modelo mixto de curvas latentes de crecimiento a las trayectorias de los puntajes del índice alternativo de marginación, siguiendo las ideas y principios estadísticos expuestos en la segunda sección.

Antes de proceder a presentar los resultados debemos hacer notar que el análisis de conglomerado, técnica ampliamente utilizada en ciencias sociales para agrupar observaciones, no es apropiada para abordar el problema que nos interesa, ya que está diseñada para minimizar las distancias euclidianas entre las coordenadas de las observaciones y no para agrupar trayectorias representadas por modelos (véase mayor discusión en Vermunt y Magidson, 2002).

Plantearse agrupar tendencias similares lleva a poner en un mismo conjunto a todos aquellos municipios que tienen intersecciones y pendientes similares, e identificar tantos grupos como sea necesario para tener homogeneidad intragrupos y heterogeneidad intergrupos. Recuérdese que en la segunda sección hemos visto que la técnica adecuada para resolver este tipo de problema es el análisis de clases latentes, y que la solución que entrega esta técnica consiste en asignar una probabilidad de pertenencia a cada trayectoria con base en un modelo multinomial.

En el cuadro 2 se resumen las medidas utilizadas para juzgar el grado de bondad de ajuste de las soluciones que proporciona el análisis de clases latentes según el número de grupos para un modelo no condicional.¹⁰

Cuadro 2

Determinación del número de clases latentes para un modelo MCLC lineal no condicional

(1) Clase	(2) $-2 \times \log-L$	(3) BIC	(4) Entropía	(5) % en la clase	(6) Probabilidad de clasificación correcta	(7) Prueba LMR
1	36 327.6	72 701.5				
2	36 304.3	72 668.8	0.48	36.5%-63.5%	81%-86%	$p = 0.04$
3	36 275.1	72 624.4	0.65	2.8%-59.7%	77%-85%	$p = 0.01$
4	36 240.5	72 568.9	0.70	1.2%-57.5%	77%-83%	$p = 0.06$

¹⁰El modelo no condicional se muestra en la figura 1, en el cual no hay ningún predictor para la intersección y la pendiente. Por el contrario el modelo condicional incorpora covariables (e.g. rural/urbano al intercepto y a la pendiente).

El procedimiento para determinar el número de clases latentes hace uso de los siguientes criterios (Jones y Nagin, 2007): *i*) la función de verosimilitud $-2 \times \text{Log } \ell$ que disminuye en la medida que aumenta el número de clases y proporciona la información básica para el cálculo del BIC; *ii*) el criterio de información de Bayes (Bayesian Index Criterion, BIC) según el cual mientras más pequeño sea su valor mejor será el ajuste del modelo (Schwartz, 1978; Sclove, 1987); *iii*) a mayor valor de la entropía mejor será el ajuste (valores más cercanos a la unidad indica un mejor ajuste); *iv*) todos los grupos de trayectorias deben tener al menos 5% del total de observaciones; *v*) las probabilidades de pertenencia de las observaciones a cada grupo debe ser mayor o igual a 0.85 y; *vi*) si el estadístico de Lo-Mendel-Rubin asume un valor de probabilidad significativo (un valor $p < 0.05$, Lo, Mendell y Rubin, 2001) entonces es necesario agregar esa categoría o clase adicional.

Si se aplican simultáneamente estos criterios a la información del cuadro 2 no queda muy claro si elegir la solución de dos o de tres grupos; los resultados estadísticos desplegados en el cuadro no son contundentes para preferir una u otra soluciones. En efecto, si se opta por la solución de tres grupos, vemos que ésta supera a la de dos grupos en el BIC y LMR; sin embargo, identifica un grupo muy pequeño que contiene sólo 2.8% de los casos y satisface parcialmente el criterio “Probabilidad de clasificación correcta”, esto mismo ocurre con la clasificación en dos grupos, aunque el mínimo de este último (81%) está mas cercano a la norma que el mínimo de tres grupos (77%).

Hemos optado por distinguir tres grupos en lugar de dos basándonos tanto en las normas estadísticas como en criterios sustantivos. Si bien una de las tres agrupaciones es extremadamente pequeña, al punto de que no satisface el criterio estadístico “% en la clase”, ni tampoco cumple plenamente con la condición de que las probabilidades de asignación sean de por lo menos 0.85; identifica un conjunto de municipios que tienen una tendencia contraria a la mayoría, sus índices de marginación aumentan entre 1990 y 2010 en lugar de disminuir como en los restantes. Identificar este grupo es de vital importancia para focalizar geográficamente la política social. La solución para tres clases se presenta en el cuadro 3 y sus correspondientes trayectorias de marginación en la figura 7.

El primer grupo, de “marginación alta y creciente” reúne a 69 municipios cuyo nivel de marginación en 1990 alcanzaba los niveles más altos y a lo largo del periodo ha crecido. El conjunto de “marginación decreciente moderada” está conformado por 1 465 municipios que habiendo tenido un nivel medio de marginación han experimentado una tendencia a la reducción en los últimos 20 años. El tercer y último agregado incluye a los 992 municipios con los más

Cuadro 3

Modelo mixto de curvas latentes lineal no condicional
con coeficientes aleatorios. Solución para tres clases latentes

<i>Efectos fijos</i>	<i>Marginación alta y creciente (n = 69)</i>	<i>Marginación decreciente moderada (n = 1 465)</i>	<i>Marginación decreciente y rápida (n = 922)</i>
Intersección π_0	101.41*** (1.99)	87.20*** (1.09)	59.80*** (1.41)
Tiempo π_1	2.06*** (0.78)	-1.13*** (0.14)	-2.54*** (0.08)
Efectos aleatorios ^a			
σ_{π_0}		14.06	
σ_{π_1}		1.41	
$\text{Cov}(\pi_0, \pi_1)$		0.71	

^a La estimación de los efectos aleatorios es la misma para las tres clases.

*** $p < 0.001$

bajos niveles de marginación en 1990 y tendencialmente han mostrado la tasa más rápida de reducción.

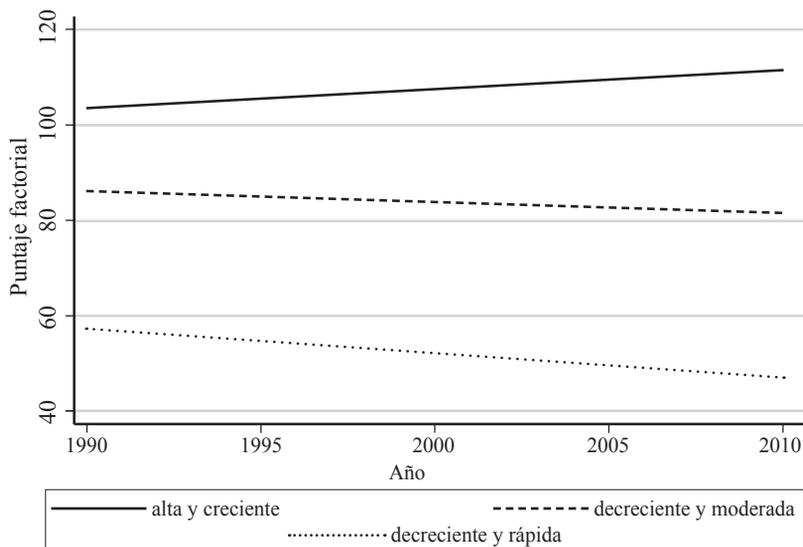
En 1990 el primer grupo tenía una marginación promedio de poco más de 100 puntos y creció alrededor de dos puntos cada cinco años, como lo muestra la ecuación¹¹ (véase cuadro 3). Al inicio del periodo (1990) el conjunto de municipios clasificados como “Marginación decreciente moderada”, tenía una marginación promedio de 87 puntos y el índice de marginación se redujo un poco más de un punto cada cinco años. En tanto que la tercera clase de municipios tenía un nivel de marginación promedio cercano a los 60 puntos y se redujo a una tasa de dos y medio puntos por año.

Ya habíamos señalado que entre 1990 y 2010 los municipios del país habían experimentado una tendencia decreciente en el índice de marginación, tendencia que ha estado acompañada por una mayor heterogeneidad territorial del fenómeno. La identificación de los tres grupos de municipios

¹¹ Sesenta de estos municipios se encuentran localizados principalmente en Oaxaca, Chiapas y Guerrero, los restantes nueve se reparten entre Chihuahua (2), Michoacán (1), Nayarit (1), Puebla (2), Veracruz (2) y Yucatán (1). Véase listado completo en el Apéndice.

Figura 7

Trayectorias de marginación para tres clases



nos hace ver que si bien, en general, en los últimos cuatro lustros han tenido lugar estos procesos (marginación decreciente y aumento en su dispersión), hay un subconjunto de ellos en que este fenómeno se ha agudizado, y entre los que se ha reducido lo han hecho a tasas diferenciales: a mayor tasa los que en 1990 tenían los más bajos índices.

Los resultados que hemos presentado se basan en el supuesto que la tendencia en el índice de marginación es lineal. Cabe preguntarse si este es supuesto es adecuado o no para representar la evolución de los datos. Para someter a prueba la hipótesis de no linealidad se ajustó un polinomio de segundo orden, los resultados del modelo cuadrático estimado¹² se muestra en el cuadro 4.

La ecuación tiene coeficientes estadísticamente distintos de cero, el coeficiente del término cuadrático (0.07) es pequeño, positivo y estadísticamente significativo, lo que indica que la concavidad no es pronunciada como se observa con claridad en la figura 8, cuya trayectoria es semejante a la de una línea recta.

¹² El modelo cuadrático se ha discutido brevemente en la sección 2.

Cuadro 4

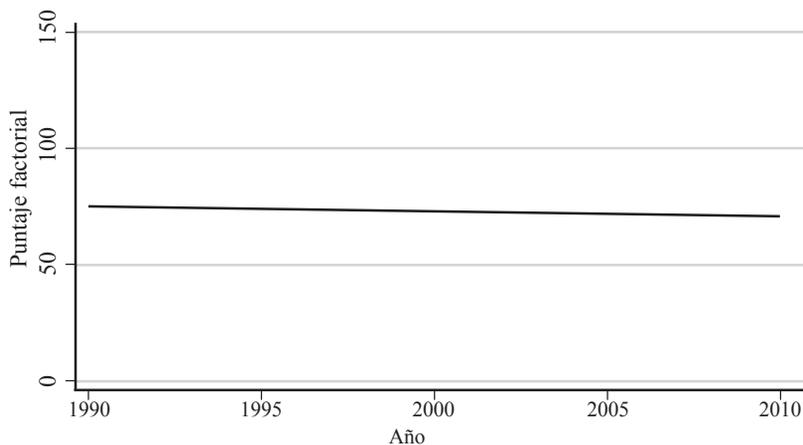
Modelo mixto de curvas
de crecimiento cuadrático con coeficientes aleatorios

<i>Efectos fijos</i>	<i>Modelo lineal</i>
Intersección π_0	77.12*** (0.41)
Tiempo π_1	-1.76*** (0.05)
Tiempo ² π_2	0.07*** (0.01)
Efectos aleatorios	
σ_{π_0}	20.51
σ_{π_1}	2.63
σ_{π_2}	0.47
$\text{Cov}(r_0, r_1)$	-0.89
$\text{Cov}(r_0, r_2)$	3.45
$\text{Cov}(r_1, r_2)$	-0.95

*** $p < 0.001$

Figura 8

Trayectoria de marginación usando
un modelo cuadrático mixto de curvas de crecimiento



Cuadro 5

Determinación del número de clases latentes
para un modelo MCLC cuadrático no condicional

<i>Clase</i>	$-2 \times \log-L$	<i>BIC</i>	<i>Entropía</i>	<i>% en la clase</i>	<i>Probabilidad de clasificación correcta</i>	<i>Prueba LMR</i>
1	-36 201.2	72 467.3				
2	-36 163.3	72 409.9	0.99	0.4%-99.6%	87%-99%	$p = 0.69$
3	-36 124.3	72 350.4	0.99	0.5%-98.8%	79%-99%	$p = 0.13$
4	-36 091.6	72 303.5	0.92	0.4%-95%	78%-97%	$p = 0.40$
5	-36 059.8	72 258.4	0.77	0.4%-48%	81%-89%	$p = 0.21$

La información estadística incluida en el cuadro 5 muestra que los resultados del BIC y del test LMR permiten concluir que bajo el supuesto de no linealidad no se observan grupos de municipios claramente diferenciados.

Tomando pie en la escasa curvatura de la parábola y en la imposibilidad de identificar clases de municipios bajo el supuesto de no linealidad, proseguiremos el análisis suponiendo que las tendencias son lineales.

También cabe preguntarse si la trayectoria de la marginación municipal es la misma en los municipios rurales y urbanos. Para responder esta pregunta se ajusta un modelo de trayectorias latentes condicional.¹³

En el cuadro 6 se presentan tres modelos, en la primera columna se ha ajustado el modelo para los municipios rurales el cual tiene un valor inicial de 86.6 puntos con una pendiente de -1.06 . Por separado el modelo para los municipios urbanos muestra un valor inicial de 64.5 puntos y una pendiente negativa más pronunciada de -2.1 . Si bien los municipios rurales tienen mayor marginación que los urbanos; estos últimos reducen su marginación a una tasa del doble que los rurales. El tercer modelo prueba el efecto de interacción con el tiempo. El efecto de interacción de urbano*tiempo es

¹³ Con base en ambos criterios, se clasifica a los municipios del país, primero, como rurales, aquellos donde más de 50% de la población reside en localidades censales menores de 2 500 habitantes; en segundo término, como semiurbanos, aquellos municipios que tienen este porcentaje de población en rangos de localidades entre 2 500 y 14 999 habitantes; y finalmente, como urbanos, aquellos que alojan su mayor número de personas en rangos de localidades de 15 mil o más habitantes (Conapo, 2011: 48). En este estudio tomamos la definición de municipio rural de Conapo y al complemento le llamamos urbano.

significativo ($b = -1.05$; $p < 0.001$), lo cual significa que las rectas (urbano/rural) no son paralelas sino divergentes, confirmando así la hipótesis de divergencia territorial.

En este último modelo, todos los estimadores de los parámetros son estadísticamente significativos, por lo que el ámbito geográfico en que se localizan los municipios sí importa. El modelo condicional muestra que la marginación en las zonas urbanas es bastante menor que en las rurales (el coeficiente de urbano es -22.1) y que su reducción es más acelerada que en los ámbitos rurales (rural es la categoría de comparación); en estos últimos la caída es poco más de 1.84 puntos cada 5 años, mientras que en los contextos urbanos alcanza a casi 3 ($1.84 + 1.05 = 2.89$) puntos cada quinquenio.

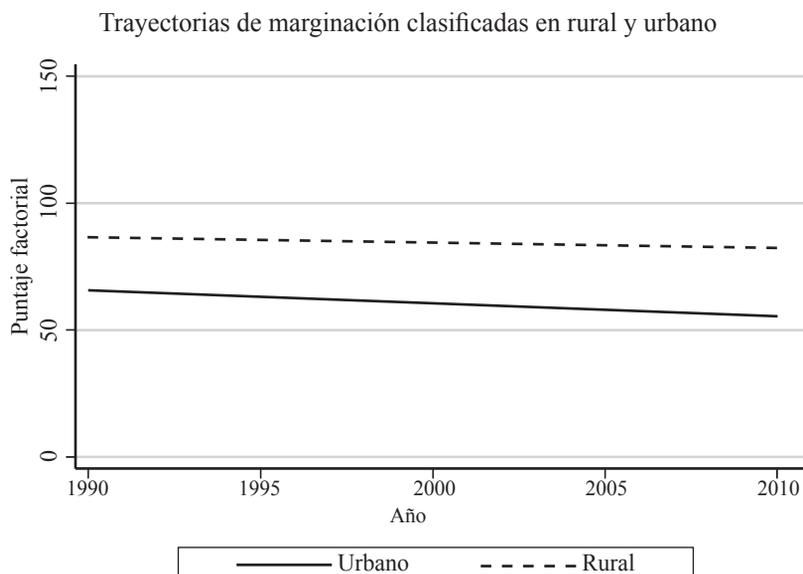
Cuadro 6

Modelos condicionales (urbano/rural) con coeficientes aleatorios

<i>Efectos fijos</i>	<i>Modelo rural</i>	<i>Modelo urbano</i>	<i>Modelo lineal</i>
Intersección π_0	86.58*** (0.41)	64.46*** (0.57)	86.7*** (0.42)
Tiempo π_1	-1.06*** (0.05)	-2.12*** (0.05)	-1.84*** (0.05)
Urbano π_2	—	—	-22.14*** (0.07)
Urbano*tiempo π_3	—	—	-1.05 (0.07)
Efectos aleatorios			
σ_{π_0}	15.21	18.46	16.72
σ_{π_1}	1.68	1.65	1.65
$\text{Cov}(r_0, r_1)$	7.91	8.09	0.28

*** $p < 0.001$

En la figura 9 se muestran los modelos lineales condicionales y las trayectorias ajustadas para los municipios rural y urbano.

Figura 9

La mayoría de los municipios del grupo “marginación creciente” son rurales (58) y en ellos habitan casi 680 mil personas. De los 1 465 municipios de “marginación decreciente moderada”, 1 116 son rurales y acogen una población de casi 23 y medio millones de personas. De los 922 municipios que han experimentado disminución rápida de la marginación, 707 son urbanos y tienen 88 y medio millones de habitantes.

Estos datos permitirían afirmar que en los municipios rurales, en los últimos cuatro lustros, ha predominado una tendencia decreciente moderada de la marginación (aunque en algunos casos se observa un aumento), y que la reducción en los índices de marginación ha tendido a ser un fenómeno preferentemente urbano que ha beneficiado a un alto porcentaje de la población. Estos resultados invitan a indagar las trayectorias municipales de la marginación dentro de las áreas rural y urbana.

Los resultados que arrojó el análisis de clases latentes limitado a las zonas rurales no nos permitió identificar tipos; esto probablemente se debe a que los municipios rurales presentan índices de marginación relativamente homogéneos. En cambio, en las zonas urbanas se pueden diferenciar tres clases de municipios (véase cuadro 7).

Cuadro 7

Determinación del número de clases latentes
para un modelo MCLC lineal condicional (urbano)

<i>Clase</i>	$-2 \times \log-L$	<i>BIC</i>	<i>Entropía</i>	<i>% en la clase</i>	<i>Probabilidad de clasificación correcta</i>	<i>Prueba LMR</i>
1	-15 315.5	30 669.1				
2	-15 285.6	30 620.6	0.67	15.6%-84.4%	82%-92%	$p = 0.0005$
3	-15 250.1	30 561.0	0.77	4.2%-82.7%	80%-91%	$p = 0.008$
4	-15 233.9	30 539.9	0.75	4.2%-61.5%	81%-88%	$p = 0.230$

El análisis del modelo mixto de curvas latentes de crecimiento nos muestra que hay un grupo de municipios urbanos cuya marginación no se ha movido entre 1990 y 2010: $y_{1U} = 86.9 - 0.2t$. Los 145 municipios que conforman este conjunto tienen un índice de marginación relativamente elevado que se ha mantenido en el orden de los 87 (86.9) puntos (a 1990 le corresponde un valor de $t = 0$), entre los años 1990 y 2010. El valor de la pendiente (0.2) no es estadísticamente significativo (véase cuadro 8).

La segunda categoría, formada por 45 municipios urbanos, se caracteriza por haber tenido en 1990 un nivel de marginación intermedio, que ha decrecido rápidamente en los últimos cinco lustros: $Y_{2U} = 64.9 - 5.84t$. Los valores de los estimadores del término libre y de la pendiente son estadísticamente distintos de cero. En 1990 ($t = 0$) el índice de marginación ascendió a 64.9, inferior al 86.9 del primer grupo. Sin embargo, a diferencia de aquél, cada cinco años su índice de marginación se reduce en 5.84 puntos.

La última clase está formada por 877 municipios urbanos que en 1990 tenían los más bajos niveles de marginación y a lo largo del periodo ésta ha decrecido: $Y_{3U} = 59.3 - 2.27t$. Los valores de los coeficientes de la ecuación son estadísticamente distintos de cero. Ahora bien, en 1990 (en $t = 0$) esta tercera clase de municipios urbanos tenía un índice de marginación de 59.3 (bastante menor al 86.9 y al 64.9 de los grupos 1 y 2, respectivamente). La tasa de disminución quinquenal del índice (2.27) es menor que la exhibida por el segundo grupo.

El proceso de divergencia territorial de la marginación que hemos identificado al analizar los datos referidos al conjunto de los municipios, se enriquece con el análisis limitado sólo a los urbanos. En efecto, las tenden-

Cuadro 8

Modelo mixto de curvas latentes lineal con coeficientes aleatorios.
Solución para tres clases latentes de municipios urbanos

<i>Efectos fijos</i>	<i>Marginación alta y constante (n = 145)</i>	<i>Marginación media rápida- mente decreciente (n = 45)</i>	<i>Marginación baja y decreciente (n = 877)</i>
Intersección π_0	86.96*** (2.33)	64.88*** (2.00)	59.3*** (1.3)
Tiempo π_1	-0.21*** (0.32)	-5.84*** (0.55)	-2.27*** (0.11)
Efectos aleatorios ^a			
σ_{π_0}		15.51	
σ_{π_1}		1.17	
$\text{Cov}(\pi_0, \pi_1)$		0.44	

^a La estimación de los efectos aleatorios es la misma para las tres clases.

*** $p < 0.001$

cias observadas en el segundo y tercer grupos estarían indicando que entre ellos ha tenido lugar un proceso de *convergencia* de la marginación urbana; sin embargo, estos movimientos en el tiempo del índice los alejan del primer grupo, marginación alta y constante, generando así una tendencia a la *divergencia* territorial.

4. Conclusiones

En este estudio se muestra que en el último cuarto de siglo la marginación municipal ha decrecido, pero que esta reducción ha estado acompañada *pari passu*, por un aumento en la heterogeneidad.

Parte de este aumento se debe a que no todos los municipios han exhibido la misma trayectoria de marginación entre 1990 y 2010. El análisis estadístico aplicado al índice de marginación (índice de marginación alternativo que permite la comparación de los puntajes factoriales en el tiempo) mos-

tró que los municipios del país han experimentado tres tipos de trayectorias claramente distinguibles.

Un grupo está conformado por los municipios que en 1990 tenían un índice de marginación elevado y que experimentaron un alza moderada pero sostenida hasta 2010. A pesar de que sólo son 69 (preferentemente rurales) y que tienen baja densidad de población (no alcanzaban a cobijar 680 mil habitantes según el censo de 2010) deben ser, a nuestro juicio, objeto prioritario de la política social (en el anexo incluimos un listado de ellos).

El segundo grupo está compuesto por 1 465 municipios (en los que vivían casi 23.5 millones de personas en 2010, principalmente en zonas rurales), cuyas trayectorias inician en 1990 con niveles medios de marginación que se redujo a una tasa quinquenal moderada.

El tercer y último grupo de municipios, según sus trayectorias, incluye a 922 en que vivían casi 90 millones de habitantes en 2010, con clara predominancia urbana, cuyos niveles de marginación decrecieron rápidamente.

Estos resultados en conjunto nos convocaron a realizar un análisis condicional al ámbito rural o urbano en que se sitúan los municipios. La relativa homogeneidad de las trayectorias rurales no permitió formar clases de municipios rurales, no así entre los urbanos en que se distinguen claramente tres tipos de trayectorias.

El primero está formado por municipios urbanos que en 1990 presentaban un nivel de marginación elevado (del orden de 87 puntos) y que no han experimentado cambios en los últimos 20 años. En el segundo grupo están incluidos los municipios que en 1990 tenían un nivel de marginación media (del orden de 65 puntos) y que decreció rápidamente en el periodo (casi 6 puntos cada cinco años). El último quedó conformado por las trayectorias municipales de los que en 1990 tenían los más bajos niveles de marginación (poco menos de 60 puntos) pero que decrecieron más lentamente que los municipios del grupo 2 (a una tasa de menos de la mitad que los del grupo 2).

En fin, la combinación de los análisis de curvas latentes de crecimiento y de formación de trayectorias de clases latentes permitieron profundizar el estudio del aumento en la heterogeneidad de la marginación. El análisis estadístico de las diversas trayectorias de la marginalidad municipal en México entre 1990 y 2010, hizo observables las diversas trayectorias que han seguido los municipios del país.

Recibido: octubre de 2012

Revisado: junio de 2013

Correspondencia: DV, Programa Universitario de Estudios del Desarrollo/ UNAM/Edificio de la Unidad de Posgrado/2º piso/cubículo 2/Costado sur de la Torre II de Humanidades/Ciudad Universitaria/C.P. 04510/México/correo electrónico: dvchanes@unam.mx; FC, Centro de Estudios Sociológicos/ El Colegio de México/Camino al Ajusco núm. 20/Col. Pedregal de Santa Teresa/C.P. 10740/México/correo electrónico: fcortes@colmex.mx

Bibliografía

- Bollen, K. A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, Nueva York, John Wiley & Sons.
- Bollen, K. A. y P. J. Curran (2006), *Latent Curve Models: a Structural Equation Perspective*, Nueva York, Wiley Series in Probability and Statistics.
- Collins, L. M. y B. P. Flaherty (2002), “Latent Class Models for Longitudinal Data”, en J. A. Hagenaars y A. L. McCutcheon (eds.), *Applied Latent Class Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Conapo (2011), *Índices de marginación por entidad federativa y municipio 2010*, México, Conapo.
- Conapo (2009), *Índice de marginación urbana 2005*, México, Colección Índices Sociodemográficos-Conapo.
- Conapo (2007), *Índice de marginación al nivel local 2005*, México, Colección Índices Sociodemográficos-Conapo.
- Conapo (2006), *Índices de marginación 2005*, México, Colección Índices Sociodemográficos-Conapo.
- Conapo (2004), *Índice absoluto de marginación 1990-2000*, México, Colección Índices Sociodemográficos-Conapo.
- Conapo (2001), *Índices de marginación 2000*, México, Colección Índices Sociodemográficos-Conapo.
- Conapo (1993), *Indicadores sociodemográficos e índice de marginación municipal 1990*, México, Conapo y Comisión Nacional del Agua.
- Conapo y Comisión Nacional del Agua (1993), *Indicadores socioeconómicos e índice de marginación municipal 1990*, México, Conapo.
- Conapo y Progresá (1998), *Índices de marginación 1995*, México, Conapo.
- Cortés, F. y D. Vargas (2011), “Marginación en México a través del tiempo: a propósito del índice de Conapo”, *Estudios Sociológicos*, vol. XXIX, núm. 86, pp. 361-387.
- Jarque, C. M. y A. K. Bera (1980), “Efficient Test for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals”, *Economics Letters*, vol. 6, núm. 3, pp. 255-259.
- Jones, B. L. y D. S. Nagin (2007), “Advances in Group-Based Trajectory Modeling and an SAS Procedure for Estimating them”, *Sociological Methods and Research*, núm. 5, pp. 542-571.

- Little, T. D. (2013), *Longitudinal Structural Equation Modeling*, Nueva York y Londres, The Guilford Press.
- Lo, Y., N. Mendell y D. B. Rubin (2001), "Testing the Number of Components in a Normal Mixture", *Biometrika*, núm. 88, pp. 767-778.
- McArdle, J. (1986), "Dynamic but Structural Equation Modeling with Reacted Measures Data", en J. R. Nesselroade y R. B. Cattell (eds.), *Handbook of Multivariate Experimental Psychology*, vol. 2, Nueva York, Plenum, pp. 551-614.
- McArdle, J. J. y D. Epstein (1987), "Latent Growth Curves within Developmental Structural Equation Models", *Child Development*, núm. 58, pp. 110-133.
- Mulaik, S. A. (2010), *Foundations of Factor Analysis*, Boca Raton, Londres y Nueva York, CRC Press, A Taylor & Francis Group.
- Muthen, B. (2004), "Latent Variable Analysis: Growth Mixture Modeling and Related Techniques for Longitudinal Data", en D. Kaplan (ed.), *Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences*, Newbury Park, Sage, pp. 345-368.
- Muthen, B. (2001), "Second-Generation Structural Equation Modeling with a Combination of Categorical Latent Variables: New Opportunities for Latent Class/Latent Growth Modeling", en L. M. Collins y A. G. Sayer (eds.), *New Methods for the Analysis of Change*, Washington, American Psychological Association, pp. 289-332.
- Muthen, B. (1991), "Analysis of Longitudinal Data Using Latent Variable Models with Varying Parameters", en L. Collins y J. Horn (eds.), *Best Methods for the Analysis of Change: Recent Advances, Unanswered Questions, Future Directions*, Washington, American Psychological Association, pp. 1-17.
- Rabe-Hesketh, S. y A. Skrondal (2008), *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, College Station, Texas, Stata Press Publication.
- Rogosa, D., D. Brandt y M. Zimowski (1982), "A Growth Curve Approach to the Measurement of Change", *Psychological Bulletin*, núm. 90, pp. 726-748.
- Schwartz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, núm. 6, pp. 461-464.
- Sclove, L. S. (1987), "Application of Model Selection Criteria to Some Problems in Multivariate Analysis", *Psychometrika*, núm. 52, pp. 333-343.
- Vermunt, J. K. y J. Magidson (2002), "Latent Class Cluster Analysis", en J. A. Hagenaars y A. L. MacCutcheon (eds.), *Applied Latent Class Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press, pp. 89-106.
- Wedel, M. y W. S. DeSablo (2002), "Mixture Regression Models", en J. A. Hagenaars y A. L. MacCutcheon (eds.), *Applied Latent Class Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Wickrama, K. A. S., F. O. Lorenz y R. D. Conger (1997), "Marital Quality and Physical Illness: a Latent Growth Curve Analysis", *Journal of the Marriage and the Family*, núm. 59, pp. 143-155.
- Willett, J. B. y A. G. Sayer (1994), "Using Covariance Structure Analysis to Detect Correlates and Predictors of Individual Change Over Time", *Psychological Bulletin*, núm. 116, pp. 363-381.

Acerca de los autores

Delfino Vargas es doctor en sociología con especialidad en métodos estadísticos en la Universidad Estatal de Iowa, Estados Unidos. Se ha desempeñado como profesor investigador en el Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México. Actualmente es investigador en el Programa Universitario de Estudios del Desarrollo, de la UNAM. Sus áreas de interés incluyen el desarrollo de instrumentos de medición, modelos de ecuaciones estructurales, modelos lineales mixtos y métodos estadísticos avanzados aplicados a las ciencias sociales. Entre sus trabajos recientes están, en coautoría con María Merino Sanz, “Evaluación comparativa del potencial emprendedor de Latinoamérica: una perspectiva multinivel”, *Academia. Revista Latinoamericana de Administración*, núm. 46, 2011, pp. 38-54; además de la asesoría de la metodología de cálculo para Índice mexicano sobre la vulnerabilidad ante la trata de personas, México, Centro de Estudios e Investigación en Desarrollo y Asistencia social, 2010.

Fernando Cortés es doctor en ciencias sociales con especialidad en antropología social por el Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social-Unidad Occidente. Desde 2007 es investigador emérito del Sistema Nacional de Investigadores (Conacyt). Actualmente es profesor investigador del Centro de Estudios Sociológicos (CES) de El Colegio de México. Sus líneas de investigación son desigualdad social, pobreza y política social. Entre sus publicaciones recientes podemos citar el artículo “Desigualdad económica en México: enfoques conceptuales y tendencias empíricas”, *Estudios Sociológicos*, vol. XXX, número extraordinario, 2012, pp. 157-189; así como, en coautoría con Delfino Vargas, “Marginación en México a través del tiempo: a propósito del índice de Conapo”, *Estudios Sociológicos*, vol. XXIX, núm. 86, mayo-agosto, 2011, pp. 361-387.

Anexo A

Listado de 69 municipios clasificados en la trayectoria de alta marginación y creciente

<i>Clave</i>	<i>Estado</i>	<i>Nombre de municipio</i>
87	Chiapas	Amatenango del Valle
102	Chiapas	Chalchihuitán

Anexo A (*Continuación*)

<i>Clave</i>	<i>Estado</i>	<i>Nombre de municipio</i>
136	Chiapas	Mitontic
138	Chiapas	Nicolás Ruiz
146	Chiapas	Pantelhó
162	Chiapas	Sitalá
189	Chiapas	San Lucas
190	Chiapas	Zinacantán
206	Chihuahua	Batopilas
210	Chihuahua	Carichí
368	Guerrero	Ahuacuotzingo
370	Guerrero	Alcozauca de Guerrero
376	Guerrero	Atlixac
382	Guerrero	Coahuayutla de José María Izazaga
386	Guerrero	Copanatoyac
409	Guerrero	Metlatónoc
420	Guerrero	San Miguel Totolapan
428	Guerrero	Tlacoachistlahuaca
435	Guerrero	Xalpatláhuac
437	Guerrero	Xochistlahuaca
444	Guerrero	Cochoapa el Grande
445	Guerrero	José Joaquín de Herrera
880	Michoacán	Tuzantla
936	Nayarit	Del Nayar
1005	Oaxaca	Asunción Ocotlán
1009	Oaxaca	Calihualá
1013	Oaxaca	Coatecas Altas
1014	Oaxaca	Coicoyán de las Flores
1027	Oaxaca	Eloxochitlán de Flores Magón
1038	Oaxaca	Huauतेpec
1049	Oaxaca	Magdalena Teitipac
1056	Oaxaca	Mazatlán Villa de Flores
1078	Oaxaca	San Agustín Amatengo
1098	Oaxaca	San Andrés Yaá
1099	Oaxaca	San Andrés Zabache
1114	Oaxaca	San Bartolomé Ayautla
1122	Oaxaca	San Blas Atempa
1140	Oaxaca	San Francisco Huehuetlán
1150	Oaxaca	San Francisco Tlapancingo
1169	Oaxaca	San José Tenango
1184	Oaxaca	San Juan Cieneguilla
1197	Oaxaca	San Juan Ihualtepec

Anexo A (Conclusión)

<i>Clave</i>	<i>Estado</i>	<i>Nombre de municipio</i>
1210	Oaxaca	San Juan Petlapa
1226	Oaxaca	San Lorenzo Cuaunecuiltitla
1228	Oaxaca	San Lorenzo Victoria
1231	Oaxaca	San Lucas Quiavini
1232	Oaxaca	San Lucas Zoquiápam
1240	Oaxaca	San Martín Peras
1243	Oaxaca	San Martín Zacatepec
1257	Oaxaca	San Miguel Ahuehuetitlán
1268	Oaxaca	San Miguel Huautla
1313	Oaxaca	San Pedro Mártir
1320	Oaxaca	San Pedro Ocopetatillo
1350	Oaxaca	San Simón Zahuatlán
1352	Oaxaca	Santa Ana Ateixtlahuaca
1372	Oaxaca	Santa Cruz Acatepec
1389	Oaxaca	Santa Lucía Miahuatlán
1394	Oaxaca	Santa María la Asunción
1404	Oaxaca	Santa María Chilchotla
1464	Oaxaca	Santiago Ixtayutla
1495	Oaxaca	Santiago Yaitepec
1500	Oaxaca	Santiago Zacatepec
1532	Oaxaca	San Vicente Coatlán
1561	Oaxaca	Yogana
1727	Puebla	Teopantlán
1785	Puebla	Zoquitlán
2190	Veracruz	Mixtla de Altamirano
2239	Veracruz	Tehuipango
2302	Yucatán	Cantamayec

Anexo B

Listado de 144 municipios urbanos clasificados en la trayectoria de alta marginación y constante

<i>ID</i>	<i>Entidad</i>	<i>Municipio</i>
7002	Chiapas	Acala
7007	Chiapas	Amatenango del Valle

Anexo B (*Continuación*)

<i>ID</i>	<i>Entidad</i>	<i>Municipio</i>
7008	Chiapas	Ángel Albino Corzo
7009	Chiapas	Arriaga
7017	Chiapas	Cintalapa
7024	Chiapas	Chanal
7028	Chiapas	Chiapilla
7058	Chiapas	Nicolás Ruiz
7061	Chiapas	Ocozocoautla de Espinosa
7072	Chiapas	Pueblo Nuevo Solistahuacán
7073	Chiapas	Rayón
7075	Chiapas	Rosas, Las
7085	Chiapas	Soyaló
7087	Chiapas	Suchiate
7094	Chiapas	Teopisca
7098	Chiapas	Totolapa
7104	Chiapas	Tzimol
7106	Chiapas	Venustiano Carranza
7107	Chiapas	Villa Corzo
7108	Chiapas	Villaflores
7110	Chiapas	San Lucas
12005	Guerrero	Alpoyeca
12023	Guerrero	Cuajinicuilapa
12030	Guerrero	Florencio Villarreal
12040	Guerrero	Leonardo Bravo
12046	Guerrero	Ometepec
12057	Guerrero	Tecpan de Galeana
12070	Guerrero	Xochihuehuetlán
16002	Michoacán	Aguililla
16021	Michoacán	Charapan
16025	Michoacán	Chilchota
16041	Michoacán	Irimbo
16056	Michoacán	Nahuatzen
16064	Michoacán	Parácuaro
16065	Michoacán	Paracho
20007	Oaxaca	Asunción Ocotlán
20009	Oaxaca	Ayotzintepec
20015	Oaxaca	Coatecas Altas
20025	Oaxaca	Chahuites
20051	Oaxaca	Magdalena Teitipac
20066	Oaxaca	Santiago Niltepec
20070	Oaxaca	Pinotepa de Don Luis

Anexo B (*Continuación*)

<i>ID</i>	<i>Entidad</i>	<i>Municipio</i>
20075	Oaxaca	Reforma de Pineda
20103	Oaxaca	San Antonino Castillo Velasco
20111	Oaxaca	San Antonio Tepetlapa
20116	Oaxaca	San Bartolomé Ayautla
20124	Oaxaca	San Blas Atempa
20126	Oaxaca	San Cristóbal Amatlán
20130	Oaxaca	San Dionisio del Mar
20131	Oaxaca	San Dionisio Ocotepec
20141	Oaxaca	San Francisco del Mar
20143	Oaxaca	San Francisco Ixhuatlán
20153	Oaxaca	San Gabriel Mixtepec
20188	Oaxaca	San Juan Colorado
20219	Oaxaca	San Juan Teitipac
20231	Oaxaca	San Lucas Camotlán
20248	Oaxaca	San Mateo del Mar
20249	Oaxaca	San Mateo YOLOXOCHITLÁN
20272	Oaxaca	San Miguel Panixtlahuaca
20275	Oaxaca	San Miguel Quetzaltepec
20284	Oaxaca	San Miguel Tilquiápam
20300	Oaxaca	San Pedro Amuzgos
20302	Oaxaca	San Pedro Atoyac
20325	Oaxaca	San Pedro Quiatoni
20327	Oaxaca	San Pedro Tapanatepec
20366	Oaxaca	Santa Catarina Loxicha
20367	Oaxaca	Santa Catarina Mechoacán
20384	Oaxaca	Santa Cruz Xitla
20393	Oaxaca	Santa Lucía Ocotlán
20398	Oaxaca	Ayoquezco de Aldama
20441	Oaxaca	Santa María Xadani
20452	Oaxaca	Santiago Apóstol
20472	Oaxaca	Santiago Laollaga
20475	Oaxaca	Santiago Matatlán
20497	Oaxaca	Santiago Yaitepec
20507	Oaxaca	Santo Domingo Armenta
20534	Oaxaca	San Vicente Coatlán
20560	Oaxaca	Villa Díaz Ordaz
21012	Puebla	Aljojuca
21014	Puebla	Amixtlán
21022	Puebla	Atzitzihuacán
21026	Puebla	Calpan

Anexo B (*Continuación*)

<i>ID</i>	<i>Entidad</i>	<i>Municipio</i>
21 067	Puebla	Guadalupe Victoria
21 087	Puebla	Jolalpan
21 110	Puebla	Palmar de Bravo
21 115	Puebla	Quecholac
21 124	Puebla	San Gabriel Chilac
21 129	Puebla	San José Miahuatlán
21 147	Puebla	Santa Inés Ahuatempan
21 159	Puebla	Teopantlán
21 162	Puebla	Tepango de Rodríguez
21 168	Puebla	Tepexco
21 177	Puebla	Tlacotepec de Benito Juárez
21 203	Puebla	Xochitlán Todos Santos
21 214	Puebla	Zinacatepec
21 215	Puebla	Zongozotla
24 049	San Luis Potosí	Villa de Ramos
26 056	Sonora	San Miguel de Horcasitas
29 035	Tlaxcala	Tocatlán
30 022	Veracruz	Atzacan
30 047	Veracruz	Coscomatepec
30 061	Veracruz	Choapas, Las
30 062	Veracruz	Chocamán
30 067	Veracruz	Filomeno Mata
30 088	Veracruz	Jalcomulco
30 104	Veracruz	Mecayapan
30 106	Veracruz	Miahuatlán
30 122	Veracruz	Pajapan
30 139	Veracruz	Saltabarranca
30 144	Veracruz	Sayula de Alemán
30 149	Veracruz	Soteapan
30 194	Veracruz	Villa Aldama
31 003	Yucatán	Akil
31 006	Yucatán	Buctzotz
31 008	Yucatán	Calotmul
31 012	Yucatán	Cenotillo
31 016	Yucatán	Chacsinkín
31 019	Yucatán	Chemax
31 021	Yucatán	Chichimilá
31 022	Yucatán	Chikindzonot
31 024	Yucatán	Chumayel
31 025	Yucatán	Dzán

Anexo B (Conclusión)

<i>ID</i>	<i>Entidad</i>	<i>Municipio</i>
31 030	Yucatán	Dzitás
31 032	Yucatán	Espita
31 035	Yucatán	Hoctún
31 046	Yucatán	Mama
31 047	Yucatán	Maní
31 049	Yucatán	Mayapán
31 055	Yucatán	Opichén
31 056	Yucatán	Oxkutzcab
31 057	Yucatán	Panabá
31 066	Yucatán	Santa Elena
31 069	Yucatán	Sotuta
31 073	Yucatán	Tahdziú
31 075	Yucatán	Teabo
31 080	Yucatán	Tekit
31 085	Yucatán	Temozón
31 087	Yucatán	Tetiz
31 092	Yucatán	Tixcaltucul
31 097	Yucatán	Tunkás
31 098	Yucatán	Tzucacab
31 099	Yucatán	Uayma
31 103	Yucatán	Xocchel

