Marginación en México a través del tiempo: a propósito del índice de Conapo

Fernando Cortés
Delfino Vargas

1. Introducción

EL ÍNDICE DE marginación diseñado y calculado por el Consejo Nacional de Población (Conapo) resulta de aplicar análisis de componentes principales a un conjunto de variables estandarizadas;[1] generándose así un puntaje también expresado en unidades de desviación estándar. Además, Conapo, empleando el método de Dalenius Hodges[2] (1959), agrupa los puntajes en cinco categorías de marginación: muy alta, alta, media, baja y muy baja.

En los últimos años, dicho índice se ha aplicado a información estatal, municipal, localidades y áreas geoestadísticas básicas (AGEB),[3] lo que permite ordenar las unidades territoriales según nivel y categoría de marginación en el año que se calcula, pero no para seguir su evolución a lo largo del tiempo.

[1] Son variables con promedio cero y desviación estándar (o varianza) igual a 1.

[2] Este método crea grupos de puntajes, minimizando la variabilidad interna y maximizando la externa.

[3] Un antecedente del trabajo emprendido sobre marginación por Conapo, cuya primera publicación la realizó en 1993 con el título *Indicadores socioeconómicos e índice de marginación municipal*, se encuentra en la investigación realizada por la Coordinación General del Plan Nacional de Zonas Deprimidas y Grupos Marginados (Coplamar), cuyos resultados fueron publicados en el conjunto de volúmenes titulados *Mínimos de bienestar y necesidades esenciales en México. Situación actual y perspectivas al año 2000*. En 1998, Conapo dio a conocer el libro *Índice de marginación 1995*, publicación en que se presenta la marginación en las localidades del país. Desde esa fecha en adelante el índice lo calcula dicho organismo a los niveles estatal, municipal y local. En 2001 presentó el *Índice de marginación 2000*, en 2003 el *Índice de marginación urbana*, en 2007 el *Índice de marginación 2005*, ese mismo año el *Índice de marginación a nivel localidad 2005*, y en 2009 el *Índice de marginación urbana 2005*.

A pesar de ello, en no pocas ocasiones se utiliza para responder la pregunta frecuentemente formulada que cuestiona si la unidad *X* ha mejorado o empeorado en el transcurso del tiempo.

La razón básica que impide que el índice sea apropiado para dar cuenta de la evolución temporal de la marginación radica en que el método de Conapo utiliza, como ya se señaló, las variables estandarizadas; es decir, emplea una transformación de las variables originales expresándolas como desviaciones respecto a sus propias medias divididas entre sus correspondientes desviaciones estándar:

$$Z_{ik} = \frac{X_{ik} - \mu_k}{\sigma_k}$$

En esta expresión X_{ik} simboliza el *i*-ésimo valor de la variable *k*, μ_k el promedio de ella y σ_k su desviación estándar. Ahora bien, si por ejemplo todos los municipios del país reducen las variables que integran el índice de marginación en la misma proporción,[4] las Z_{ik} no se modificarán y en consecuencia tampoco el índice de marginación; esto quiere decir que los puntajes y los grados de marginación permanecerán inalterados. Si se multiplica la variable *k* por la constante L_k, el promedio y la desviación estándar también cambian en L_k, y por lo tanto:

$$Z_{ik} = \frac{L_k X_{ik} - L_k \mu_k}{L_k \sigma_k} = \frac{L_k (X_{ik} - \mu_k)}{L_k \sigma_k} = \frac{X_{ik} - \mu_k}{\sigma_k}$$

Como los valores de Z_{ik} no se modifican, tampoco se alteran el índice de marginación, sus valores ni las categorías en que queda clasificada cada unidad. La marginación disminuyó o aumentó, según si L_k es mayor o menor que 1, en las unidades territoriales del país, pero no se refleja en el índice. Se llega así a una situación paradójica en que todos los estados, municipios, localidades o AGEB disminuyeron o incrementaron su marginación en términos absolutos, pero el índice sigue siendo el mismo. Por otra parte, si las mejoras, por ejemplo entre municipios, son tales que unos lo hacen a tasas mayores que otros, los puntajes del índice de marginación cambiarán, indicando que hubo una modificación en las posiciones relativas. Pero por ejemplo, el que un

[4] La mejora en la misma proporción se refiere a cada variable, pero entre ellas puede diferir; la proporción de analfabetas se reduce en la misma proporción en todos los municipios y el porcentaje de viviendas con piso de tierra también, pero en una proporción distinta a la del analfabetismo.

municipio se mueva de alta a muy alta marginación no debe llevar a concluir que empeoró en términos absolutos; sólo significa, en este caso particular, que ha mejorado menos que los otros municipios.

Este trabajo expone los resultados de una investigación que se propuso elaborar un índice de marginación que sea sensible a la evolución de la marginación a lo largo del tiempo,[5] pero sujeto a la restricción que arroje resultados equivalentes a los que genera Conapo;[6] es decir, que proporcione puntajes altamente correlacionados con el índice de marginación, lo que implica —si se utiliza el algoritmo de Dalenius Hodges—[7] llegar a clasificaciones similares en las categorías de muy alta, alta, media, baja y muy baja marginación.[8]

Conapo elaboró en 2004 el "índice absoluto de marginación", que es un promedio simple de los nueve indicadores que forman parte del índice de marginación (Conapo, 2004: 20) a nivel municipal. Su propósito fue ofrecer una medida adecuada para registrar el cambio de la marginación a lo largo del tiempo, pero es muy poco utilizado. Tal vez ello se deba a que si bien la propuesta resuelve el problema de la comparación en el tiempo, presenta dos rupturas con el índice de marginación tradicional: por una parte, *i)* la solución ofrecida por el índice absoluto de marginación entrega resultados no comparables con el índice de marginación, inaugurando así una serie paralela (Conapo, 2004: 20). Por otra parte, *ii)* a diferencia del índice de marginación, que supone que las dimensiones tienen importancias distintas, el índice absoluto de marginación es un promedio simple de las nueve variables incluidas en el índice de Conapo.[9]

[5] Una solución alternativa a la que se propone en este trabajo consiste en emplear "Análisis de componentes principales comunes" (Hernández y Soto, 2010), pero esta opción resuelve parcialmente el problema pues las soluciones se modifican al agregar nueva información a lo largo del tiempo.

[6] Esta restricción, equivalencia de los resultados de este estudio con los de Conapo, exige que sólo se tome en cuenta la primera componente principal, aun cuando la aplicación estricta de los criterios estadísticos llevarían a tomar más de una componente, lo que podría conducir a mejores soluciones para conglomerar (Bustos, 2010).

[7] Hay varios métodos que se han propuesto para agrupar eficientemente las observaciones. Un estudio reciente analiza la sensibilidad de los resultados que se obtienen en las categorías de marginación si se emplean intervalos de clase diversos y propone utilizar el método de diferencias divididas de Newton (Bistrain, 2010).

[8] Este artículo corresponde a la primera fase de un proyecto de investigación sobre el índice de marginación. La segunda fase tiene por propósito examinar los procedimientos empleados para construir los grados de marginación, y la tercera y última se propone analizar los perfiles de la marginación y la dependencia temporal del índice.

[9] En relación con este último punto, el documento de Conapo en que se presenta el índice absoluto de marginación municipal sostiene que: "La solución de usar la misma ponderación

El índice de marginación mide el concepto "marginación", noción que devela la expresión sobre el territorio de las dificultades de "propagar el progreso técnico en el conjunto de los sectores productivos, y socialmente se expresa como persistente desigualdad de la participación de los ciudadanos y grupos sociales en el proceso de desarrollo y disfrute de sus beneficios" (Conapo y Progresa, 1998: 17).

Este concepto está diseñado para dar cuenta del modo en que enraíza el desarrollo socioeconómico sobre el territorio, por lo que sus referencias son, en principio, unidades político-administrativas geográficamente situadas; aunque indirectamente permite formarse una idea de algunos aspectos que definen las condiciones de vida de la población que las habita. La información que proporciona debería hacer observables las tendencias hacia la convergencia o divergencia económicas de las regiones, entidades federales, municipios y localidades en el transcurso de la evolución socioeconómica del país. Se hace evidente así una contradicción entre el concepto que fue pensado para dar cuenta de la dinámica territorial del desarrollo y su medición que, por construcción —como se ha visto— no refleja adecuadamente el cambio a lo largo del tiempo. El descuido en la comprensión de los alcances y las limitaciones del índice lleva a utilizarlo como si midiera adecuadamente dicha noción.

La información para calcular los índices de marginación proviene de los levantamientos censales, en los años terminados en cero, y de los recuentos censales en los años terminados en cinco, empezando en 1995. Con los datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) se construyen variables que miden la calidad de la vivienda, los servicios con que cuentan, la educación, el ingreso y la accesibilidad y comunicación de los municipios[10] con el resto del país.

El índice de marginación ha tenido un papel importante en la política social del país, pues ha sido ampliamente utilizado en México para ese propósito. Las entidades federativas lo emplean para distribuir los apoyos a los municipios y las localidades. Del mismo modo, es frecuente que se use para distribuir recursos entre las entidades (Cruz Otero, 2003: 3). La primera fase de la focalización del programa Progresa, que posteriormente sería denominado Oportunidades, limitó la selección de beneficiarios a las personas

para cada uno de los indicadores obedece al reconocimiento de que las dimensiones que se incorporan al cálculo de los índices de marginación constituyen todas ellas garantías constitucionales que deben ser atendidas por el Estado, por lo que se considera apropiado otorgarles una misma ponderación" (Conapo, 2004: 20).

[10] La descripción se limita a los municipios, pues este trabajo se limita al índice de marginación municipal.

que vivían en localidades rurales de alta y muy alta marginación, además de habitar en lugares que contaban con acceso a planteles escolares y atención médica en policlínicas, clínicas u hospitales (Poder Ejecutivo Federal, 1997: 52-54); del mismo modo lo han utilizado otros programas sociales, como la Estrategia del Gobierno Federal para la Dotación de Piso Firme, Programa de Apoyo Alimentario en Zonas de Atención Prioritaria y varios más.

Es innegable la utilidad del índice de marginación de Conapo para distribuir recursos federales y estatales sobre el territorio. La información que proporciona es sumamente valiosa y permite orientar las políticas económica y social, toda vez que el problema que se enfrenta consiste en distribuir un total entre un conjunto de entidades en un punto del tiempo. Sin embargo, al no proporcionar una medida adecuada para dar cuenta de tendencias impide —por una parte— utilizar otros criterios de distribución de los recursos, como por ejemplo asignar el presupuesto en función de los resultados que han logrado los municipios en abatir la marginación según los recursos que han recibido y —por otra— no proporciona información para responder al interés de las autoridades estatales, municipales y locales por saber qué unidades territoriales han mejorado, cuáles empeorado y cuáles se han mantenido.

En la sección que sigue, la segunda, se exponen los elementos básicos para comprender la diferencia entre la técnica que emplea Conapo, análisis de componentes principales, y el análisis factorial confirmatorio que se aplicó a los datos con que se calculan los índices de marginación municipal. En este apartado se hace especial hincapié en el concepto de invarianza factorial que, incorporado al procedimiento de estimación, permite que los puntajes que entrega el análisis factorial confirmatorio —que se realizó como alternativo al análisis de componentes principales— den cuenta de la evolución de la marginación.

La tercera sección presenta los puntajes factoriales que derivan de la aplicación de una y otra técnicas estadísticas y se muestra que son equivalentes, empleando el coeficiente de correlación producto momento de Pearson. En el cuarto apartado se presentan los estratos que se construyen con base en los puntajes del análisis factorial confirmatorio, para ello se empleó el mismo método que utiliza Conapo. Los resultados de aplicar estos procedimientos se evalúan con el cálculo de la correlación por rangos.

La quinta parte analiza el comportamiento de los puntajes a lo largo del tiempo en algunos municipios seleccionados. Interesa destacar el tipo de información que entrega la clasificación de las unidades territoriales en un punto del tiempo y el contraste con las tendencias. Más aún, se enfatizan diferentes trayectorias temporales que siguen las unidades que pertenecen a una misma categoría.

En las conclusiones se presenta una valoración general de la idea de reemplazar el índice de marginación de Conapo por el que se propone en este trabajo.

2. Método

Esta sección se divide en tres partes. Se inicia con la presentación del Análisis de Componentes Principales (ACP), que es la técnica matemática que emplea Conapo para elaborar su índice de marginación, y se destacan sus fortalezas y limitaciones. En la segunda parte se desarrollan las principales ideas en las que se basa el Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Dichos conceptos son insumos necesarios para acceder al Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), que es la técnica estadística que se sugiere emplear y que, junto con la "invarianza factorial", permite disponer de un índice que permite la comparación de los puntajes en el tiempo.

Análisis de Componentes Principales

El Análisis de Componentes Principales (ACP) es una técnica matemática que permite explorar la estructura subyacente de los datos y re-expresar los datos originales en pocas dimensiones que captan la mayor varianza posible de una combinación lineal de las variables originales. Al utilizar la técnica de componentes principales se busca una reducción sustancial de las dimensiones, cuidando que contengan la mayor información posible o, dicho de otra manera, que al disminuir las dimensiones se minimice la pérdida de información.

El ACP inicia con una matriz de datos con las variables estandarizadas[11] para evitar efectos de escala (i.e., cada variable tiene media cero y varianza uno). Supóngase que la matriz X, de dimensión $n \times p$, contiene p variables estandarizadas medidas en n municipios. Si el vector c, de dimensión $p \times 1$, representa los coeficientes o pesos de las p variables en la combinación lineal, z es un vector columna, de dimensión $n \times 1$, que se obtiene de la combinación lineal $z = Xc$. El objetivo de ACP consiste en determinar los valores de los pesos que maximizan la varianza de la combinación lineal $z^t z$, que se puede escribir como:

$$S^2 = c^t R c,$$

[11] También es posible llevar a cabo ACP con variables expresadas como desviaciones respecto a sus promedios, pero esta variante adolece de algunas limitaciones.

donde R es la matriz de varianzas y covarianzas X^tX, que es igual a la matriz de correlaciones en el caso en que las variables están estandarizadas.

El procedimiento consiste en elegir un primer factor, es decir, una combinación lineal de las variables estandarizadas, cuyos pesos permitan dar cuenta del máximo de la varianza de z, pero es necesario imponer algunas restricciones sobre c, pues en caso contrario dicha varianza podría ser infinitamente grande. La restricción que se impone es que la norma de c sea igual a la unidad, es decir, que $c^tc = 1$ (lo que es consistente con el hecho de que la varianza de los factores debe ser igual a 1, ya que las variables están estandarizadas). El problema de optimización se reduce a encontrar el *Lagrangiano*:

$$L = c^tRc - \lambda(c^tc - 1).$$

Al tomar la primera derivada de L respecto de c e igualar a cero se obtiene la varianza máxima:

$$\frac{\partial L}{\partial c} = 2Rc - 2\lambda c = 0 \quad \Rightarrow \quad Rc = \lambda c \quad \Rightarrow \quad (R - \lambda I)c = 0.$$

Al vector c se le llama vector propio, y a λ se le llama valor propio. La primera componente principal es la combinación lineal de variables originales ponderadas por el vector c_1 (que contiene los coeficientes o ponderadores asociados a cada variable), que dan cuenta del máximo de varianza del factor, y tiene asociado el valor propio λ_1.

La segunda componente, simbolizada por el vector c_2, tiene una varianza máxima sujeta a la condición de normalización $c_2^tc_2 = 1$, y a la restricción que la primera y segunda componentes deben ser ortogonales (independientes), lo que es equivalente a establecer que $c_1^tc_2 = 0$; la segunda componente tiene asociado el valor propio λ_2 y se cumple que $\lambda_1 > \lambda_2$.

Este mismo procedimiento se repite tantas veces como variables haya, obteniéndose así p valores propios. Por construcción, los componentes principales no están correlacionados y es posible demostrar que los valores propios son iguales a la varianza de los factores, de modo que el porcentaje de varianza explicado por cada componente es igual a

$$\frac{100 \times \lambda_1}{\sum_{i=1}^{p} \lambda_i}$$

y cumple con la propiedad de que $\lambda_1 > \lambda_2 > \cdots > \lambda\ p$.

La interpretación de las componentes principales se hace a través de las correlaciones entre las componentes y las variables, basándose en la siguiente expresión:

$$r_{ij}^{*} = c_{ij} = \sqrt{\lambda_i},$$

donde r_{ij}^{*} es el coeficiente de correlación lineal entre la i-ésima componente principal y la j-ésima variable estandarizada.

En el caso particular del índice de marginación municipal $p = 9$ y $n =$ 2 450 municipios aproximadamente.[12] La solución que proporciona ACP es un conjunto de p combinaciones lineales o factores (F).

$$\begin{aligned} F_1 &= c_{11}X_1 + c_{12}X_2 + \ldots + c_{1p}X_p \\ F_2 &= c_{21}X_1 + c_{22}X_2 + \ldots + c_{2p}X_p \\ &\vdots \\ F_p &= c_{p1}X_1 + c_{p2}X_2 + \ldots + c_{pp}X_p \end{aligned} \tag{1}$$

Hasta este punto, lo único que se ha hecho es representar las observaciones en un nuevo sistema coordenado, en el espacio de las F (componentes), en lugar de hacerlo en el espacio formado por las X (las variables); sin embargo, ambos espacios son de la misma dimensión (p) para *reducir* el espacio de los factores el criterio más empleado consiste en retener aquellos que tienen un valor propio mayor que uno (Kaiser, 1960). Debe recordarse que, como se ha anotado al principio, la matriz X contiene las variables estandarizadas cuyos promedios son cero y varianzas uno; el criterio para retener factores es equivalente a considerar sólo aquellos componentes que tienen una varianza mayor que las variables; además, debe recordarse que la estandarización impide la comparación a lo largo del tiempo de los valores del índice marginación, así como de sus categorías.

El Análisis Factorial Exploratorio. Una solución alterna es utilizar el análisis factorial, en el cual se puede estimar la media de cada factor y no es necesario estandarizar las variables. El AFE es un método estadístico que sirve para explorar la dimensionalidad de las variables y expresa la variación y covariación de un conjunto de variables x_j ($j = 1$ a p) en función de factores F_k ($k = 1$ a m), también llamados variables latentes. Este análisis, como su

[12] El número de municipios cambia a lo largo del tiempo, pero la mayoría de éstos son los mismos.

nombre lo indica, es exploratorio, porque busca de manera iterativa la mejor representación de las variables originales en el menor número de dimensiones (o factores). En forma desarrollada se tiene que el municipio *i*-ésimo se pueda expresar en términos de los factores,

$$\begin{aligned} x_{i,1} &= \alpha_1 + \lambda_{1,1}F_{i,1} + \lambda_{1,2}F_{i,2} + \ldots + \lambda_{1,m}F_{i,m} + \varepsilon_{i,1} \\ &\vdots \\ x_{i,j} &= \alpha_j + \lambda_{j,1}F_{i,1} + \lambda_{j,2}F_{i,2} + \ldots + \lambda_{j,m}F_{i,m} + \varepsilon_{i,j} \\ &\vdots \\ x_{i,p} &= \alpha_p + \lambda_{p,1}F_{i,1} + \lambda_{p,2}F_{i,2} + \ldots + \lambda_{p,m}F_{i,m} + \varepsilon_{i,p} \end{aligned} \tag{2}$$

donde $m < p$ y,

α_i = son las intersecciones,
λ_{jk} = son las cargas de los factores,
F_{ik} = son los factores,
ε_{ij} = son los residuos cuya media es cero y son independientes de los factores o, lo que es equivalente, no están correlacionados con ellos.

Las ecuaciones anteriores (2), se pueden escribir de forma compacta utilizando lenguaje matricial:

$$x_i = \alpha + \Lambda F_i + \varepsilon_i$$

donde

α = es el vector de las intersecciones,
Λ = es la matriz de cargas λ_{jk}, son los pesos asociados a los factores.

La matriz de covarianza observada se puede representar de manera compacta de la siguiente manera:

$$\Sigma = \Lambda^t \Psi \Lambda + \Theta$$

donde

Ψ = es la matriz de covarianzas de los factores,
Θ = es la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de medición ε,
Σ = representa la matriz observada de covarianzas.

Una ventaja del análisis factorial para la aplicación al caso que importa en este texto es que ofrece la posibilidad de que las variables preservan su escala original y de esta forma los índices de marginación se puedan utilizar a lo largo del tiempo para análisis longitudinales.

Para estimar los pesos factoriales se utiliza el método de estimación de máxima verosimilitud, el cual genera la solución a través de factorizaciones sucesivas sobre la matriz de covarianzas hasta que se logra dar cuenta del máximo de la varianza de los factores. He aquí una diferencia fundamental, mientras el ACP es un método matemático el AFE es estadístico; por ello, en lugar de utilizar el criterio de raíz latente mayor, el AFE emplea métodos estadísticos basados en la significación estadística del número de factores a interpretar.[13]

Análisis Factorial Confirmatorio. El AFP se usa para comprobar los factores hipotéticos, para lo cual se imponen restricciones a las cargas de los factores, así por ejemplo, para eliminar una de las p variables en un factor específico se introduce la restricción de que su peso es igual a cero, y a las varianzas y covarianzas residuales (Bollen, 1989: 226). Suele usarse en combinación con los resultados del análisis exploratorio, una vez que el AFE ha identificado algunos factores, se imponen las restricciones observadas, se realiza el AFC y se confirman o no los resultados del análisis exploratorio.

La distinción entre AFE y AFC es difusa, en el sentido de que las restricciones que se imponen al AFC pueden ser exploratorias en cierto sentido y por tanto debe considerarse que el AFE y el AFC son, más bien, los extremos de un continuo; ya que basta con imponer restricciones al AFE para ser modelado como AFC.

Para garantizar la comparación de los resultados del análisis factorial a través del tiempo, este artículo propone usar el concepto de invarianza longitudinal. Si los índices de marginación son invariantes, se garantiza que tengan la misma métrica (Marsh, 1994: 6); esta es una condición básica para saber si la marginación de una unidad (en este caso un municipio) ha mejorado o a empeorado entre dos años.[14]

[13] Estrictamente hablando, el criterio es el mismo, maximización de varianzas, sólo que el método del análisis factorial utiliza funciones de verosimilitud y el de componentes principales usa la optimización matemática para maximizar varianza. La diferencia radica en varios aspectos: *1)* que en el AFE la selección del número de factores es automática a través de la significación estadística, *2)* cada uno de los factores se interpreta como variable latente y no solamente como una combinación lineal, *3)* en la etapa confirmatoria el AFC puede especificar las variables manifiestas que conforman cada factor, *4)* los puntajes individuales de cada municipio se pueden estimar sin necesidad de estandarizar los puntajes de manera que se puedan analizar a lo largo del tiempo.

[14] Tal vez no esté de más recordar que este estudio se propuso no sólo disponer de una es-

En sus orígenes, la invariancia factorial se utilizó para corroborar la validez de un instrumento de medición cuando se aplica a varias poblaciones (e.g., países o culturas distintas) (Millsap, 2007: 470; Wu, Li y Zumbo, 2007: 10). Se establece la validez del instrumento cuando genera las mismas mediciones independientemente de la población estudiada. Un factor tiene la propiedad de invarianza factorial si la probabilidad de observar un puntaje dado no depende del grupo al que pertenece (Millsap, 2007: 463; Meredith, 1993: 528; Millsap y Meredith, 2007).[15]

Este concepto se ha extendido a los estudios longitudinales, originando la noción de invarianza longitudinal. La idea fundamental es asegurarse de que las mediciones a lo largo del tiempo son invariantes y de esta forma los puntajes factoriales miden los mismos atributos a lo largo del tiempo (Horn, 1991). El concepto de invarianza longitudinal se ha aplicado extensamente en varios estudios desplegados a lo largo del tiempo (Lee *et al.*, 2010; Motl y DiStefano, 2002; Grimm, 2007 no en biblo; Schaie *et al.*, 1998), en ellos se muestra que cuando los puntajes factoriales cumplen con esta propiedad entonces hay garantía de tener estabilidad estructural de las mediciones.

Una forma de modelar la invarianza factorial longitudinal es haciendo que las cargas sean similares en cada medición. Esto permite modelar la media y la varianza, permitiendo estimar el efecto del tiempo. Por ejemplo, en la Figura 1 se muestra el caso de cuatro mediciones con las variables manifiestas $X_{1,j}$, $X_{2,j}$, $X_{3,j}$, medidas al tiempo j ($j = 1, 2, 3, 4$).

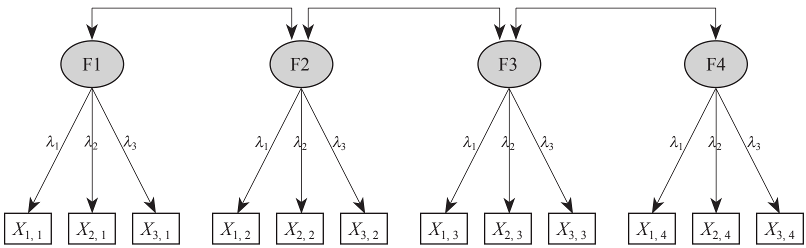
Las tres variables manifiestas son las mismas en su definición y se miden en cuatro ocasiones, la condición de invarianza factorial longitudinal débil permite la estimación de las cargas λ_1, λ_2 y λ_3 sin imponer restricciones; la condición fuerte impone la restricción de que la carga λ_1 sea igual a lo largo de los factores F1 a F4; análogamente, la misma restricción se impone para λ_2 y λ_3. En nuestro caso usamos la condición débil y los resultados se muestran en el Cuadro 3. Las cargas factoriales tienen cierta similitud, que se considera estructuralmente estable para todas las variables, con excepción de porcentaje de Población analfabeta, porcentaje de Población sin excusado, porcentaje de Población sin energía eléctrica, porcentaje de Población sin agua entubada. La otra opción es imponer la restricción de que las cargas factoriales fueran

timación de marginación que diera cuenta de la evolución temporal del fenómeno, sino también realizar un análisis factorial cuyos resultados fuesen consistentes con los que arroja el índice de marginación municipal de Conapo.

[15] El caso típico de invarianza factorial se ha aplicado a las pruebas psicométricas para medir el aprendizaje de alumnos de diferentes culturas. Si la estructura de las cargas factoriales son similares, entonces las pruebas miden lo mismo independientemente de la cultura en cuestión.

Figura 1

Representación gráfica de la invarianza factorial longitudinal



iguales (la condición fuerte). La dificultad que se enfrenta es que al imponer esta restricción cada vez que se tenga disponible información de un nuevo año, se tiene que recalcular los índices y por tanto la utilidad se pierde en la medida que daría pie a rediscutir la asignación de fondos realizados en el pasado a la luz de los nuevos resultados. Por otro lado se observa en este mismo cuadro que la variable porcentaje de Población con ingreso menor a 2 s.m. tiene asignada una carga de 1, lo cual permite en primer lugar la identificación del modelo y que cada factor mida estructuralmente lo mismo.[16]

En esta investigación se trata la invarianza longitudinal del índice de marginación, como la sugieren Bollen y Curran (2006: 248-252). Para desarrollar la idea considérese el siguiente modelo longitudinal con indicadores múltiples:

$$X_{jit} = \alpha_{jt} + \Lambda_{jt} F_{it} + \varepsilon_{jit} \quad (3)$$

donde j = 1 a 9 es el número de indicadores de la marginación del municipio i-ésimo medidos en el tiempo t; Λ_{jt} es la carga factorial para el indicador j-ésimo en el tiempo t. Para conservar la misma métrica se fija en 1 el mismo indicador como variable de referencia para todos los años en los vectores Λ_{j1}, Λ_{j2}, Λ_{j3}, Λ_{j4}, y Λ_{j5}, de la ecuación (3).[17] De esta manera se cumple con la propiedad de invarianza longitudinal, la cual permite estudiar los puntajes de marginación a lo largo del tiempo.

[16] Ya que esta variable sirve como referencia para escalar el resto de las cargas en cada año; es decir, que estructuralmente se mide lo mismo a lo largo del tiempo.

[17] En este caso la invarianza longitudinal débil postula que la variable que se fija en 1 es la misma para cada año, y las cargas de las variables manifiestas restantes se estiman sin ninguna restricción.

Cuadro 1

Cargas factoriales para las variables de marginación.
México 1990, 1995, 2000 y 2005

Variable	*1990*	*1995*	*2000*	*2005*
% de población de 15 años o más, analfabeta	0.32	0.27	0.27	0.25
% de población de 15 años o más sin primaria completa	0.74	0.64	0.63	0.54
% de ocupantes en viviendas sin drenaje ni excusado	0.57	0.71	0.27	0.15
% de ocupantes en viviendas sin energía eléctrica	0.33	0.19	0.15	0.18
% de ocupantes en viviendas sin agua entubada	0.47	0.32	0.27	0.26
% de ocupantes en viviendas con algún nivel de hacinamiento	0.83	0.79	0.73	0.67
% de ocupantes en viviendas con piso de tierra	0.57	0.54	0.46	0.38
% de población ocupada con ingreso de hasta 2 s.m.	1	1	1	1
% de población en localidades con menos de 5 000 habitantes	0.96	0.94[a]	0.96	0.89
CFI	0.89	0.92	0.84	0.81
SRMR	0.04	0.05	0.06	0.07

Fuente: cálculos propios.

El Cuadro 1 sintetiza los resultados que se obtienen de aplicar el AFC —sujeto a invarianza longitudinal débil— a las variables del índice de marginación de 1990, 1995, 2000 y 2005.

Se impuso la restricción igual a 0.94 para esta carga y evitar así el problema de cargas mayores que la unidad, llamado un caso Heywood. Hay que notar que en el año 1995 se estimó el porcentaje de población analfabeta por municipio, ya que esta variable no estaba disponible para ese año.

El coeficiente CFI es uno de los dos que se empleó para medir la bondad de ajuste del modelo; su valor depende en gran medida de la magnitud de las correlaciones entre los datos, si el promedio es alto entonces el CFI será cercano a la unidad (Ridgon, 1996). El coeficiente SRMR (raíz del cuadrado medio de los residuos), por ser una función de los desvíos entre las varianzas observada y estimada, reflejará un buen ajuste en la medida que se aproxime a cero, y suele considerarse que el ajuste es bueno si asume valores menores o iguales que 0.05 (Browne y Cudeck, 1993). Además, hay que señalar que todos los pesos factoriales son estadísticamente significativos al cinco por ciento.

3. El índice de marginación municipal de Conapo y el análisis factorial confirmatorio

Los puntajes factoriales del índice de marginación vía componentes principales, y los que se obtienen del análisis factorial confirmatorio difieren en términos absolutos debido a que los primeros están estandarizados (las componentes o los factores tienen promedio cero y varianza 1), mientras que los segundos quedan expresados en términos de los valores originales de las variables.

En este estudio, cuyo propósito es generar una medida equivalente al índice de marginación, se considerarán medidas equivalentes si la ordenación de los municipios, así como las distancias que los separan según uno u otro métodos de factorización, se pueden considerar similares. Para medir la similitud entre ambos puntajes, es decir, para juzgar el grado de correspondencia, se recurrió al índice de correlación producto momento de Pearson.

El Cuadro 2 muestra las correlaciones entre los puntajes del índice de marginación de Conapo y los calculados por el análisis factorial confirmatorio.

El Cuadro tiene 16 casillas, cuatro en las columnas y cinco en los renglones. En el interior de ellas se presenta el coeficiente de correlación, la significación estadística correspondiente a una prueba de dos colas y el número de observaciones. El cuadro muestra que todas las correlaciones son estadísticamente significativas y que el número de municipios varía de un año a otro: en 1990 eran 2 403 mientras que en 2005 ya eran 2 454.

En la diagonal principal están las correlaciones entre los puntajes del índice de marginación y del análisis factorial confirmatorio, y fuera de ella las correlaciones entre los puntajes de diferentes años que —como se observa— son bastante elevadas debido a que los índices de marginación y los puntajes factoriales muestran asociaciones elevadas con sus correspondientes puntajes a lo largo del tiempo (véase el anexo), lo que hace ver que la estructura de la marginación es bastante estable a lo largo del tiempo: los municipios tienden a presentar puntajes relativamente estables.

Pero lo más relevante para este estudio es que las correlaciones entre las mediciones, para el mismo año (diagonal principal del Cuadro 1) con uno y otro procedimientos, no sólo son estadísticamente significativas, sino también bastante elevadas: varían desde casi 0.95 a 0.97. Esto quiere decir que ambas medidas tienen en común entre 90% y 94% de la varianza total.

Cuadro 2

Correlaciones entre los puntajes del índice de marginación municipal de Conapo y los del análisis factorial confirmatorio. México: 1990, 1995, 2000 y 2005

		Índice90	*Índice95*	*Índice00*	*Índice05*
Puntaje factorial 1990	Correlación	0.9687	0.9214	0.9553	0.9431
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2403	2402	2403
Puntaje factorial 1995, s/prim	Correlación	0.9483	0.9475	0.9208	0.9053
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2428	2427	2428
Puntaje factorial 2000	Correlación	0.9487	0.9158	0.9703	0.9602
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2428	2442	2443
Puntaje factorial 2005	Correlación	0.9427	0.9116	0.9637	0.9703
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2428	2442	2454

Fuente: cálculos propios con base en los puntajes factoriales y de Conapo.

Este resultado permite concluir que la sustitución del índice de marginación municipal de Conapo por el índice factorial confirmatorio arrojaría resultados bastante similares, evitando así cambios drásticos en la asignación de fondos según los criterios que normalmente se emplean para este propósito; pero tiene la gran ventaja de entregar puntajes comparables a lo largo del tiempo, lo que permite: *i)* seguir la trayectoria temporal de la marginación de cada municipio y, *ii)* considerar la posibilidad de distribuir los recursos según el comportamiento que ésta haya tenido en el pasado.

En la mayoría de las aplicaciones del índice de Conapo no se emplean directamente los puntajes, sino una clasificación de los municipios en cinco categorías (muy alta, alta, media, baja, muy baja) construidas sobre la base de los puntajes. En la sección que sigue se aborda este tema.

4. Las categorías de la marginación

La metodología de Conapo construye —sobre la base de los puntajes del índice de marginación de cada municipio— las categorías de marginación: muy alta, alta, media y media baja y muy baja. En este estudio se emplea el mismo procedimiento que se esboza a continuación.

Dalenius y Hodges (1959) proponen una técnica de estratificación univariada, la cual permite la formación de grupos de acuerdo con la construcción de intervalos equidistantes para un número fijo de grupos. El procedimiento se resume en cuatro pasos: *1)* la selección de la variable a estratificar, *2)* la selección del número de estratos, *3)* la determinación de la forma en que estratificar y, *4)* la selección del número de casos por estrato. En particular, el método de Dalenius, usado para la determinación de las categorías de marginación de Conapo, toma la siguiente forma: se usa el índice de marginación como variable de estratificación, el cual se ordena de manera ascendente y se transforma en una escala de 0 a 100.[18] Los valores de la escala generada se dividen en diez intervalos de igual longitud.[19] En seguida se obtienen las frecuencias de observaciones para cada uno de los interva-

[18] Si la variable X_i denota el índice de marginación se transforma la escala mediante la siguiente función

$$Y_i = 100 \times \frac{\left(X_i - Min\{X_i\}\right)}{\left(Max\{X_i\} - Min\{X_i\}\right)}.$$

[19] Los intervalos generados son $I_1 = [0, 10]$, $I_2 = (10, 20]$, $I_3 = (20, 30]$,…, $I_{10} = (90, 100]$.

los.[20] Se calcula la suma de la raíz cuadrada de las frecuencias de las observaciones.[21] Dicha suma acumulada se divide entre N, que es el número de categorías previamente determinadas. Si se denota como A el cociente que determina el umbral de corte,[22] entonces se obtienen los límites óptimos de los estratos, que son $L_1 = A$, $L_2 = 2A$, $L_3 = 3A,\ldots, L_N = T$. Los puntos de corte se usan para distinguir los estratos y se comparan con la suma de la raíz cuadrada de las frecuencias observadas, T, y de esta manera determinar los límites superior e inferior de cada estrato. Finalmente, se toman los valores originales para reagrupar los intervalos $I_1, I_2,\ldots, I_{10}$, en las N categorías determinadas por $L_1, L_2,\ldots, L_N$.

Ahora bien, lo que interesa en este caso es comparar las ordenaciones que resultan de aplicar el método de Dalenius a los puntajes que arroja el método de componentes principales (Conapo) y el factorial confirmatorio. Una forma de examinar la correspondencia entre ambas clasificaciones la proporciona el coeficiente de correlación por rangos de Spearman:

El Cuadro 2 tiene la misma estructura que el Cuadro 1, la diferencia esencial es que para este caso, en las columnas se presentan los grados de marginación de Conapo y en los renglones las categorías que se obtuvieron al aplicar Dalenius a los puntajes del análisis factorial confirmatorio. Los coeficientes de correlación, que se encuentran en la diagonal principal, varían entre 0.86 y 0.92, más bajos que los coeficientes de correlación entre los puntajes, pero de todas maneras bastante elevados y estadísticamente significativos.

En fin, los elevados coeficientes de correlación producto momento y de correlación por rangos apoyan la tesis de que sería posible sustituir las medidas de Conapo por las que se obtienen del análisis factorial confirmatorio. En la próxima sección se exploran las ventajas que presenta disponer de un análisis factorial que permita seguir el fenómeno a través del tiempo.

Una de las ventajas de utilizar el enfoque factorial propuesto es que al usar el principio de invarianza factorial los puntajes obtenidos se pueden utilizar para realizar análisis longitudinales. La razón fundamental es que los puntajes tienen la propiedad de que las cargas sean similares a lo largo del tiempo y no pierden la comparabilidad de las mediciones, ya que estructuralmente miden lo mismo.

[20] Las frecuencias obtenidas son $f_1, f_2, f_3, \ldots, f_{10}$.

[21] Es decir, $T = \sum_{i=1}^{n} \sqrt{f_i}$ que es la suma de la raíz cuadrada de las frecuencias observadas.

[22] $A = \frac{T}{N}$ donde N es el número de estratos previamente determinado, en este caso $N = 5$. De esta forma se determinan los límites óptimos de los estratos.

Cuadro 3

Correlaciones por rango (Spearman) entre las categorías del índice municipal de marginación y las del análisis factorial confirmatorio: México, 1990, 1995, 2000 y 2005

		Grado90	*Grado95*	*Grado00*	*Grado05*
Grado factorial 1990	Correlación	0.9009	0.8505	0.9036	0.8919
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2403	2402	2403
Grado factorial 1995	Correlación	0.9049	0.8633	0.9216	0.9105
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2402	2427	2426	2427
Grado factorial 2000	Correlación	0.8956	0.8527	0.9131	0.9093
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2428	2442	2443
Grado factorial 2005	Correlación	0.8750	0.8299	0.9150	0.9211
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2402	2427	2441	2453

Fuente: cálculos propios con base a los grados de marginación de Conapo y de los resultados del AFC.

Finalmente se muestran los índices de ajuste para cada año de medición (Ridgon, 1996). Los índices de ajuste se muestran en el Cuadro 3; asimismo, los estimadores de las cargas (distintas a la unidad) tienen asociado un error estándar, el cual es altamente significativo para todos los casos ($p < 0.0001$).

5. Resultados y discusión final

Entre los resultados que entrega el análisis de componentes principales se encuentran los puntajes factoriales; sobre la base de ellos se pueden ordenar los municipios según niveles o grados de marginación en cada uno de los años considerados (1990, 1995, 2000 y 2005); sin embargo, como se ha explicado en la introducción, no son útiles para trazar la trayectoria del fenómeno a lo largo del tiempo.

Recurrir a las categorías de marginación (muy alta, alta, media, media baja y baja) para sortear este problema; por ejemplo, sostener que la marginación en el municipio *X* disminuyó en los últimos cinco años, ya que pasó de la categoría de muy alta a alta marginación, puede ser una inferencia incorrecta porque el cambio de categoría podría deberse a que el municipio en cuestión mantuvo su nivel de marginación, mientras que otros lo empeoraron, aun cuando en términos absolutos el nivel en *X* sea el mismo.

Es indudable que emplear el índice de marginación de Conapo para la distribución municipal (también podría ser estatal o local) de los recursos federales o estatales, es perfectamente consistente con el principio de equidad, según el cual debiera asignarse más recursos a quienes menos tienen, buscando así incidir en la convergencia regional del desarrollo económico y social. Sin embargo, también podría argumentarse a favor de utilizar como criterio adicional para orientar la política social el resultado que ha logrado el municipio a lo largo del tiempo; por ejemplo, saber que la muy alta marginación en el municipio *Y* se ha acrecentado durante los últimos años, mientras que en el *Z*, ubicado en la misma categoría, ha disminuido sistemáticamente.

Además, generar una medida de marginación válida para dar cuenta de la evolución del fenómeno permite responder la pregunta recurrente: este municipio, ¿aumentó o disminuyó sus niveles de marginación durante los últimos años?, para la cual el índice de Conapo no ofrece una respuesta con sustento.

Disponer de un índice de marginación que tenga una métrica que garantice la comparación de sus valores en el tiempo, no sólo podría ser útil para introducir un criterio adicional para distribuir los fondos dedicados al desarrollo social, sino también para evaluar los programas sociales y las políticas públicas que se han puesto en práctica en los distintos municipios. Si la información sobre estas entidades muestra que sus niveles de marginación han declinado, se han mantenido o aumentado en el tiempo, bastaría hacer corresponder estas tendencias con las políticas públicas puestas en práctica. De esta relación surgirían los primeros rastros descriptivos para iniciar evaluaciones, que podrían culminar en estimar resultados o, mejor aún, impactos.

En el Cuadro 4 se ha sintetizado la evolución de los puntajes factoriales para algunos municipios. El propósito central es ilustrar, con los datos con que se construye el índice de marginación de Conapo, lo impropio que podría resultar usar la secuencia de índices de marginación para predicar sobre la tendencia del fenómeno.

En el cuerpo de este Cuadro se presentan los puntajes factoriales correspondientes a 15 municipios, divididos en cinco grupos. Todos los grupos están formados por tres municipios que no han variado su categoría de marginación según el índice de Conapo. Así, por ejemplo, en la primera se han incluido municipios con grados muy bajos de marginación en los años 1990, 1995, 2000 y 2005, mientras que en el último grupo están los de muy alta marginación. Además, los tres casos se seleccionaron de modo que el primero hubiese experimentado un aumento sistemático en el valor del índice, que en el segundo dicho valor se mantuviese relativamente constante y que en el tercero fuese decreciente.

El cuadro está diseñado para mostrar que aun cuando los municipios presentan la “misma trayectoria” de marginación según el índice de Conapo, pueden diferir en cuanto a su tendencia. Considérese a manera de ejemplo la clase formada por municipios de muy alta marginación, donde se encuentra Coicoyán de las Flores, en el estado de Oaxaca, municipio que ha experimentado un deterioro sostenido durante los últimos 15 años, pero que en términos relativos se ha mantenido en la categoría de muy alta marginación; esta evolución contrasta con la mejoría consistente de Altamirano, localizado en el estado de Chiapas, que ha reducido significativamente su marginación, pero que en relación con los restantes municipios continúa en el grupo de muy alta marginación.

Con el propósito de examinar la manera en que registra los cambios en la marginación el procedimiento factorial que se propone en este trabajo, se muestran los grados de marginación una vez que se aplica el método de Dalenius Hodges a los puntajes de 2000 y 2005, respetando el número de categorías que emplea Conapo. Los resultados se comparan con los grados de marginación del Consejo Nacional de Población.

Cuadro 4

Municipios	*Puntajes factoriales*				*Índice de marginación Conapo*
	Años				
	1990	*1995*	*2000*	*2005*	
Tepeapulco, Hgo.	34.86	34.58	35.40	35.17	1111
Nanchital de Lázaro Cárdenas del Río, Ver.	34.34	33.46	36.08	34.37	1111
Nava, Coah.	44.35	43.99	35.45	34.94	1111
Herreras, Los, N. L.	52.53	54.12	54.64	56.51	2222
Teziutlán, Pue.	51.18	50.67	49.55	49.91	2222
Salamanca, Gto.	51.68	49.81	46.48	43.36	2222
Paracho. Mich.	62.66	65.89	65.33	64.93	3333
Huauchinango, Pue.	63.44	61.92	63.39	63.21	3333
Coyame, Chih.	69.29	69.62	67.87	59.58	3333
San Marcos, Gro.	83.36	83.2	86.67	89.27	4444
Ixtlán, Mich.	75.86	75.16	75.43	75.93	4444
Onavas, Son.	79.47	76.24	76.36	69.3	4444
Coicoyan de las Flores, Oax.	123.59	126.24	136.48	143.09	5555
San Felipe Jalapa de Díaz, Oax.	105.37	106.61	105.67	106.13	5555
Altamirano, Chis.	109.13	108.23	99.06	99.03	5555

Grados de marginación: 1. Muy baja; 2. Baja; 3. Media; 4. Alta; 5. Muy alta.

Fuente: cálculos propios basados en las bases de datos del índice de marginación de Conapo.

El Cuadro 5 presenta una serie de municipios clasificados en varios grupos según el grado de marginación de Conapo (última columna) en los años 2000 (primer dígito) y 2005 (segundo dígito). En la penúltima columna se incluye el grado de marginación obtenido aplicando el método de Dalenius Hodges a los puntajes factoriales que arrojó el análisis factorial confirmatorio, y las columnas correspondientes a los años muestran los valores que arroja dicho análisis factorial en los municipios considerados en la primera columna del cuadro.

En la mayoría de los municipios el *grado* y el *grado Conapo* concuerdan. Este resultado es coherente con el hecho de que la correlación producto momento de Pearson de las dos medidas es alta y que lo mismo acontece con la correlación por rangos entre las categorías de marginación.

En el primer grupo de municipios se muestran tres que han mejorado sus puntajes factoriales: esto les permitió pasar de muy alta a alta marginación. Sin embargo, la clasificación del Conapo parecería llevar a la conclusión de que el grado de marginación no se alteró, pues esos municipios seguirían en la categoría de muy alta marginación. Sabemos que esta interpretación es incorrecta, ya que los puntajes y sus correspondientes clasificaciones de cada año son relativas al año y por lo tanto no se deben usar para sacar conclusiones acerca de la evolución a lo largo del tiempo.

Los puntajes de Juárez (Michoacán), Ixil (Yucatán) y San Bernardo (Durango) llevan a concluir que entre los años 2000 y 2005 no cambió su nivel de marginación; la interpretación incorrecta de los grados de marginación de Conapo habría avalado la conclusión de que empeoraron, pasando de media a muy alta marginación. Por el contrario, el grupo formado por Santa María Ecatepec (Oaxaca), San Juan Cacahuatepec (Oaxaca) y Tlapa de Comonfort (Oaxaca), aumentaron su nivel de marginación de media a alta entre los años 2000 y 2005 y el grado de Conapo se mantuvo inalterado.

En general, el cuadro muestra que el grado refleja adecuadamente los cambios en los puntajes factoriales y que emplear el grado Conapo para este propósito puede llevar a conclusiones erróneas, tal es el caso de los municipios que aparentemente se han mantenido en altos niveles de marginación entre ambos años (44), cuando en realidad el grado de marginación se ha hecho más agudo (34): nivel medio en 2000 y alto en 2005.

A pesar de que el análisis de componentes principales empleado por Conapo entrega resultados que en *strictu senso* no son comparables en el tiempo, las altas correlaciones con los resultados que arroja el análisis factorial confirmatorio (presentados en los Cuadros 1 y 2), dan pie para sostener que en la mayoría de los casos ambos métodos darán resultados similares; sin embargo, en otros diferirán y por lo tanto las inferencias serán equívocas.

Cuadro 5

Municipios	*Puntajes factoriales* *Años* 2000	2005	*Grado*	*Grado Conapo*
Chiconamel, Ver.	100.29	95.75	54	55
Santa Catarina Yosonotu, Oax.	98.46	94.02	54	55
Maguarichi, Chih.	99.74	92.75	54	55
Jopala, Pue.	102.07	101.50	55	54
San Mateo Nejapam, Oax.	110.51	108.31	55	54
San Melchor Betaza, Oax.	105.33	102.13	55	54
Santa Catarina Ticua, Oax.	93.18	87.08	54	44
San Felipe Orizatlán, Hgo.	93.30	88.87	54	44
Yutanduchi de Guerrero, Oax.	93.51	90.80	54	44
Santa María Ecatepec, Oax.	73.66	77.62	34	44
San Juan Cacahuatepec, Oax.	72.95	74.54	34	44
Tlapa de Comonfort, Gro.	74.10	76.81	34	44
Juárez, Mich.	75.14	76.46	44	34
Ixil, Yuc.	75.83	75.94	44	34
San Bernardo, Dgo.	75.24	74.63	44	34
Poanas, Dgo.	58.60	59.43	23	22
Techaluta de Montenegro, Jal.	55.41	59.49	23	22
San Pedro Comitancillo, Oax.	53.67	55.20	23	22
Zacapu, Mich.	47.76	46.43	22	12
Emiliano Zapata, Hgo.	43.41	44.03	22	12
Isla Mujeres, Q. Roo	40.86	41.89	22	12

Grados de marginación: 1. Muy baja; 2. Baja; 3. Media; 4. Alta; 5. Muy alta.

Fuente: cálculos propios basados en las bases de datos del índice de marginación de Conapo.

En síntesis, y a manera de conclusión general, se debe señalar que a pesar de ser conceptualmente erróneo emplear el índice de Conapo para trazar el comportamiento de marginación de una unidad (es este caso de municipios) a lo largo del tiempo, la estabilidad temporal de la estructura permite concluir que su uso no siempre desemboca en conclusiones erróneas, pero que en algunos municipios la tendencia puede resultar tergiversada. Si bien desde el punto de vista estadístico ambos procedimientos pueden considerarse "equivalentes", no se puede decir lo mismo en su aplicación, pues debido a las características técnicas del procedimiento empleado por Conapo algunos municipios pueden resultar favorecidos y otros perjudicados en la asignación de fondos para el desarrollo social.

Recibido: diciembre, 2010
Revisado: febrero, 2011

Correspondencia: Centro de Estudios Sociológicos/El Colegio de México/Camino al Ajusco núm. 20/Pedregal de Santa Teresa/C.P. 10740/México, D.F./correo electrónico: FC, fcortes@colmex.mx; DV, dvargas@colmex.mx.

Bibliografía

Bollen, K. A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, Nueva York, John Whiley & Sons.

Bollen, K. A., y P. J. Curran (2006), *Latent Curve Models: a Structural Equation Perspective*, Hoboken, John Wiley & Sons.

Bistrain Coronado, C. (2010), "Revisión de los índices de marginación elaborados por el Conapo", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 25, núm. 1(73), pp. 175-217.

Browne, M. W. y R. Cudeck (1993), "Alternative Ways of Assessing Model Fit", en K. A. Bollen y J. S. Long (eds.), *Testing Structural Equation Models*, Newbury Park, Sage, pp. 136-162.

Bustos A. (2010), "Niveles de marginación: una estrategia multivariada de clasificación", no publicado.

Conapo (2009), *Índice de marginación urbana 2005*, Colección Índices Sociodemográficos, México, Conapo.

Conapo (2007), *Índice de marginación a nivel local, 2005*, Colección Índices Sociodemográficos, México, Conapo.

Conapo (2006), *Índice de marginación 2005*, Colección Índices Sociodemográficos, México, Conapo.

Conapo (2004), *Índice absoluto de marginación 1990-2000*, Colección Índices Sociodemográficos, México, Conapo.

Conapo (2001), *Índice de marginación 2000*, Colección Índices Sociodemográficos, México, Conapo.

Conapo y Comisión Nacional del Agua (1993), Indicadores socioeconómicos e índice de marginación municipal 1990, México, Conapo.

Conapo y Progresa (1998), *Índices de marginación, 1995*, México, Conapo.

Coplamar (1982), *Necesidades esenciales en México: situación actual y perspectivas en el año 2000*, México, Siglo XXI.

Cruz Otero, Edith (2003), *¿Qué miden el índice de marginación y el índice de desarrollo humano? Estudio de caso: municipios de México, 2000*, México, FLACSO, tesis de maestría.

Dalenius, T. y J. Hodges (1959), "Minimun Variance Stratification", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 54, pp. 88-101.

Grimm, K. J. (2007), "Multivariate Longitudinal Methods for Studying Developmental Relations between Depression and Academic Achievment", *International Journal of Behavioral Development*, vol. 31, núm. 4, pp. 328-339.

Hernández, Rubén y Humberto Soto (2010), "Metodología estadística para la medición multidimensional de la pobreza en México", en Mora, Minor (coord.), *Medición multidimensional de la pobreza en México*, México, Centro de Estudios Sociológicos-El Colegio de México, Coneval, pp. 499-650.

Horn, J. L. (1991), "Comments on Issues in Factorial Invariance", en L. M. Collins y J. L. Horn (eds.), *Best Methods for the Analysis of Change*, Washington, American Psychological Association, pp. 114-125.

Kaiser, H. F. (1960), "The Application of Electronic Computers to Factor Analysis", *Educational and Psychological Measurement*, núm. 20, pp. 141-151.

Lee, K. K., J. S. Brekke, A. M., Yamada y C. P. Chou (2010), "Longitudinal Invariance of the Satisfaction with Life Scale for Individuals with Schizophrenia", *Research on Social Work Practice*, vol. 20, núm. 2, pp. 234-241.

Marsh, H. W. (1994), "Confirmatory Factor Analysis Models of Factorial Invariance: a Multifaceted Approach", *Structural Equation Modeling*, núm. 1, pp. 5-34.

Meredith, W. (1993), "Measurement Invariance, Factor Analysis Models of Factorial Invariance: a Multifaceted Approach", *Psychometrika*, núm. 58, pp. 525-543.

Millsap, R. E. (2007), "Invariance in Measurement and Prediction Revisited", *Psychometrika*, vol. 72, núm. 4, pp. 461-473.

Millsap, R. E. y W. Meredith (2007), "Factorial Invariance: Historical Perspectives and New Problems", en R. Cudeck y R. C. MacCallum (eds.), *Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions*, Mahwah, NJ, Lawrence Erlbaum, pp. 131-152.

Motl, R. W. y C. DiStefano (2002), "Longitudinal Invariance of Self-esteem and Method Effects Associated with Negatively Worded Items", *Structural Equation Modeling*, vol. 9, núm. 4, pp. 562-578.

Poder Ejecutivo Federal (1997), *Progresa. Programa de Educación, salud y alimentación*, México, Poder Ejecutivo Federal.

Ridgon, E. E. (1996), "CFI *versus* RMSEA: a Comparison of Two Fit Indexes for Structural Equation Modeling", *Structural Equation Modeling*, vol. 3, núm. 4, pp. 369-379.

Schaie, K. W., S. B. Maitland, S. L. Willis y R. C. Intrieri (1998), "Longitudinal Invariance of Adult Psychometric Ability Factor Structures Across 7 Years", *Psychology and Aging*, vol. 13, núm. 1, pp. 8-20.

Wu, A. D., Z. Li y B. D. Zumbo (2007), "Decoding the Meaning Factorial Invariance and Updating the Practice of Multi-group Confirmatory Factor Analysis: a Demonstration with TIMSS Data", *Practical Assessment, Research & Evaluation*, vol. 12, núm. 3, pp. 1-26, en URL http://pareonline.net/getvn.asp?v=12&n=3, última consulta febrero 2011.

Anexo

Correlaciones entre los índices de marginación

Correlaciones entre los índices de marginación municipal de Conapo:
México, 1990, 1995, 2000 y 2005

		Índice90	*Índice95*	*Índice00*	*Índice05*
Índice90	Correlación	1.0000	0.9709	0.9741	0.9587
	Sig. (2-colas)		0.0000	0.0000	0.0000
	N	2 403	2 403	2 402	2 403
Índice95	Correlación	0.9709	1.0000	0.9641	0.9489
	Sig. (2-colas)	0.0000		0.0000	0.0000
	N	2 403	2 428	2 427	2 428
Índice00	Correlación	0.9741	0.9641	1.0000	0.9857
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000		0.0000
	N	2 402	2 427	2 442	2 442
Índice05	Correlación	0.9587	0.9489	0.9857	1.0000
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	
	N	2 403	2 428	2 442	2 454

Correlaciones entre los índices municipales del análisis factorial confirmatorio: México, 1990, 1995, 2000 y 2005

		Puntaje Factorial 1990	*Puntaje Factorial 1995*	*Puntaje Factorial 2000*	*Puntaje Factorial 2005*
Puntaje Factorial 1990	Correlación	1.0000	0.9191	0.9807	0.9706
	Sig. (2-colas)		0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2403	2403	2403
Puntaje Factorial 1995, s/prim	Correlación	0.9933	0.9289	0.9891	0.9801
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	N	2403	2428	2428	2428
Puntaje Factorial 2000	Correlación	0.9807	0.9036	1.0000	0.9905
	Sig. (2-tailed)	0.0000	0.0000		0.0000
	N	2403	2428	2443	2443
Puntaje Factorial 2005	Correlación	0.9706	0.9029	0.9905	1.0000
	Sig. (2-colas)	0.0000	0.0000	0.0000	
	N	2403	2428	2443	2454