EconoQuantum, volumen 20, número 1, enero-junio de 2023, pp. 59-82
DOI: https://doi.org/10.18381/eq.v20i1.7294

El Índice de Marginación del Conapo transformado en indicador cardinal: 50 años de marginación comparada en el tiempo

Conapo's Marginalization Index transformed into a cardinal indicator: 50 years of marginalization compared over time

Oscar Peláez Herreros *

Resumen:
Objetivos: Demostrar que el Índice de Marginación (IM) calculado mediante análisis de componentes principales (CP) puede expresarse en términos cardinales. Recuperar los valores del IM para las entidades federativas desde 1970.
Metodología: Se normaliza el IM a partir de los conceptos de marginación nula y marginación absoluta y se comprueba que esa transformación verifica el postulado de homogeneidad. Se estima el IM por CP para el periodo 1970-2020.
Resultados: El IM normalizado es cardinal en términos de las carencias observadas para las comparaciones inter-territoriales. La marginación tiende a reducirse a lo largo del tiempo.
Limitaciones: Se comprueba que el IM no permite realizar comparaciones inter-temporales estrictas al estimarlo por CP o por el método de distancia de Pena (DP_2). Las comparaciones interanuales son sólo aproximadas.
Originalidad: En contra de lo que afirman estudios previos, se demuestra que la técnica de CP puede generar un IM cardinal.
Conclusiones: El IM calculado por CP es útil para realizar comparaciones cardinales inter-territoriales e inter-temporales, incluso a largo plazo.

Palabras clave: análisis de componentes principales, distancia de Pena, postulado de homogeneidad.
Clasificación JEL: C38, C43, I31.

Abstract:
Objectives: Demonstrate that the Marginalization Index (IM) calculated by principal component analysis (PCA) can be expressed in cardinal terms. Recover the values of the IM for the states since 1970.
Methodology: We normalize the IM from the concepts of null marginalization and absolute marginalization and prove that this transformation verifies the homogeneity postulate. We estimate the IM by PCA for the period 1970-2020.
Results: The normalized IM is cardinal in the observed shortcomings for inter-territorial comparisons. Marginalization tends to decrease over time.
Limitations: We verified that the IM estimated by PCA or by the Pena distance method (DP_2) does not allow strict inter-temporal comparisons. Inter-temporal comparisons are only approximate.
Originality: Contrary to previous studies, we show that the PCA can generate a cardinal IM.
Conclusions: The IM calculated by PCA is useful for making inter-territorial and inter-temporal cardinal comparisons, even in the long term.

Keywords: principal component analysis, Pena distance, homogeneity postulate.
JEL classifications: C38, C43, I31.

* Oscar Peláez Herreros. El Colegio de la Frontera Norte. México. E-mail: opelaez@colef.mx

Recepción: 08/09/2022. **Aceptación:** 11/11/2022

1. Introducción

Se ha argumentado que el Índice de Marginación (IM) es una medida ordinal que "no permite hacer comparaciones cuantitativas, ya sea en un momento del tiempo o a lo largo de éste" (Cárdenas, 2010). Esta idea proviene de la técnica utilizada para el cálculo del IM durante más de tres décadas: análisis de componentes principales (CP); y ha llevado al Consejo Nacional de Población (Conapo) a sustituir el procedimiento de cálculo tradicional por el método de distancia P_2 (DP_2) de Pena (1977). Con este cambio el Conapo ha tratado de mejorar la comparabilidad de los resultados del IM en el tiempo y entre unidades geográficas, añadiendo la posibilidad de "valorar las brechas temporales y territoriales de manera directa" (Conapo, 2021).

En las próximas páginas se demuestra que los resultados del IM se pueden expresar en términos cardinales aún cuando han sido obtenidos mediante CP. Esta propiedad se debe a las características de las variables que lo componen y respalda el análisis de las brechas entre unidades territoriales y las comparaciones a lo largo del tiempo. Como se verá, basta con normalizar los resultados del IM de CP para que sean cardinales. La ventaja de esta operación es que permite recuperar los datos del IM publicados desde 1970 hasta la fecha. En cambio, la estrategia que utiliza el Conapo de recalcular el IM mediante DP_2 sólo ofrece resultados para los años 2010, 2015 y 2020 que no son directamente comparables en términos de las carencias observadas.

Por lo mencionado, el objetivo del presente artículo es demostrar que el IM de CP es un indicador ordinal que contiene las características para transformarlo en función cardinal normalizando sus resultados; a partir de ello, se analiza la comparabilidad inter-temporal del IM de CP y de DP_2, y se estiman los valores del IM del periodo 1970-2020 a nivel de entidades federativas para realizar comparaciones con ellos.

El artículo se estructura de la siguiente forma. El apartado 2 indaga sobre los motivos que han llevado a calificar el IM como un indicador ordinal. Posteriormente, el tercer apartado demuestra que el IM contiene información sobre la intensidad de la marginación, que cumple el postulado de homogeneidad cuando se normaliza y que entonces sus resultados se expresan en escala cardinal. El cuarto apartado analiza la cardinalidad en el tiempo, que es una propiedad distinta de la homogeneidad para las comparaciones inter-territoriales. El quinto apartado explica las fuentes de datos utilizadas para recuperar información sobre el IM para las entidades federativas. El sexto apartado presenta y describe esas series, que abarcan medio siglo: de 1970 a 2000 con periodicidad decenal y de 2000 a 2020 cada cinco años. El último apartado contiene las conclusiones.

2. Estado de la cuestión: una verdad cercenada y simplificada en exceso

Pena (1977) propone el método DP_2 para la construcción de indicadores sintéticos. Parte de la Distancia de Ivanovic (DI) y realiza sucesivas modificaciones hasta obtener una medida de resumen que verifica las propiedades deseables en un indicador. Entre estas propiedades se encuentra que el indicador sea medible en escala cardinal. Específicamente, Pena (1977) vincula esta propiedad con el postulado de homogeneidad, que expone en los siguientes términos:

> Homogeneidad. "La función matemática que define el indicador sintético en función de los indicadores simples debe ser una función homogénea de grado uno".

Este postulado se pide para que el indicador sintético pueda ser medible según escalas cardinales. Así, si se duplica el valor de cada indicador parcial, el indicador sintético también debe duplicar su valor.

La fórmula de la DI es:

(1) $$DI=\sum_{j=1}^{n} \frac{d_j}{\sigma_j} \prod_{l=1}^{j-1}(1-r_{lj.1,2,\ldots,l-1})$$

donde $d_j=|x_{ij}-x_{kj}|$ es la diferencia para la variable j-ésima entre los territorios i y k, x_{ij} es el valor de la variable j-ésima en el territorio i, del mismo modo que x_{kj} es el valor observado de la variable j en el territorio k, σ_j es la desviación estándar de los valores de la variable j-ésima, y r_{lj} es el coeficiente de correlación parcial entre la variable j-ésima y la l-ésima ($l>j$). Pena (1977) explica que, "En el caso de la DI, los indicadores simples son los valores d_i/σ_i de cada componente. Por eso, si multiplicamos en la fórmula [1] cada d_i/σ_i por una misma constante la DI queda multiplicada por dicha constante". Con esto demuestra que el postulado de homogeneidad se verifica para la DI, por lo que el indicador de distancia (o diferencia) puede interpretarse en términos cardinales.

Posteriormente, propone la DP_2, que se utiliza como IM desde el cambio de metodología que operó Conapo (2021). Su expresión es

(2) $$DP_2=\sum_{j=1}^{n} \frac{d_{ij}}{\sigma_j} (1-R^2_{j,j-1,\ldots,1})$$

donde $d_{ij}=|x_{ij}-x_{*j}|$ es la distancia de la variable j-ésima en el territorio i con respecto a la base de referencia, x_{ij} es el valor de la variable j-ésima en el territorio i, x_{*j} es la referencia de la variable j-ésima, σ_j es la desviación estándar de los valores de la variable j-ésima, y $R^2_{j,j-1,\ldots,1}$ es el coeficiente de determinación de la regresión de X_j sobre X_{j-1}, X_{j-2}, ..., X_1, siendo $R^2_1=0$. Se puede comprobar que si cada d_{ij}/σ_j se multiplica por una misma constante, la DP_2 queda multiplicada por esa constante. En consecuencia, DP_2 es una función homogénea en las distancias estandarizadas, que se pueden interpretar en términos cardinales.

Pena (1977) pone el ejemplo de un indicador con distribución centrada en el valor 100 para alertar de que se trata de "un indicador de escala ordinal y no cardinal, dada la métrica utilizada de variables tipificadas". En concreto, explica que "basta con ver que la diferencia entre la provincia de mayor bienestar tiene un índice de 106,5 y la de menor bienestar lo tiene de 92,2, lo que indicaría si la escala fuese cardinal, una diferencia del 15,5 por 100 del mejor clasificado respecto al peor." El IM de CP genera valores centrados en el cero, de manera que presenta este mismo problema.

Zarzosa (1996) afirma directamente que

> El método de Componentes Principales, no constituye un buen método de medición del bienestar.
>
> Entre las razones que sustentan tal afirmación destaca la siguiente: Su aplicación permite sólo ordenar las situaciones (provinciales, momentos de tiempo, etc.) y, para tal fin, no tiene sentido utilizar un indicador sintético; [...] el empleo de un indicador sintético para medir las disparidades interterritoriales supone, explícita o implícitamente, confianza en la medición cardinal del bienestar (de forma aproximada, desde luego). Por lo tanto no es coherente utilizar un indicador sintético por Componentes Principales, que es una medida ordinal.

Somarriba (2008) también se expresa en estos términos para confirmar que el análisis de CP "sólo nos permite ordenar casos, es una medida de carácter ordinal, y no nos permiten realizar comparaciones interespaciales e intertemporales excepto para el caso de comparaciones ordinales, dado que sus resultados numéricos carecen de interpretación cuantitativa". Somarriba (2008) insiste en que un indicador calculado por CP "es un indicador de carácter ordinal y que las ponderaciones carecen de una interpretación económica." Somarriba y Pena (2009) califican a los indicadores sintéticos obtenidos por CP como "exclusivamente ordinales", siendo sólo válidos para realizar comparaciones ordinales.

En consonancia con estos precedentes, Cárdenas (2010) caracteriza al IM calculado por CP como una medida ordinal que "no permite hacer comparaciones cuantitativas, ya sea en un momento del tiempo o a lo largo de éste" Con mayor detalle, explica que "la escala del índice es de intervalo y además no contiene valores máximos ni mínimos predeterminados, o un rango constante, por lo que las comparaciones de corte transversal y temporal sólo son de carácter ordinal". Atendiendo a la clasificación que realiza OECD (2008) de las distintas escalas (nominal, ordinal, de intervalo y de razón), no cabe duda de que el IM de CP corresponde a una escala de intervalo. Sin embargo, a diferencia de lo que afirma Cárdenas (2010), los valores del IM sí están acotados entre un máximo y un mínimo, como demuestra Peláez (2017a). Cabe reconocer que en el año 2010, cuando escribe Cárdenas, los valores extremos del IM aún no se habían calculado ni tenido en cuenta para realizar comparaciones.

A diferencia de los autores mencionados hasta ahora, Aparicio (2004) no califica al IM de CP como una medida ordinal, aunque tampoco descarta esta interpretación. Explica que "el índice de marginación está medido en una escala de intervalo, por lo que las comparaciones que se presentan con base en esta metodología solamente son válidas en términos relativos, pero no absolutos". Esta característica impide comparar "de manera directa los cambios observados en el valor de los índices de marginación de una unidad geográfica particular en dos momentos en el tiempo". Aparicio (2004) no equipara las comparaciones indirectas o relativas con comparaciones ordinales.

Castro (2002) sí lo hace, pero añade matices relevantes cuando explica que "el resultado numérico de los índices CP no tiene una interpretación cuantitativa *strictu sensu* que permita su consideración plena como medida cardinal, por lo que las comparaciones habrían de ser en términos ordinales". Las palabras "*strictu sensu*" y "plena" son importantes para aclarar el asunto porque, efectivamente, el IM de CP no es plenamente cardinal en sentido estricto, pero tampoco es sólo ordinal.

Por ejemplo, en el IM del año 2010, la entidad federativa con mayor marginación es Guerrero con un valor de 2.53 y la de menor marginación el entonces denominado Distrito Federal con un IM de -1.48 (De la Vega *et al*., 2011). Estas cifras no se pueden comparar en los términos cardinales planteados por Pena. No se puede afirmar que la marginación de Guerrero sea el doble, 25% o 10% mayor que la del Distrito Federal. Tampoco se puede analizar su evolución en el tiempo y concluir que la marginación de un territorio aumentó o se redujo 3 o 4% comparando los valores del IM de 2005 y de 2010.

Sin embargo, reducir el IM a un indicador ordinal implica renunciar a gran parte de la información que contiene. Las cifras del IM no sólo permiten ordenar las unidades territoriales de mayor a menor marginación. Además, reflejan intensidades, aunque no se puedan interpretar directamente en un sentido cardinal estricto.

Siguiendo con el ejemplo, en 2010, las cinco entidades con mayor marginación eran, por orden: Guerrero (2.53), Chiapas (2.32), Oaxaca (2.15), Veracruz (1.08) y Puebla (0.71). Las tres primeras presentan cifras claramente superiores a las de Veracruz y Puebla, y la situación de marginación en Oaxaca parece más cercana a la de Chiapas que a la de Veracruz. Para cualquier año y nivel de desagregación territorial, se puede comprobar que las cifras del IM no sólo contienen información ordinal. Conservan intensidades que se pueden recuperar e interpretar en sentido cardinal modificando la escala en que están expresadas.

3. Restaurando la cardinalidad del IM

Ávila *et al.* (2001), Anzaldo y Prado (2006), De la Vega *et al.* (2011) y Téllez *et al.* (2016) definen el IM calculado mediante CP como la suma ponderada de nueve variables estandarizadas:

(3) $IM_i^{CP}=\sum_{j=1}^{9} \omega_j \frac{x_{ij}-\bar{x}_j}{S_j}$

donde ω_j representa las ponderaciones de la primera CP, x_{ij} es el valor de la variable j-ésima en el territorio i-ésimo, $\bar{x}_j$ es el valor medio de la variable j-ésima, y S_j es "la desviación estándar insesgada del indicador socioeconómico j" (De la Vega *et al*., 2011).

Por el procedimiento de cálculo, el IM de CP genera valores estandarizados, con media 0 y desviación estándar 1. Como menciona Cárdenas (2010), esto hace que, en principio, el IM no tenga valores máximos ni mínimos predeterminados, lo que limita las posibilidades de comparación.

Sin embargo, esos máximos y mínimos existen desde el momento en que todas las variables del IM representan carencias y se definen como porcentajes, necesariamente acotados entre 0% y 100%. Teniendo esto en cuenta, Peláez (2017a) propone la transformación:

(4) $IMA_i= \frac{IM_i^{CP}-IM_N}{IM_A-IM_N}$

donde IM_i^{CP} es el IM del territorio i-ésimo calculado por CP al tiempo que IM_N y IM_A son los valores de la Ecuación 3 cuando x_{ij}=0% $\forall j$ y x_{ij}=100% $\forall j$, respectivamente. Los resultados de esta trasformación cumplen el postulado de homogeneidad y tienen una interpretación cardinal como se demuestra por primera vez en los siguientes párrafos.

Para ello, en primer lugar, la Ecuación 3 se desagrega en la diferencia de dos sumatorios:

(5) $IM_i^{CP} = \sum_{j=1}^{9}\frac{\omega_j\, x_{ij}}{S_j} - \sum_{j=1}^{9} \frac{\omega_j\, \bar{x}_j}{S_j}$

El primer sumatorio depende de las observaciones. Por tanto, cambia para cada unidad territorial i. El segundo sumatorio depende de las ponderaciones, las medias y las desviaciones estándar, de manera que coincide para todos los territorios i.

Los otros dos elementos de la Ecuación 4, IM_N y IM_A, pueden desagregarse de modo semejante:

(6) $IM_N=\sum_{j=1}^{9} \omega_j \frac{0-\bar{x}_j}{S_j} =-\sum_{j=1}^{9} \frac{\omega_j\, \bar{x}_j}{S_j}$

(7) $IM_A=\sum_{j=1}^{9} \omega_j \frac{1-\bar{x}_j}{S_j} = \sum_{j=1}^{9} \frac{\omega_j}{S_j} -\sum_{j=1}^{9} \frac{\omega_j\, \bar{x}_j}{S_j}$

Ahora, sustituyendo las Ecuaciones 5, 6 y 7 en 4, simplificando elementos comunes y reordenando términos, se tiene:

(8) $IMA_i = \frac{\sum_{j=1}^{9} x_{ij} \frac{\omega_j}{S_j}}{\sum_{j=1}^{9} \frac{\omega_j}{S_j}}$

En esta expresión, el numerador es una suma ponderada de las observaciones, y el denominador una suma de ponderaciones que no depende de las unidades territoriales i.

Si en la Ecuación 8 todas las observaciones, x_{ij}, se multiplican por una misma constante, c, el IMA queda multiplicado por esa constante. Por tanto, como $f(c.x_1,c.x_2,\ldots,c.x_m)=c.f(x_1,x_2,\ldots,x_m)$ (Castro, 2002), puede afirmarse que el IMA cumple el postulado de homogeneidad y sus resultados tienen una interpretación cardinal en sentido estricto. La normalización implícita en la Ecuación 4 asigna un rango constante al IMA, cuyos valores quedan acotados entre 0% y 100%, y expresados en una escala de razón.

Retomando el ejemplo de Pena (1977), si todas las carencias de un territorio i duplican en valor a las carencias de un territorio k, el IMA de i duplica al IMA de k; y a la inversa, si las nueve carencias del IM en el territorio i son la mitad de intensas que en k, el IMA de i conserva esa proporción y es la mitad del IMA de k. Además, Pena (1977) compara los valores extremos de un indicador estandarizado para mostrar la incongruencia de una interpretación cardinal. Tomando los datos del año 2010 que calcula Peláez (2017a) para el IMA, el máximo corresponde a Guerrero

(20.80%) y el mínimo a Distrito Federal (4.59%). Un IMA de 0% representa la situación en que ningún residente ni vivienda soporta ninguna de las nueve carencias del IM; 100% representa que todas las personas y viviendas padecen todas las carencias del IM. El valor de Guerrero comparado directamente con el del Distrito Federal indica que en Guerrero hay cuatro veces más personas y viviendas con carencias. La interpretación cardinal está llena de sentido. Guerrero está a 20.80% de la marginación nula y Distrito Federal a sólo 4.59%.

Cabe aclarar que la esencia del IM de CP no se ve afectada por la transformación que opera la Ecuación 4. Los valores del IMA son proporcionales a los del IM, generando exactamente la misma ordenación de territorios y conservando las diferencias entre ellos. A partir de la Ecuación 4 se puede comprobar que la diferencia de valores del IMA para cualquier par de unidades territoriales *i* y *k*, siempre guarda la misma proporción con respecto a la correspondiente diferencia de valores del IM:

$$(9) \quad IMA_i - IMA_k = \tau\left(IM_i^{CP} - IM_k^{CP}\right) \quad \text{con } \tau = 1/\left(IM_A - IM_N\right) > 0$$

Otro aspecto a destacar es que el IM en su versión IMA verifica el postulado de homogeneidad con respecto a los valores observados, x_{ij}. En cambio, la Ecuación 2, de DP_2, lo verifica con respecto a las distancias, d_{ij}. Cuando todas las carencias de un territorio duplican a las de otro, el resultado de DP_2 no se duplica; el IMA sí. La Ecuación 2 sólo verifica el postulado de homogeneidad respecto a los valores observados cuando el vector de referencia es la marginación nula, $x_{*j} = 0 \ \forall j$. Entonces coindicen distancias y observaciones, pero Conapo (2021) no elige esa base para estimar el IM por DP_2, sino el peor escenario observado en el periodo 2010-2020, de manera que su índice no es cardinal en las carencias.

Las diferencias y semejanzas entre el IM de DP_2, el IM de CP y el IMA se pueden apreciar mejor al expresar estos tres índices como combinaciones lineales de observaciones ponderadas.

A partir de la Ecuación 2, el IM de DP_2 puede formularse como:

$$(10) \quad IM_i^{DP} = \sum_{j=1}^{9} d_{ij}\, w_j^{DP} \quad \text{con } \ w_j^{DP} = \frac{1-R^2_{j,j-1,\ldots,1}}{\sigma_j}$$

que es una función lineal y cumple el postulado de homogeneidad con respecto a las distancias, d_{ij}. Teniendo en cuenta que $d_{ij} = |x_{ij} - x_{*j}|$ y que las referencias, x_{*j}, deben cumplir las condiciones que detalla Zarzosa (2009) para que verifiquen las propiedades del método, la Ecuación 10 puede reescribirse como

$$\begin{aligned}(11) \quad IM_i^{DP} &= \left|\textstyle\sum_{j=1}^{9}(x_{ij} - x_{*j})\, w_j^{DP}\right| \\ &= \left|\textstyle\sum_{j=1}^{9} x_{ij}\, w_j^{DP} - \sum_{j=1}^{9} x_{*j}\, w_j^{DP}\right| \\ &= \left|\textstyle\sum_{j=1}^{9} x_{ij}\, w_j^{DP} + c^{DP}\right| \qquad \text{con } c^{DP} = -\textstyle\sum_{j=1}^{9} x_{*j}\, w_j^{DP}\end{aligned}$$

que es una función lineal que no cumple el postulado de homogeneidad con respecto a las observaciones, x_{ij}.

A partir de la Ecuación 5, el IM de CP puede expresarse como:

$$(12) \quad IM_i^{CP} = \sum_{j=1}^{9} x_{ij}\, w_j^{CP} + c^{CP} \quad \text{con } \ w_j^{CP} = \frac{\omega_j}{S_j} \quad \text{y} \quad c^{CP} = -\sum_{j=1}^{9} \bar{x}_j\, w_j^{CP}$$

que, al igual que la Ecuación 11, es una función lineal que no cumple el postulado de homogeneidad con respecto a las observaciones, x_{ij}.

A partir de la Ecuación 8 y de los desarrollos precedentes, el IMA puede expresarse como:

$$(13) \quad IMA_i = \sum_{j=1}^{9} x_{ij}\, w_j^{IMA} \quad \text{con } \ w_j^{IMA} = w_j^{CP} \Big/ \sum_{j=1}^{9} w_j^{CP}$$

que es una función lineal y cumple el postulado de homogeneidad con respecto a las observaciones, x_{ij}.

Cuando se toma la base de marginación nula como referencia en el caso de DP_2, $x_{*j} = 0 \ \forall j$, la Ecuación 11 queda reducida a

(14) $IM_i^{DPb0}=\sum_{j=1}^{9} x_{ij}w_j^{DP}$

que es lineal y también cumple el postulado de homogeneidad con respecto a las observaciones, x_{ij}. Como se ha mencionado, este no es el caso del IM que el Conapo ha calculado por DP_2 para el año 2020.

4. La cardinalidad en el tiempo

Pena (1977) advierte que la comparación en el tiempo de los valores de un índice calculado por DP_2 "sólo podría hacerse en el caso de que fuesen invariantes en el tiempo los parámetros σ y R^2". No es suficiente con establecer una misma base de referencia. Los parámetros poblaciones de dispersión y relación entre variables deben permanecer constantes, ya que si cambian también lo hacen las ponderaciones w_j^{DP} de la Ecuación 10 y desaparece la garantía de que la función DP_2 sea homogénea de grado uno. Si, por ejemplo, cada indicador parcial d_j duplica su valor de un año a otro y los parámetros σ y R^2 cambian, el indicador sintético DP_2 no necesariamente duplica su valor.

Como explica Zarzosa (2009), los indicadores sintéticos DP_2 fueron diseñados "para medir el bienestar social de un conjunto de unidades territoriales en un momento dado de tiempo, o de una unidad territorial en distintos momentos de tiempo." La conjunción disyuntiva "o" utilizada por Zarzosa en la frase citada alerta sobre las dificultades de los análisis bidimensionales.

Los desarrollos matemáticos de apartados anteriores sólo consideran la dimensión espacial, reflejada en los subíndices *i*. Si ésta es reemplazada por la dimensión temporal, las propiedades del método se siguen verificando como afirma Somarriba (2008). Pero al incluir ambas dimensiones de forma simultánea, ya no es suficiente con sustituir los subíndices *i* por *t*, sino que se han de añadir subíndices *t* a la formulación planteada. Ello hace que los coeficientes R^2 y σ dejen de ser constantes en las Ecuaciones 2 y 10, y que el postulado de homogeneidad no se cumpla.

Esto es un inconveniente importante porque limita la utilidad de esta familia de indicadores sintéticos, que no servirían para realizar comparaciones espaciales y temporales de manera simultánea, por ejemplo, para analizar las brechas entre regiones y la evolución de esas brechas a lo largo del tiempo. Esta dificultad se ha afrontado de dos formas distintas:

1. Somarriba (2008), Somarriba y Pena (2010) y Merino *et al*. (2012) suponen que las relaciones entre variables no cambian con el transcurso del tiempo y estiman las DP_2 a partir de un único conjunto de datos que contiene observaciones de distintos territorios en distintos años. Las distancias obtenidas de esta forma son cardinales en el espacio y en el tiempo porque el conjunto de coeficientes σ y R^2 es invariante, por supuesto. El problema de este procedimiento es que, en la realidad, las relaciones entre variables no permanezcan estables en el tiempo. En ese caso, todas las distancias estarían distorsionadas en alguna medida, cuando se podían haber calculado correctamente para cada año por separado, siendo válidas para comparaciones cardinales inter-territoriales, aunque no inter-temporales.
2. Pena (1977), Zarzosa (2012) y Somarriba *et al*. (2013) asumen que los parámetros cambian con el tiempo, pero que esos cambios son pequeños, de manera que las DP_2 se pueden estimar para cada periodo temporal por separado y tener la precaución de que las comparaciones inter-temporales de esas distancias no tienen una interpretación cardinal exacta, sino sólo aproximada. Pena (1977) explica "que, aunque no se logren resultados exactos, sí se pueden lograr buenas aproximaciones con tal de que los periodos a comparar no sean muy distantes y de que se tome siempre la misma base de

referencia". La ventaja de esta alternativa es que estima los parámetros de cada año, lo que permite compararlos y verificar si efectivamente son similares o, por el contrario, experimentan cambios importantes con el transcurso del tiempo.

Conapo (2022) utiliza esta segunda estrategia para obtener el IM de 2010, 2015 y 2020 por DP_2. Como se observa en la **Tabla 1**, las ponderaciones calculadas a partir de los parámetros σ y R^2 cambian cada año. Algunas se modifican unas pocas milésimas, como la de la población en localidades de menos de 5,000 habitantes; pero otras varían sustancialmente, como las que se refieren a las viviendas sin drenaje ni excusado o sin energía eléctrica, que duplican su valor en esa década.

El mismo procedimiento se puede seguir con el IMA. Si las ponderaciones se calculan para cada año, las comparaciones a lo largo del tiempo son sólo aproximadas. La cardinalidad en sentido estricto se consigue estimando las ponderaciones para el conjunto de territorios y años que se desean comparar. El inconveniente de esto último es que las ponderaciones dejan de ser las óptimas para cada año específico.

La esencia del problema es que la cardinalidad estricta (en DP_2 y en CP) exige ausencia de cambio en la estructura de las correlaciones. El deterioro o la mejora de las condiciones de vida sólo se puede cuantificar de manera precisa cuando las relaciones entre variables no cambian. Sin embargo, el desarrollo, el abatimiento de los rezagos y la lucha contra la marginación son procesos de largo plazo que implican avances junto con cambios estructurales (Barkin, 1972; Chenery y Syrquin, 1975) que modifican las relaciones entre las distintas variables que consideran (Cortés y Vargas, 2013; Peláez 2017b). En sentido estricto, el postulado de homogeneidad de los índices sintéticos es incompatible con la realidad que resumen. Lo que ocurre es que los cambios son lentos, como argumenta Pena (1977). Por ello se pueden realizar comparaciones aproximadas:

1. ya sea aproximando las ponderaciones de cada año mediante las ponderaciones del conjunto de observaciones, como en el procedimiento 1,
2. o, como en el procedimiento 2, estimando las ponderaciones de cada año por separado y teniendo la precaución de que la cardinalidad de las comparaciones inter-temporales es sólo aproximada.

Un detalle a tener en cuenta es que, en el método de DP_2, la elección de la base de referencia afecta a la precisión de estas aproximaciones. Como se observa en la Ecuación 11, las referencias multiplican a las ponderaciones. Aunque las referencias se mantengan constantes para todos los años, su valor numérico amplifica o reduce la imprecisión debida al cambio de pesos. Esto no ocurre con el IMA, cuya base de referencia está prefijada por construcción en 0 $\forall j,t$, sin que exista opción de elegir otra distinta.

A la luz de lo expuesto y ante la necesidad de disponer de datos de largo plazo para analizar la evolución de la marginación, se propone recuperar las cifras del IM por entidad federativa a partir de 1970 y transformarlas según la Ecuación 4. Con ello se obtienen resultados comparables en el espacio en escala cardinal y a lo largo del tiempo de manera aproximada, como corresponde al procedimiento 2. Además, siguiendo el procedimiento 1, se propone calcular la primera CP para el conjunto de entidades federativas y años, y luego transformarla según la Ecuación 4 con el fin de obtener un IMA comparable en el tiempo y el espacio en escala cardinal (IMAC), pero con ponderaciones no proporcionales a las del IM que el Conapo publicó durante décadas.

Como se ha explicado, ambas versiones tienen ventajas e inconvenientes. Por ello se ofrecen las dos, que además permiten utilizar observaciones que abarcan medio siglo. Conapo (2022) sólo facilita información calculada por DP_2 según el procedimiento 2 para el periodo 2010-2020, lo que limita las posibles comparaciones a esa década, un periodo que pudiera ser insuficiente para analizar las dinámicas de la marginación.

5. Fuentes de datos

Aparicio (2004) presenta datos para las nueve carencias del IM desde 1970 a 2000. Con ellos calcula un índice sin estandarización, con ponderaciones fijas e iguales a 1/9. En este caso, se toma la información de los años 1970 y 1980 para estimar el IM por el método de CP. Cabe mencionar que, al revisar los datos, se detectaron erratas en los valores del porcentaje de ocupantes en viviendas sin agua entubada de cinco estados: Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Jalisco y Estado de México. Sus cifras estaban intercambiadas como se desprende de su comparación con los porcentajes ofrecidos por Conapo (1994). Los datos anómalos se corrigieron.

También se tiene en cuenta la información recopilada por Conapo (2016) para los años 1990 a 2015 con periodicidad quinquenal. Con estas observaciones se estima el IM de cada entidad federativa y año, obteniendo los mismos resultados que el Conapo. No obstante, se decide prescindir de los datos de 1995 ya que presentan inconsistencias en los porcentajes de población sin primaria completa de 15 años o más y de viviendas con algún nivel de hacinamiento cuando se comparan con los de los años 1990 y 2000 de la misma fuente de información y con los porcentajes publicados por Aparicio (2004).

Para el año 2020, Conapo (2021) modifica la técnica de agregación del IM y algunas de sus variables componentes. El porcentaje de población de 15 años o más sin educación básica reemplaza al porcentaje de población de 15 años o más sin primaria completa. Además, altera ligeramente el cálculo del porcentaje de ocupantes en viviendas particulares sin drenaje ni sanitario. Las versiones anteriores consideraban con drenaje a las viviendas que desalojan a red pública, fosa séptica, tubería que va a dar a una barranca o grieta, y tubería que va a dar a un río, lago o mar. En la variante de 2020, las dos últimas opciones clasifican como viviendas sin drenaje. Estos cambios elevan el porcentaje de población que padece esas carencias y hacen que la información aportada sea esencialmente distinta a la de años anteriores. En este caso, no basta con aplicar la técnica de CP, en vez de DP_2, sino que primero hay que calcular los porcentajes de población de 15 años o más sin primaria completa y de ocupantes en viviendas particulares sin drenaje ni sanitario para el año 2020. Esto se hace con los datos del censo de población y vivienda (Inegi, 2021) siguiendo el procedimiento descrito en informes anteriores por De la Vega *et al*. (2011) y Téllez *et al*. (2016). La **Tabla A** del Anexo muestra los porcentajes así obtenidos para estas dos carencias por entidad federativa en 2020.

De esta forma se dispone de valores a lo largo del periodo 1970 a 2020 para los nueve porcentajes que tradicionalmente han medido la intensidad de la exclusión en el IM a nivel de desagregación territorial de entidades federativas: 1) población analfabeta de 15 años o más, 2) población sin primaria completa de 15 años o más, 3) ocupantes en viviendas sin drenaje ni servicio sanitario, 4) ocupantes en viviendas sin energía eléctrica, 5) ocupantes en viviendas sin agua entubada, 6) viviendas con algún nivel de hacinamiento, 7) ocupantes en viviendas con piso de tierra, 8) población en localidades con menos de 5 mil habitantes, y 9) población ocupada con ingresos de hasta 2 salarios mínimos. Con estos datos se calcula el IM por CP para cada año, el

IMA correspondiente y, con el conjunto de datos, se obtiene el IMAC.

6. Resultados

El **Gráfico 1** representa los valores del IMA de la **Tabla B** del Anexo para las 32 entidades federativas. En 1970, el valor más alto correspondía a Oaxaca (68.69%), el más bajo a la Ciudad de México (20.33%). Como se observa, con el transcurso de los años, todas las entidades federativas redujeron su marginación aproximándose a las cifras de la Ciudad de México, hasta que fue superada por Nuevo León en 2020. El progresivo descenso de ocho de las nueve carencias medidas por el IM permitió que incluso la entidad con mayor IMA en 2020, Guerrero (12.14%), se situara cerca de la marginación nula. En ese mismo año, Nuevo León ya alcanzaba un valor de apenas 2.88%. La única carencia que aumentó a nivel nacional en el periodo 1970-2020 fue el porcentaje de población ocupada con ingreso de hasta dos salarios mínimos, que pasó de 54.6% en 1970 (Aparicio, 2004: 60) a 66.9% en 2020 (Conapo, 2022). El descenso generalizado de las demás carencias impulsó la reducción del IMA, que sintetiza esa tendencia.

El hecho de que el IMA sea cardinal en las carencias para las comparaciones inter-territoriales permite afirmar que la marginación (el conjunto de carencias) de la población de Guerrero en 2020 más que cuadruplica (12.14/2.88=4.22) a las carencias de Nuevo León. Guerrero se encuentra el cuádruple de lejos de la marginación nula que Nuevo León. Hay variables en las que esta proporción es mayor, como en el porcentaje de población analfabeta de 15 años o más, que en Guerrero se sitúa en 12.47% y en Nuevo León en 1.47%, y otras variables en las que es menor, como en el porcentaje de viviendas con algún nivel de hacinamiento, que en Guerrero alcanza 32.86% y en Nuevo León 13.20% (Conapo, 2022). En esencia, el IMA es un promedio ponderado de las nueve carencias.

Otros valores del IMA permiten realizar comparaciones similares y advertir que, por ejemplo, en 1970 las carencias de Oaxaca triplicaban (68.69/20.33=3.38) a las de la Ciudad de México, esto es, Oaxaca se encontraba el triple de lejos de la marginación nula que la Ciudad de México; o que en 2005 la marginación de Tlaxcala (12.66%) duplicaba a la de Nuevo León (6.45%). Cabe recordar que estas comparaciones en términos de carencias no se pueden realizar con el IM de DP_2 del Conapo, ya que es un índice cardinal para las comparaciones inter-territoriales pero en términos de distancias a su base de referencia, no para las carencias observadas.

Respecto a la evolución a lo largo del tiempo, se obtiene que las tres entidades federativas con mayor marginación durante el último medio siglo fueron Chiapas, Oaxaca y Guerrero. Alternaron posiciones entre ellas, pero siempre a la zaga del resto. En el **Gráfico 1**, se observa la brecha entre estos tres estados y las otras entidades. El IMA de Chiapas, por ejemplo, descendió desde 67.70% en 1970 a 11.90% en 2020 **(Tabla B)**, esto es, se redujo en 55.80 puntos porcentuales, un 82.42% desde su valor de 1970. El problema de esta interpretación es que las ponderaciones del IMA cambian de año en año, por lo que la comparación inter-temporal no puede considerarse cardinal en sentido estricto, sino sólo aproximado.

La interpretación cardinal estricta se puede realizar con el IMAC (**Tabla C** del Anexo y **Gráfico 2**), que arroja valores de 65.45% y 23.98% para Chiapas en 1970 y 2020, respectivamente. En medio siglo, Chiapas redujo sus carencias en 41.47 puntos porcentuales. El problema de esta otra interpretación es que asume que las ponderaciones del índice no cambian con el transcurso del tiempo, que son los mismos pesos para todo el periodo analizado, cuando en realidad sí cambian.

La mayor discrepancia entre el IMA y el IMAC al comparar la reducción de la marginación en puntos porcentuales en el largo plazo es, precisamente, la de Chiapas. El resto de entidades federativas muestra dinámicas más parecidas entre ambos procedimientos.

Como se observa en el **Gráfico 2**, el IMAC presenta las mismas tendencias generales del IMA (**Gráfico 1**), aunque con algunos matices. Chiapas, Oaxaca y Guerrero vuelven a ser las tres entidades con mayores carencias durante todo el periodo 1970-2020 y a cierta distancia del resto. En el otro extremo de la distribución, la Ciudad de México es la entidad con menos carencias, hacia la que se aproximan las demás hasta que en el año 2020 es superada por Nuevo León.

Las diferencias se encuentran en los valores de los índices. El IMAC tiende a infravalorar la marginación al inicio del periodo de análisis y a sobrevalorarla al final del mismo en comparación con el IMA. Por ejemplo, en 1970, la entidad con mayor IMAC era Oaxaca (66.99%) y la de menor índice Ciudad de México (16.06%), para el IMA eran las mismas entidades pero con cifras más altas: 68.69% y 20.33%, respectivamente. En 2020 ocurre lo contrario. El IMAC supera al IMA. El mayor IMAC es el de Chiapas (23.98%) y el más bajo el de Nuevo León (6.56%), siendo ambas cifras superiores a las respectivas del IMA: 11.90% y 2.88%. Precisamente esta característica hace que el IMAC de algunas entidades federativas aumente de 2015 a 2020, mientras que el IMA tiende a permanecer estable o a seguir reduciéndose aunque con menor intensidad. El aumento del porcentaje de población ocupada con ingresos de hasta dos salarios mínimos es la causa principal de estos cambios del último lustro, con más peso en el IMAC que en el IMA.

Estos dos índices también se pueden comparar eligiendo las ponderaciones del IMA de un año específico y recalculándolo para todo el periodo con esas ponderaciones fijas, como propone Cárdenas (2010). Las ponderaciones del IMAC son constantes porque se estiman con el conjunto de todas las observaciones de 1970 a 2020. En cambio, el IMA varía según el año seleccionado. Al fijar las ponderaciones, el IMA pierde su proporcionalidad exacta con el IM tradicional, pero favorece la realización de algunas comparaciones y aporta información sobre la robustez de los resultados.

El **Gráfico 3** muestra que el IMA con ponderaciones fijas de 1970 tiende a generar valores más altos que el IMAC, tanto al inicio como al final del periodo 1970-2020. Sin embargo, el IMA con ponderaciones de 2020 (**Gráfico 4**) arroja resultados similares a los del IMAC al inicio del periodo, pero alrededor de siete puntos porcentuales inferiores al final del mismo. Estas diferencias se deben exclusivamente a las ponderaciones, que son el único elemento que distingue los casos. Las carencias observadas y la fórmula para agregarlas son las mismas en el IMA y el IMAC. El detalle es que las ponderaciones del IMA de 2020 otorgan más importancia a carencias que se encuentran en niveles bajos (viviendas sin energía eléctrica y sin drenaje), dando lugar a una menor marginación agregada que el IMAC o el IMA con ponderaciones de 1970, que asignan mayores pesos a carencias con niveles más altos en 2020 (viviendas con hacinamiento o población analfabeta).

En cualquier caso, como se ha indicado, las tendencias generales son las mismas. Esto es debido a que ambos índices son sumas de observaciones ponderadas (Ecuación 13), que no cambian mucho. Como se observa en la **Tabla 2**, los pesos del IMA varían de manera parsimoniosa con el transcurso del tiempo y no resultan muy distintos de los del IMAC a pesar de abarcar medio siglo.

En 50 años, la ponderación que más aumenta es la correspondiente al porcentaje de ocupantes en viviendas sin energía eléctrica (w_4^{IMA}), que cuadruplica su valor de 1970 a 2020. Como se desprende de las Ecuaciones 12 y 13, estas ponderaciones no son las del IM tradicional, ω_j (Ecuación 3), sino una transformación que implica, en esencia, dividir los pesos de la primera CP por las desviaciones estándar correspondientes. Los pesos de la primera CP apenas cambian entre variables o a lo largo del tiempo. Pero las desviaciones estándar se modifican bastante, especialmente en las variables que reflejan carencias que se redujeron mucho durante el periodo analizado. Este es el caso de la energía eléctrica, no accesible para 40.40% de los ocupantes de viviendas en 1970 (con una desviación estándar entre estados de S_4=15.34), pero carente en únicamente 0.66% de los casos en 2020 (con S_4=0.60). La fuerte reducción de la desviación estándar S_4 da lugar al aumento de la ponderación w_4^{IMA} que, a su vez, compensa el descenso de los valores observados (no estandarizados) x_{i4} en la Ecuación 13 y mantiene la proporcionalidad del IMA y el IM.

Al contrario, las ponderaciones que más se reducen son las de las carencias que permanecieron en niveles más altos durante todo el periodo, manteniendo altas desviaciones entre estados. En concreto, se trata de las ponderaciones asociadas a los porcentajes de población en localidades con menos de 5,000 habitantes (w_8^{IMA}), viviendas con algún nivel de hacinamiento (w_6^{IMA}) y población ocupada con ingreso de hasta dos salarios mínimos (w_9^{IMA}), que se reducen alrededor de 75%.

En conjunto, estas dinámicas tienden a compensarse y generan resultados similares a los del IMAC, cuyas ponderaciones no varían con el tiempo. Debido a esta constancia de los pesos del IMAC y por ser la Ecuación 13 una combinación lineal de las carencias observadas x_{ij}, las ponderaciones del índice equivalen exactamente a los coeficientes de regresión de un modelo de datos de panel agrupados (*pooled*) que explique el IMAC$_{it}$ en función de las carencias observadas, x_{ijt}, sin intercepto.

Por último, merece la pena comentar que el IMAC apenas se diferencia del índice CIM propuesto por Cárdenas (2010), que también es una suma ponderada de las carencias observadas, se encuentra acotado entre 0 y 1, y puede interpretarse como la distancia a la situación ideal de no exclusión: CIM=0. Estos índices se distinguen por las ponderaciones que utilizan. Tomando como referencia para todo el periodo 1970-2020 los pesos estimados por Cárdenas (2010) para el año 2000, se obtiene que el CIM[w(2000)] correlaciona fuertemente con el IMAC, especialmente en los años centrales del lapso analizado **(Tabla 3)**. La correlación de estos índices con el IMA y el IM es mayor en las primeras décadas y se debilita en las fechas más recientes.

Como se observa en el **Gráfico 5**, el CIM con ponderaciones del año 2000 describe las mismas tendencias que el IMAC pero con valores ligeramente más altos. Esto es debido a las ponderaciones del CIM (Cárdenas, 2010), que son similares para las nueve carencias, pero algo menores en las variables con niveles más bajos (viviendas sin energía eléctrica y sin drenaje), lo que casi anula la incidencia de estos rezagos y da lugar a un valor agregado más alto al ponderar en mayor medida las carencias que ya de por sí presentan cifras más elevadas. Lo contrario ocurre con el IMA como se explicó en páginas anteriores.

7. Conclusiones

Se ha demostrado que el IM de CP es un indicador ordinal que contiene las características de un índice cardinal en sentido estricto. Para evidenciar esta propiedad, basta con normalizar sus resultados entre los dos valores teóricos extremos: la marginación nula y la marginación absoluta. Entonces, el IM transformado en IMA es cardinal con respecto a las carencias, propiedad que no cumple el IM calculado por el Conapo mediante DP_2, que es cardinal en las distancias respecto a su base de referencia.

Para los análisis a lo largo del tiempo, hay que tener la precaución de que las estructuras de la marginación no son estables porque la marginación, al igual que el desarrollo y el bienestar, es un concepto contextual cuya medición se ajusta a las necesidades sociales y carencias de cada momento (Martínez y Ramírez, 2017). Ello hace que las comparaciones sólo puedan ser aproximadas.

El problema esencial para la construcción de un índice cardinal en el tiempo y el espacio es que el postulado de homogeneidad exige que el vector de ponderaciones sea constante. Pero la estructura de la marginación cambia en ambas dimensiones, de manera que no es posible generar un vector, a partir de las desviaciones y correlaciones en el espacio, que sea igualmente válido para todos los años. Se requieren varios vectores, como los de la **Tabla 2**, lo que incumple el postulado de homogeneidad. La homogeneidad en el tiempo y el espacio de los indicadores sintéticos construidos por DP_2 o por CP implica una reducción imposible de operar, que sólo se puede conseguir de manera aproximada en la medida en que las ponderaciones cambian poco en el tiempo.

Los dos procedimientos utilizados para calcular los índices (IMA e IMAC) ofrecen algunas diferencias pero también resultados similares: reducción generalizada de la marginación, aproximación hacia las condiciones de la Ciudad de México, persistencia de la brecha de Chiapas, Oaxaca y Guerrero con el resto de entidades federativas, y otros más que podrán analizarse a partir de la información recuperada y homogeneizada en el presente artículo para el último medio siglo.

Las valoraciones realizadas en el pasado sobre las características del IM de CP ignoraron las propiedades adicionales que el índice tiene por el hecho de que todas sus variables estén acotadas entre 0 y 100%. Queda demostrado que el IM permite realizar comparaciones inter-territoriales cardinales estrictas en términos de carencias observadas, así como comparaciones inter-temporales aproximadas incluso para periodos que comprenden varias décadas.

Referencias bibliográficas

Anzaldo, C. y Prado, M. (2006). Índices de marginación, 2005. Consejo Nacional de Población. http://www.sideso.cdmx.gob.mx/documentos/indice_margin_05.pdf

Aparicio, R. (2004). Índice absoluto de marginación, 1990-2000. Consejo Nacional de Población. http://www.conapo.gob.mx/work/models/CONAPO/indices_margina/marginabsoluto/IAM1990-2000_docprincipal.pdf

Ávila, J. L., Fuentes, C. y Tuirán, R. (2001). Índices de marginación, 2000. Consejo Nacional de Población. http://www.conapo.gob.mx/work/models/CONAPO/indices_margina/indices/pdfs/IM2000_docprincipal.pdf

Barkin, D. (1972). ¿Quiénes son los beneficiarios del desarrollo regional? En Barkin, D. (Comp.). Los beneficiarios del desarrollo regional, pp. 74-89, Secretaría de Educación Pública, México.

Cárdenas, Ó.J. (2010). Cardenalización del índice de marginación: una metodología para evaluar la eficiencia del gasto ejercido en el Ramo 33. EconoQuantum, 7(1), 41-66. https://doi.org/10.18381/eq.v7i1.119

Castro, J.M. (2002). Indicadores de desarrollo sostenible urbano: una aplicación para Andalucía. Tesis doctoral, Universidad de Málaga. https://www.eumed.net/tesis-doctorales/jmc/tesisjmcb.pdf

Chenery, H.B. y Syrquin, M. (1975). *Patterns of development, 1950-1970*. Oxford University Press.

Conapo (1994). Desigualdad regional y marginación municipal en México, 1990. Consejo Nacional de Población / Comisión

Nacional del Agua. http://www.sideso.cdmx.gob.mx/documentos/2017/diagnostico/conapo/1990/Desigualdad%20regional.pdf

Conapo (2016). Datos abiertos: por entidad federativa. Consejo Nacional de Población. https://www.gob.mx/conapo/documentos/indice-de-marginacion-2015-284579

Conapo (2021). Índice de marginación por entidad federativa y municipio 2020: nota técnico-metodológica. Consejo Nacional de Población. https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/685354/Nota_te_cnica_IMEyM_2020.pdf

Conapo (2022). *Índices de marginación 2020. Consejo Nacional de Población.* https://www.gob.mx/conapo/documentos/indices-de-marginacion-2020-284372

Cortés, F. y Vargas, D. (2013). La dependencia temporal de la marginación municipal en México 1990-2010: una tercera mirada al índice de marginación. Documento de trabajo del Programa Universitario de Estudios del Desarrollo. Universidad Nacional Autónoma de México. http://pued.unam.mx/export/sites/default/archivos/documentos-trabajo/001.pdf

De la Vega, S., Romo, R. y González, A.L. (2011). Índice de marginación por entidad federativa y municipio 2010. Consejo Nacional de Población. https://www.gob.mx/conapo/documentos/indices-de-marginacion-1990-2010

Inegi (2021). Censo de población y vivienda 2020. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/default.html#Tabulados

Martínez, Ó.A. y Ramírez, A. (2017). Reconfigurando la conceptualización y medición del bienestar social en México. En Perrotini, I. y Cerón, J.A. (Coords.). Desigualdad económica pobreza y movilidad social, pp. 321-339, Evalúa CDMX / IPN / El Colegio de Tlaxcala, México.

Merino, M.C., Somarriba, N. y Negro, A.M. (2012). Un análisis dinámico de la calidad del trabajo en España. Los efectos de la crisis económica. Estudios de Economía Aplicada, 30(1), 261-282. https://www.redalyc.org/pdf/301/30123286009.pdf

OECD (2008). Handbook on constructing composite indicators: methodology and user guide, OECD. https://www.oecd.org/sdd/42495745.pdf

Peláez, Ó. (2017a). La marginación a lo largo del tiempo: cálculo del Índice de Marginación Absoluta (IMA) para las entidades federativas de México, 1970-2010. Economía: Teoría y Práctica, 46, 115-137. https://doi.org/10.24275/etypuam/ne/462017/pelaez

Peláez, Ó. (2017b). Deterioro de la capacidad de síntesis del Índice de Marginación: una propuesta de índices complementarios. Paradigma Económico, 9(1), 59-78. https://paradigmaeconomico.uaemex.mx/article/view/4847

Pena, J.B. (1977). Problemas de la medición del bienestar y conceptos afines. (Una aplicación al caso español). Instituto Nacional de Estadística.

Somarriba, N. (2008). Aproximación a la medición de la calidad de vida social e individual en la Europa Comunitaria. Tesis doctoral, Universidad de Valladolid.

Somarriba, N. y Pena, B. (2009). Synthetic indicators of quality of life in Europe. Social Indicators Research, 94, 115-133. https://doi.org/10.1007/s11205-008-9356-y

Somarriba, N. y Pena, B. (2010). Un análisis dinámico de la calidad de vida y de la convergencia en Europa. Anales de Estudios Económicos y Empresariales, 20, 283-324. https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3763149

Somarriba, N., Zarzosa, P. y Pena, B. (2013). La calidad de vida en la Unión Europea. Un análisis temporal por medio de indicadores sintéticos. XXXIX Reunión de Estudios Regionales, Oviedo, 21 de noviembre. https://old.reunionesdeestudiosregionales.org/Oviedo2013/htdocs/pdf/p851.pdf

Téllez, Y., Almejo, R., Hernández, A.R. y Romo, R. (2016). Índice de marginación por entidad federativa y municipio 2015. Consejo Nacional de Población. https://www.gob.mx/conapo/documentos/indice-de-marginacion-2015-284579

Zarzosa, P. (1996). Aproximación a la medición del bienestar social. Idoneidad del indicador sintético 'Distancia-P2'. (Aplicación al caso español). Cuadernos de Economía, 24, 139-163. https://repositorio.uam.es/handle/10486/5105

Zarzosa, P. (2009). Estimación de la pobreza en las comunidades autónomas españolas, mediante la distancia DP2 de Pena. Estudios de Economía Aplicada, 27(2), 397-415. https://www.redalyc.org/pdf/301/30117056005.pdf

Zarzosa, P. (2012). The social welfare in Spain before the crisis: territorial and chronological analysis. International Journal of Advances in Management and Economics, 1(4), 165-171. https://xdoc.mx/documents/the-social-welfare-in-spain-before-the-crisis-territorial-and-5f07864c3f566

Tabla 1.

Ponderaciones del IM de DP_2 en la Ecuación 10, entidades federativas, 2010-2020.

p. 66

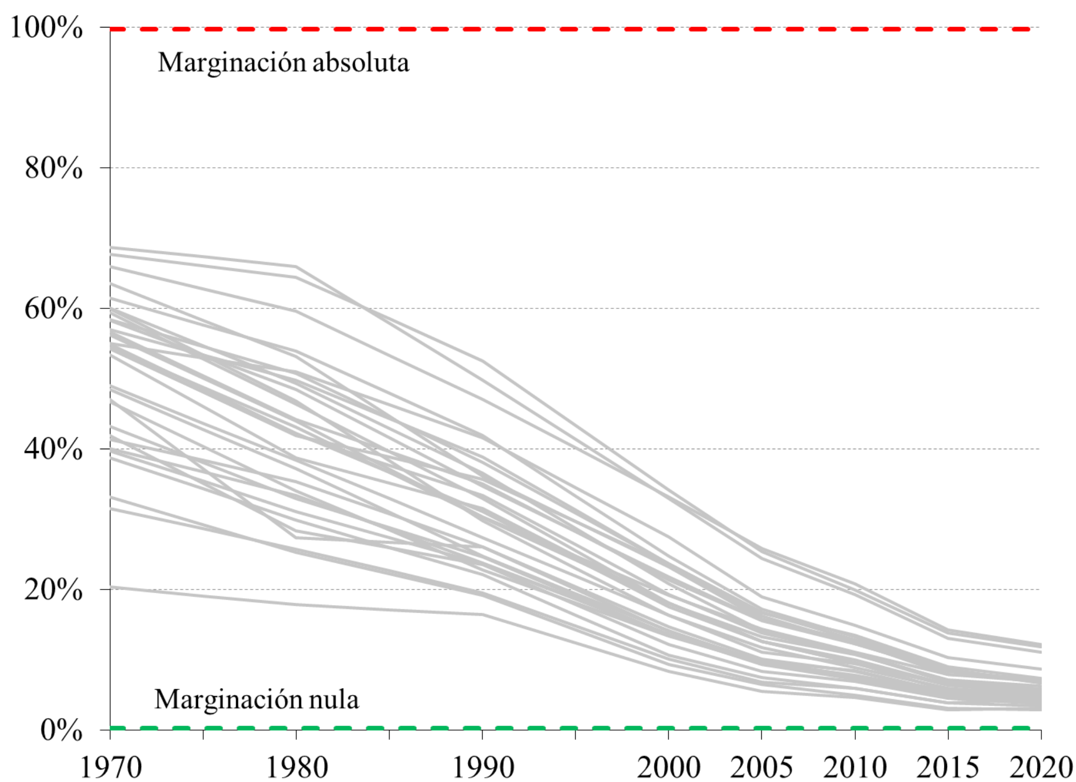
2010	2015	2020	
0.2395	0.2847	0.3203	w_1^{DP}: población de 15 años o más analfabeta
0.0252	0.0213	0.0188	w_2^{DP}: población de 15 años o más sin educación básica
0.1403	0.2196	0.3131	w_3^{DP}: ocupantes en viviendas sin drenaje ni excusado
0.3470	0.5286	0.8585	w_4^{DP}: ocupantes en viviendas sin energía eléctrica
0.0199	0.0501	0.0517	w_5^{DP}: ocupantes en viviendas sin agua entubada
0.0383	0.0497	0.0463	w_6^{DP}: viviendas particulares con hacinamiento
0.0457	0.0592	0.0573	w_7^{DP}: ocupantes en viviendas con piso de tierra
0.0149	0.0170	0.0170	w_8^{DP}: población en localidades menores a 5,000 habitantes
0.0193	0.0284	0.0428	w_9^{DP}: población ocupada con ingresos de hasta 2 salarios mínimos

Fuente: Elaboración propia con datos de Conapo (2022).

Gráfico 1.

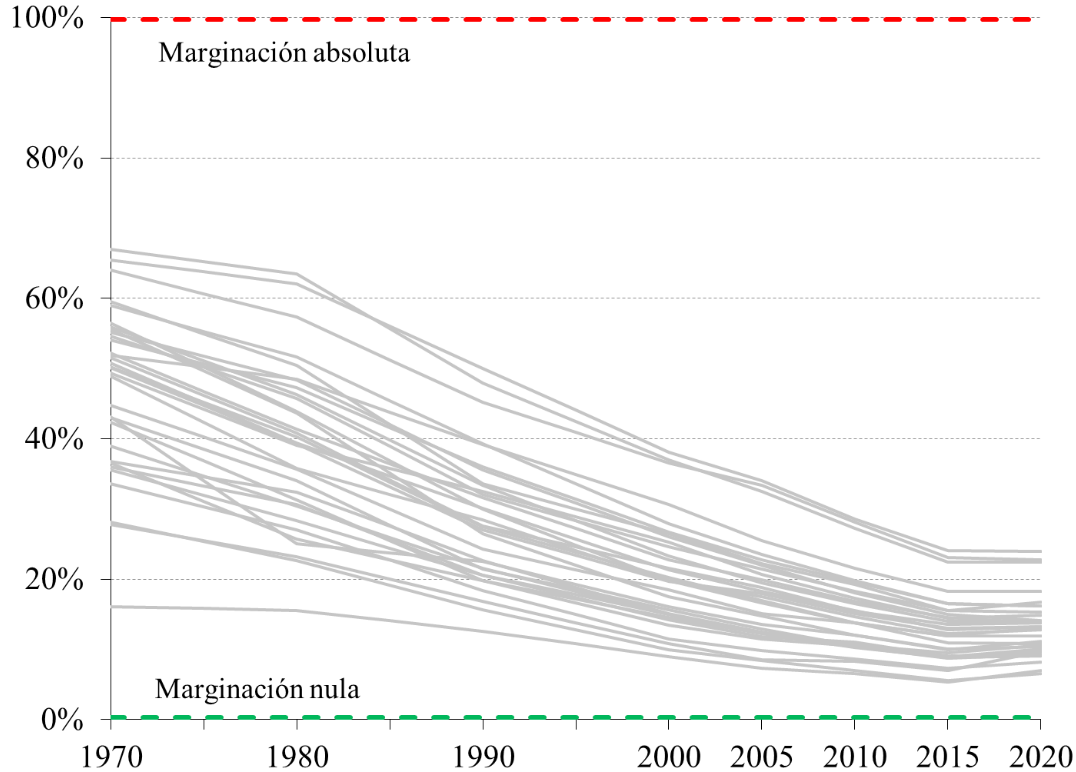
Evolución del índice de marginación absoluta (IMA) de las entidades federativas de México, 1970-2020 (%).

p. 68
p. 69



Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

Gráfico 2.
Evolución del índice de marginación absoluta cardinal (IMAC) de las entidades federativas de México, 1970-2020 (%).

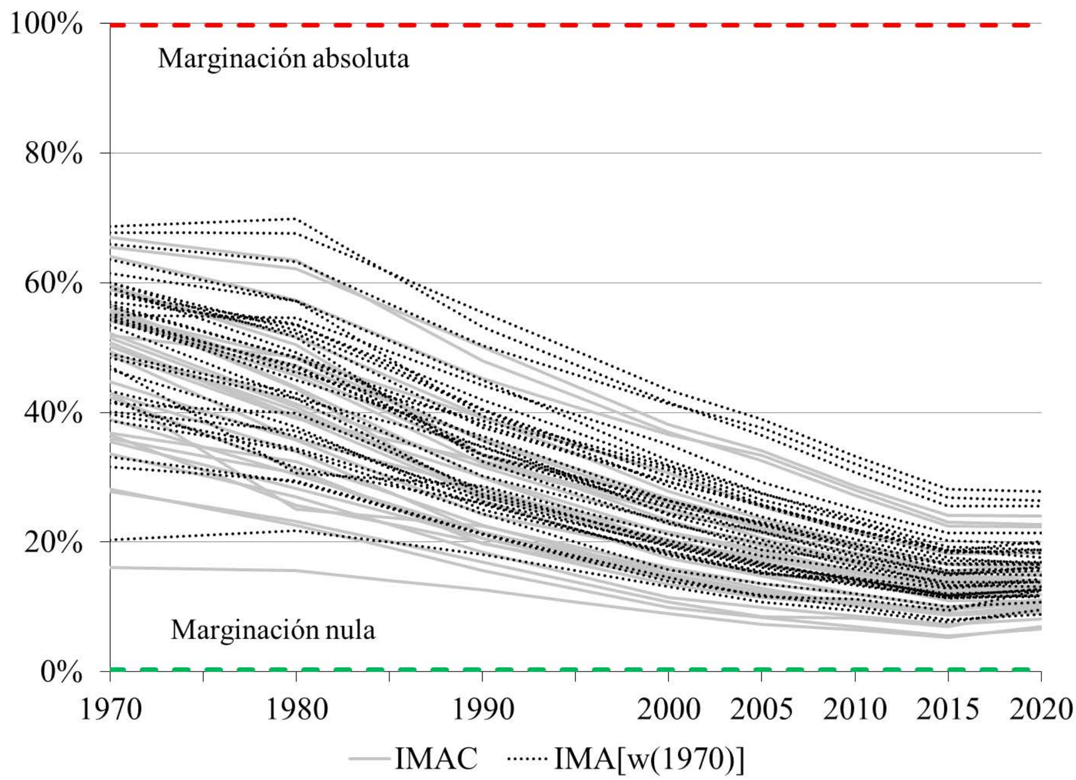


Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

p. 68
p. 69

p. 69

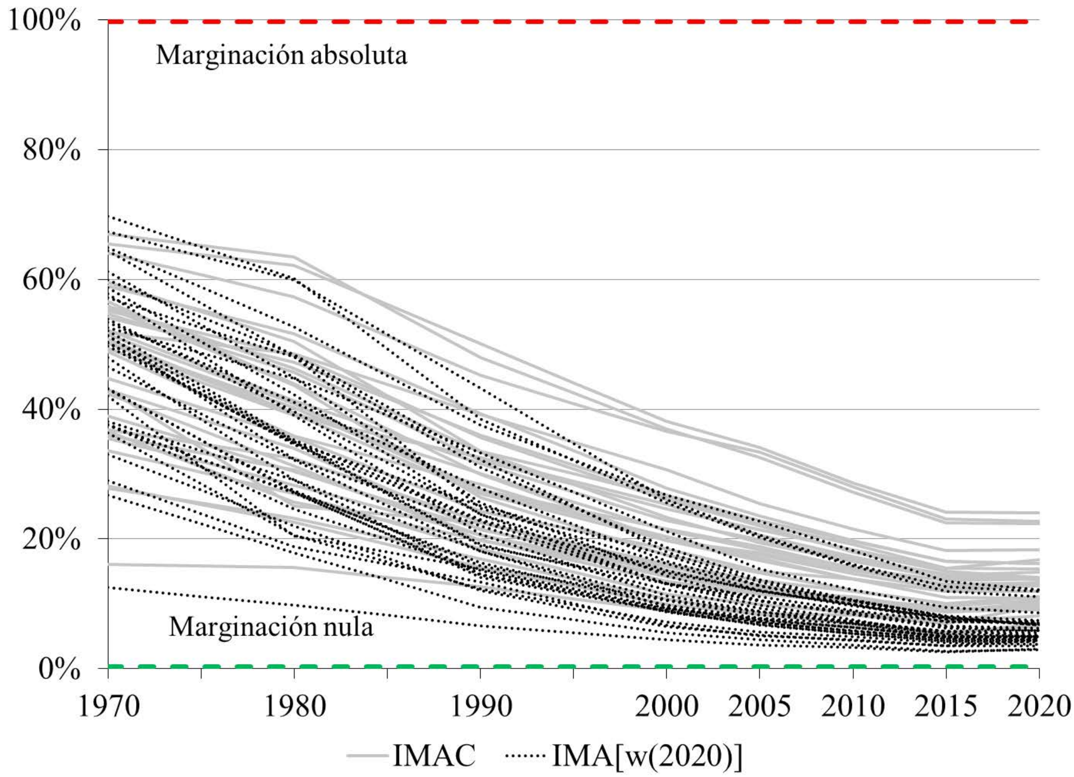
Gráfico 3.
Evolución del IMAC y del IMA con ponderaciones de 1970, entidades federativas, 1970-2020 (%).



Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

Gráfico 4.
Evolución del IMAC y del IMA con ponderaciones de 2020, entidades federativas, 1970-2020 (%).

p. 69



Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

Tabla 2.
Ponderaciones del IMA en la Ecuación 13, entidades federativas, 1970-2020.

p. 69
p. 71

	1970	1980	1990	2000	2005	2010	2015	2020	IMAC
w_1^{IMA}	0.114	0.164	0.172	0.168	0.147	0.139	0.119	0.112	0.209
w_2^{IMA}	0.140	0.138	0.117	0.101	0.092	0.084	0.068	0.064	0.095
w_3^{IMA}	0.101	0.091	0.082	0.100	0.095	0.104	0.100	0.131	0.076
w_4^{IMA}	0.092	0.113	0.134	0.235	0.338	0.331	0.394	0.400	0.116
w_5^{IMA}	0.094	0.104	0.088	0.097	0.082	0.075	0.091	0.105	0.121
w_6^{IMA}	0.183	0.120	0.146	0.104	0.084	0.075	0.058	0.050	0.099
w_7^{IMA}	0.094	0.105	0.091	0.081	0.077	0.115	0.113	0.091	0.117
w_8^{IMA}	0.080	0.080	0.065	0.050	0.040	0.032	0.022	0.019	0.089
w_9^{IMA}	0.101	0.084	0.104	0.063	0.045	0.045	0.035	0.028	0.078

Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

Tabla 3.
Coeficientes de correlación por año del IMAC, el CIM[w(2000)] y el IMA: entidades federativas, 1970-2020.

p. 70

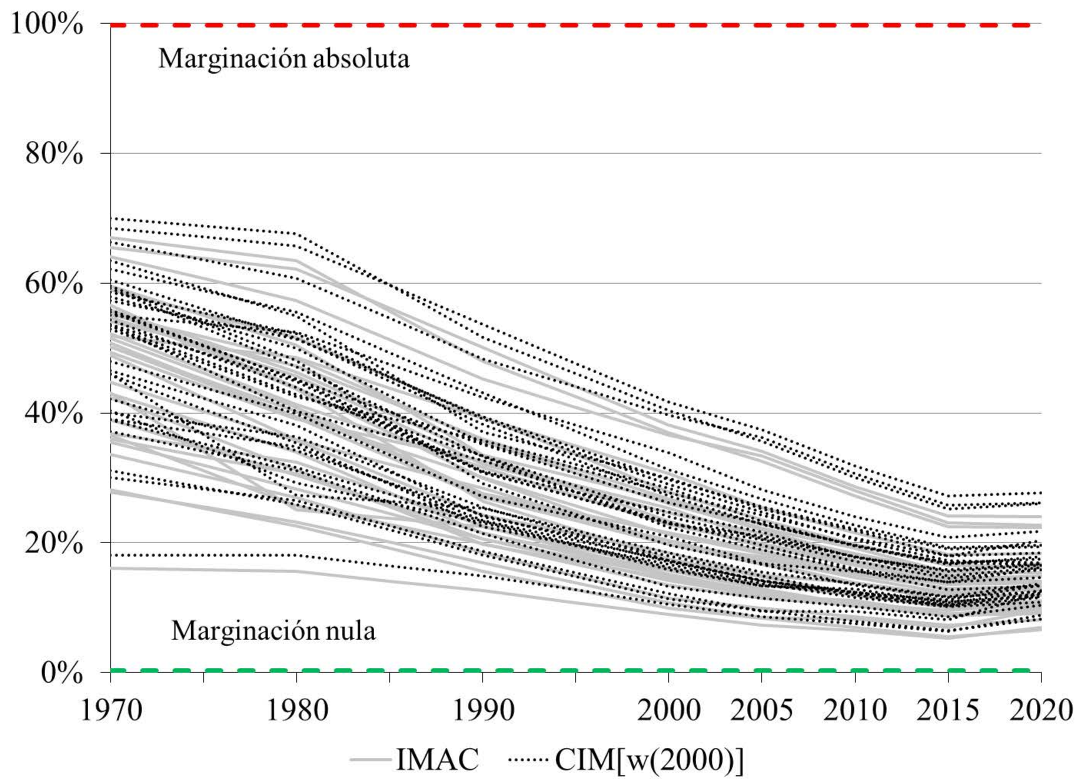
	1970	1980	1990	2000	2005	2010	2015	2020
IMAC-CIM[w(2000)]	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
IMAC-IMA	0.998	0.999	0.999	0.999	0.997	0.994	0.998	0.984
IMA-CIM[w(2000)]	0.999	0.999	0.999	0.997	0.993	0.990	0.981	0.975
IMA-IM	1	1	1	1	1	1	1	1

Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Cárdenas (2010), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

p. 70

Gráfico 5.

Evolución del IMAC y del CIM[w(2000)], entidades federativas, 1970-2020 (%).



Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Cárdenas (2010), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

Anexo

p. 67

Tabla A.
Porcentajes calculados a partir del Censo de población y vivienda 2020 para las entidades federativas de México (%).

	Población de 15 años o más sin primaria completa	Ocupantes en viviendas sin drenaje ni sanitario
Aguascalientes	8.7826	0.3400
Baja California	8.7553	0.1967
Baja California Sur	9.4070	0.4187
Campeche	15.4836	2.5070
Coahuila	7.0966	0.2978
Colima	12.1888	0.2645
Chiapas	27.2676	2.4331
Chihuahua	10.0662	1.4137
Ciudad de México	5.8322	0.0503
Durango	11.1834	2.8277
Guanajuato	15.0178	1.9144
Guerrero	23.7360	9.2935
Hidalgo	14.5139	1.8813
Jalisco	11.7714	0.5605
Estado de México	9.5398	1.1894
Michoacán	20.7183	1.3448
Morelos	12.3294	0.7255
Nayarit	14.5136	3.9603
Nuevo León	6.6651	0.1007
Oaxaca	24.8109	1.9192
Puebla	17.1149	1.1182
Querétaro	9.2905	1.6579
Quintana Roo	9.8064	1.1380
San Luis Potosí	14.1838	1.5125
Sinaloa	13.3348	1.3617
Sonora	9.0948	0.6557
Tabasco	14.7967	1.7395
Tamaulipas	10.4198	0.2455
Tlaxcala	9.6028	0.8836
Veracruz	21.6046	1.2357
Yucatán	16.3549	5.8598
Zacatecas	15.2093	2.3061

Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2021).

p. 68

Tabla B.

Índice de marginación absoluta (IMA) para las entidades federativas de México, 1970-2020 (%).

	1970	1980	1990	2000	2005	2010	2015	2020
Aguascalientes	41.86	28.34	23.53	12.16	8.38	6.89	4.52	3.79
Baja California	31.55	25.75	19.48	10.15	6.82	5.97	3.92	4.39
Baja California Sur	46.68	34.02	22.83	13.33	9.60	7.82	5.35	4.75
Campeche	54.26	41.94	35.71	23.55	16.23	12.32	8.35	7.11
Coahuila	38.74	29.91	22.07	10.60	7.43	5.97	3.92	3.48
Colima	48.42	37.17	24.71	14.11	9.50	7.43	4.97	4.35
Chiapas	67.70	64.46	52.50	34.10	25.41	19.94	13.85	11.90
Chihuahua	39.75	31.07	23.69	13.47	9.78	8.47	5.35	5.01
Ciudad de México	20.33	17.83	16.41	8.38	5.52	4.59	2.93	3.08
Durango	53.40	38.72	31.56	18.01	13.23	10.78	7.17	6.25
Guanajuato	54.35	42.01	33.34	19.32	13.81	10.82	6.83	5.86
Guerrero	65.94	59.58	47.02	33.19	25.85	20.80	14.27	12.14
Hidalgo	61.44	53.91	41.88	24.75	17.23	13.24	8.44	6.89
Jalisco	43.27	32.93	24.62	13.61	9.34	7.24	4.72	4.09
Estado de México	47.06	27.37	26.08	14.67	10.10	8.34	5.43	4.95
Michoacán	58.28	48.49	34.69	21.83	15.70	12.70	8.45	6.95
Morelos	49.00	38.41	27.39	16.36	11.03	9.47	6.47	5.87
Nayarit	56.27	44.00	30.27	19.18	14.32	11.07	7.93	6.91
Nuevo León	33.12	25.25	19.19	9.31	6.45	4.99	3.11	2.88
Oaxaca	68.69	65.96	49.77	32.92	24.38	19.24	13.04	11.10
Puebla	57.03	49.72	38.87	23.68	16.62	13.45	8.98	7.40
Querétaro	59.34	46.39	32.89	18.05	12.60	9.51	5.65	4.72
Quintana Roo	59.96	46.84	29.76	16.34	11.69	8.89	5.98	5.00
San Luis Potosí	58.39	50.73	38.13	23.69	16.73	12.85	8.68	6.76
Sinaloa	54.46	43.07	30.20	18.10	12.56	9.52	6.35	5.20
Sonora	40.09	33.36	23.80	13.64	9.44	7.73	5.06	4.43
Tabasco	63.53	53.11	36.06	23.24	15.73	12.48	7.90	7.25
Tamaulipas	41.37	35.40	26.04	14.08	9.78	7.66	5.29	4.71
Tlaxcala	54.89	42.24	31.14	17.52	12.66	9.97	6.48	5.49
Veracruz	55.01	50.94	41.53	27.48	18.92	14.92	10.27	8.62
Yucatán	56.67	44.24	35.02	21.37	15.57	12.28	8.49	6.73
Zacatecas	60.08	49.34	36.52	20.81	14.16	10.99	7.06	5.88

Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).

p. 68

Tabla C.
Índice de marginación absoluta cardinal (IMAC) para las entidades federativas de México, 1970-2020 (%).

	1970	1980	1990	2000	2005	2010	2015	2020
Aguascalientes	36.54	25.71	19.82	13.47	11.44	10.44	9.05	9.26
Baja California	27.77	23.24	16.85	10.78	8.48	8.26	6.94	9.73
Baja California Sur	42.40	31.29	19.77	14.58	12.26	10.32	8.87	9.08
Campeche	49.31	39.03	32.49	25.26	20.63	17.25	14.47	14.91
Coahuila	33.62	27.01	18.43	11.46	9.86	8.62	7.29	8.19
Colima	42.99	34.01	21.44	15.66	12.92	10.54	9.01	9.70
Chiapas	65.45	62.11	50.05	38.06	34.08	28.58	24.09	23.98
Chihuahua	35.54	28.33	20.52	14.18	11.85	11.09	9.00	10.11
Ciudad de México	16.06	15.58	12.63	8.95	7.34	6.50	5.31	7.00
Durango	48.87	35.82	28.40	19.78	17.54	14.65	12.24	12.78
Guanajuato	50.76	39.39	30.05	21.30	18.31	15.55	12.74	13.24
Guerrero	64.03	57.34	45.21	36.55	33.37	28.10	23.12	22.73
Hidalgo	59.00	51.61	39.30	27.85	23.54	19.81	16.51	16.18
Jalisco	38.94	30.39	21.53	14.93	12.40	10.34	8.72	9.28
Estado de México	43.07	25.04	22.48	16.05	13.55	11.98	9.99	11.13
Michoacán	54.67	45.75	32.09	24.62	21.45	18.27	15.53	15.32
Morelos	44.78	35.72	24.24	18.47	15.04	13.77	11.92	13.17
Nayarit	51.50	40.78	27.57	21.56	18.83	15.43	13.55	13.79
Nuevo León	28.11	22.62	15.59	9.93	8.39	6.96	5.57	6.56
Oaxaca	66.99	63.45	47.89	36.98	32.50	27.23	22.43	22.41
Puebla	54.11	47.25	36.01	26.75	22.77	19.59	16.50	16.21
Querétaro	56.53	43.86	29.96	19.76	16.61	13.77	10.96	10.81
Quintana Roo	55.60	43.72	26.43	17.45	14.81	12.01	10.08	10.33
San Luis Potosí	55.20	48.33	35.61	26.02	21.98	18.02	14.97	14.09
Sinaloa	50.22	40.24	27.43	20.29	17.00	13.82	11.91	11.90
Sonora	36.01	30.60	20.58	14.98	12.34	10.71	8.86	9.79
Tabasco	59.55	50.43	33.54	26.47	22.23	19.21	15.48	16.73
Tamaulipas	36.82	32.43	22.64	15.08	12.41	10.64	9.50	10.65
Tlaxcala	50.15	39.33	27.03	19.74	17.89	15.14	12.99	13.27
Veracruz	51.90	48.52	39.14	30.66	25.44	21.51	18.25	18.27
Yucatán	52.17	41.33	31.62	22.79	19.89	16.88	14.53	13.75
Zacatecas	55.89	46.27	33.43	23.34	19.42	16.54	13.98	14.01

Fuente: Elaboración propia con datos de Aparicio (2004), Conapo (2016 y 2022) e Inegi (2021).