



Estudios Económicos (México, D.F.)

ISSN: 0188-6916

El Colegio de México, A.C.

Sáenz Vela, Hada Melissa; Gutiérrez Flores, Luis; Minor Campa, Enrique Eliseo
Una nota sobre la ponderación del índice de privación social de México
Estudios Económicos (México, D.F.), vol. 33, núm. 2, 2018, Julio-Diciembre, pp. 313-331
El Colegio de México, A.C.

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59760150005>

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

UAEM redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

UNA NOTA SOBRE LA PONDERACIÓN DEL ÍNDICE DE PRIVACIÓN SOCIAL DE MÉXICO

A NOTE ON THE WEIGHTING OF THE MEXICAN SOCIAL DEPRIVATION INDEX

Hada Melissa Sáenz Vela

Luis Gutiérrez Flores

Universidad Autónoma de Coahuila

Enrique Eliseo Minor Campa

Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social

Resumen: En México, la pobreza multidimensional considera dos espacios: ingresos y derechos sociales. El segundo considera al índice de privación social, que es la suma igualmente ponderada de seis variables dicotómicas y señala el número de carencias padecidas por cada individuo. Se realiza un análisis con componentes principales categóricos para verificar si la ponderación actual requiere adecuarse con datos estadísticos; se encuentra redundancia entre las variables asociadas a los servicios de salud, así como entre las de vivienda. Se concluye que es necesario redefinir algunas carencias y sugerir una reponderación al índice, lo cual puede mejorar la medición de pobreza multidimensional.

Abstract: In Mexico, multidimensional poverty measures incorporate indicators of income and social entitlements. For the latter, the Social Deprivation Index consists of an equally weighted sum of six dichotomous variables showing the deprivations suffered by each individual. In this paper, a principle component analysis is carried out in order to verify if the current index requires a statistical modification. Redundancy is detected among the variables associated with health services and housing services. We conclude that by redefining some of the variables included in the index and readjusting the weighting would help to significantly improve this measure of multidimensional poverty.

Clasificación JEL/JEL Classification: C02, C15, I31, I32

Palabras clave/keywords: derechos sociales; ponderación; componentes principales; social entitlements, weighting, principal components

Fecha de recepción: 15 XI 2016

Fecha de aceptación: 08 VI 2017

Estudios Económicos, vol. 33, núm. 2, julio-diciembre 2018, páginas 313-331

1. Introducción

En el año 2009 se dio a conocer el formato multidimensional con el cual el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (Coneval) calcularía la pobreza en México. En atención a lo establecido en la Ley General de Desarrollo Social (LGDS), la pobreza se mediría con base en los enfoques de bienestar y de derechos sociales. En el primero de ellos se recurre al ingreso como indicador, ya que permite informar si los individuos cuentan con las opciones de vida mínimamente aceptables en la sociedad. El segundo enfoque pretende brindar un marco ético a la medición, al establecer *a priori* un conjunto de derechos humanos de carácter universal.

En México, el espacio de los derechos sociales reconoce que existen ciertas garantías que son indispensables para la dignidad humana y, para medirlo, se utilizan seis variables dicotómicas. Las dimensiones consideradas son: rezago educativo, acceso a los servicios de salud, acceso a la seguridad social, la calidad y espacios de la vivienda, acceso a los servicios básicos en la vivienda y acceso a la alimentación. Posteriormente, estos indicadores se reportan en una sola medida, llamada índice de privación social (IPS), la cual es la suma igualmente ponderada de las seis variables, señalando el número de carencias padecidas por cada individuo. Es conveniente aclarar que la formulación del IPS se fundamenta en la teoría de los derechos humanos: son indivisibles; todos los derechos sociales tienen la misma importancia relativa por lo que se asigna igual peso a cada carencia; deben ser satisfechos en su totalidad para garantizar las condiciones mínimamente aceptables de los individuos por su carácter interdependiente; y, además, la metodología debe ser fácilmente comunicable y replicable (Coneval, 2009: 36, 37, 41).

La decisión de pesos unitarios ha sido una técnica usual en la medición multidimensional debido a su sencilla interpretación (Decanq y Lugo, 2013). Sin embargo, como sugieren Alkire *et al.* (2015: 192-195), las ponderaciones son una cuestión normativa sujeta a percepciones subjetivas que pueden variar con el tiempo y que eventualmente debieran de ser sometidas a debate público, lo mejor sería el realizar un análisis detallado de los indicadores que conforman la medida. Más allá de la cuestión subjetiva, las ponderaciones requieren de un análisis de robustez y redundancia, ya que podrían afectar los procesos de identificación y agregación en la medición de la pobreza (*ibíd.*: 238-240).

Es importante señalar que, para el caso mexicano, ya se habían realizado sugerencias a la medición multidimensional en Foster (2010).

De dicho trabajo se recalca su observación respecto a la redundancia en las variables asociadas a las dimensiones de salud y de vivienda, por lo que éstas serían sobre-ponderadas en la medida multidimensional. Igualmente, señala que la condición de salud está más asociada al nivel de pobreza, por lo que no debería medirse solamente como el acceso a los servicios; aunado a lo anterior, la variable del acceso a la seguridad social nuevamente se considera el acceso a los servicios de salud lo que provoca doble contabilización.

El objetivo del presente estudio es verificar si la ponderación igualitaria de las carencias en el IPS se mantiene estadísticamente. Para ello, se utilizará el análisis de componentes principales (ACP), ya que reportará si existe asociación entre las carencias de derechos sociales y, de haberla, indicará los pesos que éstas tienen desde la perspectiva empírica. Dado que este es un estudio exploratorio, se consideró que el ACP tiene ventajas sobre otros métodos, al ser una técnica descriptiva de fácil aplicación e interpretación. Se exponen solamente los resultados obtenidos con los datos de 2012 debido al objetivo que guía este análisis, ya que los indicadores no presentaron cambios sustanciales en la medición multidimensional de 2014.¹

El siguiente apartado presenta una revisión sobre el papel de las ponderaciones de los indicadores en diferentes mediciones de pobreza. Posteriormente, se reseña el marco metodológico a seguir, se explica brevemente el ACP a partir de la matriz de correlación tetracórica de las variables empleadas en la medición de la pobreza en México. En el tercer apartado se aplica la técnica seleccionada a los datos nacionales para 2012 y se muestran los resultados más importantes. El artículo cierra con algunas reflexiones en torno a los resultados e indica líneas futuras de investigación.

2. Estrategias de ponderación

Una decisión importante al medir multidimensionalmente la pobreza es la de elegir los pesos de los indicadores involucrados. En la literatura es posible encontrar algunos estudios que muestran los efectos

¹ Se realizó el ejercicio de aplicar el mismo análisis para los datos de 2014; no obstante, apenas se modificaron los valores en las distintas fases de la metodología. Lo anterior puede deberse a que el periodo no es suficiente para verificar cambios en la pobreza. Por lo tanto, se decidió continuar con datos de 2012 para complementar los resultados de la investigación que se ha realizado previamente por los autores.

de cambiar el sistema de ponderación. Tal es el caso de Battiston *et al.* (2009) que realizan un estudio a seis países latinos, para ello se utilizan tres variables cardinales y tres binarias bajo dos esquemas de ponderación: en el primero se da una ponderación igual a cada dimensión; en el segundo se utiliza la perspectiva de los individuos más pobres.² Las estimaciones de la medida M_0 de Alkire y Foster (2011) usando el segundo esquema son menores, ya que se tiene que estar privado en las dimensiones de mayor peso (que en el caso latino siguen siendo las dimensiones del ingreso y la educación) para cumplir con el mínimo necesario para ser definido pobre multidimensional.

Otro estudio interesante es el de Alkire y Santos (2014), en el cual aplican el *multidimensional poverty index* (MPI) a información de 104 países. El MPI consta de tres dimensiones: salud con dos indicadores, educación con dos y estilo de vida con seis, todos de tipo binario. Generan cuatro esquemas de pesos, en los que se reparte el peso de manera igualitaria entre los indicadores constituyentes de una dimensión: el primero ofrece la misma ponderación a cada dimensión y los otros tres resultan de brindar 50% del peso total a una dimensión y 25% a las restantes. Se calcularon los MPI de acuerdo con los cuatro esquemas y se ordenaron a los países en función del mismo. Las autoras resaltan que, cambiar las ponderaciones, no modificó considerablemente las ordenaciones de los países, lo cual brinda robustez a la medida ante cambios en los pesos, aunque sí se presentaron variaciones en las estimaciones de pobreza.

Los ejemplos anteriores confirman que las ponderaciones son un elemento importante en el proceso de medición. Es por ello que se han propuesto múltiples formas de elegir los pesos, Decanq y Lugo (2013) presentan una extensa revisión de documentos agrupándolos en tres grandes categorías. La primera aproximación es apoyarse en datos, ya sea a partir de frecuencias o estadísticos. Una decisión usual ha sido que las ponderaciones sean normativas, recurriendo en la mayor parte de los casos a pesos iguales, en otras ocasiones siguen las sugerencias de expertos o se eligen en función de los precios. La tercera opción ha sido aplicar ponderaciones híbridas, ya sea permitiendo a los individuos elegir los pesos o realizando el cálculo de pesos hedónicos.

En cuanto al cálculo de los pesos, aproximándose vía datos estadísticos, es posible remontarse al trabajo de Ram (1982). En el

² Para el segundo esquema los autores recurren a un estudio previo de Székely (2003), en el cual se levanta una encuesta para obtener la perspectiva de las ponderaciones según los individuos más pobres.

estudio de Kolenikov y Angeles (2009) se comparan resultados de aplicar diferentes versiones de ACP cuando solamente se tienen datos categóricos. Emplean tres formas de ACP: técnica de Filmer y Pritchett (FP), técnica ordinal y técnica categórica. El procedimiento FP genera una variable dicotómica para cada categoría de una ordinal; en el segundo se considera a las ordinales como continuas y en el tercero se utiliza la matriz de correlación policórica. En dicho trabajo se utilizaron datos de Bangladesh para el año 2000, con cinco variables dicotómicas y seis ordinales. Sus resultados indican que la mejor técnica es donde se emplea la matriz policórica, ya que se incrementó el porcentaje de varianza explicada por el primer componente, mientras que el procedimiento FP fue el de menor consistencia con los ordenamientos de las variables utilizadas. La técnica de ACP con matrices de correlación adecuadas para datos categóricos también se ha utilizado en documentos como el de Moser y Felton (2009) y Ward (2014).

En este análisis se pretende seguir un esquema de ponderaciones basadas en los datos, se busca verificar si el supuesto teórico del Coneval de pesos unitarios se mantiene empíricamente. Se utiliza ACP categórico (ACPCat) por su fácil interpretación y aplicación, mismo que será descrito en la siguiente sección. Cabe aclarar, que no se encontró literatura para México donde se realice un ejercicio similar al que aquí se presentará, a pesar de existir diversos estudios a nivel internacional, por lo que este se convierte en una primera exploración al comportamiento del espacio de los derechos sociales.

3. Aproximación metodológica

El análisis de componentes principales es una técnica de reducción de datos en un contexto multivariante.³ Esta técnica es más eficiente cuando las variables presentan altos grados de correlación; sin embargo, cuando se utilizan variables categóricas no resulta conveniente recurrir a la correlación de Pearson, sino optar por el uso de las matrices de correlación tetracóricas para variables binarias, policóricas si son ordinales, biserials si combina binarias y continuas o poliserials si combina ordinales y continuas. Sheskin (2004) apunta que el error estándar de esta estimación es mayor que el error estándar de la estimación de Pearson, por lo que es recomendable un tamaño

³ Una revisión más detallada al respecto se encuentra en Peña (2002).

de muestra suficientemente grande. Señala, además, que estas correlaciones cumplen con encontrarse en el rango $[-1,1]$ y que el valor calculado solo representa el grado de relación lineal.

Al contar con la matriz de correlación puede obtenerse un índice llamado KMO, el cual indica la pertinencia de aplicar ACP al conjunto de datos. Al seguir a Pérez (2004) la medida KMO se define entonces como:

$$KMO = \frac{\sum_j \sum_{h \neq j} r_{jh}^2}{\sum_j \sum_{h \neq j} r_{jh}^2 + \sum_j \sum_{h \neq j} a_{jh}^2} \quad (1)$$

En la fórmula (1), los r_{jh} representan los coeficientes de correlación observados entre las variables x_j y x_h , y a_{jh} , son los coeficientes de correlación parcial entre las variables x_j y x_h (Peña, 2002: 259-260). Si el KMO reporta valores por debajo de 0.5 se considera que los datos no son adecuados para un análisis de este tipo, mientras que los más cercanos a 1 sugieren una excelente adecuación. Asimismo, es posible calcular la medida de adecuación muestral individual, MSA, que se formula a continuación:

$$MSA = \frac{\sum_{h \neq j} r_{jh}^2}{\sum_{h \neq j} r_{jh}^2 + \sum_{h \neq j} a_{jh}^2} \quad (2)$$

Nuevamente, valores de (2) cercanos a la unidad implican que dichas variables son adecuadas dentro del análisis de componentes.

Una vez que se ha elegido aplicar ACP es importante considerar si los datos corresponden a una muestra de la población, de ser así, se propone utilizar la técnica de remuestreo. De acuerdo con Babamoradi, van der Berg y Rinnan (2013) son pocos los textos en la literatura que han aplicado remuestreo al ACP. Sugieren que esto se debe al conjunto de decisiones que han de ser tomadas por el investigador; a pesar de ello, su principal ventaja es que no requiere conocimiento sobre la distribución del parámetro, por lo que puede aplicarse a casi cualquier estadístico. Estos autores, así como Timmerman, Kiers y Smilde (2007), explican que la técnica no-parámétrica es la más adecuada para el ACP debido a que resume

información y no busca dar un modelo complejo de los datos, ya que, además, puede resultar complicado establecer supuestos sobre la distribución de los datos originales.

Para evaluar el ajuste logrado con el remuestreo se estiman dos medidas: error estándar y sesgo (Efron y Tibshirani, 1993). El error estándar se estima como

$$\widehat{se}_B = \frac{\sum_{b=1}^B [\hat{\theta}^*(b) - \hat{\theta}^*(\cdot)]}{(B-1)^{1/2}} \quad (3)$$

donde $\hat{\theta}^*(\cdot) = \sum_{b=1}^B \hat{\theta}^*(b)/B$. La convergencia del error estándar del remuestreo al valor real implica que la desviación estándar empírica se aproxima a la poblacional cuando las repeticiones $B \rightarrow \infty$. El sesgo se define de la forma:

$$\widehat{sesgo}_B = \hat{\theta}^*(\cdot) - \hat{\theta} \quad (4)$$

es decir, la diferencia entre el parámetro estimado y el esperado. Se espera que el sesgo sea cercano a cero y que $|\widehat{sesgo}_B/\widehat{se}_B| \leq 0.25$, con ello el sesgo del estimador se considera suficientemente pequeño.

Aunado a lo anterior, es posible calcular intervalos de confianza (IC) para las estimaciones remuestreadas de las cargas en el ACP. Davison y Hinkley (1997) señalan que la aproximación más sencilla es suponer que el estimador $\hat{\theta}$ sigue una distribución normal, y ofrecen la fórmula del IC tradicional de dos colas al (100-a) por ciento como:

$$\left(2\hat{\theta} - \theta_{1-\frac{\alpha}{2}}^*, 2\hat{\theta} - \theta_{\frac{\alpha}{2}}^*\right) \quad (5)$$

Estos IC, denominados básicos, representan una forma sencilla de verificar la convergencia de la estimación al valor real del parámetro de interés.

Al partir de la información original, es entonces posible aplicar ACPCat a cada remuestra para obtener la estimación de las cargas y el IC para cada una de ellas. Se tomó la decisión de iniciar con una

técnica no-paramétrica y obtener los IC básicos como una primera aproximación a los datos en razón de su adaptabilidad al tamaño de la muestra, esto porque los intervalos corregidos son computacionalmente intensivos. En la siguiente sección se muestran los resultados de instrumentar las técnicas hasta aquí descritas.

4. Resultados para México

En México el espacio de los derechos sociales se define a través de seis indicadores. Los derechos establecidos en la LGDS son: educación, acceso a los servicios de salud, acceso a la seguridad social, calidad y espacios de la vivienda, servicios básicos de la vivienda y acceso a la alimentación. Para cada individuo se determinan aquellas dimensiones en las que sea carente, con dicha información se calcula el índice de privación social (IPS) como una combinación lineal unitaria de los seis indicadores, por lo que un individuo será carente en el espacio de los derechos cuando su IPS sea mayor o igual a uno. El interés de nuestro estudio radica en sugerir una ponderación basada en estadísticos para el IPS, de manera que ésta ofrezca una visión de las carencias más padecidas y de mayor asociación entre sí. Para lograrlo se trabaja con las variables descritas en el cuadro 1, que se refieren a los datos de pobreza multidimensional de México para el año 2012.⁴

Es importante señalar que no se modificará la definición de pobreza de ingresos, únicamente se realiza un análisis al espacio de los derechos. En ese sentido, cuando se calcula el número de pobres multidimensionales, apenas cambia al omitir la carencia de acceso a servicios de salud en el IPS: solamente 144 individuos de la muestra dejan de ser identificados como pobres multidimensionales, lo cual representa 0.07% de la misma. De igual manera, conviene indicar que la carencia más padecida por la población es la de acceso a seguridad social, seguida del acceso a la alimentación, las de menor presencia fueron las dos relacionadas con la vivienda.

Para aplicar el ACPCat se requiere la matriz de correlación tetracórica, misma que se muestra en el cuadro 2. La mayor correlación se encuentra entre las variables de acceso a servicios de salud y a seguridad social (0.73). Otras correlaciones considerables se dan entre las condiciones de la vivienda y servicios básicos en la vivienda (0.55) y entre servicios básicos en la vivienda y acceso a seguridad social (0.48). La relación entre las variables de la vivienda es comprensible

⁴ La descripción de las variables se encuentra en el anexo.

ya que, si bien representan diferentes elementos, pertenecen a una misma dimensión. Nótese, también, que la variable de acceso a servicios de salud presenta muy bajos niveles de correlación con las otras dimensiones, excepto con la de seguridad social.

Cuadro 1

Variables consideradas en la medición multidimensional

<i>Variables</i>	<i>Tipo</i>
ic_rezedu	Dicotómica. Presenta la carencia de rezago educativo
ic_asalud	Dicotómica. Presenta la carencia de acceso a servicios de salud
ic_segsoc	Dicotómica. Presenta la carencia de acceso a seguridad social
ic_cv	Dicotómica. Presenta la carencia en la calidad y espacios de la vivienda
ic_sbv	Dicotómica. Presenta la carencia en los servicios básicos de la vivienda
ic_ali	Dicotómica. Presenta la carencia en el acceso a la alimentación

Fuente: elaboración propia a partir de información del Coneval.

Cuadro 2

Matriz de correlación tetracórica entre las variables de los derechos sociales

<i>Variables</i>	ic_rezedu	ic_asalud	ic_segsoc	ic_cv	ic_sbv	ic_ali
ic_rezedu	1.000					
ic_asalud	.099	1.000				
ic_segsoc	.132	.731	1.000			
ic_cv	.240	.086	.377	1.000		
ic_sbv	.358	.056	.482	.547	1.000	
ic_ali	.196	.051	.285	.364	.348	1.000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados en R.

En el cuadro 3 se reportan los valores de las medidas KMO y MSA para dos casos: seis carencias y cinco carencias, donde el último omite a la carencia en el acceso a los servicios de salud. Es posible observar que, al emplear las seis carencias, el KMO reporta un valor muy cercano a 0.5, mientras que dos MSA son de apenas 0.4. Al omitir *ic_asalud*, se encuentra que el KMO y los MSA rondan el 0.7, lo anterior ocurre porque se eliminó el bajo nivel de correlación entre *ic_asalud* y las otras carencias. De manera que, se aconseja un ACPCat particularmente en el segundo caso, ya que en el primero la baja asociación de *ic_asalud* impacta sobre la medida.

Cuadro 3
Medidas KMO y MSA

<i>6 carencias</i>		<i>5 carencias</i>	
<i>KMO</i>	<i>MSA</i>	<i>KMO</i>	<i>MSA</i>
0.53	<i>ic_rezedu</i> : 0.52 <i>ic_asalud</i> : 0.37 <i>ic_segsoc</i> : 0.48 <i>ic_cv</i> : 0.37 <i>ic_sbv</i> : 0.53 <i>ic.ali</i> : 0.79	0.74	<i>ic_rezedu</i> : 0.74 <i>ic_segsoc</i> : 0.76 <i>ic_cv</i> : 0.76 <i>ic_sbv</i> : 0.69 <i>ic.ali</i> : 0.84

Fuente: elaboración propia a partir de resultados en R.

Las cargas del primer componente del ACPCat se encuentran en el cuadro 4, y es posible ofrecer algunas observaciones de interés. La carga referente al acceso a seguridad social se reduce al omitir la de servicios de salud, pasa de ser la más alta a una de menor valor; mientras que la carga asociada a los servicios básicos de la vivienda se intensifica en el segundo caso. La variable de rezago educativo se mantiene como la de menor valor, seguida de la carencia en el acceso a la alimentación para ambos casos. También ha de señalarse que la proporción de la varianza retenida por el primer componente es 0.42 y 0.48 para las seis y cinco carencias, respectivamente; lo que invita a plantear que el índice se conforme con más de un componente principal.

Cuadro 4
Valores del primer componente

<i>6 carencias</i>	<i>5 carencias</i>
ic_rezedu : 0.465	ic_rezedu : 0.502
ic_asalud : 0.501	ic_segsoc : 0.678
ic_segsoc : 0.804	ic_cv : 0.767
ic_cv : 0.709	ic_sbv : 0.830
ic_sbv : 0.765	ic.ali : 0.624
ic.ali : 0.570	

Fuente: elaboración propia a partir de resultados en R.

Nótese que, para el caso de las seis carencias, el componente tiene la mayor correlación positiva con las variables asociadas a la seguridad social (0.80) y a la vivienda (0.71 y 0.77). Al utilizar solamente cinco carencias dichos valores se incrementan para el caso de las asociadas a vivienda (0.77 y 0.83) y se reduce para el acceso a la seguridad social (0.68). Así, en ambos casos, las personas con mayor IPS serían aquellas que presenten dichas carencias, las cuales pueden fácilmente asociarse con bajos niveles de ingresos, tal como podría plantearse desde la lectura de estudios previos sobre tal relación (Sáenz, Gutiérrez y Minor, 2016).

Se aplicó remuestreo a las estimaciones de las cargas del primer componente con el fin de dar validez estadística a los resultados encontrados.⁵ Los resultados se muestran en el cuadro 5; dado que el sesgo es cercano a cero y se cumple que la razón entre el sesgo y error estándar es menor a 0.25 es posible concluir que las estimaciones de las ponderaciones son buenas aproximaciones.

Se calcularon intervalos de confianza para las cargas del componente, lo que permite dar robustez a las estimaciones. Los resultados de los IC a 95% de confianza se reportan en el cuadro 6 para los dos ACPCat realizados, siendo consistente con los resultados para el sesgo y el error estándar. Por lo tanto, es posible confirmar que las

⁵ Bajo la modalidad de remuestreo no-paramétrico, el número de repeticiones fue $B = 9'999$, esta cantidad de réplicas se eligió de acuerdo con la sugerencia de Chernick (2008: 129). El autor recomienda ir incrementando el número de repeticiones hasta que los cambios en la aproximación del remuestreo sean suficientemente pequeños.

ponderaciones de las carencias efectivamente son distintas entre sí, incluso se verifica que el rezago educativo está reportando valores más bajos respecto de las otras.

Cuadro 5
Resultados de aplicar remuestreo al ACPCat

<i>6 carencias</i>			<i>5 carencias</i>		
<i>Carencia</i>	<i>Sesgo</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Carencia</i>	<i>Sesgo</i>	<i>Error estándar</i>
ic_rezedu	4.634e-05	.0043	ic_rezedu	-6.517e-05	.0042
ic_asalud	-1542e-05	.0043	ic_segsoc	5.607e-05	.0028
ic_segsoc	-3.273e-05	.0024	ic_cv	5.245e-06	.0022
ic_cv	-2.577e-05	.0027	ic_sbv	-3.249e-05	.0016
ic_sbv	-8.154e-06	.0021	ic_ali	2.196e-05	.0031
ic_ali	1.653e-05	.0034			

Fuente: elaboración propia a partir de resultados en R.

Cuadro 6
Intervalos remuestreados a 95% de confianza

<i>6 carencias</i>		<i>5 carencias</i>	
<i>Carencia</i>	<i>Intervalo</i>	<i>Carencia</i>	<i>Intervalo</i>
ic_rezedu	(.4570, .4738)	ic_rezedu	(.4943, .5106)
ic_asalud	(.4931, .5100)	ic_segsoc	(.6724, .6836)
ic_segsoc	(.7989, .8084)	ic_cv	(.7630, .7716)
ic_cv	(.7045, .7148)	ic_sbv	(.8267, 0.8329)
ic_sbv	(.7610, .7691)	ic_ali	(.6174, .6296)
ic_ali	(.5629, .5766)		

Fuente: elaboración propia a partir de resultados en R.

A partir de los resultados mostrados hasta aquí pueden plantearse algunas inferencias si se trabajara únicamente con el primer

componente. Una posible causa del bajo valor del rezago educativo puede ser que los programas de ayuda condicionan a las familias el enviar a los hijos a la escuela para poder acceder a los beneficios; lo que ha ido combatiendo el bajo nivel educativo en términos de grados de escolaridad. En cuanto a las condiciones y servicios de la vivienda posiblemente son las que representan los bajos ingresos poblacionales, ya que para mejorar cualquiera de las características del hogar se requiere una inversión considerable de los recursos. En este sentido, si bien cada vez hay más programas federales que buscan reducir la incidencia de tales indicadores, algunos de ellos siguen siendo difíciles de abatir, como el hacinamiento o el material de los muros, o bien, el servicio de agua potable y drenaje, dada la erogación que debe realizar el hogar para su mantenimiento.

El caso más interesante sigue siendo el acceso a los servicios de salud. Presenta una baja asociación con las otras variables, excepto con la carencia de seguridad social, esto último por la forma en que han sido definidas desde la LGDS. Es necesario hacer notar el efecto provocado por la adscripción al Seguro Popular (SP), las cuotas de afiliación al mismo se establecen en función del nivel de ingresos del individuo, por lo que las familias más pobres pueden incluso no efectuar alguna contribución. Es decir, la existencia del SP genera cierto nivel de independencia de esta variable respecto del ingreso, por lo que puede no estar reflejando adecuadamente una situación de pobreza, ello redundaría en una menor asociación con las otras carencias. Por otro lado, el acceso a la seguridad social considera, entre otros aspectos, a los servicios de salud como una prestación laboral; esto provoca un doble conteo para aquellos individuos que no poseen ningún otro servicio de salud.

Lo anterior conduce a la necesidad de ofrecer sugerencias a la definición de acceso a servicios de salud. Por ejemplo, Bautista *et al.* (2014) señalan que persiste la desigualdad a pesar de la mayor cobertura de la protección en salud; la población más pobre y menos educada tiene menos probabilidades de acceder a los servicios ambulatorios, al mismo tiempo que acuden a servicios ambulatorios privados. Actualmente se considera solo la adscripción a alguna institución, quizá resultaría conveniente recurrir a otras preguntas del módulo de condiciones socioeconómicas de la encuesta nacional de ingreso y gasto de los hogares.

Nuevamente en el aspecto técnico, al usar las cinco o seis carencias, es posible retener 90% de la varianza explicada con cuatro componentes observándose lo que se describe a continuación. Las dimensiones de acceso a servicios de salud y a seguridad social se encuen-

tran dentro de un mismo componente al emplear las seis carencias. Además, para ambas situaciones, la educación y la alimentación se refieren a un componente cada uno. Es interesante verificar que, en los dos casos, las carencias respecto a la vivienda se agrupan en un solo componente, lo cual implica que, tal como se define actualmente el IPS, se está realizando una doble ponderación a esta dimensión. Si bien las variables intentan plasmar distintos aspectos, ambas representan a la misma dimensión general.

De lo anterior, puede concluirse que no todas las carencias tienen el mismo peso sobre el IPS y algunas de ellas tienen mayor asociación entre sí. Es decir, se confirma que las variables de la vivienda, además del acceso a los servicios de salud, debieran ser redefinidas para la mejora de la medición de la pobreza desde la perspectiva multidimensional. Una vez que se encuentre la mejor forma de medir estas tres variables (o el tratamiento que habrá de darse) será necesario también establecer el número de dimensiones en que debe ser carente un individuo para considerarse pobre multidimensional (Alkire y Foster, 2011).

5. Conclusiones

El objetivo de este artículo fue el de verificar la hipótesis propuesta por el Coneval acerca de la igual ponderación de las carencias dentro del espacio de los derechos sociales. Esta hipótesis es usual cuando se establecen índices multidimensionales y, si bien tiene validez teórica, es necesario realizar un análisis más detallado de posibles redundancias entre las variables involucradas y justificar su tratamiento. De no examinar las variables y dar pesos igualitarios se pueden estar sobre-ponderando algunas dimensiones.

Con los resultados aquí mostrados es posible ofrecer dos importantes conclusiones, las cuales pueden afectar la medición multidimensional de la pobreza en México. Primero, se corrobora que omitir la variable del acceso a los servicios de salud ofrece mejores resultados debido a su baja asociación con las otras variables. Esto se debe a la forma en que se ha definido la variable, ya que considera el acceso al Seguro Popular, lo que reduce su correlación con el ingreso y permite definir como no carente en dicha dimensión a una gran parte de la población. Aunado a lo anterior, la carencia en el acceso a la seguridad social nuevamente establece el acceso a los servicios de salud, por lo que se redunda en la información obtenida.

En segundo lugar, se encuentra que las variables de vivienda pueden agruparse en una sola dimensión, de manera que se estaría

trabajando con cuatro dimensiones bajo las actuales definiciones de la LGDS: rezago educativo, acceso a la seguridad social, acceso a la alimentación y características de la vivienda. Por lo tanto, se destaca la necesidad de replantear algunas de las definiciones de carencias, si se desea asignar pesos igualitarios a las dimensiones, y seguir incluyendo la dimensión de salud.

Por lo anterior es que se plantean diversas cuestiones de sumo interés como líneas futuras de investigación. Por un lado, explorar diferentes definiciones de la carencia en el acceso a servicios de salud; así como la posibilidad de reunir la información de las características de la vivienda en una sola variable para evitar doble peso a esta dimensión. Luego de ello, se combinaría el espacio de los derechos sociales y el espacio de los ingresos en una sola medida de pobreza multidimensional, siguiendo las recomendaciones de la literatura internacional. Una vez realizados los cambios anteriores es posible contrastar los resultados contra los ofrecidos por la vigente medición de la pobreza, al mismo tiempo que se informarían las medidas de profundidad de la pobreza multidimensional, que no es posible calcular bajo la actual metodología.

Anexo

Definición de las carencias en el espacio de los derechos sociales

<i>Carencia</i>	<i>Definición</i>
Rezago educativo	Una persona se encuentra en situación de rezago educativo si cumple alguno de los siguientes criterios: • Tiene de tres a quince años, no cuenta con la educación básica obligatoria y no asiste a un centro de educación formal; • Nació antes de 1982 y no cuenta con el nivel de educación obligatoria vigente en el momento en que debía haberla cursado (primaria completa); • Nació a partir de 1982 y no cuenta con el nivel de educación obligatoria (secundaria completa).
Acceso a servicios de salud	Una persona se encuentra en situación de carencia por acceso a los servicios de salud cuando: • No cuenta con adscripción o derecho a recibir servicios médicos de alguna institución que los presta, incluye el Seguro Popular, las instituciones públicas de seguridad social (IMSS, ISSSTE federal o estatal, Pemex, Ejército o Marina) o los servicios médicos privados.

Anexo
(*continuación*)

<i>Carencia</i>	<i>Definición</i>
Acceso a la seguridad social	Se identifica a la población con carencia por acceso a la seguridad social de acuerdo con los siguientes criterios: • En cuanto a la población económicamente activa, asalariada, se considera que no tiene carencia en esta dimensión si disfruta, por parte de su trabajo, de las prestaciones establecidas en el artículo 2 de la Ley del Seguro Social (o sus equivalentes en las legislaciones aplicables al apartado B del Artículo 123 constitucional). • Dado el carácter voluntario de la inscripción al sistema por parte de ciertas categorías ocupacionales, en el caso de la población trabajadora no asalariada o independiente se considera que tiene acceso a la seguridad social cuando dispone de servicios médicos como prestación laboral o por contratación voluntaria al régimen obligatorio del Instituto Mexicano del Seguro Social y, además, cuenta con Sistema de Ahorro para el Retiro o Administradoras de Fondos para el Retiro. • Para la población en general, se considera que tiene acceso cuando goce de alguna jubilación o pensión, o sea familiar de una persona dentro o fuera del hogar con acceso a la seguridad social. • En el caso de la población en edad de jubilación (sesenta y cinco años o más), se considera que tiene acceso a la seguridad social si es beneficiario de algún programa social de pensiones para adultos mayores. • La población que no cumpla con alguno de los criterios mencionados se considera en situación de carencia por acceso a la seguridad social.
Calidad y espacios de la vivienda	Se considera como población en situación de carencia por calidad y espacios de la vivienda a las personas que residan en viviendas que presenten, al menos, una de las siguientes características: • El material de los pisos de la vivienda es de tierra. • El material del techo de la vivienda es de lámina de cartón o desechos. • El material de los muros de la vivienda es de barro o bajareque; de carrizo, bambú o palma; de lámina de cartón, metálica o asbesto; o material de desecho. • La razón de personas por cuarto (hacinamiento) es mayor que 2.5.

Anexo
(*continuación*)

<i>Carencia</i>	<i>Definición</i>
Acceso a los servicios básicos en la vivienda	Se considera como población en situación de carencia por servicios básicos en la vivienda a las personas que residan en viviendas que presenten, al menos, una de las siguientes características: • El agua se obtiene de un pozo, río, lago, arroyo, pipa; o bien el agua entubada la obtienen por acarreo de otra vivienda o de la llave pública o hidrante. • No cuentan con servicio de drenaje o el desagüe tiene conexión a una tubería que va a dar a un río, lago, mar, barranca o grieta. • No disponen de energía eléctrica. • El combustible que se usa para cocinar o calentar los alimentos es leña o carbón sin chimenea.
Acceso a la alimentación	Se considera en situación de carencia por acceso a la alimentación a los hogares que: • Presenten un grado de inseguridad alimentaria moderado o severo.

Fuente: Coneval (2009).

Agradecimientos

Agradecemos los comentarios de dos dictaminadores anónimos, los cuales ayudaron a mejorar nuestro trabajo, hada.saenz@uadec.edu.mx, luis.gutierrez@uadec.edu.mx, eeminor@coneval.org.mx.

Referencias

- Alkire, S., J. Foster, S. Seth, M. Santos, J. Roche y P. Ballón. 2015. *Multidimensional poverty measurement and analysis*, Oxford, Oxford University Press.
- Alkire, S. y J. Foster. 2011. Counting and multidimensional poverty measurement, *Journal of Public Economics*, 95(7): 476-487.

- Alkire, S. y M. Santos. 2014. Measuring acute poverty in the developing world: Robustness and scope of the multidimensional poverty index, *World Development*, 59: 251-274.
- Babamoradi, H., F. van der Berg y A. Rinnan. 2013. Bootstrap based confidence limits in principal component analysis: A case study, *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 120: 97-105.
- Battiston, D., G. Cruces, L. López-Calva, M. Lugo y M. Santos. 2009. Income and beyond: Multidimensional poverty in six Latin American countries, OPHI Working Paper, núm. 17, <www.ophi.org.uk/wp-content/uploads/OPHI-wp17.pdf>.
- Bautista Arredondo, S., E. Serván Mori, A. Colchero, B. Ramírez Rodríguez y S. Sosa Rubí. 2014. Análisis del uso de servicios ambulatorios curativos en el contexto de la reforma para la protección universal en salud en México, *Salud Pública de México*, 56(1): 18-31.
- Chernick, M. 2008. *Bootstrap methods: A guide for practitioners and researchers*, Nueva Jersey, John Wiley and Sons.
- Coneval. 2009. *Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México*, 1a. edición, México, Coneval.
- Davison, A. y D. Hinkley. 1997. *Bootstrap methods and their application*, Reino Unido, Cambridge University Press.
- Decanq, K. y M. Lugo. 2013. Weights in multidimensional indices of wellbeing: An overview, *Econometric Reviews*, 32(1): 7-34.
- Efron, B. y R. Tibshirani. 1993. *An introduction to the bootstrap*, Países Bajos, Springer Science Business Media.
- Filmer, D. y L. Pritchett. 2001. Estimating wealth effects without expenditure data or tears: An application to educational enrollments in states of India, *Demography*, 38(1): 115-132.
- Foster, J. 2010. Informe sobre la medición multidimensional, en: M. Mora (comp.), *Medición multidimensional de la pobreza en México*, El Colegio de México, Coneval, México.
- Kolenikov, S. y G. Angeles. 2009. Socioeconomic status measurement with discrete proxy variables: Is principal component analysis a reliable answer?, *The Review of Income and Wealth*, 55(1): 128-165.
- Moser, C. y A. Felton. 2009. The construction of an asset index: Measuring asset accumulation in Ecuador, en: T. Addison, D. Hulme y R. Kanbur (eds.), *Poverty dynamics, Interdisciplinary Perspectives*, Oxford University Press.
- Peña, D. 2002. *Análisis de datos multivariantes*, McGraw-Hill, España.
- Pérez, C. 2004. *Técnicas de análisis multivariante de datos. Aplicaciones con SPSS*, Pearson Prentice Hall, España.
- Ram, R. 1982. Composite indices of physical quality of life, basic needs fulfillment, and income. A principal component representation, *Journal of Development Economics*, 11(2): 227-247.
- Sáenz, H., L. Gutiérrez y E. Minor. 2016. Relación entre el ingreso y los derechos sociales: estimación de micro-regresiones para México 2012, *Investigación Económica*, 75(296): 133-161.
- Sheskin, D. 2004. *Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures*, Chapman and Hall CRC, Estados Unidos.

- Timmerman, M., H. Kiers y A. Smilde. 2007. Estimating confidence intervals for principal component loadings: A comparison between the bootstrap and asymptotic results, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 60(2): 295-314.
- Ward, P. 2014. Measuring the level and inequality of wealth: An application to China, *The Review of Income and Wealth*, 60(4): 613-635.