

# Desigualdades en el acceso a servicios, base de las políticas para la reducción de la brecha en salud

Juan Pablo Gutiérrez, PhD,<sup>(1)</sup> Ileana Heredia-Pi, D en C,<sup>(2)</sup> María Isidra Hernández-Serrato, M en C,<sup>(3)</sup> Blanca Estela Pelcastre-Villafuerte, PhD,<sup>(2)</sup> Pilar Torres-Pereda, M en C,<sup>(2)</sup> Hortensia Reyes-Morales, D en C.<sup>(2)</sup>

**Gutiérrez JP, Heredia-Pi I, Hernández-Serrato MI, Pelcastre-Villafuerte BE, Torres-Pereda P, Reyes-Morales H.**  
**Desigualdades en el acceso a servicios, base de las políticas para la reducción de la brecha en salud.**  
**Salud Publica Mex 2019;61:726-733.**  
<https://doi.org/10.21149/10561>

## Resumen

**Objetivo.** Estimar la desigualdad en acceso a servicios de salud en poblaciones de localidades menores de 100 000 habitantes en México. **Material y métodos.** Análisis de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 100k 2018. Se estimó el acceso con base en la afiliación a un esquema de aseguramiento (acceso potencial) y la atención para el más reciente problema de salud (acceso a atención) mediante el índice de concentración, utilizando una imputación del ingreso per cápita. **Resultados.** La afiliación a algún esquema de aseguramiento en salud fue de 82.42% y el acceso a atención de 60.03%. Se identificaron desigualdades en ambos indicadores, marginales para acceso potencial y con mayor concentración entre la población de menor ingreso; para acceso a atención se encontró desigualdad con mayor concentración entre la población de mayor ingreso. **Conclusión.** En México prevalecen desigualdades en acceso a servicios de salud para la población en condiciones de pobreza. Es necesario desarrollar intervenciones públicas con mayor granularidad para incidir de forma efectiva en la desigualdad.

Palabras clave: equidad en el acceso a los servicios de salud; inequidad social; pobreza

**Gutiérrez JP, Heredia-Pi I, Hernández-Serrato MI, Pelcastre-Villafuerte BE, Torres-Pereda P, Reyes-Morales H.**  
**Inequalities in access to services, basis for policies to reduce the health gap.**  
**Salud Publica Mex 2019;61:726-733.**  
<https://doi.org/10.21149/10561>

## Abstract

**Objective.** To estimate inequalities in access to health services among Mexican population living in localities of 100 000 or less inhabitants. **Materials and methods.** Cross-sectional analysis using the National Health and Nutrition Survey 100k 2018 survey data. Access was estimated using health insurance and care for the last health condition. As inequality measure, we estimated the concentration index using an imputation of household per capita income. **Results.** Among studied population, health insurance was 82.42% and access to care 60.03%. We identified inequalities in both indicators; marginal and pro-poor for insurance and pro-rich for access to care. **Conclusion.** In Mexico, even within the population living in poverty there are inequalities in access to health care. More granular public interventions are needed to address inequalities in an effective way.

Keywords: equity in access to health services; social inequity; poverty

(1) Centro de Investigación en Políticas, Población y Salud, Facultad de Medicina, Universidad Nacional Autónoma de México. México.

(2) Centro de Investigación en Sistemas de Salud, Instituto Nacional de Salud Pública. México.

(3) Centro de Información para Decisiones en Salud Pública, Instituto Nacional de Salud Pública. México.

**Fecha de recibido:** 30 de abril de 2019 • **Fecha de aceptado:** 6 de agosto de 2019

Autor de correspondencia: Hortensia Reyes-Morales. Centro de Investigación en Sistemas de Salud, Instituto Nacional de Salud Pública.  
 Av. Universidad 655, col. Santa María Ahuacatlán. 62100 Cuernavaca, Morelos, México.

Correo electrónico: hortensia.reyes@insp.mx

El logro de la Cobertura Universal en Salud (CUS) es un reto central para los sistemas de salud alrededor del mundo, en particular para países de ingresos bajos y medios. Para incidir en asegurar la protección a la salud, la respuesta a este reto implica contribuir a la equidad social. La Agenda 2030 sobre el Desarrollo Sostenible que la Organización de las Naciones Unidas (ONU) aprobó en 2015 para lograr la equidad en el mundo explicita el compromiso de "lograr la cobertura sanitaria universal, en particular la protección contra los riesgos financieros, el acceso a servicios de salud esenciales de calidad y el acceso a medicamentos y vacunas seguros, eficaces, asequibles y de calidad para todos" (Meta 3.8).<sup>1</sup> Por su parte, la Organización Mundial de la Salud (OMS) enfatiza la necesidad en la reducción de inequidades de salud, mismas que reflejan las inequidades sociales y repercuten en la vida de las poblaciones.<sup>2</sup> Para alcanzar estos objetivos, el acceso efectivo a los servicios de salud es un elemento central e implica tanto eliminar las barreras financieras como una oferta adecuada de servicios de calidad acorde con las características de la población.<sup>3</sup>

Lo anterior hace necesario un análisis que permita identificar la capacidad de la población para recibir servicios de salud y que requiere de claridad conceptual del término de acceso y su medición.<sup>3,4</sup> Un marco conceptual apropiado para estudiar el acceso a partir de datos derivados de encuestas, y en el que se basa este trabajo, es el Modelo Conductual para el uso de servicios de salud, que resalta la relevancia de características individuales y contextuales que intervienen para el acceso a la atención por poblaciones definidas; así, condiciones demográficas y de financiamiento (contexto) afectan la capacidad de obtener la atención (acceso) ante una necesidad de salud (condición individual) y definen resultados como salud percibida, salud evaluada y satisfacción del usuario.<sup>5</sup>

En México, con la reforma a la Ley General de Salud en 2003, se implementó el Sistema de Protección Social en Salud (SPSS) para el aseguramiento en salud como mecanismo para la protección financiera.<sup>6</sup> El SPSS redujo el porcentaje de la población sin un seguro de salud de cerca de 60%, en el año 2000, a 18% para 2012.<sup>7</sup> Este incremento en aseguramiento logró revertir la desigualdad en el mismo, lo que aminoró la brecha por nivel socioeconómico<sup>8</sup> y por condición étnica.<sup>9</sup> Sin embargo, y a pesar del avance en la protección financiera, persiste un grupo de población que no cuenta con la misma y, aun en la población con aseguramiento en salud, es difícil verificar que está efectivamente recibiendo atención cuando la requiere.

México es un país que se ha caracterizado por la inequidad social imperante que en el ámbito de la salud se ha reflejado en resultados sanitarios desfavorables entre

la población en condiciones de pobreza.<sup>10</sup> La situación de pobreza en México se hace más notoria fuera de las grandes ciudades y entre la población indígena.<sup>11</sup> Lo anterior ofrece un marco de comprensión sobre el rezago y las dificultades para el acceso a los servicios de salud, las cuales se identifican en estas comunidades y son necesarias documentar, en aras de dar cumplimiento a la meta de equidad. Este es un paso crítico para promover oportunidades para toda la gente, identificando aquellos sectores de la población que más lo necesitan.<sup>12,13</sup>

Documentar las diferencias en acceso a servicios entre la población que reside en localidades fuera de las metrópolis, considerando las diferencias por nivel socioeconómico, por condición étnica y por participación en programas sociales, es necesario en la ruta hacia la reducción de las desigualdades en el contexto de la CUS. Por lo anterior y con el propósito de identificar las brechas en acceso que ocurren en el interior de las poblaciones en condiciones de pobreza, el objetivo de este trabajo es estimar las desigualdades por características socioeconómicas en acceso a servicios de salud entre la población con menor nivel de ingreso en México.

## Material y métodos

Se realizó un análisis transversal a partir de los datos recolectados en hogares de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (Ensanut 100k). El detalle de la metodología de la encuesta se reporta en otro documento.<sup>14</sup> En resumen, se trata de una encuesta con muestra probabilística de la población residente en localidades de México con menos de 100 000 habitantes, en el año 2018.

Para el análisis, se consideraron únicamente los datos correspondientes a hogares residentes en localidades de menos de 100 000 habitantes, para las cuales la muestra es representativa. Los datos utilizados para este análisis provinieron de un cuestionario en el que se obtuvo información sobre la vivienda y sobre cada integrante del hogar por medio de una persona mayor de edad perteneciente al mismo. Para el hogar, se registraron las condiciones generales de la vivienda y bienes, así como una sección reducida sobre el gasto, mientras que para cada integrante se incluyeron características demográficas, socioeconómicas, de condición de salud y acceso a servicios.

### Variables de análisis

Las tres principales variables de resultado analizadas son el acceso potencial a servicios de salud, la condición de salud reportada y el acceso a atención, mismas que se definen a continuación.

Como acceso potencial a servicios de salud se tomó en cuenta la afiliación a algún esquema público de aseguramiento en salud para cada individuo. Para ello se utilizó la información que se reportó sobre el esquema de aseguramiento en salud, donde se consideró que los individuos con acceso potencial fueron quienes contaban con uno o más esquemas y, sin acceso potencial, las personas para las que se indicó que no contaban con algún esquema de aseguramiento.

Para la condición de salud reportada, se utilizaron las respuestas sobre episodios de enfermedad en los últimos 15 y 30 días, considerando que las personas sin problemas de salud fueron quienes reportaron no haber tenido una condición de salud que motivara la búsqueda de servicios de salud en ambos periodos y, con problemas de salud, las personas que tuvieron algún episodio en alguno de los dos periodos.

Finalmente, para la tercera variable y siguiendo publicaciones previas sobre acceso en términos de la definición del mismo como la capacidad, ante una necesidad de atención, de acceder sin barreras a un servicio resolutivo,<sup>3,15</sup> y considerando las limitaciones de la encuesta en el sentido de no incluir información sobre la resolución del problema de salud, se adoptó una definición acotada de acceso a atención como la posibilidad de atenderse sin barreras financieras atribuibles a la falta de un esquema de aseguramiento al presentar un problema de salud. Se consideró como posibilidad de atenderse al reporte de haber sido atendido por el último problema de salud reportado. De esta forma, el acceso a atención se define como:

$$\text{Acceso a atención} = 100\% - \% \text{No Afiliado} - (\% \text{ Afiliado} * \% \text{No Atendido})$$

Debido a que se requiere tomar en cuenta la necesidad de salud, la estimación incluye únicamente a las personas que tuvieron algún problema de salud bajo el supuesto de que el comportamiento de estas personas es representativo de lo que ocurre en sus hogares, en lo general, ante una necesidad de salud.

En ese sentido, se generaron dos métricas de acceso a atención (adicionales al acceso potencial). En la primera, se considera la atención al problema de salud reportado con cualquier proveedor, en tanto que, en la segunda, se acota a la atención al problema de salud con el proveedor para el cual la persona cuenta con aseguramiento en salud, para lo que en la fórmula arriba mencionada se valora entonces como no atendido a todo aquel que recibió atención con un proveedor diferente, en lo general un proveedor privado.

Como subpoblaciones para el análisis se incluyeron la condición étnica, la participación en el programa *Pros-*

*pera* (programa público de transferencias condicionadas vigente hasta 2019)<sup>16</sup> y el sexo.

Por lo que se refiere a la condición étnica, se consideró si la persona formaba parte de un hogar donde algún integrante del mismo declarara ser hablante de lengua indígena. La participación en *Prospera* se definió a partir del reporte del hogar que recibe apoyo de este programa.

Para el análisis de desigualdad se utilizó como medida socioeconómica una estimación del ingreso per cápita de los hogares generada a partir de un proceso de imputación con información de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2016.<sup>17</sup> El abordaje detallado se reporta en otro documento;<sup>18</sup> en breve, el método identifica un conjunto de características de los hogares —características de la persona jefe(a) de hogar, composición del hogar— y de las viviendas —bienes y materiales de la misma— que se usan en una regresión lineal como predictores del logaritmo del ingreso per cápita en la ENIGH 2016, para luego aplicar los coeficientes de esa regresión en la Ensanut 100k 2018.

## Análisis

Se generaron medidas descriptivas (medias con desviación estándar y porcentajes con intervalo de confianza al 95% [IC95%]) para la población en su conjunto y para las subpoblaciones, con el propósito de caracterizarlas e identificar posibles patrones.

Para la medición de la desigualdad se estimó el Índice de Concentración (IC) ajustado de acuerdo con la propuesta de Wagstaff.<sup>19</sup> En lo general, el IC se deriva de la curva de concentración del indicador de salud de interés ordenado por una variable continua de condición socioeconómica (en este caso, el ingreso per cápita). El IC se define como el doble del área entre la curva de concentración y la diagonal de igualdad, y tiene un rango que va de -1 a 1, en el cual el valor de cero es la ausencia de desigualdad (equivalente a la diagonal de 45° de igualdad). El índice toma valores positivos, en este caso de análisis, cuando el indicador de salud se concentra hacia la población de mayor ingreso, y negativos cuando lo hace hacia la población de menor ingreso.

El índice de concentración se estima con la fórmula siguiente:

$$IC = \frac{2}{N^2 * \mu_h} * \sum_i^n h_i * r_i$$

En donde  $h_i$  es el indicador de salud,  $\mu_h$  la media del indicador de salud y  $r_i$  es la posición relativa del individuo  $i$  en la distribución del ingreso per cápita, siendo

la persona n la de mayor ingreso. El ajuste sugerido por Wagstaff<sup>18</sup> busca resolver el hecho de que para variables dicotómicas como las analizadas en este documento, la fórmula previa no genera resultados acotados a la escala de -1 a 1, por lo que el abordaje es normalizarlo al dividir el valor del índice entre 1 menos la media del indicador de salud, como se señala en la fórmula siguiente:<sup>20</sup>

$$IC = \frac{\frac{2}{N^{2*} \mu_h} * \sum_i^n h_i * r_i}{1 - \mu_h}$$

El IC se puede estimar por modelos de regresión y en este trabajo se utilizó la implementación del modelo en el comando *conindex* en el programa Stata 15.0.<sup>21</sup> Como estratificadores para el análisis se usó el logaritmo del ingreso per cápita imputado.

## Resultados

En su conjunto, el análisis incluye 42 502 observaciones individuales que corresponden a 61.5 millones de personas que residían en localidades de menos de 100 000 habitantes en México. Estos individuos habitaban 10 461 hogares.

La población de estudio, de acuerdo con la clasificación socioeconómica generada, se ubicó mayoritariamente en los cuatro primeros deciles (los de menor ingreso) de la distribución nacional (66.15% del total de individuos), con 29.05% en el decil 1, en tanto que en el decil 10 —el de mayor ingreso— se ubicó únicamente 1.05% de las personas.

Del total de personas, 21.24% residía en los hogares considerados indígenas de acuerdo con el criterio señalado en la metodología y 43.35% en hogares inscritos en *Prospera*, 48.63% fueron hombres y 51.37% mujeres, con una edad promedio de 32.18 años. La persona jefe(a) de hogar estudió en promedio 6.39 años, esto es, poco más de la primaria. Respecto al aseguramiento en salud, 82.43% de las personas estaban afiliadas a algún esquema de aseguramiento en salud: 60.64% al Seguro Popular, 21.28% a alguna institución de seguridad social y 0.51% a un esquema privado (cuadro I).

En el cuadro II se presenta el contraste entre los subgrupos analizados (indígenas vs. no indígenas, *Prospera* vs. no *Prospera* y hombres vs. mujeres). En cuanto a la situación de afiliación a algún esquema de aseguramiento en salud, la población indígena reportó mayor afiliación que quienes no son indígenas (85.94 vs. 81.47%), y las mujeres mayor afiliación que los hombres (84.47 vs. 80.26%). La mayor diferencia se observa entre población *Prospera* y no *Prospera*: quienes

**Cuadro I**  
**CARACTERÍSTICAS GENERALES DE LA POBLACIÓN**  
**RESIDENTE EN LOCALIDADES MENORES A 100 000**  
**HABITANTES. MÉXICO, 2018**

Variables	n= 42 502 %	IC95%
Hombre	48.63	47.23-50.02
Mujer	51.37	49.98-52.77
Edad promedio*	32.18	29.84-34.56
Afiliado a algún seguro de salud	82.43	80.58-84.27
Seguridad social	21.28	18.01-24.56
Seguro Popular	60.64	56.99-64.27
Privado	0.51	0.01-0.15
Hogar indígena	21.24	16.39-26.09
Hogar <i>Prospera</i>	43.35	40.12-46.59
Decil promedio*	3.64	3.43-3.86
Deciles		
1	29.05	25.33-32.78
2	14.18	12.49-15.86
3	12.57	10.40-14.74
4	10.35	8.19-12.51
5	8.77	6.81-10.74
6	7.62	6.29-8.94
7	7.01	5.18-8.84
8	5.84	4.05-7.64
9	3.57	2.48-4.66
10	1.05	0.54-1.57
Años de estudio del jefe(a) de hogar*	6.39	6.06-6.72

\* Media (desviación estándar)

Fuente: análisis de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 100k

reportaron estar en *Prospera* tuvieron alguna afiliación a esquema de aseguramiento en salud en 88.66%, en contraste con 77.65% entre los no *Prospera*. Para las tres variables, la diferencia entre ambas categorías fue significativa, con base en los intervalos de confianza al 95% (IC95%).

De las personas con algún problema de salud en los últimos 30 días, 61.84% reportó haberse atendido con algún proveedor, independientemente de si éste correspondía con su esquema de aseguramiento. Considerando esta definición de acceso a atención, la población indígena reportó un nivel mayor (64.97%) en comparación con la no indígena (60.94%), en tanto que la población en hogares *Prospera* reportó mayor acceso que la no *Prospera* (64.21 vs. 60.41%), y las mujeres reportaron mayor acceso (64.72%) en comparación con los hombres

**Cuadro II**  
**CARACTERÍSTICAS DEL ACCESO A LA ATENCIÓN DE LA SALUD EN POBLACIÓN EN LOCALIDADES DE MENOS DE 100 000 HABITANTES POR SEXO, CONDICIÓN ÉTNICA E INCORPORACIÓN A PROSPERA. MÉXICO, 2018**

Variables	Porcentaje (IC95%)			
	Afiliado (acceso potencial) n=42 450	Acceso con cualquier proveedor n=6 476	Acceso con proveedor al que está afiliado n=6 476	Sin problema de salud en los últimos 30 días n=42 497
Total	82.42 (80.58 - 84.27)	61.84 (58.25 - 65.43)	60.03 (56.36 - 63.70)	82.97 (81.31 - 84.63)
No indígenas	81.47 (79.33 - 83.61)	60.94 (56.98 - 64.90)	58.79 (54.77 - 62.80)	83.21 (82.02 - 84.40)
Indígenas	85.94 (83.66 - 88.22)	64.97 (57.55 - 72.39)	64.36 (56.83 - 71.89)	82.08 (76.54 - 87.62)
No Prospera	77.65 (74.76 - 80.54)	60.41 (54.73 - 66.09)	58.83 (53.02 - 64.64)	81.27 (78.63 - 83.91)
Prospera	88.66 (87.36 - 89.95)	64.21 (61.17 - 67.24)	62.02 (59.13 - 64.91)	85.20 (83.93 - 86.47)
Hombre	80.26 (78.07 - 82.45)	58.47 (53.38 - 63.56)	56.20 (50.87 - 61.54)	83.86 (81.46 - 86.26)
Mujer	84.47 (82.52 - 86.41)	64.72 (60.06 - 69.38)	63.31 (58.50 - 68.12)	82.13 (80.59 - 83.68)

Fuente: análisis de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 100k

(58.47%) aunque en todos los casos los intervalos de confianza se traslapan entre los grupos comparados.

La medida de acceso que considera sólo la atención con el proveedor para el cual la persona cuenta con afiliación resultó muy similar con 60.03% de la población, en lo general, atendida con el proveedor correspondiente a su aseguramiento en salud.

### Análisis de desigualdades

En lo general, los valores del índice de concentración estimados fueron de magnitudes relativamente menores, lo que sugiere niveles bajos de desigualdad por las variables analizadas, con algunas excepciones. Habitualmente se considera como desigualdad importante valores del índice de concentración iguales o mayores a 0.2 en valor absoluto, situación que no se presenta en los casos analizados.

Por lo que se refiere al acceso potencial, definido como la afiliación a algún esquema de aseguramiento en salud, el valor del IC fue de -0.044, lo que refleja marginalmente una mayor concentración de los afiliados entre la población de menor ingreso (cuadro III). En cuanto a las diferentes subpoblaciones, el índice de concentración fue

negativo para la población hablante de lengua indígena, entre quienes el valor se incrementó a -0.123, mientras que fue no significativamente diferente de cero para la no hablante de lengua indígena, es decir, entre la población no indígena no hubo desigualdad entre niveles de ingreso en relación con la afiliación (acceso potencial), en tanto que para la población indígena existió una mayor concentración de la afiliación entre la población de menores ingresos. Al clasificar por la participación en *Prospera*, el índice fue positivo y de magnitud similar en ambos grupos (0.042 para no *Prospera* y 0.047 para *Prospera*), esto es, hubo ligeramente mayor concentración en la población de mayor ingreso. Por sexo, el índice fue negativo tanto para varones como para mujeres, aunque de mayor magnitud para estas últimas (-0.070 vs. -0.022 en varones).

Al considerar las dos mediciones de acceso, las estimaciones resultaron similares (cuadro III). El índice de concentración para el acceso a la atención con cualquier proveedor fue de 0.050 en tanto que se redujo a 0.042 para el proveedor con afiliación; en ambos casos, la estimación sugiere una desigualdad marginal con mayor acceso entre la población de mayor ingreso.

Para la población indígena y no *Prospera*, los valores del índice mostraron reducido poder estadístico, posible-

**Cuadro III**  
**ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN PARA EL ACCESO A LA ATENCIÓN DE LA SALUD EN POBLACIÓN**  
**DE LOCALIDADES DE MENOS DE 100 000 HABITANTES POR CONDICIÓN ÉTNICA,**  
**PARTICIPACIÓN EN PROSPERA Y SEXO. MÉXICO, 2018**

	Total	No indígenas	Indígenas	p*	No Prospera	Prospera	p‡	Hombres	Mujeres	p§
Afiliación (acceso potencial)	-0.044	0.007	-0.123	0.000	0.042	0.047	0.000	-0.022	-0.070	0.000
Error estándar	0.007	0.008	0.016		0.015	0.010		0.010	0.011	
Acceso a cualquier proveedor	0.050	0.094	-0.035	0.004	0.048	0.124	0.219	-0.050	0.141	0.000
Error estándar	0.015	0.017	0.032		0.030	0.017		0.022	0.020	
Acceso a proveedor afiliado	0.042	0.089	-0.039	0.0002	0.044	0.100	0.0383	-0.059	0.133	0.000
Error estándar	0.015	0.016	0.032		0.030	0.017		0.021	0.020	

\* Diferencia entre no indígenas e indígenas

‡ Diferencia entre no Prospera y Prospera

§ Diferencia entre hombres y mujeres

Fuente: análisis de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 100k

mente por el bajo tamaño de muestra. Los datos indicaron una dirección hacia mejor acceso en la población indígena de menor ingreso, en tanto que entre no indígenas el acceso fue mejor entre aquéllos con mayor ingreso. Al clasificar por hogares *Prospera* y no *Prospera*, en ambas métricas resultó una concentración del acceso hacia la población de mayor ingreso, siendo esta desigualdad mayor entre quienes habitan en hogares *Prospera*.

Por sexo, los resultados sugieren un fenómeno no anticipado: desigualdad en sentidos opuestos entre hombres y mujeres; entre hombres el acceso se concentró en los de menor ingreso, mientras que entre las mujeres fue en las de mayor ingreso.

## Discusión

Este trabajo identifica la presencia de desigualdades en el acceso a la atención a la salud entre la población de localidades de menos de 100 000 habitantes en México, grupo que, entre el conjunto de la población nacional, presenta mayores condiciones de pobreza. Al interior de esta población se encuentra la presencia de desigualdades en el acceso a la atención de la salud asociadas con el nivel socioeconómico. Los resultados señalan que, si bien se ha logrado eliminar brechas en aseguramiento por condición socioeconómica en México e incluso la afiliación es mayor entre la población de menores ingresos, existen diferencias importantes en cuanto a la atención de problemas de salud que estarían limitando el acceso a los servicios.

El análisis de las tres dimensiones de acceso (acceso potencial, acceso a la atención por cualquier proveedor

y acceso a la atención por el proveedor de afiliación) propuestas en este estudio permite identificar las desigualdades en el acceso a servicios de salud entre la población con mayores desventajas sociales. Los hallazgos confirman que la condición de aseguramiento no garantiza el acceso real a la atención a la salud, ya que subyacen retos adicionales para lograr la atención de los problemas de salud, como se ha reportado en análisis recientes.<sup>22</sup> Diversas razones pueden determinar que una persona afiliada a un esquema de aseguramiento en salud no reciba los servicios a los que tiene derecho: desde la inexistencia del servicio específico que es requerido (ausencia de disponibilidad) hasta la falta de información sobre los servicios a los que puede acceder o la desconfianza en los que son ofrecidos.<sup>3</sup>

Es de destacarse la presencia de diferencias al interior de un subconjunto de la población en México con mayor nivel de vulnerabilidad social y económica en relación con el promedio al identificarse desigualdades para el acceso a servicios de salud entre subgrupos poblacionales específicos. Esto permite una mayor precisión que los análisis previos en los que se incluyen todos los estratos socioeconómicos de la población y en los que es difícil identificar desigualdades para las poblaciones más desfavorecidas, principalmente las que residen en áreas rurales dispersas, pertenecen a grupos indígenas o viven en condiciones de pobreza, que se ocultan por información de segmentos de población con mejor acceso.<sup>8,23,24</sup> En este trabajo, la delimitación del análisis a la población con mayor marginación mostró que el acceso a servicios de salud está relacionado con la condición socioeconómica para este subconjunto de la

población, lo que no se había visibilizado en el análisis de la población total que había reportado un mayor acceso en este subgrupo en contraste con el promedio nacional.<sup>14</sup>

Otros estudios realizados en México no han reportado diferencias en el acceso y utilización de servicios de salud explicadas por la condición étnica y han identificado otras condiciones estructurales en las que habitan los indígenas mexicanos que explican dichas diferencias y que constituyen los mecanismos persistentes de su vulnerabilidad en salud.<sup>23-25</sup> Los resultados de este estudio señalan menor desigualdad al interior de la población indígena en contraste con la población no indígena y con el promedio nacional al observarse valores del índice de concentración de los que no es posible rechazar que sean diferenciables de cero.

Finalmente, los resultados pueden estar reflejando ciertos efectos heterogéneos (diferenciados) de las políticas públicas de salud en esta población. La reducción de las desigualdades en el acceso a servicios de salud entre indígenas y no indígenas puede indicar aciertos de la focalización de la política social entre la población indígena de México. Al igual que estudios previos realizados en población mexicana, el presente análisis identifica ganancias en el empoderamiento de la mujer, para el acceso a los servicios de salud<sup>7,8</sup> y, adicionalmente, muestra mejores condiciones de acceso potencial entre las mujeres, también con mayores niveles de desigualdad entre ellas al comparar con los hombres.

Una limitación importante en este análisis es la medición parcial de las dimensiones del acceso, que sólo conjunta la afiliación y la atención a los problemas de salud y no capta la capacidad resolutoria de la atención. No obstante, reflejar el comportamiento de las personas en cuanto a la decisión de uso de servicios puede considerarse una aproximación útil. Por otra parte, la identificación de la condición étnica en la población analizada se simplificó al considerar únicamente ser hablante de una lengua indígena. En tanto que esta definición es limitativa, es comparable con otros estudios y permite una mejor diferenciación de las particularidades de ser indígena en México de forma separada de ser pobre. En este contexto, incluso entre la población en condiciones de pobreza, es posible identificar diferencias en el acceso relacionadas con el nivel de ingreso —lo que en otros contextos no se ha logrado mostrar—,<sup>26</sup> así sea marginalmente. Los resultados de este estudio señalan que el nivel de ingreso se asocia positivamente con la posibilidad de acceder a la atención de la salud, lo que es claramente reflejo de la inequidad social en el país.

En conclusión, las desigualdades en el acceso a salud al interior de la población en condiciones de mayor vulnerabilidad socioeconómica en México ha-

cen indispensable la implementación de acciones de política pública con mayor granularidad y que sean capaces de identificar diferencias al interior de grupos vulnerables para incidir de forma efectiva en las desigualdades en salud en particular y avanzar hacia una mayor equidad social.

*Declaración de conflicto de intereses.* Los autores declararon no tener conflicto de intereses.

## Referencias

1. Organización de las Naciones Unidas. Resolution adopted by the General Assembly 70/1. Transforming our world: the 2030 Agenda for Sustainable Development. Nueva York: ONU, 2015 [citado julio 2019]. Disponible en: <https://digitallibrary.un.org/record/808134>
2. Organización Mundial de la Salud. Subsanan las desigualdades en una generación: alcanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud. Ginebra: OMS, Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud, 2009 [citado julio 2019]. Disponible en: [https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/69830/WHO\\_IER\\_CSDH\\_08.1\\_spa.pdf;jsessionid=9BF67F041E184667A4E845E77261D414?sequence=1](https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/69830/WHO_IER_CSDH_08.1_spa.pdf;jsessionid=9BF67F041E184667A4E845E77261D414?sequence=1)
3. Fajardo-Dolci G, Gutiérrez JP, García-Saisó S. Acceso efectivo a los servicios de salud: operando la cobertura universal en salud. *Salud Publica Mex.* 2015;57:180-6. <https://doi.org/10.21149/spm.v57i2.7415>
4. Gulliford M, Figueroa-Munoz J, Morgan M, Hughes D, Gibson B, Beech R, et al. What does 'access to health care' mean? *J Health Serv Res Policy.* 2002;7:186-8. <https://doi.org/10.1258/135581902760082517>
5. Andersen RM. National health surveys and the behavioral model of health services use. *Med Care.* 2008;46(7):647-53. <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e31817a835d>
6. Knaut FM, Arreola-Ornelas H, Wong R, Lugo-Palacios DG, Méndez-Carniado O. Efecto del Seguro Popular de Salud sobre los gastos catastróficos y empobrecedores en México, 2004-2012. *Salud Publica Mex.* 2018;60:130-40. <https://doi.org/10.21149/9064>
7. Gutiérrez JP, Hernández-Ávila M. Cobertura de protección en salud y perfil de la población sin protección en México, 2000-2012. *Salud Publica Mex.* 2013; 55(suppl 2):S83-90. <https://doi.org/10.21149/spm.v55s2.5102>
8. Gutiérrez JP, García-Saisó S, Espinosa-de la Peña R, Baladrán DA. Monitoreo de la desigualdad en protección financiera y atención a la salud en México: análisis de las encuestas de salud 2000, 2006 y 2012. *Salud Publica Mex.* 2016;58:9. <https://doi.org/10.21149/spm.v58i6.7922>
9. Leyva-Flores R, Infante-Xibille C, Gutiérrez JP, Quintino-Perez F. Inequidad persistente en salud y acceso a los servicios para los pueblos indígenas de México, 2006-2012. *Salud Publica Mex.* 2013;55(suppl 2):S123-8. <https://doi.org/10.21149/spm.v55s2.5107>
10. Martínez-Valle A. Social class, marginality and self-assessed health: a cross-sectional analysis of the health gradient in Mexico. *Int J Equity Health.* 2009; 8:3. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-8-3>
11. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. Medición de la pobreza en México y en las Entidades Federativas 2016. Resumen Ejecutivo. Ciudad de México: Coneval, 2017 [citado julio 2019]. Disponible en: [https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/Pobreza\\_16/Pobreza\\_2016\\_CONEVAL.pdf](https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/Pobreza_16/Pobreza_2016_CONEVAL.pdf)
12. Paes de Barros R, Ferreira FHG, Molinas-Vega JR, Saavedra-Chanduvi J. Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean. Washington DC: Palgrave Macmillan, 2009.
13. Dover DC, Belon AP. The health equity measurement framework: a comprehensive model to measure social inequities in health. *Int J Equity Health.* 2019;18:36. <https://doi.org/10.1186/s12939-019-0935-0>

14. Romero-Martínez M, Shamah-Levy T, Cuevas-Nasu L, Gaona-Pineda EB, Gómez-Acosta LM, Mendoza-Alvarado LR, et al. Metodología de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición para localidades con menos de 100 000 habitantes (Ensanut 100k). *Salud Publica Mex.* 2019;61(5):678-84. <https://doi.org/10.21149/10539>
15. Gutiérrez JP, García-Saisó S, Dolci GF, Hernández Ávila M. Effective access to health care in Mexico. *BMC Health Serv Res.* 2014;14:186. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-14-186>
16. Dávila-Lárraga LG. ¿Cómo funciona Prospera?: mejores prácticas en la implementación de programas de transferencias monetarias condicionadas en América Latina y el Caribe. (Nota técnica del BID; 971) Banco Interamericano de Desarrollo, 2016 [citado julio 2019]. Disponible en: <https://publications.iadb.org/es/como-funciona-prospera-mejores-practicas-en-la-implementacion-de-programas-de-transferencias>
17. Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2016: ENIGH: nueva serie: descripción de la base de datos / Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Ciudad de México: INEGI, 2016 [citado julio 2019]. Disponible en: <https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/enigh/nc/2016/doc/702825091996.pdf>
18. Gutiérrez JP. Clasificación socioeconómica de los hogares en la ENSANUT 2012. *Salud Publica Mex.* 2013;55(suppl 2):S341-6. <https://doi.org/10.21149/spm.v55s2.5133>
19. Wagstaff A. The concentration index of a binary outcome revisited. *Health Econ.* 2011; 20(10):1155-60. <https://doi.org/10.1002/hec.1752>
20. Kjellsson G, Gerdtham U-G. On correcting the concentration index for binary variables. *J Health Econ.* 2013; 32:659-70. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.10.012>
21. O'Donnell O, O'Neill S, Van Ourti T, Walsh B. Conindex: Estimation of concentration indices. *Stata J.* 2016; 16:112-38. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600112>
22. Rivera-Hernández M, Rahman M, Galárraga O. Preventive healthcare-seeking behavior among poor older adults in Mexico: the impact of Seguro Popular, 2000-2012. *Salud Publica Mex.* 2019;61:46-53. <https://doi.org/10.21149/9185>
23. Servan-Mori E, Torres-Pereda P, Orozco E, Sosa-Rubí SG. An explanatory analysis of economic and health inequality changes among Mexican indigenous people, 2000-2010. *Int J Equity Health.* 2014; 13:21. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-13-21>
24. Pisanty-Alatorre J. Inequidades en la mortalidad materna en México: un análisis de la desigualdad a escala subestatal. *Salud Publica Mex.* 2017;59(6):639-49. <https://doi.org/10.21149/8788>
25. Servan-Mori E, Pelcastre-Villafuerte B, Heredia-Pi I, Montoya-Rodríguez A. Essential health care among Mexican indigenous people in a universal coverage context. *Ethn Dis.* 2014;24(4):423-30. [citado septiembre 27, 2019]. Disponible en: <https://www.ethndis.org/edonline/index.php/ethndis/article/view/167/125>
26. Ngugi AK, Agoi F, Mahoney MR, Lakhani A, Mang'ong'o D, Nderitu E, et al. Utilization of health services in a resource-limited rural area in Kenya: Prevalence and associated household-level factors. *PLOS ONE.* 2017;12(2):e0172728. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172728>