Gaceta Sanitaria 40 (2026) 102607

Número especial Reformas sanitarias en Latinoamérica y el Caribe

Desempeño del Sistema de Salud de México: análisis de las reformas entre 1980 y 2024

Andrés Castañeda-Prado[a], Marcela Agudelo-Botero[b], Adolfo Martínez-Valle[b], Karina Barrios-Sánchez[b] y Juan Pablo Gutiérrez[b,*]

[a] *Facultad de Medicina, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México*
[b] *Centro de Investigación en Políticas, Población y Salud, Facultad de Medicina, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México*

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:
Recibido el 17 de noviembre de 2025
Aceptado el 2 de abril de 2026
On-line el 15 de junio de 2026

Palabras clave:
Reforma sanitaria
México
Equidad en salud
Esperanza de vida al nacer
Mortalidad prematura

R E S U M E N

Objetivo: Analizar las variaciones en el desempeño del sistema de salud mexicano (medido a través de la esperanza de vida al nacer (EV) y la mortalidad prematura potencialmente evitable (MPPE), así como la inequidad geográfica en estos indicadores) en función de las reformas a la Ley General de Salud (LGS) realizadas entre 1984 y 2024.
Método: Estudio longitudinal retrospectivo que emplea como medidas de desempeño indicadores de resultados en salud (tasa estandarizada de MPPE y EV), y establece su asociación con las reformas a la LGS mediante un análisis de series de tiempo interrumpidas.
Resultados: La EV se incrementó un 14% en el periodo analizado, pero sin relación con las reformas a la LGS de 1984, 2003 y 2019, que más bien se asocian con una reducción en la EV. En cuanto a la desigualdad geográfica en la EV, que inicialmente tendía a la baja, se identificó un cambio hacia una mayor desigualdad a partir de 2003 y 2019, siendo esta mayor entre los hombres. En cuanto a la MPPE, la reforma de 2003 se asoció con una disminución significativa de la tasa en la población total y por sexo, mientras que la de 2019 no mostró un efecto inmediato. La desigualdad geográfica en la MPPE se mantuvo estable tras la reforma de 2003, pero registró un incremento a partir de 2019 tanto en la población total como entre las mujeres.
Conclusiones: Las distintas reformas implementadas en el sistema de salud mexicano han sido insuficientes para generar mejoras sustantivas en el estado de salud de la población y, por el contrario, se asocian con un aumento de las desigualdades. Es necesario avanzar hacia una reforma integral que aborde de manera estructural los desafíos del sistema y permita avanzar hacia la salud universal con equidad.

© 2026 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la CC BY-NC-ND licencia (http://creativecommons.org/licencias/by-nc-nd/4.0/).

Performance of the Mexican Health System: analysis of reforms between 1980 and 2024

Keywords:
Health reform
Mexico
Health equity
Life expectancy at birth
Premature mortality

A B S T R A C T

Objective: To analyze variations in the performance of the Mexican health system (measured through life expectancy and premature mortality, as well as geographical inequality in these indicators) based on reforms to the General Health Law (LGS) carried out between 1984 and 2023..
Method: A retrospective longitudinal study using health outcome indicators (standardized rate of potentially avoidable premature mortality [PAPM] and life expectancy at birth [LE]) as performance measures and establishing their association with reforms to the LGS through interrupted time series analysis.
Results: LE increased by 14% in the period analyzed, but this was unrelated to the reforms to the LGS in 1984, 2003, and 2019, which are more closely associated with a reduction in LE. With regard to geographical inequality in EV, after an initial downward trend, a shift toward greater inequality was identified from 2003 and 2019 onwards, with greater inequality among men. In terms of the PAPM, the 2003 reform was associated with a significant decrease in the rate for the total population and by sex, while the 2019 reform did not show an immediate effect. Geographic inequality in the PAPM remained stable after the 2003 reform, but increased from 2019 onwards for the total population and among women.
Conclusions: The various reforms implemented in the Mexican health system have been insufficient to generate substantive improvements in the health status of the population and, on the contrary, are associated with an increase in inequalities. It is necessary to move toward a comprehensive reform that structurally addresses the challenges of the system and allows progress toward universal health with equity.

© 2026 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

* Autor para correspondencia.
Correo electrónico: jpgutierrez@unam.mx (J.P. Gutiérrez).

https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2026.102607
0213-9111/© 2026 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la CC BY-NC-ND licencia (http://creativecommons.org/licencias/by-nc-nd/4.0/).

Introducción

El sistema de salud mexicano ha experimentado transformaciones sustanciales en los últimos 45 años que han implicado la adopción de los que podrían considerarse opuestos considerarse abordajes opuestos en cuanto a la mirada sobre cómo alcanzar el objetivo de salud universal con equidad: desde una perspectiva asistencialista a un modelo de seguro público, a una visión de gratuidad como mecanismo de universalidad.

Este proceso de transformación se inició en 1983 cuando se hizo explícito en la Constitución el derecho a la protección de la salud, lo que planteaba el reto de cómo alcanzar esta meta a través de un sistema que se generó con un diseño que asocia el acceso a la atención a la salud a la condición laboral de las personas[1].

A lo largo de los años se han realizado diversas reformas a la Ley General de Salud (LGS) promulgada en 1984 para operacionalizar la reforma constitucional de 1983, siendo las de mayor envergadura la de 2003, cuando se estableció el llamado Sistema de Protección Social en Salud con un seguro público de salud (el Seguro Popular), y la de 2019, que dio por terminado este seguro público para la población sin seguridad social, estableciendo un abordaje de universalidad con gratuidad. Durante este periodo, las tendencias en el estado de salud de la población no han presentado mejoras asociadas con los años de las reformas, como se ha mostrado en otros análisis que presentan estas tendencias sin relacionarlas con las reformas[2,3].

Aunque de forma general ha existido un cierto consenso sobre el objetivo del sistema de salud —el logro del acceso efectivo a la salud—, se ha dado un amplio debate sobre los mecanismos para alcanzarlo, el cual se evidenció en 2019 con la reforma para revertir el mecanismo de seguro público que se había establecido en 2003[4].

Es cierto que, durante este mismo periodo, la salud de la población ha sido afectada por diferentes eventos, incluyendo la epidemia de sobrepeso y obesidad —y sus consecuencias en enfermedades cardiometabólicas— y las pandemias virales, en particular la más reciente de COVID-19, así como por retos sociales como la violencia interpersonal, lo que ha incidido negativamente en la salud de la población, ocasionando retrocesos en los logros anteriores.

En estudios previos se ha analizado el desempeño del sistema de salud mexicano señalando un panorama con claroscuros: en tanto que hay progresos importantes en resultados de salud, se observa también una ralentización del progreso a partir de 2003[5,6]. El incremento en recursos y en aseguramiento derivado de la reforma de 2003 no logró reducir las inequidades en resultados de salud, lo que sugiere que la afiliación por sí sola no es suficiente para generar un cambio[7]. Un metaanálisisUna revisión sistemática sobre los efectos del Seguro Popular (el instrumento de la reforma de 2003) encontró resultados no concluyentes, señalando tanto efectos positivos como nulos en diversos indicadores, incluyendo el uso de servicios y protección financiera[8].

Considerando que el fin último de los sistemas de salud es el logro de la mejor salud posible con equidad[9], un enfoque para analizar el desempeño de los sistemas es hacerlo a través de indicadores de este resultado es decir, como pueden ser la mortalidad prematura potencialmente evitable (MPPE) y la esperanza de vida al nacer (EV). Dado el carácter central de la equidad para el sistema de salud, resulta asimismo relevante considerar el logro en la distribución del desempeño, y no únicamente el desempeño promedio.

Este abordaje asume que las reformas del sistema de salud buscan mejorar su desempeño, y que estas mejoras deberían reflejarse en la tendencia de los indicadores de mejor salud (EV y MPPE), reconociendo que transformar el desempeño del sistema es un proceso que requiere tiempo, es decir, no son esperables cambios importantes en el corto plazo en los niveles de los indicadores, sino más bien en su tendencia.

La segmentación por poblaciones, es decir, la existencia de subsistemas enfocados en grupos de población de acuerdo con su condición laboral, ha sido una característica del sistema de salud mexicano desde su origen[10], la cual no se ha abordado de forma clara en las diferentes reformas, siendo este otro factor que podría estar relacionado con los limitados resultados de los diferentes esfuerzos por fortalecer el sistema[11].

Un elemento adicional que ha afectado el ritmo de progreso en la salud de la población en México es la persistencia de la desigualdad social, y su traducción en inequidades en acceso y resultados desfavorables en salud, aspectos que han sido documentados ampliamentepreviamente: la probabilidad de recibir intervenciones, y en consecuencia la probabilidad de sufrir complicaciones en enfermedades, incluyendo la muerte, son mayores en grupos socialmente desaventajados[12,13].

Esto resulta relevante, ya que las reformas aplicadas al sistema de salud han tenido como propósito explícito incidir en las inequidades en acceso a servicios de la salud, para a través de ello disminuir las diferencias en resultados en salud entre las poblaciones. Así, el presente estudio busca responder a si las reformas en el sistema de salud en México han logrado generar un mejor estado de salud en la población, planteando que, a la luz de la evidencia disponible, la respuesta se anticipa como negativa. En este sentido, el objetivo es analizar las variaciones en el desempeño del sistema de salud mexicano (medido a través de la EV y la MPPE, así como la inequidad geográfica en estos indicadores) en función de las reformas a la LGS realizadas entre 1984 y 2024.

Método

Se llevó a cabo un análisis longitudinal retrospectivo en el que se estimaron dos indicadores, la EV y la MPPE, así como el índice de Gini para ambas variables con relación a la distribución geográfica de las variables entre las 32 entidades en México. Para la EV se consideró el periodo de 1980 a 2023, en tanto que para la MPPE se limitó al periodo 1998 a 2023 debido a la disponibilidad de datos. Las estimaciones se realizaron para la población total y por sexo.

Esperanza de vida al nacer

La EV al nacer para un año dado se define como el número de años que se espera que viva una persona que nace en un año en particular considerando las tasas específicas de mortalidad por edad y sexo en ese mismo año[14].

Debido a su construcción, la EV es sensible a cambios relevantes en la mortalidad en un año, por lo que es un indicador de cambios en el estado de salud de la población como respuesta a choques externos[15,16].

La EV al nacer por entidad federativa (primer nivel de subdivisión nacional en México) corresponde a las estimaciones realizadas por el Consejo Nacional de Población (CONAPO) actualizadas con los datos del Censo Nacional de Población y Vivienda 2020 y con las estadísticas de defunciones hasta 2023[17].

Mortalidad prematura potencialmente evitable

La MPPE se ha propuesto como un indicador de desempeño de los sistemas de salud, ya que incluye las defunciones que se considera que podrían evitarse con las intervenciones de salud pública y de atención médica existentes[18].

Para la estimación de la tasa estandarizada de MPPE se utilizaron las estadísticas de defunciones oficiales, seleccionando aquellas ocurridas en personas de 75 años o menos por causas evitables, ya sea por acciones de salud pública (prevenibles) o durante el proceso de atención (tratables). El detalle de la estimación se ha publicado previamente[2]. En resumen, el total de defunciones consideradas

como evitables en personas de 75 años o menos se dividió entre el total de la población en el mismo rango de edad en grupos quinquenales, y posteriormente las tasas anuales fueron estandarizadas considerando la población de referencia de la Organización Mundial de la Salud.

Se estimaron las tasas nacionales y por entidad de MPPE, y para sus dos componentes (prevenibles y tratables) para el periodo 1998 a 2023 debido a la disponibilidad de datos comparables.

Inequidad geográfica

Con el fin de estimar el cambio en la inequidad geográfica según los indicadores utilizados, para cada año en el periodo se calculó el índice de Gini considerando la distribución de los valores de los indicadores entre las 32 entidades federativas en el país. El índice señala el grado de concentración de los valores de la EV y la MPPE entre las entidades.

Análisis de series de tiempo interrumpidas

Para estimar el efecto de las reformas a la LGS de 1984, 2003 y 2019 en los niveles y las tendencias de los indicadores y en la inequidad geográfica de los mismos, se implementaron modelos de series de tiempo interrumpidas, en los cuales se utilizaron como variables de resultado el valor y el índice de Gini de cada uno de los dos indicadores durante el periodo, estableciendo los años de la reforma como momentos de interrupción. Por lo general, la recomendación para la implementación del abordaje de series de tiempo interrumpidas es contar con tres puntos antes y después del momento de intervención (en este caso las reformas) para poder establecer la relación entre estas y las variables de resultado[19].

Para considerar otros factores que pudieran incidir en los indicadores, controlamos las estimaciones por la variación interanual en el producto interno bruto, el gasto público en salud como porcentaje del producto interno bruto y el porcentaje de la población afiliada a algún esquema público de salud, variables identificadas previamente con incidencia en los resultados de salud[5,20].

Para ambos indicadores se exploró la existencia de correlación en las series utilizando la prueba de Cumby-Huizinga con hasta cinco retardos y errores robustos por la potencial heterocedasticidad en los datos. Identificamos una correlación con retardo 1 para ambos indicadores. El modelo se estimó con la implementación en Stata del abordaje de Prais-Winsten que asume una correlación serial de los errores de orden 1[21,22] como:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1(T_t) + \beta_2(R_{1984}) + \beta_3(R_{1984} * (T_t - 1984)) + \beta_4(R_{2003}) + \beta_5(R_{2003} * (T_t - 2003)) + \beta_6(R_{2019}) + B_7(R_{2019} * (T_t - 2019))$$

donde Y_t es la variable de resultado (EV, Gini de EV entre entidades) en el año calendario t, T es el indicador de los años a partir del inicio de la serie y R identifica los años de las reformas con una variable dicotómica que toma el valor de 1 a partir del año de la reforma y 0 anteriormente; de esta forma, β_0 correspondería al valor inicial de la variable de resultado en ausencia de covariables (no es interpretable en este caso), β_1 es la tendencia previa a la reforma, β_2 es el cambio en la variable de resultado en el momento de la reforma de 1984, β_3 es el cambio en la tendencia a partir de la reforma de 1984, β_4 es el cambio en la variable de resultado en el momento de la reforma de 2003, β_5 es el cambio en la tendencia a partir de la reforma de 2003, β_6 es el cambio en la variable de resultado en el momento de la reforma de 2019 y β_7 es el cambio en la tendencia a partir de la reforma de 2019.

Como ya se ha mencionado, debido a la disponibilidad de datos, para la MPPE el análisis se restringió al periodo de 1998 a 2023. En este sentido, para el valor de la MPPE y el coeficiente de Gini de MPPE el modelo estimado fue:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1(T_t) + \beta_2(R_{2003}) + \beta_3(R_{2003} * (T_t - 2003)) + \beta_4(R_{2019}) + \beta_5(R_{2019} * (T_t - 2019))$$

en el cual las variables se definen como se ha señalado previamente.

Para los modelos lineales, debido a la identificación de heterocedasticidad y no normalidad —que afecta a los errores de las regresiones—, la estimación se realizó con errores robustos con el método de Huber y White. El análisis se llevó a cabo en Stata 17 utilizando el comando ITSA[21].

Considerando la no linealidad del índice de Gini, las estimaciones en estos casos se realizaron con regresiones de respuesta fraccional *probit,* en los cuales se controló también por la correlación serial de orden 1 y para la EV por heterocedasticidad mediante modelos de heterocedasticidad multiplicativa.

Consideraciones éticas

Para este estudio no fue necesaria la aprobación de un comité de ética e investigación, dado que se utilizaron datos secundarios, de acceso abierto, que no contienen información confidencial ni permiten la identificación de personas o poblaciones específicas.

Resultados

En la tabla 1 se presentan los valores mínimo y máximo, la media, la desviación estándar y el coeficiente de variación de las variables analizadas para los periodos respectivos. En la figura 1 se muestra la tendencia en las variables analizadas, y en la figura 2 puede verse la tendencia en la MPPE por quinquenio de edad.

Esperanza de vida al nacer

La EV al nacer en México para la población total era de 66,4 años en 1980, de 63,3 años en los hombres y 69,7 años en las mujeres. Para 2024, se estimó en 75,5 años para la población total, 72,4 años para los hombres y 78,9 años para las mujeres. Entre 1983 y 2019 pasó de 68,3 a 74,8 años en la población total, de 65,3 a 71,8 años en los hombres, y de 71,3 a 78,0 años en las mujeres, con incrementos en el periodo de entre el 9% y el 10%.

En la tabla 2 se presentan los resultados de la estimación del modelo de series de tiempo interrumpidas para la EV para la población total y por sexo. Como puede observarse, la EV aumentó entre los hombres en 1984, mientras que en 2003 no se registraron cambios relevantes ni en hombres ni en mujeres. En contraste, para 2019 se observó una disminución de la EV en ambos sexos.

Por otra parte, la tendencia de la EV era positiva antes de 1984 y cambia hacia un menor crecimiento, por lo que se reduce el incremento anual en la EV. Nuevamente, en 2003, el coeficiente del cambio de tendencia es negativo, lo que resulta en incrementos anuales limitados. Para 2019, los cambios en la tendencia son marginalmente significativos, sugiriendo un estancamiento en la EV.

En cuanto a la desigualdad en la EV, en 1984 se identifica un cambio negativo (hacia menor desigualdad) para la población total y para las mujeres, y positivo (mayor desigualdad) para los hombres. En 2003 no se notaron modificaciones significativas en el índice de Gini de la EV, y en 2019 hubo un cambio marginalmente positivo (mayor desigualdad) en la población total y en las mujeres.

Respecto a la desigualdad en la EV, en 1984 se identificó un cambio de nivel negativo (menor desigualdad), pero con cambio de tendencia positiva, lo que disminuyó el patrón anterior, hasta ser cercana a cero, en particular para los hombres. En 2003, el cambio

Tabla 1
Mínimo, máximo, media, desviación, y coefienciente de variación de las variables analizadas, México 1981-2023

Variables	Min	Max	Media	Desviación	Variaciuón
Esperanza de vida al nacer	66,43	75,32	72,60	2,66	3,7%
Esperanza de vida al nacer (Hombres)	63,32	72,71	69,82	2,85	4,1%
Esperanza de vida al nacer (Mujeres)	69,73	78,64	75,47	2,45	3,2%
Índice de Gini de la EV	0,12	0,72	0,25	0,14	55,5%
Índice de Gini de la EV - Hombres	0,16	1,22	0,37	0,25	69,5%
Índice de Gini de la EV - Mujeres	0,09	0,44	0,19	0,08	44,2%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable	156,99	340,09	184,83	46,29	25,0%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable (Tratable)	108,04	135,61	114,50	5,85	5,1%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable (Prevenible)	265,04	474,38	299,34	51,87	17,3%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable - Hombres	223,36	481,20	258,79	64,58	25,0%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable (Tratable) - Hombres	115,89	157,78	122,81	9,32	7,6%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable (Prevenible) - Hombres	342,43	638,96	381,60	73,42	19,2%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable - Mujeres	92,42	223,57	117,08	30,53	26,1%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable (Tratable) - Mujeres	94,82	117,34	106,85	6,24	5,8%
Tasa de Mortalidad Prematura Potencialmente Evitable (Prevenible) - Mujeres	187,27	336,09	223,94	34,41	15,4%
Indice de Gini de la MPPE	0,11	0,24	0,15	0,02	15,3%
Indice de Gini de la MPPE (Tratable)	0,11	0,16	0,13	0,02	11,2%
Indice de Gini de la MPPE (Prevenible)	0,13	0,39	0,22	0,05	24,6%
Indice de Gini de la MPPE - Hombres	0,10	0,17	0,13	0,02	12,8%
Indice de Gini de la MPPE (Tratable) - Hombres	0,11	0,20	0,15	0,03	19,4%
Indice de Gini de la MPPE (Prevenible) - Hombres	0,12	0,23	0,16	0,03	20,0%
Indice de Gini de la MPPE - Mujeres	0,14	0,62	0,29	0,09	33,0%
Indice de Gini de la MPPE (Tratable) - Mujeres	0,10	0,19	0,14	0,02	15,4%
Indice de Gini de la MPPE (Prevenible) - Mujeres	0,11	0,64	0,28	0,10	35,7%
Variación interanual del PIB	-8,40	9,49	2,12	3,61	170,1%
Gasto público en salud (% del PIB)	1,83	3,29	2,48	0,38	15,2%
% No asegurados	15,60	58,60	41,48	13,16	31,7%

EV: esperanza de vida al nacer; MPPE: mortalidad prematura potencialmente evitable; PIB: producto interior bruto.

Tabla 2
Cambios de nivel y tendencia en la esperanza de vida y el índice de Gini de la esperanza de vida, México 1980-2024

Variables	EV	Índice Gini EV	EV	Índice Gini EV	EV	Índice Gini EV
Tendencia previa a 1984 (β1)	0,608[c]	-0,176[c]	0,654[c]	-0,296[c]	0,548[c]	-0,083[c]
	(0,567 - 0,649)	(-0,191 - -0,161)	(0,613 - 0,695)	(-0,316 - -0,276)	(0,429 - 0,667)	(-0,093 - -0,072)
Cambio en 1984 (β2)	0,214	-0,434[c]	0,261[b]	-0,594[c]	0,139	-1,034[c]
	(-0,053 - 0,480)	(-0,628 - -0,241)	(0,002 - 0,520)	(-0,635 - -0,552)	(-0,341 - 0,619)	(-1,194 - -0,874)
Cambio de tendencia en 1984 (β3)	-0,308[c]	0,103[c]	-0,322[c]	0,294[c]	-0,286[c]	0,028[c]
	(-0,355 - -0,261)	(0,080 - 0,126)	(-0,368 - -0,277)	(0,275 - 0,314)	(-0,407 - -0,164)	(0,010 - 0,046)
Tendencia posterior a 1984 (β1 + β3)	0,300[c]	≈0,073[c]	0,331[c]	≈0,002c	0,262[c]	≈0,055[c]
	(0,280 - 0,320)	(-0,090 - -0,055)	(0,313 - 0,350)	(-0,002 - -0,001)	(0,241 - 0,284)	(-0-070 - -0,040)
Cambio en 2003 (β4)	-0,124	-0,011	-0,198	0,002	-0,069	-0,041
	(-0,426 - 0,179)	(-0,159 - 0,137)	(-0,557 - 0,161)	(-0,001 - 0,006)	(-0,341 - 0,202)	(-0,179 - 0,097)
Cambio de tendencia en 2003 (β5)	-0,277[c]	0,050[c]	-0,346[c]	0,002c	-0,198[c]	0,012
	(-0,308 - -0,246)	(0,028 - 0,071)	(-0,381 - -0,310)	(0,001 - 0,003)	(-0,226 - -0,170)	(-0,007 - 0,031)
Tendencia posterior a 2003 (β1 + β3 + β5)	0,023[a]	≈0,023[c]	-0,014	0,000	0,064[c]	≈0,043[c]
	(-0,001 - 0,047)	(-0,036 - -0,011)	(-0,045 - 0,016)	(0,000 - 0,000)	(0,046 - 0,082)	(-0,055 - -0,030)
Cambio en 2019 (β6)	-4,200[a]	2,303[c]	-4,857[a]	0,048	-3,198*	3,242[c]
	(-8,797 - 0,398)	(2,075 - 2,531)	(-10,082 - 0,368)	(-0,106 - 0,203)	(-6,961 - 0,565)	(3,073 - 3,411)
Cambio de tendencia en 2019 (β7)	0,825	0,020	0,970[a]	-0,011	0,657	0,044[c]
	(-0,176 - 1,825)	(-0,011 - 0,050)	(-0,173 - 2,113)	(-0,065 - 0,043)	(-0,147 - 1,461)	(0,030 - 0,058)
Tendencia posterior a 2019 (β1 + β3 + β5 + β7)	0,847[a]	-0,003	0,956[a]	-0,011	0,721*	0,001
	(-0,147 - 1,842)	(-0,032 - 0,024)	(-0,180 - 2,091)	(-0,065 - 0,043)	(-0,080 - 1,522)	(-0,005 - 0-,007)
Constante (β0)	66,471[c]	0,337[c]	63,316[c]	1,795c	69,823[c]	-0,182[c]
	(66,403 - 66,540)	(0,311 - 0,362)	(63,282 - 63,351)	(1,752 - 1,839)	(69,657 - 69,988)	(-0,199 - -0,165)
Observaciones	46	46	46	46	46	46
Durbin-Watson	2,15		2,164		2,099	
R cuadrada	0,918		0,906		0,928	

Intervalo de confianza entre paréntesis.
[a] p<0,1.
[b] p<0,05
[c] p<0,01..

en la tendencia es nuevamente positivo para el total de la población y para los hombres, y no significativo para las mujeres. En 2019 se observan cambios de nivel positivos en la población total y en las mujeres (no significativos en las mujeres), siendo las tendencias posteriores a este año no diferentes a cero, es decir, se mantienen los niveles preexistentes de desigualdad.

Mortalidad prematura potencialmente evitable

La tasa estandarizada de la MPPE se ubicaba en 312,2 por 100.000 personas en 1998 y se mantuvo en una tendencia decreciente hasta 2008, cuando llegó a 282,6. Posteriormente hubo un ligero incremento en 2009 hasta 289,7 y en 2015 volvió a descen-

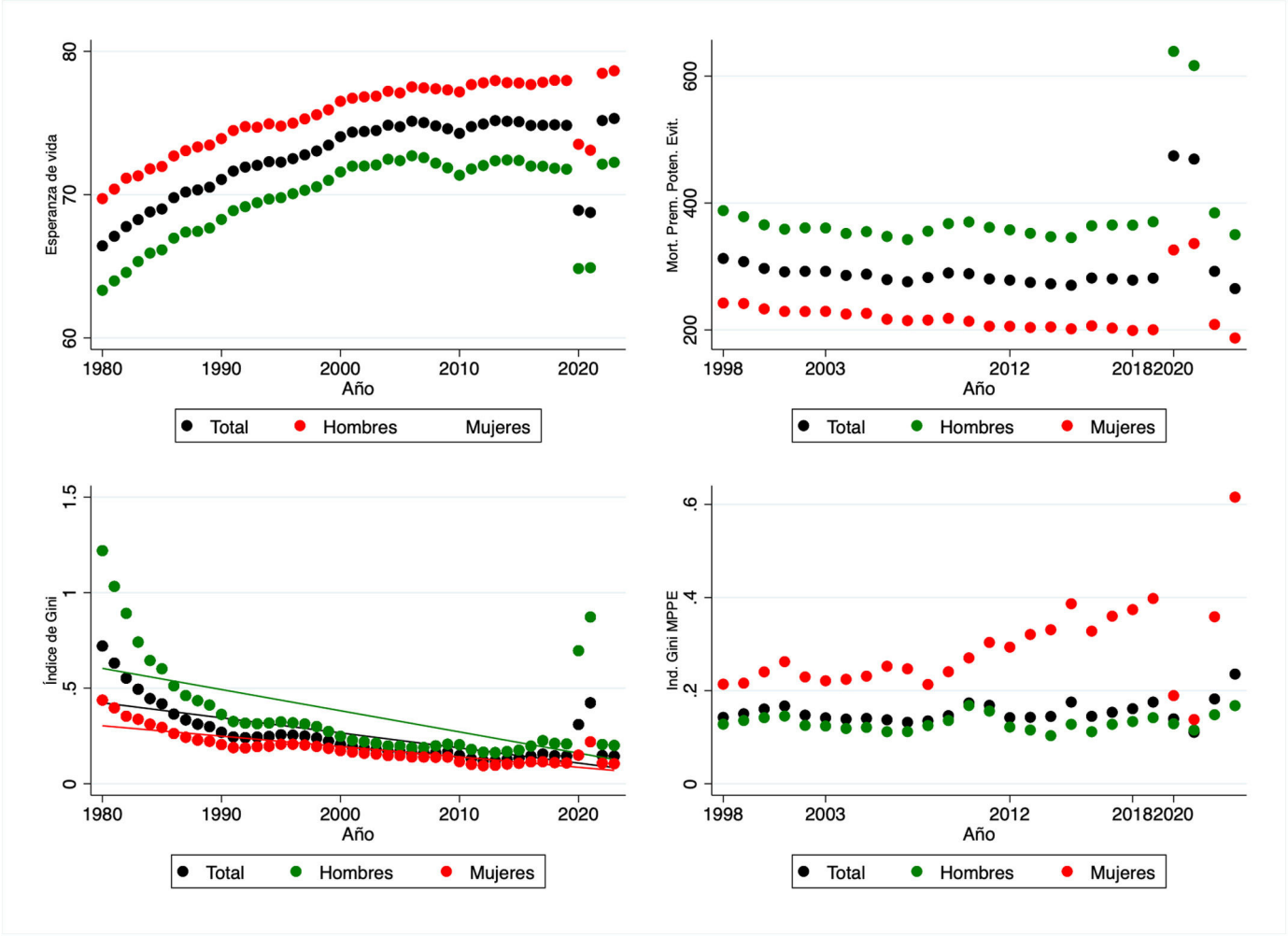


Figura 1. Tendencias en las variables analizadas: esperanza de vida al nacer (EV), mortalidad prematura potencialmente evitable (MPPE) e índice de Gini de ambas variables. Tendencia entre 1980 y 2023 de la EV y del índice de Gini de la EV, y entre 1998 y 2023 de la tasa estandarizada de MPPE y el índice de Gini de la MPPE.

der a 270,3. Durante la pandemia de COVID-19, en 2020, la tasa repuntó a 474,4, para luego caer a 265,0 en 2023; esto representó una reducción del 15%. Sin embargo, al analizar esta tasa por componente se evidencian diferencias importantes, por ejemplo que la tasa se redujo un 18% por causas prevenibles, pero tan solo un 9% por causas tratables.

En la tabla 3 se reportan los resultados del análisis por series de tiempo interrumpidas, tanto en la MPPE como en sus componentes (tratable y prevenible), para el periodo de 1998 a 2023. Como se observa, la tendencia en la MPPE previa a 2003 era negativa (decremento en la tasa), asociada principalmente con el componente preventivo.

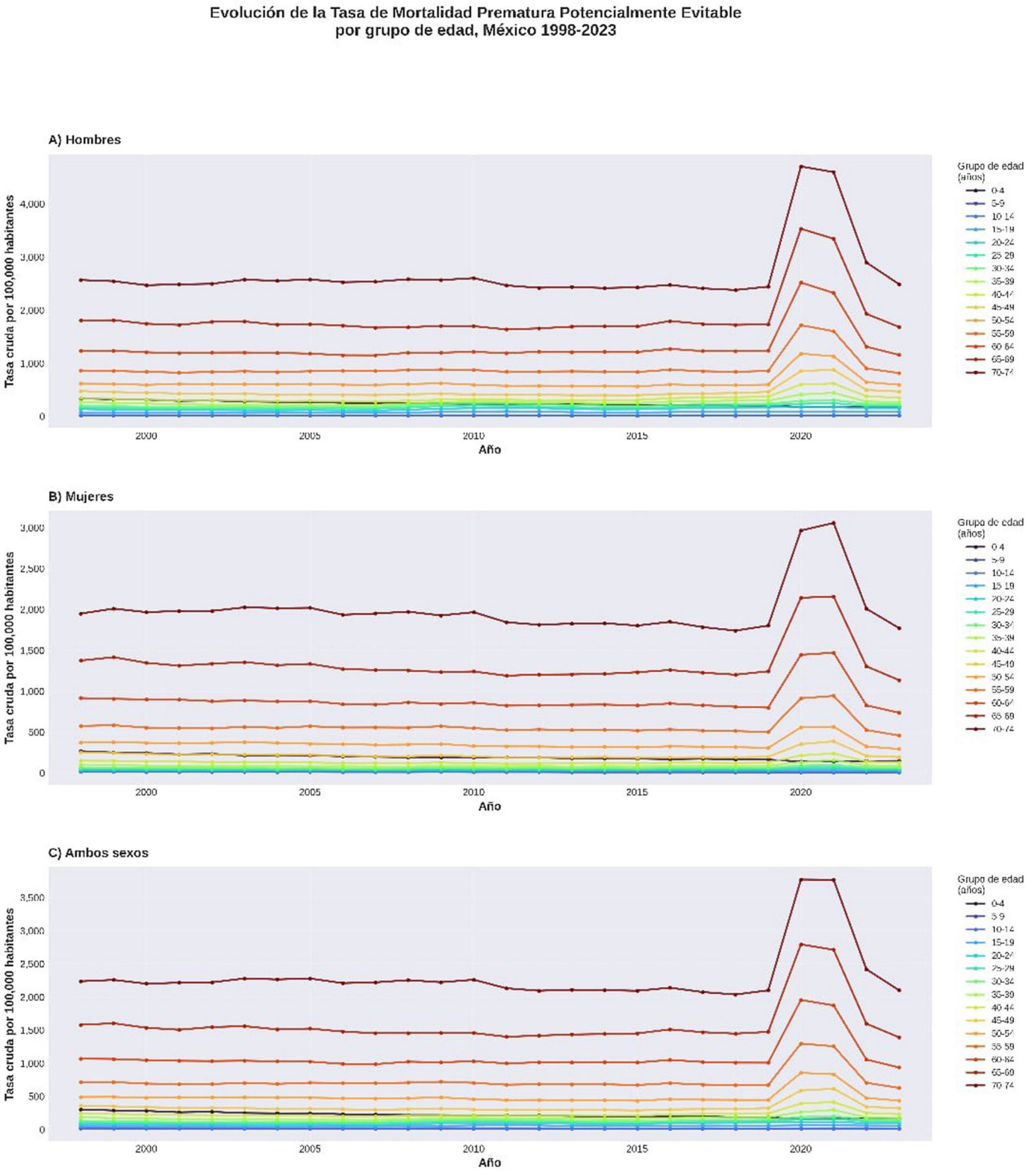
Por lo que se refiere a la tasa, en 2003 y 2019 no se identifican cambios asociados con los años. En cuanto a la pendiente, en 2003 la tendencia resulta positiva, es decir, hacia incrementos en la tasa, tanto de forma general como para los componentes tratable y prevenible, siendo mayor el cambio de pendiente en las mujeres que en los hombres. En 2019 no se observan cambios estadísticamente significativos.

En la tabla 4 se presentan los resultados para el índice de Gini de la MPPE y para sus componentes tratable y prevenible. Previo a 2003, las tendencias son cercanas a cero, y solo marginalmente significativas y positivas (mayor desigualdad) en las mujeres, y en la población total para el componente prevenible. En 2003 se observan cambios en el nivel de desigualdad hacia menores valores, principalmente en las mujeres. En el sentido opuesto, en 2019 se evidenció un incremento en la desigualdad en el componente tratable para la población total y para las mujeres. La tendencia posterior a 2003 es hacia una mayor desigualdad para la población total y para las mujeres, siendo en las mujeres esta tendencia para el componente tratable y para el prevenible, en tanto que en los hombres hay un cambio en la tendencia hacia una menor desigualdad para el componente tratable. Posterior a 2019 no se observan cambios estadísticamente significativos en la tendencia según el índice de Gini de la MPPE.

Discusión

Para el análisis realizado se propone que las reformas a la LGS mexicana han buscado, en términos discursivos, avanzar hacia la mejor salud posible con equidad, por lo que una forma de medir su desempeño es a través de la tendencia en indicadores de salud poblacional, la EV y la MPPE, así como la distribución de estos indicadores en los estados del país.

Los resultados presentados indican que, si bien se han observado mejoras importantes en los niveles de los indicadores señalados, las reformas de mayor calado realizadas a la LGS en las últimas cinco décadas han tenido una limitada relación con la tendencia de la EV al nacer, y más bien negativa con respecto a la desigualdad geográfica en este resultado, es decir, una tendencia a incrementar la desigualdad en este indicador. Por lo que se refiere a la MPPE, posterior a la reforma de 2003 se observó un cambio negativo en la



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI y CONAPO

Figura 2. Tendencias en las tasas por edad de la mortalidad prematura potencialmente evitable entre 1998 y 2023.

Tabla 3
Cambios de nivel y tendencia en la mortalidad prematura potencialmente evitable y sus componentes (tratable y prevenible), México 1998-2023

	(1)			(2)			(3)		
Variables	MPPE	Hombres	Mujeres	MPPE tratable	Hombres	Mujeres	MPPE prevenible	Hombres	Mujeres
Tendencia previa a 2003 (β1)	-5.628*** (-7.382 - -3.875)	-7.359*** (-10.103 - -4.616)	-3.907*** (-5.052 - -2.762)	-0.942*** (-1.396 - -0.487)	-0.462 (-1.312 - 0.387)	-1.395*** (-1.827 - -0.962)	-4.689*** (-5.993 - -3.386)	-6.892*** (-8.747 - -5.036)	-2.509*** (-3.389 - -1.630)
Cambio en 2003 (β2)	5.001 (-3.997 - 13.998)	7.245 (-6.507 - 20.996)	3.077 (-2.229 - 8.383)	0.721 (-1.494 - 2.936)	1.261 (-2.434 - 4.956)	0.315 (-1.284 - 1.914)	4.303 (-2.698 - 11.304)	5.988 (-4.524 - 16.500)	2.771 (-1.410 - 6.953)
Cambio de tendencia en 2003 ((β3)	4.580*** (2.698 - 6.462)	7.385*** (4.471 - 10.299)	1.912*** (0.687 - 3.137)	0.676*** (0.196 - 1.155)	0.775* (-0.086 - 1.636)	0.614** (0.154 - 1.073)	3.906*** (2.487 - 5.325)	6.601*** (4.552 - 8.649)	1.294*** (0.365 - 2.223)
Tendencia posterior a 2003 (β1 + β3)	≤1.048** (-1.797 - -0.299)	0.026 (-1.097 - 1.147)	≤1.995*** (-2.454 - -1.537)	≤0.266** (-0.425 - -0-107)	0.312** (0.124 - 0.501)	≤0.781*** (-0.936 - -0.626)	≤0.783** (-1.409 - -0.159)	-0.291 (-1.275 - 0.694)	≤1.215*** (-1.541 - -0.890)
Cambio en 2019 (β4)	135.899 (-47.656 - 319.453)	187.600 (-59.495 - 434.695)	89.711 (-37.657 - 217.078)	16.507 (-4.685 - 37.699)	21.750 (-5.668 - 49.169)	11.857 (-3.992 - 27.706)	119.505 (-42.700 - 281.710)	166.012 (-53.353 - 385.378)	77.912 (-33.644 - 189.469)
Cambio de tendencia en 2019 (β5)	-22.668 (-85.640 - 40.305)	-33.050 (-118.064 - 51.964)	-13.389 (-56.836 - 30.058)	-3.115 (-10.434 - 4.204)	-4.260 (-13.816 - 5.295)	-2.085 (-7.453 - 3.282)	-19.580 (-75.198 - 36.037)	-28.822 (-104.208 - 46.563)	-11.323 (-49.398 - 26.753)
Tendencia posterior a 2019 (β1 + β3 + β5)	-23.716 (-86.503 - 39.072)	-33.024 (-117.746 - 51.697)	-15.384 (-58.742 - 27.974)	-3.381 (-10.671 - 3.909)	-3.948 (-13.455 - 5.560)	-2.866 (-8.221 - 2.489)	-20.364 (-75.823 - 35.095)	-29.113 (-104.249 - 46.023)	-12.538 (-50.535 - 25.459)
Constante (β0)	311.429*** (308.288 - 314.570)	384.992*** (379.905 - 390.080)	242.861*** (239.981 - 245.740)	118.285*** (117.499 - 119.070)	118.799*** (117.348 - 120.250)	117.614*** (116.258 - 118.969)	193.142*** (190.688 - 195.595)	266.180*** (262.587 - 269.773)	125.227*** (123.385 - 127.070)
Observaciones	26	26	26	26	26	26	26	26	26
Durbin-Watson	2.112	2.141	2.058	2.193	2.254	2.080	2.106	2.133	2.057
R cuadrada	0.473	0.539	0.387	0.569	0.749	0.709	0.474	0.517	0.400

Intervalo de confianza entre paréntesis.
[a] p<0,1.
[a] p<0,1.
[b] p<0,05
[c] p<0,01.

Tabla 4
nura potencialmente evitable y sus componentes (tratable y prevenible), México 1998-2023

Variables	ïndice Gini MPPE	Hombres	Mujeres	Indice Gini MPPE tratable	Hombres	Mujeres	Índice Gini MPPE prevenible	Hombres	Mujeres
Tendencia previa a 2003 (β1)	0,011 (-0,012 - 0,035)	0,002 (-0,023 - 0,027)	0,025[a] (-0,003 - 0,054)	-0,002 (-0,025 - 0,021)	-0,010 (-0,035 - 0,016)	0,006 (-0,013 - 0,026)	0,016[a] (-0,002 - 0,033)	0,005 (-0,015 - 0,025)	0,022 (-0,005 - 0,049)
Cambio en 2003 (β2)	-0,102[b] (-0,199 - -0,005)	-0,058 (-0,165 - 0,049)	-0,161[b] (-0,291 - -0,032)	-0,052 (-0,141 - 0,037)	-0,009 (-0,101 - 0,083)	-0,099[b] (-0,189 - -0,010)	-0,108[b] (-0,197 - -0,019)	-0,058 (-0,172 - 0,056)	-0,169[c] (-0,284 - -0,055)
Cambio de tendencia en 2003 ((β3)	-0,005 (-0,029 - 0,019)	-0,001 (-0,026 - 0,024)	0,008 (-0,021 - 0,037)	-0,007 (-0,030 - 0,016)	-0,010 (-0,036 - 0,016)	0,003 (-0,018 - 0,023)	0,003 (-0,015 - 0,021)	0,009 (-0,012 - 0,029)	0,013 (-0,015 - 0,040)
Tendencia posterior a 2003 (β1 + β3)	0,006[c] (0,003 - 0,010)	0,001 (-0,004 - 0,005)	0,033[c] (0,028 - 0,039)	≤0,009[c] (-0,011 - -0,007)	≤0,019[c] (-0,022 - -0,017)	0,009[c] (0,005 - 0,013)	0,019[c] (0,014 - 0,024)	0,013*** (0,007 - 0,020)	0,035[c] (0,029 - 0,040)
Cambio en 2019 (β4)	-0,101 (-0,334 - 0,132)	-0,005 (-0,122 - 0,112)	-0,459 (-1,174 - 0,255)	0,083[b] (0,002 - 0,164)	0,050 (-0,060 - 0,161)	0,069[c] (0,032 - 0,107)	-0,284 (-0,762 - 0,194)	-0,128 (-0,368 - 0,113)	-0,539 (-1,336 - 0,258)
Cambio de tendencia en 2019 (β5)	0,057 (-0,024 - 0,139)	0,031* (-0,006 - 0,067)	0,129 (-0,134 - 0,391)	0,022 (-0,006 - 0,050)	0,020 (-0,015 - 0,056)	0,013 (-0,003 - 0,029)	0,085 (-0,079 - 0,250)	0,033 (-0,045 - 0,112)	0,142 (-0,162 - 0,446)
Tendencia posterior a 2019 (β1 + β3 + β5)	0,064 (-0,018 - 0,145)	0,032* (-0,004 - 0,068)	0,162 (-0,101 - 0,425)	0,013 (-0,015 - 0,041)	0,001 (-0-035 - 0,037)	0,022[b] (0,006 - 0,038)	0,104 (-0,060 - 0,268)	0,047 (-0,031 - 0,125)	0,177 (-0,127 - 0,481)
Constante (β0)	-1,044[c] (-1,081 - -1,006)	-1,106[c] (-1,149 - -1,062)	-0,782[c] (-0,820 - -0,745)	-1,012[c] (-1,056 - -0,969)	-0,863[c] (-0,920 - -0,805)	-1,141[c] (-1,173 - -1,109)	-0,894[c] (-0,925 - -0,864)	-1,080[c] (-1,107 - -1,054)	-0,780[c] (-0,832 - -0,729)
Observaciones	26	26	26	26	26	26	26	26	26

Intervalo de confianza entre paréntesis.
[a] p<0,1.
[b] p<0,05
[c] p<0,01.

tendencia de las tasas tanto para los hombres como para las mujeres, es decir, hacia reducciones en las tasas; posteriormente, las tasas no presentan cambios asociados con los años de las reformas. La desigualdad geográfica en la MPPE había tendido a la baja posterior a la reforma de 2003 en las mujeres, en particular para las causas prevenibles, pero la tendencia posterior es hacia una mayor desigualdad, siendo este resultado nuevamente asociado con la tasa en las mujeres y en el componente de causas prevenibles.

Al comparar según el sexo, se observa que la tendencia para la EV es similar, las pérdidas en EV son mayores para los hombres, y el incremento en la desigualdad en la distribución geográfica de este indicador es mayor también en los hombres. Por lo que se refiere a la MPPE, la reducción observada es mayor en ellos en comparación con las mujeres, aunado a que el cambio en la desigualdad (mayor desigualdad) se observa en las mujeres, pero no en los hombres.

Los resultados obtenidos coinciden con los de estudios previos que documentaron avances insuficientes a partir de las reformas en el sistema de salud mexicano[7,23]. Estos resultados limitados podrían ser consecuencia de la lógica general de las reformas, que han buscado ajustes sobre la estructura ya existente, como se ha observado en otros contextos, con reformas que muestran algunos resultados positivos, pero al mantener la lógica del sistema de manera general fallan en alcanzar una mejor salud para todas las personas[24]. Se ha señalado que lpara lograr un resultado de las reformas, estas requieren nuevas formas de organización y financiamiento, esto es, no resulta suficiente hacer ajustes sobre los modelos existentes[25].

En este sentido, las modificaciones normativas que se han realizado como mecanismo para fortalecer la capacidad del sistema de salud mexicano para promover resultados de salud para toda la población han resultado insuficientes, en tanto que no abordan en la práctica los retos centrales del sistema, es decir, no han conseguido transformar el funcionamiento del sistema.

Similar a otros estudios, para el caso mexicano se observan diferencias por sexo en la tendencia y el cambio en los indicadores utilizados, aunque no concluyentes en el sentido de que la desigualdad tiende a incrementarse más entre los hombres para la EV, y más entre las mujeres para la MPPE[26].

La evidencia sobre el efecto de las reformas a la LGS en las desigualdades geográficas es concordante con estudios realizados en otros contextos que señalan el potencial de las reformas para beneficiar a grupos con menores necesidades en salud, pero con mayor información o acceso, y de esta forma exacerbar las desigualdades[27].

Ciertamente, este estudio presenta limitaciones. La más importante es la dificultad para aislar el efecto de las reformas, ya que son proyectos por lo general complejos que buscan a la vez abordar problemas también complejos[25]. En este análisis se plantea que las reformas deberían modificar la tendencia de los resultados en salud en un sentido positivo, buscando controlar por otros factores que pudieran afectar dichas tendencias, como la situación económica y la inversión en salud. Si bien no es esperable que estas modificaciones generen un cambio de nivel instantáneo, sí se esperaría que se modifique la tendencia en los indicadores tras su aprobación. La temporalidad es una limitación adicional, en tanto que para la reforma de 2019 es posible que no haya transcurrido suficiente tiempo para observar cambios en la tendencia, y el número limitado de periodos de análisis dificulta introducir otras variables que pudieran incidir en el resultado. Los análisis realizados considerando el comportamiento de la economía y la inversión pública en salud sugieren resultados similares a los observados. Finalmente, es posible que otros eventos afecten las variables analizadas y no permitan observar los resultados de las reformas. En particular, la crisis de violencia interpersonal en el país podría afectar los resultados en la mortalidad prematura. No obstante, en un análisis adicional no reportado (disponible a solicitud), omitiendo los homicidios en la MPPE, obtuvimos resultados similares en magnitud y dirección a los reportados.

En tanto que las reformas en salud pueden ser un mecanismo relevante para avanzar hacia el logro de la salud universal, requieren un claro liderazgo político para priorizar la función salud, así como abordajes innovadores para transformar a fondo los sistemas de salud y no únicamente quedarse en cambios cosméticos o nominativos.

Disponibilidad de bases de datos y material para réplica

Los datos utilizados para este análisis provienen de fuentes públicas. La EV se obtuvo del CONAPO: Conciliación Demográfica 1950 a 2019 y Proyecciones de la población de México 2020 a 2070. México: CONAPO; 2023 (https://www.gob.mx/conapo/acciones-y-programas/conciliacion-demografica-de-1950-a-2019-y-proyecciones-de-la-poblacion-de-mexico-y-de-las-entidades-federativas-2020-a-2070). Los datos utilizados para la estimación de las tasas estandarizadas de la MPPE provienen de las estadísticas vitales, en concreto de los microdatos de las Estadísticas de Defunciones Registradas del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (https://www.inegi.org.mx/programas/edr/).

¿Qué se sabe sobre el tema?

Las reformas en salud se implementan para para mejorar el desempeño de los sistemas de salud modificando su diseño, y organización con el objetivo último de lograr la mejor salud posible con equidad.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Al analizar el caso mexicano se evidencia que, en ausencia de transformaciones de fondo en la operación de los sistemas, los cambios nominales del diseño pueden resultar insuficientes para generar mayor salud con equidad.

¿Cuáles son las implicaciones de los resultados obtenidos?

Mejorar la salud con equidad requiere abordajes innovadores y fuerza política para refundar los sistemas de salud.

Editor responsable del artículo

Jorge Marcos Marcos.

Declaración de transparencia

El autor principal (garante responsable del manuscrito) afirma que este manuscrito es un reporte honesto, preciso y transparente del estudio que se remite a Gaceta Sanitaria, que no se han omitido aspectos importantes del estudio, y que las discrepancias del estudio según lo previsto (y, si son relevantes, registradas) se han explicado.

Contribuciones de autoría

J.P. Gutiérrez: concepción y diseño del estudio, escritura del borrador inicial del texto. J.P. Gutiérrez, A. Castañeda-Prado, M. Agudelo-Botero, A. Martínez-Valle y K. Barrios-Sánchez: obtención, análisis e interpretación de los datos, revisión crítica del texto y

aprobación de la versión final. Todas las personas firmantes revisaron y discutieron el contenido del artículo en su totalidad.

Financiación

Ninguna.

Conflicto de intereses

Ninguno.

Bibliografía

1. Becerril-Montekio V, Meneses-Navarro S, Pelcastre-Villafuerte BE, et al. Segmentation and fragmentation of health systems and the quest for universal health coverage: conceptual clarifications from the Mexican case. J Public Health Policy. 2024;45:164–74, http://dx.doi.org/10.1057/s41271-024-00470-9.
2. Castañeda-Prado A, Yashine-Arroyo I, Salinas-Escudero G, et al. Mapping potentially avoidable premature mortality in Mexico: subnational, sex, and age group trends. Cad Saude Publica. 2024;40:e00178723, http://dx.doi.org/10.1590/0102-311xen178723.
3. Velasco-Calderón O, Castañeda A, Gutiérrez JP. Tendencia de las inequidades en homicidios en México para el periodo de 2000 a 2021: análisis ecológico longitudinal. Rev Panam Salud Publica. 2023;47:e112, http://dx.doi.org/10.26633/rpsp.2023.112.
4. Laurell AC, Giovanella L. Health policies and systems in Latin America. Oxford Research Encyclopedia of Global Public Health. Oxford University Press; 2018, http://dx.doi.org/10.1093/acrefore/9780190632366.013.60.
5. Gutiérrez JP, Castañeda A, Agudelo-Botero M, et al. Performance evaluation of Mexico's health system at the national and subnational level, 1990-2019: an analysis of the Health Access and Quality Index. Public Health. 2024;236:7–14, http://dx.doi.org/10.1016/j.puhe.2024.07.009.
6. Gómez-Dantés O, Fuentes-Rivera E, Escobar J, et al. An assessment of the performance of the Mexican health system between 2000 and 2018. Health Policy Plan. 2023;38:689–700, http://dx.doi.org/10.1093/heapol/czad028.
7. Costa-Font J, Cowell FA, Saenz de Miera B. Measuring pure health inequality and mobility during a health insurance expansion: evidence from Mexico. Health Econ. 2021;30:1833–48, http://dx.doi.org/10.1002/hec.4271.
8. Colchero MA, Gómez R, Bautista-Arredondo S. A systematic review of the literature on the impact of the Seguro Popular. Health Res Policy Syst. 2022;20:42, http://dx.doi.org/10.1186/s12961-022-00839-w.
9. World Health Organization. European Observatory on Health Systems and Policies. Health system performance assessment: a framework for policy analysis. Geneva: WHO; 2022. Disponible en: https://iris.who.int/handle/10665/352686.
10. Gómez-Dantés O, Flamand L, Cerecero-García D, et al. Origin, impacts, and potential solutions to the fragmentation of the Mexican health system: a consultation with key actors. Health Res Policy Syst. 2023;21:80, http://dx.doi.org/10.1186/s12961-023-01025-2.
11. Sierra-Madero JG, Belaunzaran-Zamudio PF, Crabtree-Ramírez B, et al. Mexico's fragmented health system as a barrier to HIV care. Lancet HIV. 2019;6:e74–5, http://dx.doi.org/10.1016/S2352-3018(18)30356-4.
12. Addey T, Alegre-Díaz J, Bragg F, et al. Educational and social inequalities and cause-specific mortality in Mexico City: a prospective study. Lancet Public Health. 2023;8:e670–9, http://dx.doi.org/10.1016/S2468-2667(23)00153-6.
13. Arceo-Gómez EO, Campos-Vázquez RM, Esquivel G, et al. The income gradient in COVID-19 mortality and hospitalisation: an observational study with social security administrative records in Mexico. Lancet Reg Health Am. 2022:6, http://dx.doi.org/10.1016/j.lana.2021.100115.
14. Organización Panamericana de la Salud. Mortalidad prematura potencialmente evitable (MPPE). Washignton, D.C.: OPS; 2021. Disponible en: https://hia.paho.org/es/mortalidad-evitable.
15. Heuveline P. Interpreting changes in life expectancy during temporary mortality shocks. Demogr Res. 2023;48:1–18, http://dx.doi.org/10.4054/demres.2023.48.1.
16. Klenk J, Keil U, Jaensch A, et al. Changes in life expectancy 1950-2010: contributions from age- and disease-specific mortality in selected countries. Popul Health Metr. 2016;14:20, http://dx.doi.org/10.1186/s12963-016-0089-x.
17. Consejo Nacional de Poblacion. Conciliación demográfica 1950 a 2019 y proyecciones de la población de México 2020 a 2070. México: CONAPO; 2023. Disponible en: https://www.gob.mx/conapo/acciones-y-programas/conciliacion-demografica-de-1950-a-2019-y-proyecciones-de-la-poblacion-de-mexico-y-de-las-entidades-federativas-2020-a-2070.
18. Pan American Health Organization. Health in the Americas: potentially avoidable premature mortality. Washington, D.C.: PAHO; 2024. Disponible en: https://iris.paho.org/handle/10665.2/58106https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/58106/9789275127933_eng.pdf?sequence=2.
19. Hategeka C, Ruton H, Karamouzian M, et al. Use of interrupted time series methods in the evaluation of health system quality improvement interventions: a methodological systematic review. BMJ Glob Health. 2020;5:e003567, http://dx.doi.org/10.1136/bmjgh-2020-003567.
20. Gutiérrez JP, Mendoza K, Sánchez-Vargas A, et al. Relationship between economic recessions and health inequity: analysis of the gap in life expectancy at birth between Mexican States. Health Econ Rev. 2025;15:27, http://dx.doi.org/10.1186/s13561-025-00618-7.
21. Linden A. Conducting interrupted time-series analysis for single- and multiple-group comparisons. Stata J. 2015;15:480–500, http://dx.doi.org/10.1177/1536867x1501500208.
22. Prais SJ, Winsten CB. Trend estimators and serial correlation. Chicago: Cowles Commission Discussion Paper. 1954. Disponible en: https://cowles.yale.edu/sites/default/files/2023-05/s-0383.pdf.
23. Álvarez-Aceves M, Palacio-Mejía LS, Hernández-Ávila M, et al. 23 years of public policy towards universal health coverage in Mexico. A cross-sectional time-series analysis using routinely collected health data, 2000-2022. Lancet Reg Health Am. 2025;52:101271, http://dx.doi.org/10.1016/j.lana.2025.101271.
24. Cai C, Xiong S, Millett C, et al. Health and health system impacts of China's comprehensive primary healthcare reforms: a systematic review. Health Policy Plan. 2023;38:1064–78, http://dx.doi.org/10.1093/heapol/czad058.
25. Alyousef M, Naughton C, Bradley C, et al. Primary healthcare reform for chronic conditions in countries with high or very high human development index: a systematic review. Chronic Illn. 2022;18:469–87, http://dx.doi.org/10.1177/17423953211059143.
26. Chang AY, Johnson EK, Bolongaita S, et al. From sex differences to sex inequalities in life expectancy: a cross-country observational benchmarking analysis. PLoS Med. 2025;22:e1004828, http://dx.doi.org/10.1371/journal.pmed.1004828.
27. Burström B, Burström K, Nilsson G, et al. Equity aspects of the primary health care choice reform in Sweden — a scoping review. Int J Equity Health. 2017;16:29, http://dx.doi.org/10.1186/s12939-017-0524-z.