

# **La geografía de la pandemia en México: Desigualdad social y fragmentación sanitaria**

## **Introducción**

La pandemia de COVID-19 es el episodio más mortal en México en el último siglo.

Según el sistema de vigilancia epidemiológica de la Secretaría de Salud, 334,196 personas murieron entre 2020 y la declaratoria de fin de la emergencia sanitaria (9 de mayo de 2023).<sup>1</sup>

Esa cifra, sin embargo, contempla sólo casos detectados y registrados en dicho sistema. A ella se suman las muertes por COVID-19 no diagnosticado en vida (aproximadamente 177 mil, según la revisión de actas de defunción<sup>2</sup>), más las provocadas por otros padecimientos que dejaron de ser atendidos.

La medida más completa de la catástrofe la proporciona la mortalidad en exceso, calculada como el número de defunciones registradas por encima de las esperadas en condiciones normales, según los patrones de años anteriores. Siguiendo la metodología estándar de canales endémicos, México sufrió, durante el periodo de emergencia sanitaria, 808,619 muertes en exceso: el doble de las defunciones por homicidio —la otra epidemia— acumuladas en catorce años de guerra criminal (2008-2022).<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Instituto Nacional de Salud Pública, n.d.-a.

<sup>2</sup> Instituto Nacional de Salud Pública, n.d.-b.

<sup>3</sup> Los homicidios ocurridos de 2008 a 2022 suman 412,325, según las estadísticas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Aproximadamente 63% de las 808 mil muertes en exceso han sido atribuidas a COVID-19 tras la revisión de actas de defunción. Estas cifras provienen del sistema de vigilancia del exceso de mortalidad (fuente en la nota anterior) y abarcan hasta el 9 de mayo de 2023, fecha de emisión del decreto oficial que dio por terminada la emergencia sanitaria. Las estadísticas de defunciones del INEGI, más depuradas, arrojan 807,720 defunciones en exceso (con base en canales endémicos), pero cubren sólo hasta el fin de 2022. Véase INEGI 2023, 90.

Una comparación internacional sirve también para dimensionar la gran mortandad mexicana. La Organización Mundial de la Salud (OMS) estima que durante 2020 y 2021, los dos años críticos de la pandemia, ocurrieron 14.9 millones de muertes en exceso a nivel mundial, aproximadamente.<sup>4</sup> México concentró el 4.1% de estas muertes, a pesar de que contiene sólo el 1.6% de la población global. Según los datos de la OMS, el país fue el cuarto con mayor exceso de mortalidad en el mundo (relativo al tamaño de la población), sólo detrás de Perú, Bolivia y Ecuador, países cuyo ingreso per cápita es la mitad, o menos, del mexicano.<sup>5</sup> El porcentaje de mortalidad en exceso acumulado en México para esos dos años —40%, según la misma fuente— más que triplica el del promedio global (13%).

Esta desproporción no puede explicarse únicamente por condiciones estructurales o características de la población: aunque factores como la alta incidencia de enfermedades crónicas lo predisponían a resultados adversos, otros, como la relativa juventud de su población, servían como atenuantes. Tomando en cuenta estos y otros factores, en abril de 2024 la Comisión Independiente de Investigación sobre la Pandemia de COVID-19 en México publicó estimaciones de la mortalidad en exceso esperable en distintos países durante la crisis. El modelo estadístico desarrollado por la Comisión incluyó múltiples características demográficas, económicas, sanitarias y sociales previas de cada país. Se tomó en cuenta, por ejemplo, la pirámide de edad, la concentración poblacional en centros urbanos, el grado de desarrollo económico, el tamaño de la economía informal, la

---

<sup>4</sup> World Health Organization 2022.

<sup>5</sup> Considerando los 121 países con más de cinco millones de habitantes y datos disponibles. World Health Organization 2023.

prevalencia de enfermedades crónicas y las características preexistentes de los sistemas de salud, incluyendo su financiamiento, calidad y equidad en el acceso.

Según este análisis, un número elevado de muertes —alrededor de 500 mil— eran “esperables” en México dadas sus condiciones previas, en especial las debilidades del sistema de salud, los índices de obesidad y la dimensión de la economía informal. Aun así, el país habría experimentado alrededor de 300 mil muertes menos (aproximadamente 37% de las más de 800 mil defunciones en exceso ocurridas) si su desempeño en la gestión de la pandemia se hubiera asemejado al del país promedio.<sup>6</sup> Del estudio se desprenden dos conclusiones fundamentales: primero, las desigualdades socioeconómicas, la baja inversión en el sistema público de salud y las enfermedades crónicas entre amplios sectores poblacionales hacían a México estructuralmente vulnerable frente a una pandemia como la de COVID-19. Segundo, en lugar de implementar medidas para mitigar estas vulnerabilidades estructurales, las decisiones y omisiones gubernamentales exacerbaron sus efectos en la mortalidad.

Las cifras agregadas revelan el enorme costo humano de la pandemia en México. Sin embargo, ocultan un impacto profundamente desigual, tanto territorial como socialmente. Sin duda, la pandemia tocó la vida de todas las personas: la población entera estuvo expuesta al riesgo de contraer la enfermedad, y las medidas sanitarias alteraron la cotidianidad sin excepción. No obstante, la carga de la pandemia se distribuyó de manera marcadamente desigual entre regiones y sectores sociales. Esta carga abarca no sólo el número de contagios, sino también sus secuelas a largo plazo: daños psicológicos, rezagos

---

<sup>6</sup> Sánchez Talanquer y Sepúlveda Amor 2024.

educativos, disrupciones económicas y otras adversidades, además de la mortalidad directa e indirecta.

Este capítulo examina las variaciones en la incidencia social y territorial del COVID-19 en México. El análisis persigue tres objetivos: primero, analizar el grado en el que la marginación socioeconómica y la fragmentación del sistema de salud condicionaron los efectos de la pandemia; segundo, documentar con precisión cómo, a falta de medidas gubernamentales extraordinarias y suficientes, la crisis profundizó desigualdades preexistentes; y tercero, derivar lecciones para el diseño de políticas que fortalezcan la capacidad del Estado mexicano de garantizar el derecho constitucional a la protección de la salud a todos los ciudadanos por igual.

## **Datos y metodología**

Producto del avance tecnológico, la pandemia de COVID-19 ha sido la más monitoreada de la historia. Aunque con marcadas diferencias entre los países por las muy asimétricas capacidades de los Estados para realizar vigilancia epidemiológica efectiva, gobiernos e instituciones internacionales produjeron una gran cantidad de información sobre la propagación de la enfermedad durante la crisis. Este capítulo aprovecha cuantitativamente los datos epidemiológicos disponibles para México, publicados por la Secretaría de Salud. Mediante distintos modelos estadísticos, se busca identificar regularidades empíricas de escala nacional que sean, al mismo tiempo, sensibles a los muy distintos entornos locales y sociales en los que la población enfrentó la pandemia.

Para ello, se analizan bases de datos nacionales al mayor nivel de desagregación territorial disponible —a saber, el municipio—. A grandes rasgos, la exposición sigue tres etapas analíticas. Primero, se presentan algunos patrones descriptivos, sin ajuste estadístico, acerca de la relación entre la marginación socioeconómica a nivel municipal y la mortalidad por COVID-19, así como sobre los contrastes existentes entre distintos sectores de atención dentro del sistema nacional de salud. Estos patrones descriptivos generales informan después la construcción de modelos estadísticos mixtos sobre la mortalidad por COVID-19, en los cuales se incluyen variables explicativas tanto a nivel individual —es decir, características de los pacientes— como a nivel municipal, según el municipio de residencia.

Como tercer componente del análisis, se estiman regresiones espaciales sobre la mortalidad, el acceso a pruebas diagnósticas y el subregistro de casos agregando la información por municipio, los cuales toman en cuenta la interdependencia entre unidades territoriales según su proximidad geográfica. Las propiedades específicas de los modelos estadísticos empleados se describen en cada apartado. En el resto de esta sección, se presentan las fuentes de datos utilizadas y consideraciones relevantes para la lectura de los resultados.

### *Datos epidemiológicos*

La principal fuente de información utilizada en los análisis a continuación es la base de datos abiertos del Sistema de Vigilancia Epidemiológica de Enfermedad Respiratoria Viral (SISVER) publicada por el gobierno mexicano. Esta base integra casos sospechosos de

enfermedad registrados conforme a los lineamientos de la Secretaría de Salud y detalla tanto características demográficas básicas de los pacientes como variables clínicas relevantes. Entre las primeras se encuentran edad, sexo, habla de lengua indígena y entidad y municipio de residencia; entre las segundas, fecha de inicio de síntomas, fecha de ingreso a la unidad de atención, comorbilidades, hospitalización, resultado de la prueba diagnóstica y desenlace del caso. La base especifica también la institución del sistema de salud que brindó la atención médica (IMSS, ISSSTE, SSA, etcétera), permitiendo analizar el impacto diferenciado entre sectores.

Para el registro de los casos y el monitoreo de la evolución de la pandemia de COVID-19, México utilizó una estrategia basada en dos pilares. El primero fue el Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica (SINAVE), mediante el cual las unidades médicas y laboratorios de la Red Nacional de Laboratorios de Salud Pública en todo el país notifican rutinariamente casos de padecimientos sujetos a vigilancia (142), entre los que se incluyó la COVID-19. El segundo pilar fue el sistema centinela, un sistema muestral establecido en 2006 para vigilar la influenza y fortalecido durante la pandemia de gripe H1N1 de 2009. Sin embargo, la capacidad del sistema de vigilancia había sido debilitada antes de la emergencia: por restricciones presupuestales, el número de unidades médicas participantes había disminuido de 583 en 2014<sup>7</sup> a 475 al inicio de la pandemia. A pesar de la crisis sanitaria, no se amplió esta red de vigilancia.

Los lineamientos de vigilancia establecieron que, en las unidades médicas participantes en el sistema centinela (renombradas como Unidades de Salud Monitora de

---

<sup>7</sup> Dirección General de Epidemiología 2014.

Enfermedad Respiratoria Viral o USMER), 10% de los casos sospechosos con síntomas leves (ambulatorios) y 100% de los casos graves (pacientes hospitalizados) se seleccionarían para estudio epidemiológico del virus SARS-CoV-2, causante de la COVID-19.<sup>8</sup> En el resto de las unidades médicas no incluidas en la red centinela, sólo se analizarían casos graves “para priorizar el recurso”, una muestra de cómo principios de austeridad presupuestal guiaron la respuesta gubernamental a la emergencia sanitaria.

El monitoreo oficial de la pandemia se realizó siguiendo estos criterios de aplicación y registro de pruebas diagnósticas. La versión pública de la base de datos resultante constituye la principal fuente de información epidemiológica que se analiza en este capítulo. Es importante enfatizar que, por diseño, la estrategia de monitoreo implementada buscaba detectar sólo un subconjunto de los casos, considerado suficiente para identificar brotes y capturar tendencias. En consecuencia, la base de datos aquí analizada no representa un censo de las personas que contrajeron el virus o enfermaron de COVID-19. Su representatividad es, además, variable según la escala geográfica y el periodo considerado. Si bien la base permite reconstruir la evolución general de la pandemia en México, contiene sesgos geográficos y temporales importantes que deben tomarse en cuenta al interpretar los resultados, pues estos están necesariamente condicionados por las características del proceso de muestreo subyacente.

Los sesgos están asociados a la estrategia de vigilancia epidemiológica, misma que fue objeto de tres cuestionamientos relevantes para el análisis que aquí se realiza.<sup>9</sup> El

---

<sup>8</sup> Secretaría de Salud 2020a.

<sup>9</sup> Véase, por ejemplo, de la Peña 2021; Ornelas-Aguirre y Vidal-Gómez-Alcalá 2020.

primero se refería a los considerables retrasos temporales en el registro de la información, lo cual obstaculizaba la toma oportuna de decisiones. Aunque la tecnología permitía contar con información en tiempo real, la escasez de recursos y las ineficiencias en los procesos ocasionaron rezagos significativos. Durante las primeras olas, los datos tardaban entre dos y tres semanas en estabilizarse.<sup>10</sup> Además, las revisiones posteriores podían modificar la información mucho tiempo después del registro inicial.<sup>11</sup>

La segunda crítica principal a los datos oficiales consistió en la falta de transparencia sobre el algoritmo utilizado para estimar el número de casos y muertes en la población a partir de los casos registrados. Al no publicarse todos los indicadores necesarios para replicar las estimaciones, la magnitud de la subestimación de casos y muertes permaneció incierta durante gran parte de la emergencia.<sup>12</sup> Aun cuando se estableció otro sistema para la vigilancia de la mortalidad en exceso, la comunicación oficial permaneció centrada en datos de la vigilancia epidemiológica sin precisar el grado de subestimación.

A nivel nacional, el SISVER reportó 334,196 muertes por COVID-19 durante el periodo de emergencia sanitaria, mientras que el sistema de vigilancia del exceso de mortalidad, basado en la revisión de actas de defunción, arroja 511,081 para el mismo periodo. Esto indica que la base de datos de la Secretaría de Salud que aquí se analiza dejó de capturar 35% de las muertes por COVID-19, aproximadamente. Sin embargo, la comparación de ambas fuentes también sugiere que el factor de expansión de los datos muestrales no fue constante a lo largo del tiempo: en la primera ola, el sistema de vigilancia epidemiológica

---

<sup>10</sup>Castañeda y Garrido 2020; Gutiérrez et al. 2020.

<sup>11</sup> Escobar y Trujano 2023.

<sup>12</sup> Ulloa et al. 2020.

dejó de capturar alrededor de 25% de las muertes por COVID-19; en la segunda, tercera y cuarta, entre 37% y 39%; en la quinta ola, 27%; en la sexta, 19%.<sup>13</sup>

El tercer cuestionamiento apuntaba a la incapacidad del sistema para producir información representativa a escalas locales, lo cual dificultaba la toma de decisiones en estados y municipios.<sup>14</sup> Los restrictivos criterios para la realización y registro de pruebas diagnósticas se flexibilizaron —relativamente— con el paso del tiempo, en parte por demanda de los gobiernos estatales para contar con información subnacional más completa.<sup>15</sup> Aun así, la evidencia disponible sugiere que la representatividad de los datos epidemiológicos oficiales se mantuvo muy variable entre unidades territoriales. Una comparación de las cifras del sistema de vigilancia epidemiológica con las estadísticas definitivas del INEGI (basadas en la revisión de actas de defunción) indica, por ejemplo, que el sistema de vigilancia capturó alrededor de 90% de las muertes por COVID-19 entre los habitantes de Yucatán en 2020 y 2021, pero sólo 59% de las ocurridas entre los habitantes del Estado de México.<sup>16</sup>

---

<sup>13</sup> Sánchez Talanquer y Sepúlveda Amor 2024, 64–65.

<sup>14</sup> Según los documentos oficiales, los puntos de recolección de datos epidemiológicos en el sistema de vigilancia centinela “se eligen para que la muestra sea representativa de la población general” (Secretaría de Salud 2020b, 1). Sin embargo, en distintos momentos las autoridades anunciaron decisiones que asumían representatividad de los datos epidemiológicos a escalas subnacionales. Además, la selección original de unidades médicas en la muestra del sistema centinela obedeció al nivel de riesgo de aparición de brotes y propagación de influenza, no al objetivo de producir resultados representativos del territorio o la población nacional. Se priorizaron, por ejemplo, regiones de alta densidad de granjas avícolas y porcinas, zonas de alto movimiento de personas, entre otras (Ruiz Matus 2015).

<sup>15</sup> A partir de noviembre de 2020, se permitió el registro de casos analizados mediante pruebas antigenéticas rápidas, en vez de únicamente mediante pruebas moleculares de reacción en cadena de la polimerasa con transcripción reversa (PCR-RT). Compárese el lineamiento de abril de 2020, antes citado, con el emitido en marzo de 2022 (Secretaría de Salud 2022).

<sup>16</sup> Sánchez Talanquer y Sepúlveda Amor 2024, 125.

En consecuencia, aunque la base de datos que se analiza en este capítulo es la más exhaustiva sobre la pandemia en México, los hallazgos pueden no ser del todo generalizables a escalas subnacionales. En términos temporales, el análisis se limita a los dos primeros años de la pandemia (específicamente, los casos con fecha de ingreso entre la semana epidemiológica 9 de 2020, cuando se registró el primer caso en el país, y la semana epidemiológica 1 de 2022), por dos razones principales. Primero, a partir de enero de 2022 la variante Omicron, de más rápida propagación pero menor severidad,<sup>17</sup> desplazó a Delta como variante dominante.<sup>18</sup> Segundo, para diciembre de 2021 más del 50% de la población adulta contaba con esquema de vacunación completo, reduciendo considerablemente la letalidad. Dado que la vacunación influye directamente en las tasas de mortalidad, omitir esta variable del análisis —no disponible en forma desagregada por decisión gubernamental— se vuelve crecientemente problemático conforme aumenta la cobertura. La delimitación temporal, sin embargo, no tiene mayores implicaciones: 91.6% de las muertes atribuidas a COVID-19 por actas de defunción ocurrieron durante el periodo estudiado.

#### *Datos municipales*

Si bien la base de datos epidemiológicos ofrece una buena cantidad de información sobre los pacientes, no incluye otras características importantes para examinar los determinantes económicos y sociales del impacto del COVID-19, como la ocupación o el

---

<sup>17</sup> Nyberg et al. 2022.

<sup>18</sup> CONAHCYT, n.d.

estatus socioeconómico. Esto vuelve necesario agregar datos por encima del nivel individual para aproximarse al fenómeno. Además, existe un interés intrínseco en estudiar el peso de factores contextuales en la experiencia de las personas que enfermaron por el virus, así como la expresión territorial de las desigualdades en el efecto de la pandemia.

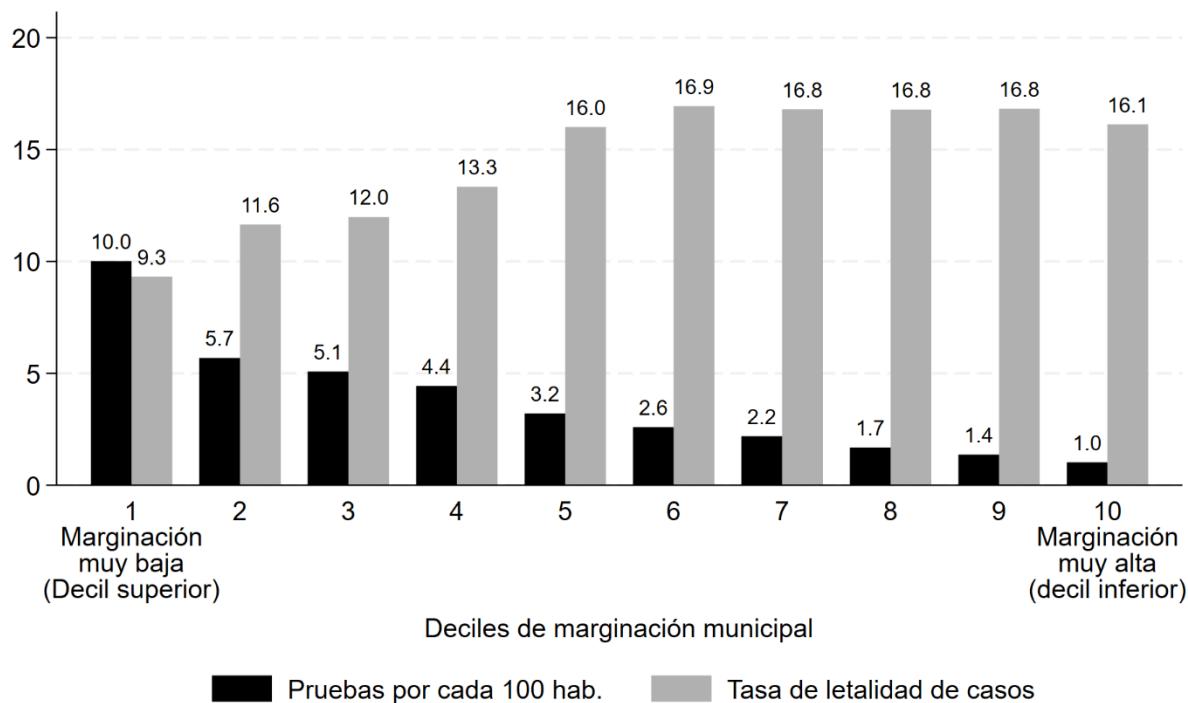
Para ello, la base de datos abiertos de COVID-19 a nivel individual, discutida en el apartado previo, se complementó con información a nivel municipal. A cada registro, se añadieron varias características del municipio de residencia del paciente. Específicamente, se agregaron los distintos indicadores que forman parte del índice de marginación municipal desarrollado por el Consejo Nacional de Población (CONAPO). Éstos incluyen el porcentaje de analfabetismo entre la población de 15 años o más y de población sin educación básica terminada (hasta secundaria); el porcentaje de población en localidades con menos de 5000 habitantes; el porcentaje de ocupantes en viviendas sin drenaje ni excusado, sin energía eléctrica, sin agua entubada, con piso de tierra; el porcentaje de viviendas con hacinamiento (más de 2.5 personas por dormitorio); y el porcentaje de la población ocupada con ingresos menores a dos salarios mínimos. Estos indicadores son calculados a partir de la información del censo nacional de población de 2020, de donde se tomó también el dato de población total y densidad de población por municipio.

## **Desigualdades territoriales y entre sistemas de salud: un primer acercamiento**

Para examinar la relación entre las desigualdades socioeconómicas, su dimensión territorial y el impacto de la COVID-19, la Gráfica 1 presenta dos indicadores clave

calculados para los municipios del país, agrupados por deciles de marginación: el número de pruebas diagnósticas realizadas por cada cien habitantes y la tasa de letalidad de casos confirmados. Un desafío metodológico fundamental en el estudio de las desigualdades en la pandemia es que las propias capacidades de detección del virus y diagnóstico de la enfermedad se distribuyeron de manera muy heterogénea tanto en el territorio como entre grupos sociales. Es decir, la estimación misma del número de casos y muertes está condicionada por las desigualdades que se busca analizar.

**Gráfica 1. Desigualdad en el acceso a pruebas diagnósticas y letalidad por COVID-19 según nivel de marginación municipal**



Fuente: Elaboración propia con base en datos abiertos del Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica, el censo de población 2020 y el índice de marginación municipal de CONAPO. El decil 1 corresponde al 10% de municipios con menor marginación y el decil 10 al 10% con mayor marginación. Las pruebas y casos confirmados corresponden al periodo entre la semana epidemiológica 1 de 2020 y la semana 1 de 2022. Los pacientes fueron clasificados con base en su municipio de residencia.

El primer indicador ilustra este punto. Entre el inicio de la pandemia y la primera semana de 2022, en el 10% de los municipios con menor marginación socioeconómica se realizaron y registraron, en promedio, 10 pruebas por cada cien habitantes. En contraste, en el 10% de los municipios más marginados, el promedio fue de apenas una prueba por cada 100 habitantes. Estas cifras no incluyen las pruebas diagnósticas no registradas en el SISVER, dados los restrictivos criterios de captura en el sistema. Considerando que la población de mayores ingresos tenía más capacidad de financiar pruebas en el sector privado, es probable que la desigualdad real en el acceso al diagnóstico fuera aún más pronunciada de lo que sugieren los datos disponibles.

Para interpretar estas diferencias en la tasa de pruebas según la marginación del municipio de residencia, es necesario considerar el proceso de generación de los datos. Como se explicó antes, las estadísticas oficiales incluyen casos sospechosos de enfermedad respiratoria viral estudiados en unidades médicas. Dado que se trata de casos sintomáticos que buscaron atención, parte de la brecha podría reflejar una mayor propensión al contagio y búsqueda de atención en municipios menos marginados. Especialmente al inicio de la pandemia, la población en centros urbanos más ricos —mejor conectados con el exterior y con mayor concentración de infraestructura sanitaria— estuvo más expuesta al virus. Esto resultaría en una tasa más alta de contagios y pruebas diagnósticas en este tipo de municipios incluso en un escenario hipotético donde, al enfermar, todas las personas hubieran tenido igual acceso al diagnóstico, independientemente de su condición social o lugar de residencia.

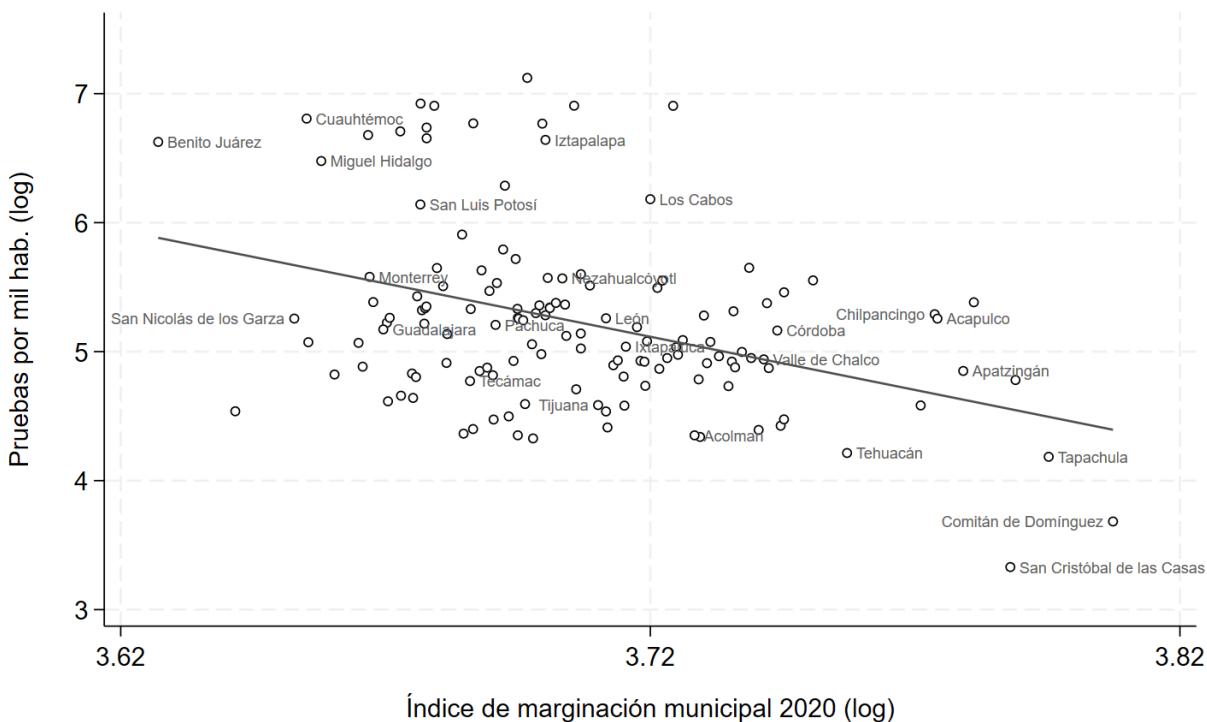
Sin embargo, las fuertes diferencias en realización de pruebas diagnósticas por grado de marginación no pueden explicarse sólo por mayores niveles de propagación en municipios más urbanos, generalmente más desarrollados. Otra parte de las diferencias mostradas en la Gráfica 1 obedece a desigualdades en el acceso efectivo a la atención médica entre grupos sociales, aunado a una política de realización de pruebas diagnósticas altamente restrictiva. Debido a la distribución muy heterogénea de la infraestructura hospitalaria en el territorio, la saturación de los servicios y el bajo gasto en salud —tanto ordinario como para responder a la emergencia—, amplias capas de la población quedaron sin acceso efectivo a atención, empezando por pruebas de diagnóstico. Los datos sugieren que estas limitaciones en el acceso a atención médica, aunque generalizadas, fueron especialmente agudas en municipios de marginación media a alta.

Para descartar que las diferencias en acceso a pruebas diagnósticas reflejen simplemente un contraste urbano-rural en niveles de contagio y necesidades de atención, la Gráfica 2 examina la relación entre marginación y realización de pruebas únicamente en zonas urbanas. La gráfica muestra la relación simple entre el índice de marginación municipal y la tasa de pruebas por cada mil habitantes (ambas en escala logarítmica) para los 138 municipios y alcaldías del país donde más del 50% de la población reside en localidades de más de 100 mil habitantes. Cada punto representa un municipio o alcaldía, con algunos nombres incluidos como referencia.

La distribución de ambas variables es asimétrica, con valores altos que generan una cola larga hacia la derecha. La relación entre ellas tiene forma cuasiexponencial: la tasa de pruebas es notablemente más alta en los municipios y alcaldías de baja marginación,

especialmente en la Ciudad de México, y desciende rápidamente conforme aumenta la marginación. Al normalizar las variables mediante el logaritmo natural, esta relación se approxima a una línea recta. En esta muestra de municipios urbanos, cada incremento de 1% en el índice de marginación municipal se asocia con una reducción de aproximadamente 8.2% en la tasa de pruebas por 100 habitantes. Así, incluso al analizar sólo ciudades grandes, se observa una marcada desigualdad socioeconómica en el acceso al diagnóstico.

**Gráfica 2. Desigualdad en acceso a pruebas diagnósticas en zonas urbanas según marginación municipal**



Fuente: Elaboración propia con base en datos abiertos del Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica, el censo de población 2020 y el índice de marginación municipal de CONAPO. Se incluyen los 138 municipios y alcaldías donde más del 50% de la población habita en localidades de más de 100 mil habitantes, según el censo 2020. Las variables fueron transformadas usando el logaritmo natural para normalizar su distribución. La línea representa la tendencia general de la relación.

El segundo indicador reportado en la Gráfica 1, la tasa de letalidad, refuerza este hallazgo. Esta medida, calculada como el porcentaje de personas con COVID-19

confirmado que fallecieron, también revela un sesgo socioeconómico significativo. En el 10% de los municipios menos marginados, los datos oficiales reportan la muerte de 9.3 de cada 100 casos registrados en el SISVER durante el periodo analizado. En contraste, en el 10% de municipios más marginados, la cifra asciende a 16.1 por cada 100 casos.

Este contraste podría atribuirse principalmente a dos factores. Primero, los residentes de municipios más marginados pueden haber tenido mayor riesgo base de complicaciones graves al contraer COVID-19, debido tanto a condiciones de salud preexistentes como a características de su entorno. Segundo, el mayor acceso a pruebas diagnósticas en municipios más desarrollados, documentado anteriormente, implica una capacidad más alta de detectar casos no graves, lo que reduce la tasa de letalidad observada. Por sí sola, esta tasa no permite determinar el peso relativo de estos dos factores en la brecha observada. Sin embargo, la magnitud de la desigualdad es notable: la tasa de letalidad en los municipios de marginación media a alta (deciles 5 a 10) es entre 70% y 80% más alta que en el 10% de municipios más desarrollados del país.

#### *Desigualdad entre subsistemas de salud*

Otras formas de desigualdad son también notables en los datos oficiales sobre el impacto de la COVID-19. El sistema de salud mexicano se caracteriza por una marcada segmentación institucional, con contrastes importantes en financiamiento, personal disponible y calidad de la infraestructura entre sectores. Esta segmentación se asoció con diferencias significativas en la letalidad por COVID-19 entre subsistemas de atención. Aunque estas diferencias deben interpretarse con cautela dada la multiplicidad de factores

que pueden explicarlas, su caracterización es fundamental para comprender tanto las diversas manifestaciones de la desigualdad durante la pandemia como las implicaciones de la fragmentación del sistema de salud.

Para contextualizar las diferencias en mortalidad entre sectores, es conveniente examinar primero las disparidades estructurales en infraestructura y capacidad de atención instalada, tanto hospitalaria como ambulatoria. La tabla 1 presenta información sobre población afiliada, camas hospitalarias y consultorios en operación en distintos subsistemas de salud. Como puede verse, los subsistemas difieren significativamente tanto en el volumen de población afiliada como en la infraestructura disponible para atención, sin correspondencia exacta entre ambas dimensiones. A inicios de 2020, por ejemplo, el IMSS contaba con 28% de las camas de hospitalización del país, aproximadamente, pese a que sus registros administrativos indicaban una cobertura de 54% de la población nacional y 38% reportó afiliación a esta institución en el censo 2020. Junto con la alta concentración territorial de la infraestructura sanitaria, estos contrastes entre población cubierta y capacidad instalada ayudan a explicar los problemas crónicos de saturación de los servicios agudizados durante la emergencia, particularmente en subsistemas como el IMSS.<sup>19</sup>

---

<sup>19</sup> Durante la emergencia, se realizaron esfuerzos importantes de ampliación de la capacidad hospitalaria, pero su impacto se encontraba estructuralmente limitado por la disponibilidad de personal de salud. También se celebraron convenios de interoperabilidad entre instituciones que permitían la atención independientemente de la condición de afiliación. Como señaló el informe de la Comisión Independiente de Investigación sobre la Pandemia en México, estos convenios estuvieron bien encaminados y podrían constituir un antecedente importante para un sistema de salud unificado, donde el acceso a servicios no dependa del sector de empleo. Sin embargo, su utilización práctica fue limitada (Sánchez Talanquer y Sepúlveda Amor 2024, 114).

Tabla 1. Población afiliada e infraestructura por subsistema de salud, enero 2020

Institución	Población nacional que reportó afiliación <sup>1</sup>		Camas en áreas de hospitalización <sup>2</sup>		Total de consultorios <sup>2</sup>	
	Número	%	Número	%	Número	%
IMSS	47,245,909	37%	34,464	28%	18,275	17%
SSA	32,842,765	26%	39,595	32%	41,032	41%
ISSSTE	7,165,164	6%	6,992	6%	6,421	6%
Privados	2,615,213	2%	30,619	25%	25,362	24%
Estatales	1,041,534	1%	2,288	2%	1,849	2%
Otros	3,300,584	4%	7,940	7%	10,621	10%
Total	92,582,812	73%	121,898	100%	103,560	100%

<sup>1</sup> Fuente: Censo de población 2020. 26% reportó no estar afiliada a ningún servicio de salud. Las cifras para SSA corresponden a quienes respondieron estar afiliados al INSABI o al Seguro Popular. Estatales incluye afiliados a un ISSSTE estatal. Las sumas del número y el porcentaje de afiliados en distintas instituciones son superiores a las mostradas en el último renglón de la tabla, que reporta la afiliación total sin duplicar a la población incorporada a más de una institución. Los registros administrativos de las instituciones arrojan una distribución distinta de población afiliada, con 41% en el Seguro Popular hasta 2019 (CONEVAL 2020), 54% en el IMSS y 11% en el ISSSTE (Lozano 2021).

<sup>2</sup> Se incluyen sólo establecimientos de consulta externa u hospitalización en operación al corte de enero de 2020. Fuente: Dirección General de Información en Salud 2020.

A la llegada de la pandemia, la red de atención más extensa correspondía a la Secretaría de Salud, encargada de atender a población excluida de los subsistemas de seguridad social vinculados al empleo formal. En enero de 2020, esa red incluía cerca de 15 mil unidades médicas en operación —5% de ellas del segundo y tercer nivel, con 32% de las camas de hospitalización a nivel nacional—. Justo en ese momento crítico, el esquema de acceso a estos servicios experimentó una transformación institucional mayor: el Seguro Popular fue reemplazado por el Instituto de Salud para el Bienestar (INSABI), a tan sólo semanas del inicio de la emergencia sanitaria. El gobierno federal implementó esta

transición sin que el INSABI contara aún con reglas de operación ni un esquema de financiamiento transparente.<sup>20</sup>

Los datos muestran que estos cambios repercutieron negativamente en la cobertura efectiva y en la percepción ciudadana sobre el acceso a servicios públicos: mientras que 41% reportó afiliación al Seguro Popular en 2015, para el censo 2020 sólo 26% declaró afiliación al INSABI.<sup>21</sup> Esta caída explica, a su vez, la reducción en el porcentaje total de población con acceso declarado a servicios de salud mediante cualquier tipo de institución, de 82.2% en 2015 a 73.5% en 2020.<sup>22</sup> El propio INSABI quedó extinto en 2023, integrándose con el esquema IMSS-Bienestar que, hasta entonces, consistía en aproximadamente 4,500 unidades médicas pequeñas (98% del primer nivel) y atendía a cerca de 1% de la población del país, principalmente en zonas rurales.

Si bien la tabla 1 muestra las diferencias en cobertura entre subsistemas, es importante considerar que la afiliación formal no garantiza el acceso efectivo a servicios. Además de las instituciones públicas, existe una amplia oferta privada, también de cobertura y calidad heterogénea. La subinversión crónica en salud y los problemas de saturación en los sistemas públicos han llevado a un creciente uso de servicios privados, pese al impacto en las finanzas de los hogares. Las Encuestas Nacionales de Salud documentan este proceso: el porcentaje de personas que buscó atención médica en el

---

<sup>20</sup> Sobre la extinción del Seguro Popular, véase Gómez-Dantés et al. 2022; Reich 2020. Las reglas de operación del Fondo de Salud para el Bienestar fueron aprobadas hasta octubre de 2020, en plena emergencia.

<sup>21</sup> El 26% incluye también a quienes respondieron estar afiliados al Seguro Popular, pese a que estaba ya formalmente extinto.

<sup>22</sup> Los datos provienen de la Encuesta intercensal 2015 y el censo de 2020. La Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica captura la misma tendencia: la afiliación declarada a instituciones de salud cayó de 83% en 2018 a 62% en 2023 (INEGI 2024, 34).

sector privado aumentó gradualmente de 38% en 2006 a 43% en 2018, para dispararse a 54% durante la pandemia en 2021, sin que se volviera a los niveles base al terminar la emergencia.<sup>23</sup>

Este incremento en la utilización de servicios privados se refleja en el gasto de bolsillo: según la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares, entre 2018 y 2020 el gasto de los hogares en salud creció 40% en términos reales. Nuevamente, al menos parte del aumento resultó duradero: en 2022, el gasto privado en salud se mantenía 31% por encima del nivel de 2018.<sup>24</sup>

Esta privatización de facto de la atención médica ocurre en un contexto de subinversión histórica en el sistema público de salud, agudizada en los años inmediatos anteriores a la crisis. El gasto público en salud como porcentaje del PIB en México, que había aumentado gradualmente desde inicios de los 2000s, comenzó a reducirse a mediados de la década de 2010 y se ha mantenido muy por debajo de los estándares internacionales. En 2019, en vísperas de la pandemia, representaba sólo 2.5% del PIB, menos de la mitad del promedio de la OCDE (6.6%) y del 6% que la Organización Mundial de la Salud establece como referencia para alcanzar una cobertura universal efectiva.<sup>25</sup>

Así, la fragmentación institucional, la subinversión crónica en salud y el deterioro de los servicios públicos constituyan el contexto estructural en el que los distintos subsistemas enfrentaron la pandemia. Para el periodo que se estudia, la base de datos del sistema de

---

<sup>23</sup> Shamah-Levy et al. 2020, 58; 2022, 31–33. La Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica indica que, en 2018, 34% de quienes necesitaron atención médica acudieron al sector privado, incluyendo consultorios adyacentes a farmacia; en 2023, 47% (INEGI 2024, 35).

<sup>24</sup> INEGI 2023a, 27.

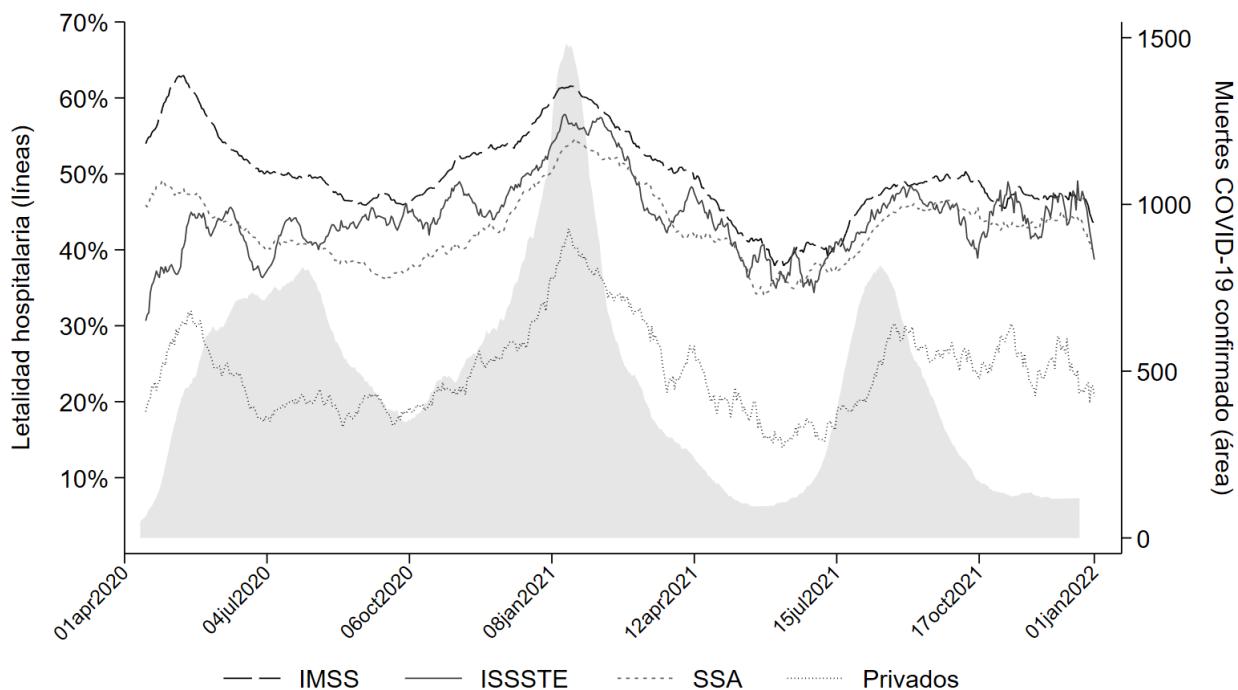
<sup>25</sup> OPS 2018, ix, 11.

vigilancia epidemiológica contiene cerca de 12.7 millones de casos (pacientes) sospechosos de enfermedad respiratoria viral. En 32% de ellos, se confirmó COVID-19. De los casos confirmados, 15.3% (624 mil personas, aproximadamente) fueron hospitalizados y 7.5% (306 mil personas) murieron. El 49.5% de los hospitalizados fue atendido en el IMSS, 31.6% en unidades de la Secretaría de Salud, 7.7% en el ISSSTE y 4% en el sector privado. El resto se distribuyó entre otras instituciones.

Las Gráfica 3 y 4 muestran las disparidades en mortalidad hospitalaria entre subsistemas de atención. La Gráfica 3 presenta su evolución temporal, mientras que la Gráfica 4 desagrega el indicador por entidad federativa para el periodo completo de análisis (2020-2021). El indicador se calculó incluyendo todos los casos de pacientes hospitalizados con COVID-19 confirmado. Las gráficas representan los cuatro principales subsistemas de atención.

A nivel nacional existe una brecha considerable y persistente entre el sector privado y los sistemas públicos, con una diferencia de aproximadamente 20 puntos porcentuales en letalidad hospitalaria bruta. Entre las instituciones públicas, la tasa más alta corresponde al IMSS, donde en el pico de contagios de diciembre 2020-enero 2021 falleció cerca del 60% de los pacientes hospitalizados. Estas cifras reflejan no sólo las condiciones estructurales de los sistemas de salud, sino también la incertidumbre inicial sobre el tratamiento apropiado para una enfermedad nueva, para la cual no existían protocolos establecidos ni tratamientos específicos.

**Gráfica 3. Evolución temporal de la letalidad hospitalaria por COVID-19 en distintos subsistemas de salud**



Fuente: Elaboración propia con base en datos abiertos del Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica. Las líneas muestran el porcentaje de pacientes hospitalizados con COVID-19 confirmado que fallecieron en cada subsistema (eje izquierdo). El área gris representa el número de muertes registradas en el SISVER (eje derecho). Se utilizan promedios móviles de catorce días para suavizar fluctuaciones diarias.

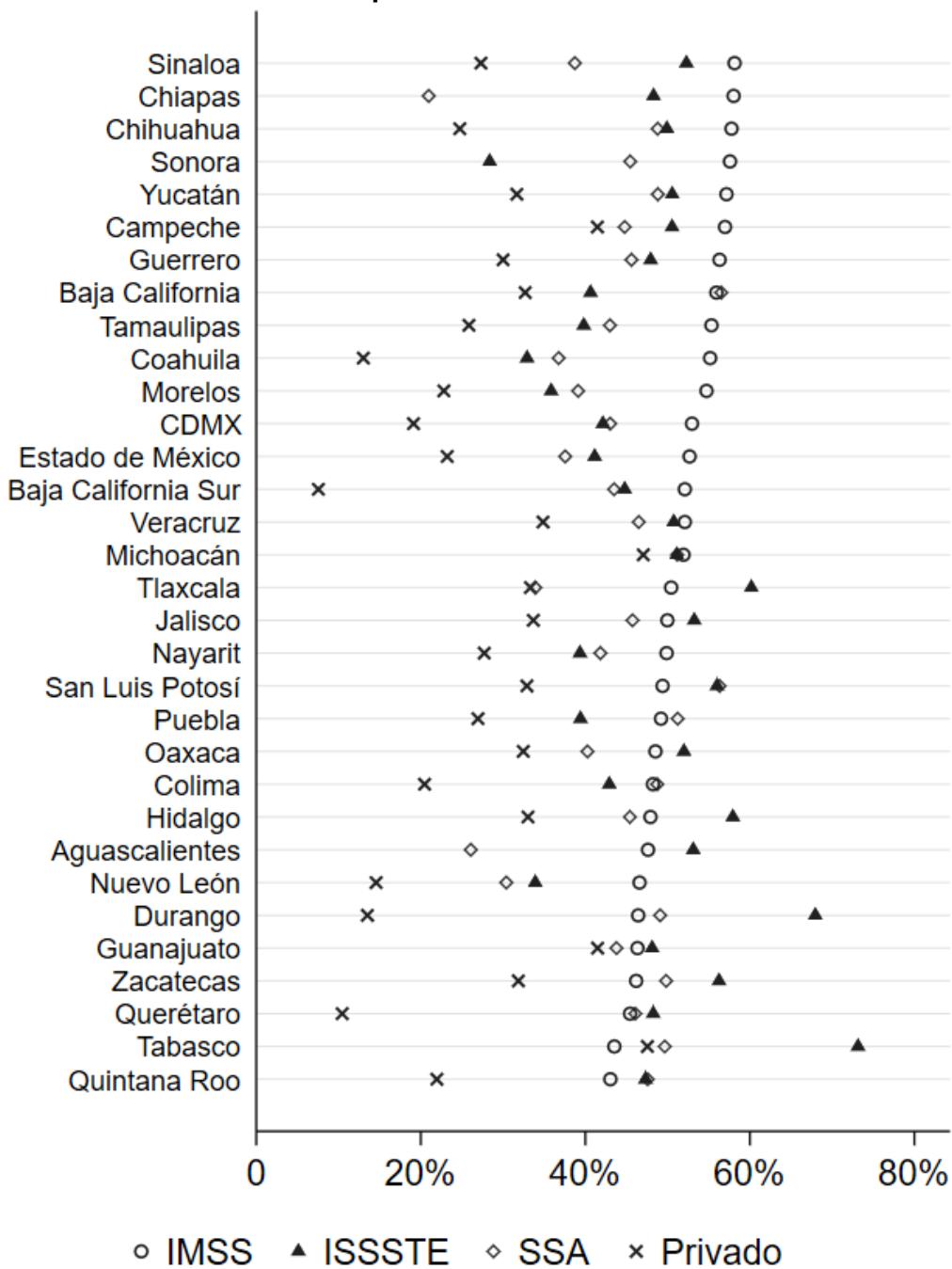
En el análisis por entidad federativa, el IMSS mantiene la mayor letalidad hospitalaria en la mayoría de los estados, incluyendo la Ciudad de México y el Estado de México. Como se aprecia en la Gráfica 4, en varias entidades la letalidad promedio en todo el periodo rebasó el 50%. Destacan también los altos niveles de mortalidad hospitalaria en el ISSSTE en estados como Tabasco, Durango y Tlaxcala.<sup>26</sup> Estas variaciones territoriales sugieren que, además de las diferencias estructurales entre subsistemas, existen

<sup>26</sup> La proporción de pacientes hospitalizados en los distintos subsistemas es variable entre entidades federativas. El ISSSTE, por ejemplo, atendió a 4.8% de los pacientes hospitalizados residentes en Tabasco (540 de 11,318 personas en el periodo de estudio), 8.4% en Durango y 10.9% en Tlaxcala.

contrastos significativos en capacidad y calidad de la atención dentro de cada subsistema según la región del país.

Es importante analizar cuidadosamente los factores que pueden explicar estas diferencias en letalidad hospitalaria entre subsistemas. Un primer grupo se relaciona con las características de la población atendida en cada institución, incluyendo su perfil demográfico y condiciones de salud preexistentes. La estructura de edad de la población derechohabiente constituye un ejemplo ilustrativo: 38% de quienes reportaron acceso al ISSSTE en el censo 2020 tiene 50 años o más, contra 24% del IMSS y 19% de la población que declaró afiliación al Seguro Popular o al INSABI. Dado que la COVID-19 es más letal para la población de edad avanzada, los pacientes del ISSSTE tenían, en promedio, un riesgo base de complicaciones graves más alto, independientemente de la calidad de la atención recibida.

**Gráfica 4. Letalidad hospitalaria por COVID-19 en distintos subsistemas de salud por entidad federativa**



Fuente: Elaboración propia con base en datos abiertos del Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica. Los porcentajes corresponden a la proporción de pacientes hospitalizados con COVID-19 confirmado que ingresaron a atención hasta la semana epidemiológica 52 de 2021 y fallecieron. Los símbolos indican los porcentajes correspondientes a cada subsistema. Las entidades están ordenadas de mayor a menor letalidad en el IMSS, el subsistema con la tasa global más alta. La cobertura y el volumen de atención de los subsistemas varía significativamente entre entidades.

Un segundo grupo de factores concierne a los criterios de hospitalización y la oportunidad de acceso a atención médica. Por ejemplo, según los datos del sistema de vigilancia epidemiológica, el tiempo promedio entre el inicio de síntomas y el ingreso a atención fue mayor en el sector privado (6.3 días) que en la Secretaría de Salud (5.3 días), el ISSSTE y el IMSS (5.2 días).<sup>27</sup> Por sí solo, esto sugeriría mejores resultados en el sector público. Sin embargo, otros factores operaron en sentido contrario, incluyendo la saturación de los servicios. En algunos periodos del año contagio, esta pudo haber conducido a que sólo pacientes en estado grave fueran admitidos a hospitalización. La incidencia diferencial de este problema entre subsistemas podría también explicar parte de las brechas observadas en letalidad.

Finalmente, las variaciones en calidad de la atención, determinadas por la disponibilidad de personal especializado, medicamentos e infraestructura, constituyen un tercer factor explicativo. Con presupuestos históricamente insuficientes, el sistema público de salud enfrentó la pandemia en condiciones precarias, con infraestructura en algunos casos obsoleta e incapaz de absorber la demanda. Esta subinversión crónica se agudizó en los años previos a la pandemia. Las políticas de austeridad y las reformas implementadas entre 2019 y 2020, particularmente los cambios en el esquema de compra y distribución de medicamentos y la transición del Seguro Popular al INSABI, generaron disrupciones adicionales en un sistema ya frágil. En consecuencia, durante la emergencia fueron

---

<sup>27</sup> Sólo se consideran casos de pacientes con COVID-19 confirmado, hospitalizados y en los que el tiempo reportado entre el inicio de síntomas y el ingreso a atención fue menor a 15 días. Si se incluye en el cálculo tanto a pacientes hospitalizados como ambulatorios, las cifras son 4.4 días para la población atendida en el ISSSTE, 3.7 días en el IMSS, 3.5 en la Secretaría de Salud y 3.4 en el sector privado. Estas cifras están sujetas a errores de reporte.

recurrentes las protestas del personal de salud por falta de equipo, recursos e insumos básicos.<sup>28</sup> México registró una de las tasas más altas de mortalidad entre trabajadores sanitarios en el mundo, un indicador revelador de las condiciones operativas en las unidades médicas.<sup>29</sup>

El análisis estadístico en la siguiente sección sugiere que la saturación de los servicios, la escasez de personal, las condiciones de infraestructura y otros factores vinculados a la calidad de la atención fueron determinantes en las brechas observadas en letalidad hospitalaria. Por ahora, con independencia de las causas específicas detrás de los contrastes, los datos presentados hasta aquí permiten adelantar dos conclusiones importantes. Primero, la fragmentación del sistema de salud se asoció con fuertes desigualdades en el acceso efectivo al derecho a la protección de la salud durante la pandemia. Segundo, México experimentó tasas de letalidad hospitalaria excepcionalmente altas: entre 25% en promedio en el sector privado y entre 44% y 52% en los principales sistemas públicos durante 2020 y 2021. Como referencia comparativa, el riesgo de mortalidad bruto entre pacientes hospitalizados por COVID-19 en Estados Unidos promedió 13% hasta 2021.<sup>30</sup> Durante el periodo de dominancia de la agresiva variante Delta (julio-octubre de 2021), los Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades (CDC) estimaron este indicador en 15%.<sup>31</sup>

---

<sup>28</sup> Sánchez Talanquer y Sepúlveda Amor 2024, 224–26.

<sup>29</sup> OPS/OMS 2021, 21–22.

<sup>30</sup> Centers for Disease Control and Prevention, n.d.

<sup>31</sup> Adjei et al. 2022.

## **Determinantes individuales y contextuales de la mortalidad por COVID-19**

Los patrones descriptivos presentados en la sección anterior sugieren que las desigualdades sociales, territoriales e institucionales condicionaron fuertemente el impacto de la COVID-19. Sin embargo, para establecer conclusiones más robustas, es necesario considerar simultáneamente múltiples factores que podrían explicar los contrastes mostrados. Por ejemplo, los pacientes con mayor riesgo base de mortalidad podrían tender a atenderse con más frecuencia en ciertos subsistemas (autoselección), o variables no consideradas podrían distorsionar las asociaciones observadas entre marginación social y letalidad (variables de confusión). Esta sección emplea modelos estadísticos para examinar formalmente estas relaciones, controlando por factores que, de ser ignorados, pudieran generar inferencias erróneas. Si bien estos modelos no demuestran relaciones causales, permiten caracterizar con mayor precisión los patrones de desigualdad en la mortalidad por COVID-19.<sup>32</sup>

La variable de interés es un indicador binario que codifica si el paciente falleció. El análisis incluye aproximadamente cuatro millones de casos con COVID-19 confirmado y registrados en el sistema de vigilancia epidemiológica entre 2020 y 2021. Los datos tienen una estructura jerárquica, con pacientes agrupados según su municipio de residencia. En correspondencia, los modelos incluyen dos tipos de variables explicativas. El primer grupo

---

<sup>32</sup> Otros estudios han documentado desigualdades sociales en el impacto de la pandemia. Por ejemplo, Antonio-Villa et al. (2022) desagregan mortalidad en exceso por COVID-19 y otras causas para 2020 y encuentran que el bajo nivel educativo y el trabajo manual se correlacionan con mayor mortalidad en exceso por causas distintas a COVID-19, al igual que, a nivel municipal, el índice de marginación y el porcentaje de población sin cobertura en salud. El análisis que aquí se presenta extiende la literatura al utilizar todos los datos en el sistema epidemiológico para 2020 y 2021, analizar por separado distintos indicadores de marginación, examinar simultáneamente las brechas entre subsistemas de salud y emplear tanto modelos jerárquicos como espaciales.

corresponde al nivel individual, abarcando características demográficas (sexo, edad y habla de lengua indígena), clínicas (comorbilidades y días entre inicio de síntomas e ingreso a atención) e institucionales (subsistema de atención y si la unidad médica pertenecía a la red centinela).<sup>33</sup>

El segundo grupo comprende variables a nivel municipal que caracterizan tanto la infraestructura sanitaria como las condiciones socioeconómicas del territorio. Para capturar la cobertura del sistema de salud, se incluyen el total de camas hospitalarias por 10 mil habitantes y el porcentaje de población sin derechohabiencia declarada en el censo 2020.<sup>34</sup> Para captar distintas dimensiones de la exclusión social, se incorporan separadamente los nueve indicadores utilizados por CONAPO para construir el índice de marginación municipal, abarcando educación, vivienda, distribución de la población e ingresos monetarios. Incluirlos por separado permite examinar si distintas dimensiones de la exclusión social tienen una relación diferenciada con el riesgo de mortalidad. Finalmente, se incluyen la población total y la densidad poblacional del municipio, en transformación logarítmica para capturar relaciones no lineales con el riesgo de mortalidad.<sup>35</sup>

Dada la estructura de los datos, se emplean modelos de regresión logística multinivel (también llamados modelos mixtos o jerárquicos). Esta metodología permite analizar simultáneamente la asociación de variables explicativas en dos niveles —individual

---

<sup>33</sup> La edad se incluye en forma cuadrática para capturar la naturaleza exponencial del efecto de esta variable en el riesgo de mortalidad por COVID-19, documentada en la literatura especializada (Levin et al. 2020).

<sup>34</sup> El número de camas de hospital por municipio se calculó utilizando el catálogo nacional de establecimientos de salud, corte a julio de 2020 (Dirección General de Información en Salud 2020).

<sup>35</sup> Por ejemplo, sería de esperarse que un aumento de 5 mil a 55 mil en el número de habitantes de un municipio estuviera asociado con un incremento más grande en el riesgo de contagio y mortalidad que un aumento de 500 mil a 550 mil en la población, pese a tratarse de un aumento equivalente en términos absolutos.

y municipal— con el riesgo de mortalidad, mientras se considera que los pacientes de un mismo municipio pueden compartir características no observadas que influyen en este riesgo. Para modelar esta dependencia, se introduce un “efecto aleatorio” o intercepto variable por municipio. En términos convencionales, esto permite que el riesgo base de morir pueda diferir entre municipios debido a factores azarosos no medidos directamente, evitando así que estas diferencias territoriales distorsionen las estimaciones de interés.

Los modelos incluyen también un “efecto fijo” o indicador binario para cada semana epidemiológica, que neutraliza factores temporales que afectaron por igual a todos los pacientes que enfermaron en un mismo momento. Por ejemplo, el riesgo de mortalidad pudo ser mayor durante los picos de contagio o al inicio de la emergencia, cuando el conocimiento sobre la enfermedad era más limitado. Adicionalmente, el cálculo de errores estándar toma en cuenta la correlación entre observaciones del mismo municipio.

La Gráfica 5 resume los resultados de dos modelos estimados siguiendo esta estrategia. Los coeficientes, representados con círculos blancos para el modelo 1 y rombos grises para el modelo 2, indican la asociación de cada variable con el riesgo de mortalidad por COVID-19. Estos coeficientes son razones de probabilidad (probabilidad de muerte sobre probabilidad de supervivencia u *odds ratio*), de manera que un coeficiente mayor a 1 indica que la variable está asociada con mayor riesgo de muerte y viceversa.

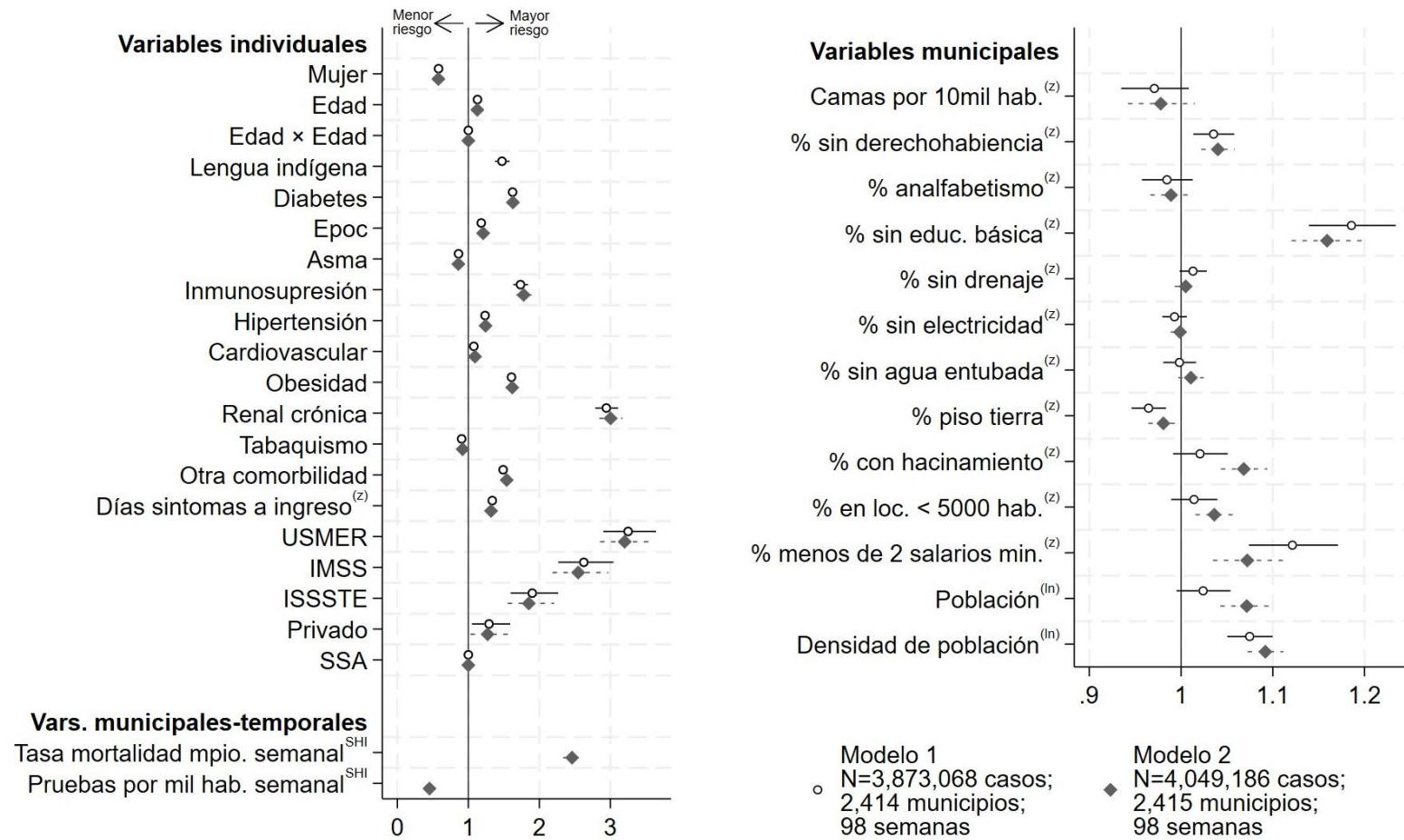
Para facilitar la lectura de la gráfica, los coeficientes de las variables asociadas positiva y negativamente con la mortalidad están separados entre sí por una línea vertical. Las barras horizontales junto a los símbolos representan intervalos de confianza del 95%, que capturan la incertidumbre estadística en la estimación. Cuando estos intervalos cruzan

la línea vertical en el valor de 1, como ocurre con la variable de analfabetismo municipal, no puede concluirse que exista una asociación estadísticamente significativa con la mortalidad, en ninguna dirección.<sup>36</sup>

---

<sup>36</sup> En algunas de las variables a nivel individual, el intervalo no es visible porque la gran cantidad de datos disponibles permite estimar el coeficiente con alta precisión, de modo que el círculo o rombo utilizado para mostrar el coeficiente cubre visualmente el espacio del intervalo.

**Gráfica 5. Determinantes individuales y contextuales del riesgo de morir por COVID-19.**  
**Resultados de modelos de regresión logística multinivel, 2020-2021.**



Nota: Los símbolos representan razones de probabilidad (probabilidad de muerte sobre probabilidad de supervivencia), con intervalos de confianza de 95%. Para los sectores de atención, la Secretaría de Salud es la categoría base de comparación. Los modelos incluyen todos los sectores codificados en la base de datos del SISVER, aunque sólo se muestran los cuatro principales. Errores estándar robustos agrupados por municipio.  
(z): Variable estandarizada (media = 0, desv. estándar = 1). (SHI): Variable transformada con el seno hiperbólico inverso (similar a logaritmo). (ln): Variable transformada con el logaritmo natural.

Los modelos 1 y 2 difieren entre sí en dos aspectos. Primero, el modelo 2 incorpora un componente dinámico ausente en el modelo 1, al añadir dos indicadores que varían tanto entre municipios como en el tiempo: la tasa semanal de mortalidad por COVID-19 relativa a la población municipal y el número de pruebas semanales por cada mil habitantes.<sup>37</sup> Estos indicadores permiten considerar que el riesgo de mortalidad de los pacientes puede estar influido no sólo por el momento nacional de la epidemia (ya capturado mediante los indicadores semanales), sino también por la intensidad del contagio y las capacidades diagnósticas en su contexto local inmediato.

La segunda diferencia es que el modelo 2 excluye la variable que indica si el paciente habla una lengua indígena. Si bien esta variable es relevante para evaluar el grado en el que la exclusión histórica de la población indígena se manifestó durante la pandemia, no está codificada para aproximadamente 192 mil casos. El modelo 2 la omite para poder utilizar todos los casos disponibles en la base de datos.

En términos generales, ambos modelos consiguen un buen ajuste estadístico: utilizando un umbral de 0.5 de probabilidad para clasificar las predicciones (caso mortal o no), aciertan en 93.1% y 93.5% de los casos. Si bien los coeficientes de las variables clínicas no serán interpretados por encontrarse fuera del foco analítico del capítulo, su inclusión como controles es fundamental para aislar apropiadamente la asociación entre el riesgo de mortalidad y los factores de interés: las condiciones socioeconómicas, territoriales e institucionales que moldearon el impacto desigual de la pandemia.

---

<sup>37</sup> La distribución de ambas variables es asimétrica con cola a la derecha. Para normalizarlas y capturar la no linearidad de su asociación con el riesgo de mortalidad, fueron transformadas utilizando el seno hiperbólico inverso, que aproxima el logaritmo natural pero permite valores de cero.

Los resultados muestran una asociación importante entre las variables relativas a la marginación social y el riesgo de mortalidad por COVID-19, así como diferencias muy considerables entre subsistemas de atención en salud. Los modelos indican que, aun después de considerar otros factores individuales y municipales, la atención en el IMSS está asociada con un riesgo significativamente más alto de morir. Este hallazgo confirma y profundiza el análisis de las tasas brutas de letalidad hospitalaria presentado en la sección previa.<sup>38</sup> Según las estimaciones, manteniendo otros factores constantes, la atención en el IMSS se asocia con una probabilidad de morir aproximadamente 2.6 veces mayor que la atención en unidades médicas de la Secretaría de Salud.

El análisis estadístico permite examinar con mayor precisión los factores detrás de estas brechas en mortalidad entre subsistemas. Si bien no arroja una respuesta definitiva sobre sus causas, sí indica que los contrastes en mortalidad entre instituciones no son atribuibles simplemente a diferencias en el perfil de los pacientes o sus lugares de residencia. Los modelos controlan estadísticamente por múltiples factores que podría pensarse que se encuentran detrás de estas brechas: las condiciones de salud preexistentes de los pacientes (medidas mediante el padecimiento de diversas comorbilidades), el tiempo transcurrido entre el inicio de síntomas y el acceso a atención, el grado de marginación de los municipios de residencia y sus características poblacionales. Aun después de considerar estos factores, persisten diferencias

---

<sup>38</sup> En la sección anterior, se examinaron las tasas de letalidad por sector únicamente para pacientes hospitalizados, mientras que los modelos examinan el riesgo de mortalidad para todos los casos confirmados independientemente de la hospitalización. La tasa bruta de hospitalización para pacientes con COVID-19 confirmado varía entre subsistemas en el periodo analizado: 38.6% en el ISSSTE, 20% en el sector privado, 19.2% en el IMSS y 19.2% en la Secretaría de Salud.

significativas entre subsistemas. Esto sugiere que variables relacionadas con la calidad de la atención —como la saturación de los servicios, la escasez de recursos materiales y humanos y las deficiencias en la implementación de protocolos clínicos y de seguridad— tienen un peso importante en las desigualdades observadas en el riesgo de mortalidad.

Las personas atendidas en el ISSSTE aparecen con los segundos resultados más adversos, con una mortalidad aproximadamente 1.9 veces mayor que la de los pacientes atendidos por la Secretaría de Salud. En otras palabras, por cada caso mortal registrado en la Secretaría de Salud se esperarían alrededor de 1.9 en el ISSSTE y 2.6 en el IMSS, para pacientes con características similares. Es notable que, una vez que se ajusta por las variables en los modelos y se incluyen todos los casos confirmados, el contraste entre estos tres subsistemas es mayor al que sugerían las tasas brutas de letalidad hospitalaria mostradas en la Gráfica 3. Este resultado refleja la importancia de considerar las diferencias en el perfil de los pacientes atendidos por cada subsistema. Al controlar estadísticamente por factores como la edad promedio y la incidencia de comorbilidades, las brechas entre sectores de atención pueden ampliarse o estrecharse respecto de las comparaciones no ajustadas.

El caso del sector privado ilustra también la relevancia del ajuste estadístico. En términos absolutos, como se documentó antes, la tasa de mortalidad para sus pacientes hospitalizados es considerablemente menor que en los subsistemas públicos. Sin embargo, al analizar todos los casos confirmados y ajustar por el resto de las variables, esta brecha se reduce significativamente. Si bien el riesgo estimado de mortalidad para las personas atendidas en el IMSS y el ISSSTE sigue siendo significativamente más alto, los pacientes del

sector privado aparecen con un riesgo similar o incluso ligeramente mayor al de quienes fueron atendidos en unidades de la Secretaría de Salud.

Los resultados muestran también que distintas dimensiones de la exclusión social a nivel municipal influyeron en la mortalidad por COVID-19. Aunque algunas variables de infraestructura básica, como el acceso a electricidad, drenaje o agua entubada, no muestran una relación significativa con el riesgo de mortalidad, otras mantienen una asociación sustantiva y estadísticamente significativa. Manteniendo constantes las características individuales —incluyendo edad, comorbilidades y subsistema de atención—, los habitantes de municipios con mayor porcentaje de población sin educación básica, con ingresos menores a dos salarios mínimos, sin derechohabiencia declarada, más densamente poblados y con mayor incidencia de hacinamiento en las viviendas tuvieron un riesgo más alto de morir al contraer COVID-19. El efecto acumulado de estas variables sugiere que la pandemia profundizó desigualdades preexistentes, al resultar especialmente letal para habitantes de municipios que concentran distintas formas de exclusión social.

Los resultados permiten cuantificar estas desigualdades. Los habitantes de municipios cuyo porcentaje de población sin educación secundaria terminada se encuentra una desviación estándar por encima del promedio nacional tienen una razón ajustada de probabilidades (probabilidad de muerte sobre probabilidad de supervivencia) aproximadamente 1.15 veces mayor. De manera similar, un aumento típico —de una desviación estándar— en el porcentaje de población municipal con ingresos menores a los

dos salarios mínimos se asocia con un riesgo entre 1.08 y 1.12 veces mayor.<sup>39</sup> La exclusión que sufre la población indígena se manifestó también con particular crudeza: aun después de considerar los niveles de marginación social en los municipios y los sectores de atención, las personas hablantes de una lengua indígena cuyo contagio quedó registrado tuvieron aproximadamente 1.5 veces más posibilidades de morir que sus contrapartes no hablantes de una lengua indígena.<sup>40</sup>

El retrato que surge de este ejercicio es el de una enfermedad que se entrelazó con desigualdades estructurales preexistentes y las profundizó, sin que medidas gubernamentales extraordinarias consiguieran atenuarlas. En México, la COVID-19 no sólo resultó más fatal para la población de edad más avanzada y con enfermedades crónicas —un patrón muy discutido en la esfera pública y observado globalmente—, sino para los habitantes de municipios densamente poblados, con alta concentración de pobreza por ingresos, bajo nivel educativo, viviendas precarias (con hacinamiento) y sin derechohabiencia en algún subsistema de salud. Esta última variable, como se documentó antes, aumentó significativamente con las reformas al sistema de salud implementadas justo antes y durante la pandemia.

Se trata de la configuración social típica de las periferias urbanas, en especial en la zona centro del país. Allí, los sectores populares, con frecuencia empleados en la economía

---

<sup>39</sup> En forma consistente con estos resultados, Arceo-Gomez et al. (2022) encontraron que, ajustando por comorbilidades y otros factores, la probabilidad de morir por COVID-19 fue hasta cinco veces más alta entre pacientes del IMSS en el decil de ingreso más bajo, en comparación con aquellos del decil más alto.

<sup>40</sup> Otro estudio, con datos de los primeros cinco meses de la epidemia en México, estimó una tasa de mortalidad 63% mayor para la población indígena, pero sólo entre pacientes sin hospitalización (Argoty-Pantoja et al. 2021).

informal y dependientes del ingreso diario, enfrentaron la pandemia en condiciones por demás adversas: sin apoyos económicos especiales, a diferencia de lo ocurrido en otros países que ampliaron el gasto social<sup>41</sup>; sin información sanitaria adecuada por parte de las autoridades, quienes tendieron a minimizar la dimensión real del contagio y la gravedad de la enfermedad; y sin acceso a pruebas diagnósticas suficientes y servicios de salud bien financiados, rebasados además por el escaso control sobre el contagio. Las cifras de exceso de mortalidad para 2020 y 2021 son reveladoras del impacto en el centro del país: 69% entre residentes del Estado de México, 66% en Tlaxcala, 58% en Ciudad de México, 55% en Puebla.<sup>42</sup>

A las disparidades socioterritoriales se sumó el impacto de un sistema de salud fragmentado, donde el desempeño de los distintos sectores e instituciones fue marcadamente desigual. Sin embargo, fueron las personas con acceso a los sistemas tradicionales de seguridad social, vinculados al empleo formal, quienes paradójicamente enfrentaron los resultados más desfavorables en términos de riesgo de mortalidad.

## **Contrastes municipales**

Para profundizar en la dimensión territorial de la epidemia, esta sección analiza variables adicionales calculadas para el conjunto de municipios del país. Específicamente, se examina la relación entre las características de los municipios y tres indicadores clave: la tasa de realización de pruebas diagnósticas, la de hospitalización para casos

---

<sup>41</sup> Véase Blofield, Pribble y Giambruno 2023.

<sup>42</sup> Sánchez Talanquer y Sepúlveda Amor 2024, 126–27.

confirmados y la de letalidad por COVID-19. El análisis agrega los casos registrados en el sistema de vigilancia epidemiológica a escala municipal para el periodo 2020-2021, según el lugar de residencia de los pacientes.

Una epidemia no respeta fronteras administrativas. En consecuencia, no es razonable suponer que los patrones observados en un municipio dependan únicamente de sus propias características, independientemente de lo que ocurra en municipios vecinos o cercanos. Este tipo de dependencia espacial viola un supuesto fundamental de los modelos de regresión tradicionales: la independencia entre observaciones. Para incorporar apropiadamente la interdependencia territorial, se utilizan modelos espaciales autorregresivos. En términos simples, estos modelos permiten que la tasa de pruebas, hospitalización o letalidad en un municipio esté influida no sólo por sus características propias, sino también por los niveles de la misma variable en otros municipios.

La implementación de estos modelos requiere partir de ciertos supuestos acerca de la estructura de la dependencia entre jurisdicciones.<sup>43</sup> La aproximación que aquí se sigue, común en la literatura especializada, es modelar esta dependencia como una función de la distancia geográfica: la influencia de un municipio sobre otro es más fuerte entre municipios cercanos, se diluye conforme aumenta la distancia y tiende a desaparecer entre unidades lejanas entre sí.<sup>44</sup>

---

<sup>43</sup> En términos formales, es necesario especificar las características de la matriz de ponderación espacial. La necesidad de modelos espaciales se confirmó mediante pruebas de Moran sobre la correlación espacial de los residuos en modelos de regresión tradicionales.

<sup>44</sup> Para evitar que municipios con muy pocos casos distorsionen los resultados generales, los análisis para la tasa de hospitalización y de letalidad incluyen sólo municipios con al menos treinta casos confirmados y treinta casos fatales, respectivamente.

Tabla 2. Modelos espaciales autorregresivos a nivel municipal. Semanas 9 de 2020 - 1 de 2022.

	Pruebas por mil hab. <sup>(SHI)</sup>	% hospitalización casos	% letalidad casos
Rezago espacial var. dependiente	0.051* (0.022)	0.318*** (0.054)	0.288*** (0.058)
<i>Directo</i>			
Camas por 10 mil hab. <sup>(SHI)</sup>	0.100*** (0.015)	-1.910*** (0.526)	-0.678*** (0.160)
% sin derechohabiencia <sup>(z)</sup>	-0.032 <sup>‡</sup> (0.017)	-0.398 (0.720)	0.741** (0.219)
% analfabetismo <sup>(z)</sup>	-0.116*** (0.031)	-0.003 (1.729)	-0.562 (0.524)
% sin educación básica <sup>(z)</sup>	-0.390*** (0.033)	10.689*** (1.345)	3.051*** (0.408)
% sin drenaje <sup>(z)</sup>	0.160 (0.020)	-2.252* (0.872)	0.158 (0.264)
% sin electricidad <sup>(z)</sup>	-0.020 (0.021)	1.712* (0.840)	-0.270 (0.255)
% sin agua entubada <sup>(z)</sup>	0.000 (0.018)	-0.488 (0.786)	-0.078 (0.238)
% piso tierra <sup>(z)</sup>	-0.092*** (0.024)	-6.814*** (1.226)	-2.015*** (0.372)
% con hacinamiento <sup>(z)</sup>	-0.144*** (0.025)	6.795*** (1.088)	0.335 (0.330)
% en loc. < 5000 hab. <sup>(z)</sup>	-0.041 <sup>‡</sup> (0.024)	-0.330 (0.826)	-0.402 (0.250)
% menos de 2 salarios min <sup>(z)</sup>	-0.181 (0.026)	3.003** (0.971)	1.662*** (0.295)
Población <sup>(ln)</sup>	0.068*** (0.019)	3.072*** (0.734)	0.637** (0.223)
Densidad de población <sup>(ln)</sup>	-0.065** (0.019)	-0.136 (0.677)	-0.072 (0.206)
<i>Indirecto</i>			
Camas por 10 mil hab. <sup>(SHI)</sup>	0.004* (0.002)	-0.136** (0.250)	-0.202** (0.074)
% sin derechohabiencia <sup>(z)</sup>	-0.001 (0.001)	-0.653 (0.241)	0.220* (0.086)
% analfabetismo <sup>(z)</sup>	-0.005* (0.002)	-0.001 (0.591)	-0.167 (0.160)
% sin educación básica <sup>(z)</sup>	-0.016* (0.007)	3.655*** (0.995)	0.908** (0.277)
% sin drenaje <sup>(z)</sup>	0.007* (0.003)	-0.770* (0.345)	0.047 (0.080)
% sin electricidad <sup>(z)</sup>	-0.001 (0.001)	0.585 <sup>‡</sup> (0.312)	-0.080 (0.080)

% sin agua entubada <sup>(z)</sup>	0.000 (0.001)	-0.167 (0.272)	-0.023 (0.071)
% piso tierra <sup>(z)</sup>	-0.004 <sup>‡</sup> (0.002)	-2.330** (0.688)	-0.599** (0.194)
% con hacinamiento <sup>(z)</sup>	-0.006* (0.003)	2.323** (0.685)	0.100 (0.103)
% en loc. < 5000 hab. <sup>(z)</sup>	-0.002 (0.001)	-0.113 (0.287)	-0.119 (0.084)
% menos de 2 salarios min <sup>(z)</sup>	-0.008* (0.004)	1.027** (0.352)	0.494*** (0.139)
Población <sup>(ln)</sup>	0.003 (0.002)	1.050** (0.402)	0.189* (0.095)
Densidad de población <sup>(ln)</sup>	-0.003 (0.002)	-0.047 (0.240)	-0.021 (0.066)
<i>Total</i>			
Camas por 10 mil hab. <sup>(SHI)</sup>	0.104*** (0.016)	-0.534*** (0.969)	-0.880*** (0.215)
% sin derechohabiencia <sup>(z)</sup>	-0.033 <sup>‡</sup> (0.018)	-2.563 (0.726)	0.961** (0.286)
% analfabetismo <sup>(z)</sup>	-0.121*** (0.032)	-0.004 (2.320)	-0.729 (0.679)
% sin educación básica <sup>(z)</sup>	-0.406*** (0.035)	14.344*** (1.999)	3.959*** (0.581)
% sin drenaje <sup>(z)</sup>	0.167*** (0.021)	-3.022* (1.176)	0.204 (0.343)
% sin electricidad <sup>(z)</sup>	-0.021 (0.022)	2.297* (1.126)	-0.350 (0.332)
% sin agua entubada <sup>(z)</sup>	0.000 (0.018)	-0.654 (1.055)	-0.101 (0.309)
% piso tierra <sup>(z)</sup>	-0.096*** (0.026)	-9.144*** (1.713)	-2.615*** (0.501)
% con hacinamiento <sup>(z)</sup>	-0.151*** (0.026)	9.118*** (1.579)	0.435 (0.430)
% en loc. < 5000 hab. <sup>(z)</sup>	-0.042 <sup>‡</sup> (0.025)	-0.443 (1.112)	-0.521 (0.330)
% menos de 2 salarios min <sup>(z)</sup>	-0.189*** (0.028)	4.030** (1.253)	2.156*** (0.366)
Población <sup>(ln)</sup>	0.071** (0.021)	4.122*** (1.080)	0.826** (0.307)
Densidad de población <sup>(ln)</sup>	-0.067** (0.020)	-0.183 (0.917)	-0.093 (0.272)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.558	0.213	0.186
Observaciones	2,465	1,740	1,740

\*\*\*p<0.001; \*\*p<0.01; \*p<0.05; ‡p<0.1. (z): Variable estandarizada (media = 0, desv. estándar = 1).

(SHI): Variable transformada con el seno hiperbólico inverso (similar a logaritmo). (ln): Variable transformada con el logaritmo natural.

Los resultados de los modelos espaciales se presentan en la Tabla 2, que descompone la asociación directa, indirecta y total de cada variable con los tres indicadores analizados. Esta descomposición es necesaria porque la interdependencia territorial genera efectos indirectos o de derrame (*spillover*): por ejemplo, si cierta característica municipal incrementa la cantidad de pruebas diagnósticas realizadas en un municipio, esto puede influir a su vez en cuántas se realizan en municipios aledaños. La Tabla 2 presenta el promedio de estos efectos para cada variable explicativa.

El primer patrón que emerge de los resultados, confirmando lo encontrado antes, es una fuerte desigualdad territorial en la implementación de pruebas —y, por ende, tanto en las capacidades de vigilancia epidemiológica como en el acceso al diagnóstico clínico—. El número de pruebas por habitante fue mayor en municipios más poblados, entendible en la medida en que en ellos la propagación y demanda de atención pueden haber sido más intensas. Además, la población residente en municipios con mayor infraestructura hospitalaria y en municipios cercanos tuvo mayor acceso relativo a pruebas diagnósticas: por cada 10% más camas hospitalarias por habitante, el número de pruebas relativo a la población se estima aproximadamente 1% más alto. Sin embargo, controlando por el tamaño poblacional, la densidad muestra una asociación negativa con la tasa de pruebas, lo cual sugiere un menor acceso relativo en las zonas más densamente pobladas —por ejemplo, las zonas de aglomeración en cinturones urbanos—. Estos patrones reflejan que aun dentro de las grandes ciudades dotadas de mayor infraestructura, el acceso al diagnóstico fue muy inequitativo.

Las implicaciones son importantes no sólo para la comprensión de la epidemia, sino para su propia medición. Con capacidades de detección no sólo limitadas, sino distribuidas de manera muy asimétrica por el país, el tamaño de la subestimación de casos y muertes por COVID-19 es también muy distinto entre regiones. Esta subestimación no se distribuye en forma aleatoria ni uniforme entre la población y el territorio, sino que es considerablemente mayor en las muchas áreas con débil cobertura del sistema de salud: para 2020, aproximadamente 64% de los municipios del país no contaban con camas en áreas de hospitalización.<sup>45</sup>

A la desigual disponibilidad hospitalaria se suma la fuerte asociación negativa que indicadores de rezago educativo, bajo ingreso y precariedad de la vivienda mantienen con el acceso a pruebas diagnósticas. Los resultados indican que se realizaron significativamente menos pruebas por habitante entre residentes de municipios con mayor porcentaje de población sin educación básica completa, analfabeta, en pobreza por ingresos y viviendo en condiciones de hacinamiento. El efecto compuesto es considerable, pues las distintas dimensiones de la marginación social tienden a concentrarse territorialmente: entre habitantes de municipios con valores una desviación estándar por encima del promedio nacional en estas cuatro variables, se realizaron alrededor de 83% menos pruebas por habitante. Esta diferencia no es atribuible a factores como la densidad poblacional, el tamaño mismo de la población municipal o la disponibilidad hospitalaria, pues se encuentran controlados en el modelo. Es decir, municipios similares en población e

---

<sup>45</sup> Dirección General de Información en Salud 2020.

infraestructura médica vieron tasas muy contrastantes de realización de pruebas diagnósticas según sus niveles de marginación social.

Los porcentajes de hospitalización y letalidad reflejan también la desigual capacidad de detección: manteniendo constantes factores como el tamaño y la densidad poblacional, la subestimación de casos fue significativamente más alta a mayor marginación social. Así se explica, por ejemplo, la asociación negativa entre el número de camas de hospital por cada 10 mil habitantes y las tasas mencionadas. Donde la infraestructura médica y las pruebas diagnósticas estuvieron más disponibles, tendieron a detectarse proporcionalmente más casos leves, que no resultaron en hospitalización o muerte, produciendo tasas más bajas de hospitalización y letalidad.

Naturalmente, en los municipios con mayor capacidad hospitalaria podía también otorgarse mejor atención a los casos severos. Sin embargo, la fuerte asociación positiva que mantienen el porcentaje de la población municipal sin educación básica, con ingresos bajos y en condiciones de hacinamiento con la tasa de hospitalización refuerza también lo discutido: con una política de realización de pruebas muy restrictiva, insuficiente para la vigilancia epidemiológica local y la mitigación del contagio, en las zonas de mayor rezago social tendieron a detectarse sólo casos graves que requirieron hospitalización.

Las asociaciones más fuertes con la letalidad de casos corresponden al porcentaje de población sin educación básica y con ingresos inferiores a dos salarios mínimos. Según los resultados reportados en la última columna de la Tabla 2, un incremento de una desviación estándar en el porcentaje de población sin secundaria terminada se asocia con un aumento promedio de tres puntos porcentuales en el porcentaje de casos letales en un

municipio, más aproximadamente un punto porcentual adicional por el efecto de derrame en municipios cercanos. Para el porcentaje de población con ingresos menores a dos salarios mínimos, la asociación directa promedio es de 1.7 puntos porcentuales, más 0.5 por la influencia indirecta en otras jurisdicciones.

Una interpretación posible de estas relaciones es que reflejan simplemente la menor cantidad de pruebas realizadas en municipios con mayor rezago educativo y bajos ingresos, lo que implicaría bajos índices de detección de casos no mortales. Sin embargo, estas dos variables mantienen una fuerte asociación positiva con la tasa de letalidad incluso después de ajustar por las diferencias entre municipios en la realización de pruebas diagnósticas.<sup>46</sup> Es decir, aun después de neutralizar la desigualdad territorial en capacidades de detección, la enfermedad resultó especialmente letal para los habitantes de municipios con alta proporción de población con ingresos bajos y bajo nivel educativo, un hallazgo que confirma los resultados presentados en la sección previa. La explicación más plausible es que, por la escasez de recursos, la imposibilidad de practicar el aislamiento sin apoyos económicos y las dificultades para acceder oportunamente a atención médica, estos segmentos poblacionales enfrentaron un riesgo más alto de morir al contraer la enfermedad.

Es necesario destacar también la correlación entre la concentración de población sin afiliación declarada a alguna institución de salud y el porcentaje de casos letales. Según el modelo reportado en la última columna de la Tabla 2, cada desviación estandar adicional

---

<sup>46</sup> Los resultados no se muestran por limitaciones de espacio. Para el porcentaje de población con ingresos menores a dos salarios mínimos, la asociación total promedio con la letalidad se reduce de 2.16 en la Tabla 2, a 1.36. Para el porcentaje de población sin educación básica, de 3.96 a 1.13. Ambos se mantienen significativos en el sentido estadístico al 1%.

en el porcentaje de población no derechohabiente se vincula con un aumento de un punto porcentual en el porcentaje de casos letales, considerando tanto la asociación directa como el efecto derrame. Este resultado sugiere que, más allá de las desigualdades estructurales, las políticas gubernamentales que disminuyeron la cobertura en salud en la antesala de la pandemia — la población que reportó carecer de acceso a servicios de salud aumentó de 16.2% en 2018 a 28.2% en 2020— agravaron su impacto. Este retroceso no sólo fue pronunciado, sino que afectó a prácticamente todo el territorio nacional: entre 2015 y 2020, la derechohabiencia declarada empeoró en 92% de los municipios. La evidencia indica que esta pérdida de acceso formal a servicios tuvo repercusiones significativas en indicadores como la letalidad por COVID-19.

## **Conclusiones**

Este capítulo ha documentado que la pandemia tuvo un impacto profundamente desigual entre grupos sociales en México según sus condiciones socioeconómicas y forma de acceso al sistema nacional de salud. Las muy altas tasas de letalidad hospitalaria en el país y las grandes diferencias observadas entre subsistemas de atención persisten incluso después de ajustar por las características específicas de la población derechohabiente. Estos hallazgos deberían conducir a procesos profundos de revisión de las causas de la baja calidad de la atención, empezando por la subinversión crónica, la escasez de personal y sus condiciones de trabajo.

La pandemia ha confirmado también que la segmentación en el sistema de salud es un factor de (re)producción de desigualdades en el país. No obstante, tratándose de la

COVID-19 y manteniendo otras variables constantes, los dos principales sistemas de seguridad social (el IMSS y el ISSSTE), que no atienden a la población más marginada empleada en la economía informal, tuvieron un pobre desempeño. Además de diagnósticos transparentes sobre las causas, esto habría de motivar inversiones sustantivas en los pilares institucionales de la seguridad social en México.

Además, la cara territorial de las desigualdades sociales se manifestó en tasas muy heterogéneas de acceso a pruebas diagnósticas, atención médica, hospitalización y mortalidad entre habitantes de municipios en diferentes escalas de marginación. No obstante, incluso la capacidad de medir estas diferencias está marcada por sesgos socioeconómicos considerables: no sólo la escala de la pandemia estuvo fuertemente subestimada, sino que la subestimación fue más profunda en zonas de marginación media a alta.

Estas disparidades en salud y medición, ancladas en la desigualdad secular, se vieron agravadas por la relativa inacción gubernamental, que permitió que la exclusión social estructural se manifestara con toda su fuerza en vez de mitigar sus inevitables efectos. En ciertos aspectos, incluso —destacadamente, en el agravamiento del rezago en el acceso al sistema de salud—, las decisiones gubernamentales magnificaron el impacto de la pandemia.

Algo similar puede decirse respecto de la falta de políticas económicas y sociales extraordinarias para responder a la emergencia. A diferencia de otros países, incluyendo los latinoamericanos, México optó por no ampliar en forma importante el gasto público y las redes de protección social, a fin de permitir a la población apegarse más fielmente a las

medidas sanitarias y acceder al diagnóstico y la atención médica. Los sectores económicamente vulnerables debieron recurrir, casi por entero, a estrategias personales para enfrentar la amenaza dual de la enfermedad y la profundización de la pobreza. El resultado fue que esta población quedó muy expuesta a contraer el virus y, cuando lo hizo, según muestra la evidencia analizada, fue también la más excluida del diagnóstico y la más propensa a desenlaces fatales. Una estrategia de gestión que favoreció la contención de los costos económicos derivó, a cambio, en un costo humano exorbitante.

## Referencias

- Adjei, Stacey, Kai Hong, Noelle-Angelique M. Molinari, Lara Bull-Otterson, Umed A. Ajani, Adi V. Gundlapalli, Aaron M. Harris, et al. 2022. “Mortality Risk Among Patients Hospitalized Primarily for COVID-19 During the Omicron and Delta Variant Pandemic Periods—United States, April 2020–June 2022.” *MMWR. Morbidity and Mortality Weekly Report* 71 (37): 1182–89.
- Antonio-Villa, Neftali Eduardo, Omar Yaxmehen Bello-Chavolla, Carlos A Fermín-Martínez, José Manuel Aburto, Luisa Fernández-Chirino, Daniel Ramírez-García, Julio Pisanty-Alatorre, et al. 2022. “Socio-Demographic Inequalities and Excess Non-COVID-19 Mortality during the COVID-19 Pandemic: A Data-Driven Analysis of 1069174 Death Certificates in Mexico.” *International Journal of Epidemiology* 51 (6): 1711–21.  
<https://doi.org/10.1093/ije/dyac184>.
- Arceo-Gomez, Eva O., Raymundo M. Campos-Vazquez, Gerardo Esquivel, Eduardo Alcaraz, Luis A. Martinez, and Norma G. Lopez. 2022. “The Income Gradient in COVID-19 Mortality and Hospitalisation: An Observational Study with Social Security Administrative Records in Mexico.” *The Lancet Regional Health – Americas* 6 (100115).  
[https://www.thelancet.com/journals/lanam/article/PIIS2667-193X\(21\)00111-3/fulltext](https://www.thelancet.com/journals/lanam/article/PIIS2667-193X(21)00111-3/fulltext).
- Argoty-Pantoja, A. D., K. Robles-Rivera, B. Rivera-Paredez, and J. Salmerón. 2021. “COVID-19 Fatality in Mexico’s Indigenous Populations.” *Public Health* 193:69–75.

Blofield, Merike, Jennifer E. Pribble, and Cecilia Giambruno. 2023. *The Politics of Social Protection during Times of Crisis*. Cambridge: Cambridge University Press.  
<https://doi.org/10.1017/9781009416023>.

Castañeda, Jorge Andrés, and Sebastián Garrido. 2020. “¿Cómo entender los datos de defunciones por COVID-19 en México?” *Nexos. Taller de Datos* (blog). May 12, 2020.  
<https://datos.nexos.com.mx/como-entender-los-datos-de-defunciones-por-covid-19-en-mexico>.

Centers for Disease Control and Prevention. n.d. “COVID Data Tracker. Disease Severity Among Hospitalized Patients.” <https://covid.cdc.gov/covid-data-tracker/#hospitalizations-severity> (consultado el 24 de abril de 2023).

CONAHCYT. n.d. “Vigilancia de variantes del virus SARS-CoV-2.” Vigilancia de variantes del virus SARS-CoV-2. <https://salud.conacyt.mx/coronavirus/variantes/> (consultado el 18 de abril de 2023).

CONEVAL. 2020. “El Sistema de Protección Social En Salud: Resultados y Diagnóstico de Cierre.” Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social.  
[https://www.coneval.org.mx/EvaluacionDS/PP/CEIPP/IEPSM/Documents/analisis\\_spss\\_2020.pdf](https://www.coneval.org.mx/EvaluacionDS/PP/CEIPP/IEPSM/Documents/analisis_spss_2020.pdf).

Dirección General de Epidemiología. 2014. “Influenza. Documento técnico.” Secretaría de Salud.  
[https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/20816/documento\\_tecnico\\_influenza.pdf](https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/20816/documento_tecnico_influenza.pdf).

Dirección General de Información en Salud. 2020. “Clave Única de Establecimientos de Salud (CLUES).” [http://gobi.salud.gob.mx/Bases\\_Clues.html](http://gobi.salud.gob.mx/Bases_Clues.html).

Escobar, Cristian, and Marco Antonio Trujano. 2023. “¿El gobierno alteró los datos de COVID-19? Miles de casos cambiaron de estatus en una semana.” *Serendipia* (blog). January 31, 2023. <https://serendipia.digital/covid-19/el-gobierno-altero-los-datos-de-covid-19/>.

Gómez-Dantés, Octavio, Anahi Dreser, Veronika J. Wirtz, and Michael R. Reich. 2022. “Challenges of Guaranteeing Access to Medicines in Mexico: Lessons from Recent Changes in Pharmaceuticals Procurement.” *Health Systems & Reform* 8 (1): 1–10.

Gutiérrez, Humberto, Luis González-Ortiz, Óscar González-Sánchez, Abelardo Montesinos, and Noel Brizuela. 2020. “Lentitud en los procesos de registro y su impacto en la subestimación y percepción de la magnitud de la pandemia por covid-19 en México.”

Nexos. *Taller de datos* (blog). August 3, 2020. <https://datos.nexos.com.mx/lentitud-en-los-procesos-de-registro-y-su-impacto-en-la-subestimacion-y-percepcion-de-la-magnitud-de-la-pandemia-por-covid-19-en-mexico/>.

INEGI. 2023a. “Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de Los Hogares (ENIGH) 2022.” Presentación de Resultados.

[https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/enigh/nc/2022/doc/enigh2022\\_ns\\_presentacion\\_resultados.pdf](https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/enigh/nc/2022/doc/enigh2022_ns_presentacion_resultados.pdf).

INEGI. 2023b. “Estadística de Defunciones Registradas (EDR) 2022.” Comunicado de prensa n. 644/23.

<https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2023/EDR/EDR2022-Dft.pdf>.

INEGI. 2024. “Encuesta Nacional de La Dinámica Demográfica (ENADID) 2023.”

Presentación de resultados, versión amplia.

[https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/enadid/2023/doc/resultados\\_version\\_amplia\\_enadid23.pdf](https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/enadid/2023/doc/resultados_version_amplia_enadid23.pdf).

Levin, Andrew T., William P. Hanage, Nana Owusu-Boaitey, Kensington B. Cochran, Seamus P. Walsh, and Gideon Meyerowitz-Katz. 2020. “Assessing the Age Specificity of Infection Fatality Rates for COVID-19: Systematic Review, Meta-Analysis, and Public Policy Implications.” *European Journal of Epidemiology* 35 (12): 1123–38.

Lozano, Rafael. 2021. “El derecho al servicio médico en México: aún lejos de la meta.”

Nexos. *Taller de Datos* (blog). October 4, 2021. <https://datos.nexos.com.mx/el-derecho-al-servicio-medico-en-mexico-aun-lejos-de-la-meta/>.

Nyberg, Tommy, Neil M Ferguson, Sophie G Nash, Harriet H Webster, Seth Flaxman, Nick Andrews, Wes Hinsley, et al. 2022. “Comparative Analysis of the Risks of Hospitalisation and Death Associated with SARS-CoV-2 Omicron (B.1.1.529) and Delta (B.1.617.2) Variants in England: A Cohort Study.” *The Lancet* 399 (10332): 1303–12.

[https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(22\)00462-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(22)00462-7).

OPS. 2018. “Espacio Fiscal Para La Salud En América Latina y El Caribe.” Washington D.C.: Organización Panamericana de la Salud / Organización Mundial de la Salud.

<https://iris.paho.org/handle/10665.2/34947>.

OPS/OMS. 2021. “Actualización Epidemiológica: Enfermedad Por Coronavirus (COVID-19).” Organización Panamericana de la Salud / Organización Mundial de la Salud.

[https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/55322/EpiUpdate2Dec2021\\_spa.pdf?sequence=2&isAllowed=y](https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/55322/EpiUpdate2Dec2021_spa.pdf?sequence=2&isAllowed=y).

Ornelas-Aguirre, José M, and Alejandro Vidal-Gómez-Alcalá. 2020. “Crítica al Modelo Centinela de Vigilancia Epidemiológica En La COVID-19.” *Cirugia y Cirujanos* 88 (6): 753.

Peña, Ricardo de la. 2021. “Los datos sobre la covid-19 en México: Un modelo para armar.” *Denarius* 40 (1): 15–48.

Reich, Michael R. 2020. “Restructuring Health Reform, Mexican Style.” *Health Systems & Reform* 6 (1): 1–11.

Ruiz Matus, Cuitláhuac. 2015. “Vigilancia Epidemiológica de Enfermedades Transmisibles en México.” Dirección General de Epidemiología, Secretaría de Salud.  
<https://docplayer.es/46137606-Vigilancia-epidemiologica-de-enfermedades-transmisibles-en-mexico.html>.

Sánchez Talanquer, Mariano, and Jaime Sepúlveda Amor, eds. 2024. *Informe de La Comisión Independiente de Investigación Sobre La Pandemia de COVID-19 En México. Aprender Para No Repetir*. Ciudad de México: CIIPCM.  
[https://www.dropbox.com/scl/fo/98lp4ugmv6vb4mmts81ww/AGjg3X\\_AbbJLmcq3hPHuG60?dl=0&e=1&preview=Informe+covid.pdf&rlkey=uz82sp1gg3dgy63svq7w7qqmj&st=uiae5jb4](https://www.dropbox.com/scl/fo/98lp4ugmv6vb4mmts81ww/AGjg3X_AbbJLmcq3hPHuG60?dl=0&e=1&preview=Informe+covid.pdf&rlkey=uz82sp1gg3dgy63svq7w7qqmj&st=uiae5jb4).

Secretaría de Salud. 2020a. “Lineamiento estandarizado para la vigilancia epidemiológica y por laboratorio de la enfermedad respiratoria viral.” [https://coronavirus.gob.mx/wp-content/uploads/2020/04/Lineamiento\\_de\\_vigilancia\\_epidemiologica\\_de\\_enfermedad\\_respiratoria-\\_viral.pdf](https://coronavirus.gob.mx/wp-content/uploads/2020/04/Lineamiento_de_vigilancia_epidemiologica_de_enfermedad_respiratoria-_viral.pdf).

\_\_\_\_\_. 2020b. “Vigilancia Centinela.” [https://coronavirus.gob.mx/wp-content/uploads/2020/05/Vigilancia\\_Centinela.pdf](https://coronavirus.gob.mx/wp-content/uploads/2020/05/Vigilancia_Centinela.pdf).

\_\_\_\_\_. 2022. “Lineamiento estandarizado para la vigilancia epidemiológica y por laboratorio de la enfermedad respiratoria viral.”  
[https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/715444/Lineamiento\\_VE\\_y\\_Lab\\_Enf\\_Viral\\_05042022.pdf](https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/715444/Lineamiento_VE_y_Lab_Enf_Viral_05042022.pdf).

Shamah-Levy, T, M Romero-Martínez, T Barrientos-Gutiérrez, L Cuevas-Nasu, S Bautista-Arredondo, MA Colchero, EB Gaona-Pineda, et al. 2022. “Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2021 Sobre Covid-19. Resultados Nacionales.” Cuernavaca: Instituto Nacional de Salud Pública.  
[https://ensanut.insp.mx/encuestas/ensanutcontinua2021/doctos/informes/220804\\_Ensa21\\_digital\\_4ago.pdf](https://ensanut.insp.mx/encuestas/ensanutcontinua2021/doctos/informes/220804_Ensa21_digital_4ago.pdf).

Shamah-Levy, T, E Vielma-Orozco, O Heredia-Hernández, M Romero-Martínez, J Mojica-Cuevas, Cuevas-Nasu, JA Santaella-Castell, and J Rivera-Dommarco. 2020. "Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018-19. Resultados Nacionales." Cuernavaca: Instituto Nacional de Salud Pública.  
[https://ensanut.insp.mx/encuestas/ensanut2018/doctos/informes/ensanut\\_2018\\_informe\\_final.pdf](https://ensanut.insp.mx/encuestas/ensanut2018/doctos/informes/ensanut_2018_informe_final.pdf).

Ulloa, Ernesto, Jesús Aroyo, Natalie Gasca, Susana Lozano-Esparza, Antonio Olivas, and Pedro Orozco del Pino. 2020. "Descifrar el Modelo Centinela." *Nexos. Taller de Datos* (blog). July 16, 2020. <https://datos.nexos.com.mx/descifrando-el-modelo-centinela/>.

Unidad de Inteligencia en Salud Pública. n.d.-a.

"<https://uisp.insp.mx/wp/index.php/exceso-de-mortalidad-por-todas-las-causas-mexico-2020-2022/>." <https://www.insp.mx/recomendaciones/tablero-sobre-exceso-de-mortalidad-en-mexico-covid-19> (consultado el 1 de marzo de 2024).

———. n.d.-b. "Tablero analítico de seguimiento de casos documentados de SARS-CoV-2 en México." <https://uisp.insp.mx/wp/index.php/tablero-sars-cov-2-2/> (consultado el 1 de marzo de 2024).

World Health Organization. 2022. "14.9 Million Excess Deaths Associated with the COVID-19 Pandemic in 2020 and 2021." May 5, 2022. <https://www.who.int/news-room/detail/14-9-million-excess-deaths-were-associated-with-the-covid-19-pandemic-in-2020-and-2021>.

World Health Organization. 2023. "Global Excess Deaths Associated with COVID-19 (Modelled Estimates)." <https://www.who.int/data/sets/global-excess-deaths-associated-with-covid-19-modelled-estimates> (consultado el 4 de marzo de 2024).